



Lara Alexandra Ramos Alves

Estimação da Inteligência Pré-Mórbida: Construção, validação clínica e normalização do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI)

Dissertação de Doutoramento na área científica de Psicologia, especialidade de Neuropsicologia, orientada pelo Professor Doutor Mário Manuel Rodrigues Simões e Professora Doutora Cristina dos Santos Pereira Martins apresentada à Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

Outubro de 2012



UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Lara Alexandra Ramos Alves

**Estimação da Inteligência Pré-Mórbida: Construção, validação clínica
e normalização do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI)**

Dissertação de Doutoramento na área científica de Psicologia, especialidade de Neuropsicologia, orientada pelo Professor Doutor Mário Manuel Rodrigues Simões e Professora Doutora Cristina dos Santos Pereira Martins apresentada à Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra.

Outubro de 2012



UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Dissertação de Doutoramento

Título: Estimação da Inteligência Pré-Mórbida: Construção, validação clínica e normalização do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI)

Ano: 2012

Autor: Lara Alexandra Ramos Alves

Orientação Científica: Professor Doutor Mário Manuel Rodrigues Simões e Professora Doutora Cristina dos Santos Pereira Martins

Domínio Científico: Psicologia

Especialidade: Neuropsicologia

Instituição: Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

Trabalho apoiado por uma Bolsa de Doutorado concedida pela Fundação para a Ciência e Tecnologia do Ministério da Ciência e do Ensino Superior (SFRH/BD/37748/2007).

Imagem da capa: *INTELLECTUS*. Paulo Zerbato

“O Homem é a medida de todas as coisas”

Protagoras

Agradecimentos

Quando iniciei o Doutoramento não poderia antever a quantidade de pessoas que direta ou indiretamente contribuiriam para o seu desenvolvimento e conclusão. Muitas são as que, não sendo aqui mencionadas, funcionaram como um tijolo nesta edificação, erguendo uma a uma as paredes deste trabalho. No entanto, em forma de homenagem, agradeço principalmente aos seus/meus pilares.

Ao Professor Doutor Mário Simões, muito obrigada por, desde a primeira reunião de trabalho em 2007, ter depositado em mim o seu voto de confiança. Agradeço a partilha da sua sabedoria, a sua paciência, preocupação e insistência com a perfeição que me obrigaram a crescer como estudante, investigadora e pessoa.

À Professora Doutora Cristina Martins agradeço a transmissão dos invejáveis conhecimentos na área da Linguística. Este trabalho ficou mais rico e abrangente em termos técnicos, teóricos e práticos, graças à sua insubstituível orientação.

À Professora Doutora Isabel Santana, o meu obrigada pela partilha de conhecimentos e por me ter aberto as portas aos Hospitais da Universidade de Coimbra e à sua equipa. O trabalho e a possibilidade de contribuir para a investigação em Neuropsicologia, auxiliando clínicos e doentes com declínio cognitivo, foi o motor de motivação e a inspiração para o progressivo desenvolvimento deste projeto.

À minha grande amiga e colega de trabalho Sandra, por me acolher na “sua Universidade”, disponibilizar os seus conhecimentos e apoiar neste projecto, contribuindo com as suas sensatas opiniões para a sua conclusão. É uma amizade que agradeço e que desejo que se prolongue pela nossa vida.

À minha mãe, eterna conselheira, incansável motivadora e apoiante desta jornada. Obrigada por fazer de mim o centro da sua vida.

Ao meu marido, meu amor que, como pilar, se manteve forte ao meu lado nos dias mais turbulentos, trocando noites de diversão por isolamento apenas devido a uma promessa de um futuro melhor.

Ao meu bebê, agora ainda semente, pelo teu futuro enfrentei (e continuarei a enfrentar) com esperança, noites em claro na busca de respostas para estes e outros estudos. Obrigada principalmente pela motivação para terminar esta dissertação.

Ao meu pai e família, que durante estes anos mostraram orgulho e interesse nas atividades do Doutorado, solidários com as minhas preocupações e celebrando as pequenas vitórias.

Às minhas amigas Cristina e Carla por me resgatarem do isolamento e me obrigarem a “tomar café”. Só eu sei a lufada de ar fresco e incentivo que deram à minha vida.

Pela sua paciência e apoio, agradeço à minha família em geral, nomeadamente ao meu Tio Zé, atento e interessado ouvinte.

Agradeço também às instituições de acolhimento e às centenas de participantes que contribuíram como amostra para este projeto e sem os quais não poderia ter sido construído.

Índice

Índice	13
Índice de Tabelas	15
Índice de Figuras	17
Introdução	19
Estudo I <i>Utilidade do exame da Inteligência Pré-Mórbida na identificação do Declínio Cognitivo</i>	29
Estudo II <i>Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a população portuguesa</i>	53
Estudo III <i>The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Words Reading Test (TeLPI)</i>	71
Estudo IV <i>TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer`s Disease: A validation study</i>	95
Estudo V <i>Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impaired subjects</i>	111
Estudo VI <i>The Irregular Word Reading Test (TeLPI): A Normative Study for the Portuguese Population</i>	133
Discussão e Conclusões	159

Índice de Tabelas

Estudo I

Tabela 1. Exemplos de Instrumentos de Estimação da Inteligência Pré-Mórbida que utilizam Provas de Leitura de Palavras Irregulares	40
---	----

Estudo II

Tabela 1. Exemplos de Instrumentos de Estimação da Inteligência Pré-Mórbida e países onde decorreram os trabalhos de desenvolvimento e validação	59
Tabela 2. Exemplos de palavras irregulares pouco frequentes selecionadas para a versão experimental do TeLPI e respetiva transcrição fonética	64
Tabela 3. Palavras frequentes e muito frequentes selecionadas para o teste	64
Tabela 4. Resumo das Palavras Selecionadas	65

Estudo III

Tabela 1. Descriptive Statistics of the Sample	79
Tabela 2. Descriptive Statistics of the Sample by age group	80
Tabela 3. Correlations of the TeLPI with External Criteria (WAIS-III, MMSE, MoCA, Educação)	81
Tabela 4. Internal Consistency Reliability Coefficients for the Portuguese validation sample by age	82
Tabela 5. Different regression equation possibilities for the TeLPI	84
Tabela 6. Correlations between TeLPI predicted IQ and observed IQ in subjects ≥ 25 years of age (n=105)	85
Tabela 7. Descriptive Statistics of Differences between Predicted and actual WAIS-III FSIQ scores (n=105)	87

Estudo IV

Tabela 1. Descriptive Statistics of the sample`s subgroups	102
---	-----

Estudo V

Tabela 1. Descriptive Statistics for the sample's subgroups	117
Tabela 2. Correlations between MMSE/MoCA and Age, Education and TeLPI's Premorbid IQ estimation	118
Tabela 3. TeLPI's-IQ explained variance on the different studied groups	124
Tabela 4. IQ points gained for one point on the MMSE or the MoCA in the sample	125

Estudo VI

Tabela 1. Sample characterization by age group	143
Tabela 2. Sociodemographic characterization of the population sample	145
Tabela 3. Performance of the population sample on the assessment battery by age group	146
Tabela 4. Analysis of group differences on TeLPI-IQ scores (without control of covariance effect)	147
Tabela 5. Analysis of covariates: group differences in mean age and educational level	148
Tabela 6. Analysis of group differences in TeLPI-IQ scores (with covariates controlled)	149
Tabela 7. Means, standard deviations and intercorrelations for TeLPI-IQ as a predictor variable (n=637)	149
Tabela 8. Normative data of TeLPI-IQ scores according to educational level (25-89)	149

Índice de Figuras**Estudo I**

Figura 1. Metodologias de Avaliação do Funcionamento Pré-Mórbido	33
---	----

Estudo II

Figura 1. Palavras selecionadas após cada etapa de triagem	63
---	----

Estudo V

Figura 1. MMSE scores and TeLPI's estimated Full Scale IQ for 208 individuals	123
--	-----

Figura 2. MOCA scores and TeLPI's estimated Full Scale IQ for 208 individuals	123
--	-----

Introdução

Introdução

A Neuropsicologia é uma ciência aplicada que inclui como um dos seus principais objetivos a avaliação especializada da expressão cognitiva e comportamental das disfunções cerebrais. Neste plano, a importância da Avaliação Neuropsicológica (e da inteligência pré-mórbida, que constitui o objeto central desta tese) está bem documentada em obras que constituem referências incontornáveis nestes domínios (Grant, & Adams, 2009; Kreutzer, Deluca, & Caplan, 2011; Lezak, Howieson, Bigler, & Tranel, 2012; Mitrushina, Boone, Razani, & D'Elia, 2005; Strauss, Sherman, & Spreen, 2006) e em revistas da especialidade (por exemplo, *Applied Neuropsychology*, *Archives of Clinical Neuropsychology*, *Journal of the International Neuropsychological Society*, *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, *The Clinical Neuropsychologist*, *Neuropsychology*).

A Avaliação Neuropsicológica tem como objetivo fundamental a determinação da integridade estrutural e funcional dos sistemas cerebrais, de modo a permitir um exame cognitivo preciso de uma possível disfunção (APA, 2006; Simões, 1997) que, na ausência de instrumentos e procedimentos específicos de medida, não seria acessível à observação clínica (Benton, 1991).

O declínio cognitivo acompanha quase todas as disfunções cerebrais, constituindo uma importante característica do diagnóstico de elevado número de patologias neurológicas e orientando a Neuropsicologia para a sua avaliação especializada (Lezak et al., 2012).

O desenvolvimento de técnicas de diagnóstico não invasivas, sensíveis e válidas (como, por exemplo, técnicas de neuroimagem ou análises bioquímicas) tem, aparentemente, relativizado a utilidade do papel da avaliação neuropsicológica como instrumento de diagnóstico (Lezak et al., 2012). No entanto, em certas condições (por exemplo, doenças neurodegenerativas ou traumatismos crânio-encefálicos) as novas técnicas de imagem ou as análises bioquímicas não são de todo suficientes para ultrapassar dificuldades de diagnóstico inerentes a essas patologias. Assim, a avaliação neuropsicológica assume novamente um dos seus objetivos iniciais de diagnóstico, sendo, a par com as técnicas de neuroimagem, considerada essencial

para a identificao de aptides, dfices e declnio cognitivo do doente (Lezak et al., 2012; Ricker & Zafonte, 2000; Welsh-Bohmer, Attix, & Mason 2003).

Por definio, a avaliao do declnio cognitivo pressupe informao e o recurso a uma medida de exame do nvel de funcionamento pr-mrbido, relativamente ao qual os resultados da avaliao atual do paciente possam ser comparados e medidos de um modo vlido (APA, 1998; Baade & Schoenberg, 2004; Lezak et al., 2012; Mackinnon, Ritchie, & Mulligan, 1999). Este nvel de funcionamento anterior, designado por Inteligncia Pr-Mrbida (IPM),  considerado crucial na determinao da presena, do grau e do curso de um possvel declnio cognitivo em qualquer avaliao neuropsicolgica (APA, 1998; Baade & Schoenberg, 2004; Budson & Soloman, 2012; Griffin, Mindt, Rankin, Ritchie, & Scott, 2002; Lanham & Misukanis, 1999; Lezak et al., 2012; Powell, Brossart, & Reynolds, 2003).

O conhecimento da IPM tornou-se num objetivo central de particular complexidade na prtica de avaliao neuropsicolgica e tem vindo a ser objeto de investigao nas ltimas duas dcadas (Griffin et al, 2002; NCS Pearson Corporation, 2011; Williams, 1997), originando vrias propostas metodolgicas com diferentes graus de validade (Lanham & Misukanis, 1999; Lezak et al., 2012). A dificuldade associada  avaliao da IPM radica essencialmente na reiterada ausncia de dados objetivos anteriores relativos ao funcionamento cognitivo do individuo que permitam a comparao e a anlise da eventual discrepncia entre o estado de funcionamento pr-mrbido (por exemplo, atravs de resultados obtidos numa escala de inteligncia Wechsler administrada numa possvel fase cognitivamente saudvel do individuo) e o funcionamento atual identificado a partir de uma avaliao neuropsicolgica recentemente concluída (Lanham & Misukanis, 1999; Lezak et al., 2012), tornando-se necessrio recorrer a mtodos indiretos que afirmam as capacidades cognitivas pr-mrbidas de um modo fidedigno (Baade & Schoenberg, 2004; Griffin et al, 2002; Powell et al., 2003; Lanham & Misukanis, 1999; Matsuoka, Masatake, Kasal, Koyama, & Kim, 2006; Schoenberg, Lange, Marsh, & Saklofske, 2011).

Nos mtodos indiretos de avaliao da IPM, o neuropsiclogo compara a prestao atual do sujeito com uma inferncia da sua capacidade cognitiva original. Esta estimativa pode ser obtida atravs de vrias formas, cabendo ao examinador a tarefa de selecionar a que lhe assegura maior confiana e a que melhor se adequa ao individuo em questo. Embora no exista uma metodologia objetiva universalmente aceite para a estimao da IPM, vrias abordagens indiretas foram sendo propostas (Lezak et al., 2012), constituindo metodologias combinadas, nomeadamente aquelas que contemplam instrumentos que interligam a leitura

de palavras irregulares e o uso de variáveis sociodemográficas em fórmulas de regressão (exemplo: Griffin et al., 2002; Miller, Marks, & Halperin, 2005; Schoenberg et al., 2011; Crawford & Allan, 1997), justificando a preferência e a confiança de clínicos e investigadores (Lezak et al., 2012).

A necessidade objetiva de uma medida de estimação da IPM nos protocolos de avaliação neuropsicológica, a ausência de uma tal medida validada para a população portuguesa, a existência, utilidade, validade e frequência de utilização de testes de leitura de palavras irregulares em protocolos de avaliação neuropsicológica noutros países e com resultados fiáveis justificam o presente projeto de construção, adaptação e validação de um teste análogo para a população portuguesa (**TeLPI – Teste de Leitura de Palavras Irregulares**) que contemple a introdução de variáveis sociodemográficas relevantes para a população portuguesa em fórmulas de regressão.

Os resultados da presente investigação são apresentados sob a forma de **Estudos** (artigos publicados, aceites para publicação e submetidos) que refletem as várias etapas percorridas para a consecução dos objetivos gerais e específicos inicialmente delineados aquando da elaboração do programa de trabalhos submetido e aprovado quer no concurso para Bolsa de Doutoramento da Fundação para a Ciência e a Tecnologia (FCT), quer pelo Conselho Científico da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra (FPCE-UC). Estes objetivos definem o **programa de investigação** concretizado: **desenvolvimento, validação e normalização para a população portuguesa de uma medida de inteligência pré-mórbida (o TeLPI)**.

No **Estudo I**, *Avaliar o declínio cognitivo: a importância da estimação da Inteligência Pré-Mórbida* (Alves, Simões & Martins, 2012), procede-se a uma revisão de literatura, sistematizando o conhecimento atual das várias metodologias de estimação da IPM, as suas vantagens e os seus limites. É igualmente documentada a importância e a necessidade desta medida em qualquer exame do declínio cognitivo, sendo o TeLPI apresentado como resposta ao problema da estimativa da IPM nos protocolos de avaliação neuropsicológica em Portugal.

No **Estudo II**, *Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Construção da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a população portuguesa* (Alves, Martins, & Simões, 2010), é apresentada a metodologia utilizada no desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares para a população portuguesa. O longo processo de seleção dos itens que vieram a integrar a versão experimental do TeLPI (com base na teoria subjacente aos testes de leitura de palavras irregulares) revelou-se um desafio, tendo

sido, para este efeito, analisadas, classificadas e selecionadas 121 palavras do português europeu a partir do Léxico de Frequências do Português Europeu Contemporâneo, extraído de um *corpus* de 16 210 438 palavras (CORLEX: Centro de Linguística da Universidade de Lisboa, Nascimento, 2003).

Após o desenvolvimento da versão experimental do TeLPI, no **Estudo III**, *The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Word Reading Test (TeLPI)* (Alves, Simões, & Martins, 2012), foi efetuada a seleção dos 46 melhores itens (palavras) no sentido de obter a versão final deste instrumento. As qualidades psicométricas do TeLPI foram avaliadas, nomeadamente através da sua consistência interna, estabilidade temporal teste-reteste e validade convergente. Fórmulas de regressão que estimam o QIEC, o QI Verbal (QIV) e o QI de Realização (QIR) da WAIS-III (Wechsler, 2008) são apresentadas, tendo em consideração variáveis demográficas relevantes. Diferenças entre o QI atual obtido através da WAIS-III e o QI estimado através das fórmulas de regressão do TeLPI são apresentadas e discutidas.

O **Estudo IV**, *TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease: A validation study* (Alves, Simões, Martins, Freitas & Santana, 2012, *in press*), representa um desenvolvimento lógico do estudo anterior. Assim, após a construção e validação, em indivíduos cognitivamente saudáveis, da versão final do TeLPI, o Estudo IV examina a validade e utilidade das pontuações neste instrumento para aferir a presença e a gravidade do declínio cognitivo, em amostras de sujeitos equiparadas quanto às principais variáveis sociodemográficas: sujeitos com DCL (Declínio Cognitivo Ligeiro), DA (Doença de Alzheimer) e cognitivamente saudáveis, contribuindo, assim, para o incremento da confiança da utilização do TeLPI em contextos clínicos.

O **Estudo V**, *Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impairment patients* (Alves, Simões, Martins, Freitas & Santana, 2012, submetido), deriva da necessidade de avaliar a influência da IPM nos instrumentos de rastreio cognitivo mais representativos e comumente utilizados em Portugal: o MMSE (*Mini-Mental State Examination*: Folstein Folstein, & McHugh, 1975; Guerreiro, Silva, & Botelho, 1994; Morgado, Rocha, Maruta, Guerreiro, & Martins, 2009) e o MoCA (*Montreal Cognitive Assessment*; Nasreddine, 2005; Simões, Freitas, Santana, Firmino, Martins, Nasredine, & Vilar, 2008), em função de questões relacionadas com a reserva cognitiva, a validade e a precisão da avaliação neuropsicológica no declínio cognitivo. São ainda discutidas as consequências de uma não integração na avaliação neuropsicológica da informação relativa ao nível de funcionamento

cognitivo pré-mórbido e apresentados os valores de ponderação para o MMSE e para o MoCA quando o QI estimado através do TeLPI se situa acima ou abaixo da média.

O **Estudo VI**, *The Irregular Word Reading Test (TeLPI): a Normative Study for the Portuguese Population* (Alves, Simões, Martins & Freitas, 2012, submetido), analisa a influência das variáveis sociodemográficas (idade, escolaridade, género, estado civil, situação profissional, região geográfica [Norte/Centro/Lisboa/Alentejo/Algarve], localização geográfica [litoral/interior] e área de residência [predominantemente urbana, moderadamente urbana e predominantemente rural]) nas pontuações do TeLPI, numa amostra da comunidade cognitivamente saudável, estratificada e representativa da população portuguesa. São igualmente apresentados os dados normativos para a mesma população, viabilizando a comparação de pessoas examinadas em diferentes contextos (clínicos e outros) com grupos de referência cognitivamente saudáveis.

Num último capítulo são apresentadas a **Discussão e Conclusões** da presente dissertação, com o objetivo de sistematizar, integrar e analisar todos os resultados e concluir sobre as limitações, as vantagens e a importância do TeLPI não só para a prática clínica, mas também para a investigação neuropsicológica em Portugal.

REFERÊNCIAS

- Alves, L., Martins, C. & Simões, M. R. (2010). Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a População Portuguesa. *Psychologica*, 52(3), 295-311.
- Alves, L., Simões, M. R., & Martins, C. (2012). *Utilidade do exame da Inteligência Pré-Mórbida na identificação do Declínio Cognitivo*. Manuscript submitted for publication. [Avaliação Psicológica].
- Alves, L., Simões, M. R., & Martins, C. (2012). The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Word Reading Test (TeLPI). *Archives of Clinical Neuropsychology*, 27(1), 58-68.
- Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., & Freitas, S. (2012). *The Irregular Word Reading Test (TeLPI): Normative study for the Portuguese population*. Manuscript submitted for publication. [The Clinical Neuropsychologist].
- Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2012, *in press*). TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease: A validation study. *Alzheimer Disease and Associated Disorders*.

- Alves, L., Simes, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2012). *TeLPI Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impairment patients*. Manuscript submitted for publication. [Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology].
- American Psychological Association (1998). Guidelines for the evaluation of dementia and age-related cognitive decline. *American Psychologist*, *53*(12), 1298–1303.
- American Psychological Association (2006). Guidelines regarding the use of nondoctoral personnel in clinical neuropsychological assessment. Retirado de http://www.div40.org/pdf/Nondoctoral_Personnel_in_Assessment.pdf.
- Baade, L. E., & Schoenberg, M. R. (2004). A proposed method to estimate premorbid intelligence utilizing group achievement measures from school records. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *19*, 227-243.
- Benton, A. L. (1991). Basic approaches to neuropsychological assessment. In S. R. Steinhauer, J. H. Gruzelier & J. Zubin (Eds.), *Handbook of schizophrenia* (Vol. 5, pp. 505-523). Amsterdam: Elsevier.
- Bright, P., Jaldow, E., & Kopelman, M. D. (2002). The National Adult Reading Test as a measure of premorbid intelligence: A comparison with estimates derived from demographic variables. *Journal of the International Neuropsychological Society*, *8*, 847-854.
- Budson, A. E., & Solomon, P. R. (2012). New diagnostic criteria for Alzheimer's disease and mild cognitive impairment for the practical neurologist. *Practical Neurology*, *12*, 88-96.
- Crawford, J. R., & Allan, K. M. (1997). Estimating premorbid WAIS-R IQ with demographic variables: Regression equations derived from a UK sample. *The Clinical Neuropsychologist*, *11*(2), 192-197.
- Folstein, M. F., Folstein, S. E., & McHugh, P. R. (1975). "Mini-Mental State". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychiatric Research*, *12*, 189-198.
- Grant, I. & Adams, K. M. (Eds.) (2009). *Neuropsychological assessment of neuropsychiatric and neuromedical disorders* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- Griffin, S. L., c, J. G. (2002). Estimating premorbid intelligence: Comparison of traditional and contemporary methods across the intelligence continuum. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *17*, 497-507.
- Guerreiro, M., Silva, A. P., & Botelho, M. A. (1994). Adaptao à populao portuguesa da traduo do "Mini Mental State Examination" (MMSE). *Revista Portuguesa de Neurologia*, *1*, 9.
- Kreutzer, J. S., Deluca, J. & Caplan, B. (Eds.) (2011), *Encyclopedia of clinical neuropsychology*. New York: Springer Science.
- Lanham, R. A. & Misukanis, T. (1999). Determining change in cognition following Traumatic Brain Injury. *Brain Injury Source, Pediatric Issue*, *3* (3). Retirado de <http://www.assessmentpsychology.com/iq-estimates.htm>
- Lezak, M. D., Howieson, D. B., Bigler, E. D., & Tranel, D. (2012). *Neuropsychological assessment* (5th ed.). Oxford: Oxford University Press.

- Mackinnon, A., Ritchie, K., & Mulligan, R. (1999). The measurement properties of a French language adaptation of the National Adult Reading Test. *International Journal of Methods in Psychiatric Research, 8*(1), 27-38.
- Matsuoka, K., Masatake, U., Kasal, K., Koyama, K., & Kim, Y. (2006). Estimation of premorbid IQ in individuals with Alzheimer's disease using Japanese ideographic script (Kanji) compound words: Japanese version of the National Adult Reading Test. *Psychiatry and Clinical Neurosciences, 60*, 332-339.
- Miller, C. J., Marks, D. J., & Halperin, J. M. (2005). Comparison of measured and estimated cognitive ability in older adolescents with and without ADHD. *Journal of Attention Disorders, 9*, 444-450.
- Mitrushina, M. N., Boone, K. B., Razani, J., & D'Elia, L. F. (2005). *Handbook of normative data for neuropsychological assessment* (2nd ed.). New York: Oxford University Press.
- Morgado, J., Rocha, C. S., Maruta, C., Guerreiro, M., & Martins, I. P. (2009). Novos valores normativos do Mini-Mental State Examination. *Sinapse, 2*(9), 10-16.
- Nascimento, M. F. B. (Coord.). (2003). CORLEX. Léxico Multifuncional Computorizado do Português Contemporâneo. Centro de Linguística da Universidade de Lisboa. Disponível em http://www.clul.ul.pt/sectores/linguistica_de_corpus/projecto_lmcp.php
- Nasreddine, Z., Phillips, N. A., Bédirian, V., Charbonneau, S., Whithead, V., Collin, I., Cummings, J. L., & Chertkow, H. (2005). The Montreal Cognitive Assessment, MoCA: A brief screening tool for Mild Cognitive Impairment. *Journal of American Geriatric Society, 53*, 695-699.
- NCS Pearson Corporation. (2011). *Test of Premorbid Functioning-UK version*. Oxford: Author.
- Powell, B. D., Brossart, D. F., & Reynolds, C. R. (2003). Evaluation of the accuracy of two regression-based methods for estimating premorbid IQ. *Archives of Clinical Neuropsychology, 18*, 277-292.
- Ricker, J. H. & Zafonte, R. D. (2000). Functional neuroimaging and quantitative electroencephalography in adult traumatic head injury: Clinical applications and interpretative cautions. *Journal of Head Trauma Rehabilitation, 15*, 859-868.
- Schoenberg, M. R., Lange, R. T., Marsh, P., & Saklofske, D. H. (2011). Premorbid intelligence. In J. S. Kreutzer, J. Deluca, & B. Caplan (Eds.), *Encyclopedia of clinical neuropsychology* (pp. 2004-2010). New York: Springer Science.
- Simões, M. R. (1997). Avaliação neuropsicológica: Esboço de um programa. *Psychologica, 17*, 137-139.
- Simões, M. R., Freitas, S., Santana, I., Firmino, H., Martins, C., Nasredine, Z., & Vilar, M. (2008). *Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Versão final portuguesa*. Coimbra, Portugal: Serviço de Avaliação Psicológica, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação o da Universidade de Coimbra.
- Strauss, E., Sherman, E. M. S. & Spreen, O. (2006). *A compendium of neuropsychological tests: Administration, norms, and commentary* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- Wechsler, D. (2008). *Escala de Inteligência de Wechsler para Adultos – Terceira edição (WAIS-III)*. Lisboa, Portugal: Cegoc.
- Welsh-Bohmer, K. A., Attix, D. K., & Mason, D. J. (2003). The clinical utility of neuropsychological evaluation of patients with known or suspected dementia. In G. P. Prigatano & N. H. Pliskin (Eds.),

Clinical neuropsychology and cost outcome research: A beginning. (pp. 177-200). New York: Psychological Press.

Williams, M. (1997). The prediction of premorbid memory ability. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 12, 745-756.

Estudo I

Utilidade do exame da Inteligência Pré-Mórbida na identificação do Declínio Cognitivo

Utilidade do exame da Inteligência Pré-Mórbida na identificação do Declínio Cognitivo

Lara Alves¹, Mário R. Simões^{1,2}, & Cristina Martins³

¹ Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

² Laboratório de Avaliação Psicológica, CINEICC

³ Centro de Estudos de Linguística Geral e Aplicada, Faculdade de Letras da
Universidade de Coimbra

Estudo submetido para publicação:

Alves, L., Simões, M R., & Martins, C. (2012). *Utilidade do exame da Inteligência Pré-Mórbida na identificação do Declínio Cognitivo*. Manuscript submitted for publication. [Avaliação Psicológica].

Resumo

A avaliação do declínio cognitivo supõe a mensuração e a definição da presença de uma discrepância entre o nível de funcionamento anterior a uma lesão ou situação de declínio (pré-mórbido) e o estado atual do indivíduo. No entanto, os referidos dados relativos ao funcionamento pré-mórbido (ou Inteligência Pré-Mórbida: IPM) muito raramente se encontram disponíveis, sendo necessário recorrer a métodos indiretos de estimação. O presente estudo pretende examinar a utilidade deste tipo de medida, sistematizar a informação atualmente existente acerca dos métodos de estimação da IPM e analisar a validade das várias metodologias disponíveis. Apesar dos limites identificados, os métodos mais válidos e promissores para estimar a IPM são os que combinam, em fórmulas de regressão, a informação relativa à capacidade atual do sujeito e dados referentes a variáveis demográficas.

Palavras-Chave: inteligência pré-mórbida; TeLPI; declínio cognitivo; avaliação neuropsicológica.

INTRODUO

A identificao e a quantificao do declnio cognitivo associado a doenas de natureza neurodegenerativa (p. ex., demncias, doena de Huntington), ou eventualmente presentes em condioes clnicas como os traumatismos crnio-enceflicos,  um dos objetivos mais importantes da avaliao neuropsicolgica (Lezak, Howieson, Bigler, & Tranel, 2012). Este objetivo assume ainda mais relevncia quando as mais recentes tcnicas bioqumicas (p. ex., anlise do fluido crebroespinal, anlise ao gentipo ApoE) ou de neuroimagem (p. ex., SPECT, PET) no so suficientes para concretizar o diagnstico dos dfices cognitivos caractersticos destas patologias (Lezak et al., 2012).

Na avaliao do declnio cognitivo  essencial a comparao e a anlise das discrepncias entre os nveis de funcionamento atual e anterior (Schoenberg, Lange, Marsh, & Saklofske, 2011). O nvel de funcionamento anterior, ao qual corresponde a Inteligncia Pr-Mrbida (IPM), permite a determinao da presena, do grau e do curso de um possvel declnio cognitivo (Powell, Brossart & Reynolds, 2003; Schoenberg, et al., 2011), estando esta necessidade bem documentada em *guidelines* de avaliao (American Psychological Association, 1998; Budson & Soloman, 2012).

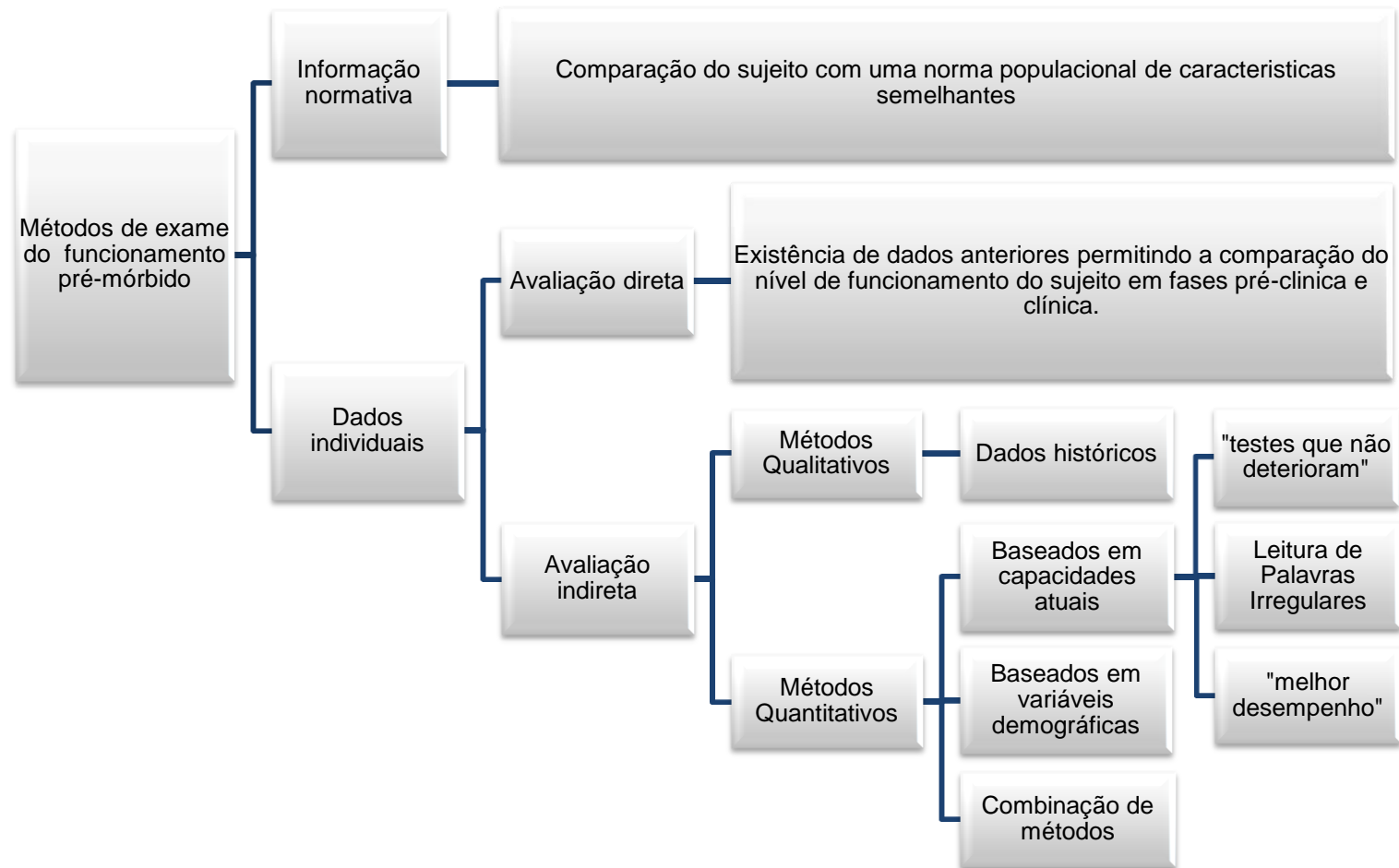
O presente estudo pretende evidenciar a importncia da medida da IPM e analisar a validade das metodologias disponveis para este efeito.

Mtodos de estimaco da Inteligncia Pr-Mrbida

O conhecimento da IPM  considerado fundamental para: (i) saber at que ponto uma leso ter provocado deteriorao cognitiva; (ii) identificar o grau de recuperao de funoes que o indivduo pode alcanar em contexto de reabilitaoo cognitiva (permitindo uma definio de objetivos realistas); (iii) monitorizar o curso de uma recuperao; (iv) decidir sobre a necessidade e as orientaoes a seguir num programa de interveno; (v) definir o prognstico e (vi) fundamentar o direito a indenizaoes (Bilbao-Bilbao & Seisdedos, 2004; Lanham & Misukanis, 1999; Reynolds, 1997).

O conhecimento da IPM  um desafio que tem vindo a interessar os investigadores em Neuropsicologia (NCS Pearson Corporation, 2011; Williams, 1997). As metodologias usadas na

Figura1: Metodologias de Avaliação do Funcionamento Pré-mórbido.



avaliação do funcionamento pré-mórbido (cf. Figura 1) incluem a comparação normativa (tomando como referência os desempenhos de uma determinada amostra da população) e a comparação individual (com base em dados da história da pessoa e outras características presentes). As avaliações dos défices podem ainda ser diretas ou indiretas (Lezak et al., 2012) tal como, seguidamente, se descreverá.

1. Elementos de natureza normativa

Na abordagem normativa, os resultados obtidos pelo individuo examinado são comparados com os desempenhos no mesmo teste alcançados por uma amostra representativa de pessoas pertencentes à mesma população, considerando variáveis relevantes como a idade, o género ou o nível de escolaridade. Apesar de válida para a maioria dos indivíduos cujos níveis de inteligência se situam próximos da média normativa, esta metodologia poderá enviesar resultados em indivíduos com níveis elevados ou baixos de capacidade (Kareken, 1997). O recurso a normas representativas deve ser complementado com uma avaliação individual, a única abordagem que pode identificar com fiabilidade a presença de declínio cognitivo (Lezak et al., 2012).

2. Dados de natureza individual

Na comparação individual, a determinação do défice assenta na relação entre o que se assume ser a capacidade pré-mórbida do individuo e os seus resultados cognitivos atuais (Lanham & Misukanis, 1999). Duas metodologias podem ser identificadas nesta abordagem: a avaliação direta e a avaliação indireta do défice (Schoenberg et al., 2011).

2.1 Avaliação direta

Num primeiro cenário, a possibilidade de declínio cognitivo de um sujeito pode ser avaliada diretamente quando existem dados anteriores relativos ao funcionamento cognitivo desse mesmo sujeito que permitam a comparação e a análise de discrepâncias entre o estado de funcionamento atual e o estado de funcionamento pré-mórbido (p. ex., resultados numa escala de inteligência de Wechsler, administrada numa fase em que se considera que o sujeito se apresentava cognitivamente saudável) (Lezak et al., 2012; Schoenberg et al., 2011). Limitada a um número reduzido de casos devido à ausência frequente de resultados obtidos anteriormente em testes, esta metodologia não deixa, no entanto, de ser considerada a ideal para estimar a IPM (Schoenberg et al., 2011), uma vez que apresenta vantagens indiscutíveis. Primeiro, as variáveis pré-mórbidas são independentes do início da doença ou suspeita de declínio cognitivo, proporcionando uma estimativa fidedigna da IPM sem a intervenção

relevante de variáveis parasitas. Em segundo lugar, o facto de resultados prévios provenientes de instrumentos de avaliação cognitiva (como é o caso das escalas de inteligência de Wechsler) identificarem níveis de funcionamento em diversos domínios cognitivos (p. ex., atenção, memória, linguagem) permite a comparação direta com esses mesmos domínios num contexto de eventual declínio pós-lesão. Deste modo, as áreas afetadas e respetivas consequências são diretamente comparáveis, diminuindo a possibilidade de erro e aumentando a sensibilidade e a especificidade da medição do défice (Schoenberg et al., 2011). Havendo acesso aos dados relevantes, o método de avaliação direta é o mais fácil de utilizar. Contudo, a frequente ausência de dados objetivos prévios torna necessário o recurso complementar a métodos indiretos que afirmam a IPM (Matsuoka, Masatake, Kasal, Koyama, & Kim, 2006).

2.2 Avaliação Indireta

Nos métodos indiretos de avaliação da IPM, a comparação realizada é entre o desempenho atual do sujeito e uma estimativa da sua capacidade cognitiva original inferida através de várias hipóteses alternativas (Lezak et al., 2012). As abordagens indiretas mais comuns são qualitativas e quantitativas (ver Figura 1).

2.2.1 Métodos Qualitativos: Dados históricos e observacionais

Dados históricos e observacionais obtidos através da entrevista clínica são uma fonte de informação através da qual se poderá avaliar a IPM (Kareken & Williams, 1994). Esta abordagem qualitativa recobre áreas como o nível educacional, registos profissionais, funcionamento familiar e social, história médica e psicológica (Smith-Seemiller, Franzen, Burgess, & Prieto, 1997) e possibilita a recolha de informação sobre as modificações ocorridas na vida do sujeito desde ou decorrente da lesão, com base no testemunho da pessoa examinada e no de pessoas significativas (Lanham & Misukanis, 1999). É possível obter informação satisfatória com recurso a este método, sempre dependente da quantidade e qualidade dos dados conhecidos acerca do sujeito a avaliar (Crawford & Allan, 1997). A falta de *insight* acerca do estado cognitivo prévio do sujeito e/ou atual é exemplo de uma dificuldade deste método (Lanham & Misukanis, 1999).

Dados referentes à *performance* académica, às avaliações e à progressão na carreira profissional parecem ter alguma utilidade, já que estas variáveis se correlacionam com a inteligência num grau médio a elevado (Alves, Simões, & Martins, 2012; Baade & Schoenberg, 2004). No entanto, os resultados escolares devem ser interpretados com precaução, uma vez que, apesar dos resultados superiores à média estarem geralmente associados a habilidades

cognitivas mdias/altas, uma fraca *performance* escolar no traduz necessariamente um funcionamento cognitivo pr-mrbido baixo (Schoenberg et al., 2011). Variveis como a motivao reduzida, atitudes negativas em relao à escola, a falta de um ambiente familiar de suporte ou outros acontecimentos de vida podem causar uma *performance* escolar inferior à que seria expectvel em funo da capacidade intelectual do individuo (Lanham & Misukanis, 1999). Na reviso de dados relativos ao desempenho profissional, o examinador procura determinar as habilidades cognitivas necessrias para efetuar com sucesso as tarefas previamente realizadas pelo sujeito examinado: uma histria laboral de sucesso pode ser indicativa do tipo de capacidades que o individuo possua, no entanto, esta estimaco  subjetiva e propensa a erros (Lanham & Misukanis, 1999).

A entrevista e a recolha da histria clnica na avaliao neuropsicolgica desempenham um papel fundamental como meio de obter uma compreenso global da situao, ainda que, no contexto da avaliao da IPM, este tipo de estratgias qualitativas e menos objetivas originem, com frequncia, erros de diagnstico (Reynolds, 1997). Em resposta à necessidade de uma metodologia vlida para a estimar a IPM, foram desenvolvidos mtodos indiretos com uma vertente mais quantitativa (Smith-Seemiller et al, 1997).

2.2.2 Mtodos quantitativos baseados nas capacidades atuais do individuo

A primeira tentativa de desenvolver uma metodologia quantitativa para estimar a IPM derivou da observao clnica de que muitos pacientes com comprovado declnio cognitivo mantinham certas capacidades cognitivas relativamente intactas aps funoes como a memria, o raciocnio ou a capacidade numrica se encontrarem visivelmente afetadas (Schoenberg et al., 2011). Neste contexto, Yates (1954) sugeriu que certas capacidades, como o conhecimento do Vocabulrio, seriam mais resistentes ao declnio cognitivo do que outras capacidades mais facilmente afetadas.

2.2.2.1. Mtodo de identificao dos testes de capacidades cujos resultados se mantm/no deterioram com a idade ("*hold/don` t hold method*")

Neste grupo de metodologias, sugeriu-se que a prova de Vocabulrio das escalas de inteligncia Wechsler seria o melhor instrumento para estimar o funcionamento pr-mrbido, uma vez que  o subteste que melhor se correlaciona nestas escalas com o Quociente de Inteligncia Escala Completa (QIEC) e com o nvel de escolaridade, que  considerado um bom indicador qualitativo da IPM (Johnstone, Slaughter, Schopp, McAllister, Schwake, & Luebbering, 1997; Nelson & Mckenna, 1975). Vrios estudos propuseram outros subtestes

destas escalas como bons indicadores da IPM, como o Completamento de Gravuras (McFie, 1975; Krull, Sherer, & Adams, 1995) ou a Informação (Vanderploeg e Schinka, 1995), mas a prova de Vocabulário é a mais consistentemente selecionada para estimar a IPM (Lezak et al., 2012).

Não obstante, as provas de Vocabulário requerem definições orais e o consequente acesso ao significado lexical dos itens, sendo, por isso, consideradas vulneráveis ao dano cerebral (Del Ser, González-Montalvo, Martínez-Espinosa, Delgado-Villapalos, & Bermejo, 1997; Fuld, 1983), quando comparadas com outro tipo de instrumentos verbais que visam respostas breves ou requerem apenas o reconhecimento de palavras (Lezak et al., 2012). A evidência de que o Vocabulário apresenta, com frequência, declínio após lesão cerebral (Griffin, Mindt, Rankin, Ritchie, & Scott, 2002) e a falta de consistência na investigação científica que apoie que esta capacidade cognitiva não é afetada pela lesão cerebral (Reynolds, 1997) levaram a que esta metodologia inicial tenha sido praticamente abandonada (Schoenberg et al., 2011).

2.2.2.2. Método do Melhor Desempenho (“Best Performance Method”)

Com a proposta do “método do melhor desempenho”, Lezak (1995) defende que a pontuação mais alta na avaliação atual realizada ao sujeito (quer sejam os resultados de uma bateria formal de avaliação ou dados qualitativos que comprovem o funcionamento anterior do sujeito) é a que traduz a melhor estimativa da IPM (Lezak et al., 2012).

A metodologia “melhor desempenho” assenta em pressupostos que, segundo os seus críticos, lhe conferem inconsistência e limitações (Mortensen, Gade, & Reinish, 1991). A principal destas assunções é a de que existe um nível de desempenho que melhor representa as capacidades cognitivas de cada indivíduo. Logo, nos indivíduos que evidenciam declínio cognitivo, a capacidade menos afetada pode representar melhor o nível cognitivo inicial do sujeito (Hoofien, Vakil, & Gilboa, 2000; Scott, Krull, & Williamson, 1997). Nesta metodologia, a variabilidade intra-individual cognitiva dos indivíduos não é tida em consideração. Além disso, não se pode assumir que qualquer prova das escalas de inteligência de Wechsler se encontre tão fortemente correlacionada com o QIEC ao ponto de ser considerada como representativa da IPM (Gladsjo, Heaton, Palmer, Taylor & Jeste, 1999). O “melhor desempenho” é ainda criticado sob o ponto de vista metodológico, já que utiliza subtestes da bateria com que justamente pretende estimar a IPM, pondo assim em causa a independência das variáveis dependente e independente, conduzindo ao risco de inflação das correlações e de sugestão de

uma precisão superior à real (NCS Pearson Corporation, 2011) e sobrestimando o QI pré-mórbido (Mortensen et al., 1991).

2.2.2.3. Testes de Leitura de Palavras Irregulares

Na tentativa de melhorar os métodos de estimação baseados no Vocabulário, Nelson (1982) propôs o uso de testes de leitura de palavras irregulares para estimar a IPM através do desenvolvimento do *National Adult Reading Test* (NART; Crawford, Deary, et al., 2001; Crawford, Parker, & Benson, 1988; Crawford, Parker, Stewart, et al., 1989; Nelson e Wilson, 1991). Esta metodologia correlaciona inteligência geral e aptidão de leitura (Nelson & Willison, 1991) e apoia-se no pressuposto de que, em casos de declínio cognitivo, a componente fonológica da linguagem envolvida na leitura em voz alta de palavras irregulares (i.e., palavras contendo casos em que a relação entre grafema e fonema não é unívoca) se encontra melhor preservada do que a componente semântica (i.e., o significado da palavra), uma vez que a primeira parece ser menos dependente da integridade das funções cognitivas superiores (Bayles & Boone, 1982).

O NART (Nelson, 1982) é considerado o primeiro instrumento de leitura especificamente desenvolvido para estimar a IPM e cuja aferição foi realizada simultaneamente com a da WAIS. A subsequente normalização com a WAIS-R (NART-R: Crawford, 1992; Ryan & Paolo, 1992; NART-2: Nelson & Willison, 1991), a adaptação para a população americana através do "*North American Adult Reading Test*" (NAART; Blair & Spreen, 1989) e a construção de outras versões como o "*American National Reading Test*" (AMNART; Grober & Sliwinski, 1991) popularizaram este instrumento, tendo-o colocado entre os testes considerados mais fiáveis (McGurn, Starr, Topfer, Pattie, Whiteman, & Lemmon, 2004).

A tarefa nestes instrumentos passa pela leitura, em voz alta, de cerca de 50 palavras irregulares apresentadas por grau de dificuldade. Uma vez que a leitura correta das palavras irregulares não pode ser determinada pelas regras de conversão grafema-fonema usuais, Nelson (1982) defende que o desempenho nestes instrumentos está mais dependente do conhecimento prévio dos seus itens do que da capacidade cognitiva atual. Por outro lado, a seleção de itens de baixa frequência fornece um indicador do nível educacional anterior ou de níveis superiores de inteligência cristalizada (Strauss, Sherman, & Spreen, 2006), já que a familiaridade com palavras pouco frequentes numa dada língua tende a aumentar com o nível educacional do falante. Não sendo testes de decodificação, mas antes instrumentos de conhecimento de palavras (Crawford, 1992), o NART e os seus congéneres providenciam uma

estimativa do conhecimento do Vocabulário por parte do indivíduo avaliado (Lezak et al., 2012).

Vários estudos realizados com instrumentos congêneres ao NART comprovam a validade desta técnica como medida relativamente precisa e estável para estimar a IPM em pessoas cognitivamente intactas (Johnstone, Hogg, Schoop, Kapila, & Edwards, 2002; Wiens, Bryan & Crossen, 1993), possuindo correlações elevadas com o QIEC das escalas de inteligência de Wechsler e explicando uma quantidade significativa da sua variância (Crawford, Millar, & Milne, 2001; Morris, Wilson, Dunn, & Teasdale, 2005), como observado na Tabela 1. Tanto o NART, como o NART-2 (originalmente desenvolvidos em Inglaterra), o NAART (construído nos Estados-Unidos e no Canadá) e o AMNART (editado nos Estados Unidos) possuem propriedades comparáveis (Strauss et al., 2006). A predição da IPM baseada nas fórmulas de regressão do NART (e suas adaptações) tem-se ainda mostrado mais precisa do que a realizada através da utilização de variáveis demográficas (Bright et al., 2002; Grober & Sliwinski, 1991).

Ainda que existam estudos que demonstrem que o desempenho em testes de leitura não é completamente insensível à lesão cerebral em estádios de demência ligeira (Storandt, Stone, & LaBarge, 1995; Stebbins, Gilley, Wilson, Bernard, & Fox, 1990) e demência moderada a severa (Bright et al., 2002; Crawford et al., 2001; Johnstone, Callahan, Kapila, & Bouman, 1996; Patterson, Graham, & Hodges, 1994; Stebbins, Wilson, Gilley, Bernard, & Fox, 1988), esse desempenho é tipicamente menos afetado do que aquele que se observa com as provas de QI em outras áreas da cognição (Maddrey, Cullum, Weiner, & Filley, 1996; Paolo, Troster, Ryan, & Koller, 1997) ou com outros métodos (Stebbins, Wilson, Gilley, Bernard, & Fox, 1990). Partilhando as críticas aos métodos que utilizam fórmulas de regressão, o uso de testes de leitura de palavras irregulares tem vindo a ser censurado por sobre- ou subestimar a IPM em indivíduos nos níveis extremos das capacidades cognitivas pré-mórbidas (Ball, Hart, Stutts, Turf, & Barth, 2007; Crawford, 1989; Schoenberg et al., 2011) e por ser inaplicável em pacientes com problemas articulatorios, de acuidade visual significativos (Crawford, 1989) ou de aprendizagem (The Psychological Corporation, 2001).

Assim, além do NART, NART-2, NAART e AMNART, vários instrumentos foram desenvolvidos seguindo a metodologia originalmente proposta por Nelson (1982). Exemplos deste tipo de instrumentos e respetivas qualidades psicométricas podem ser consultados na Tabela 1.

Tabela 1: Exemplos de Instrumentos de Estimaco da Inteligncia Pr-Mrbida que Utilizam Provas de Leitura de Palavras Irregulares

Nome	Pas	Estandarizado com	N de itens	Mtodos	Idades	α	r	Teste-Reteste	Varincia do QIEC explicada	Amplitude do QI Estimado
NART: <i>National Adult Reading Test</i> ¹	Inglaterra ¹	WAIS ¹	50	a) TL ¹ b) VD + TL ²	20-70 ¹	.93 ¹	.66 ³	10 Dias = .98 ¹ 1 Ano = .89 ⁴ 4 Anos = .67-.72 ⁵	55% ¹	69-131 ¹ 75-131 ⁶
NART-2: <i>National Adult Reading Test</i> ⁷	Inglaterra ⁷	WAIS-R ⁷	50	a) TL ⁷ b) VD + TL ⁸	16-70 ⁷	.93 ⁷	.98 ⁷	10 Dias = .98 ⁹	55% ⁷	80-120 ⁷
WAT: <i>Word Accentuation Test</i> ¹⁰	Espanha ¹⁰ Estados Unidos ¹¹ Argentina ¹²	WAIS ¹⁰ Matrizes de Raven ¹¹ BWR-R ¹¹	30	a) TL ¹⁰ b) TL + PC ¹¹	ND	.91 ¹⁰	.84 ^{11,13}	30 Dias = .97 ¹¹	77% ¹¹	ND
<i>fnART</i> ¹⁴	Frana ¹⁴	WAIS-R ¹⁴	33	TL ¹⁴	65-94 ¹⁴	.89 ¹⁴	.77 ¹⁴	ND	34.6% ¹⁴	73-124 ¹⁴
WTAR: <i>Wechsler Test of Adult Reading</i> ¹⁵	Estados Unidos ¹⁵ Inglaterra ¹⁵	WAIS-III ¹⁵	50	a) VD ¹⁵ b) TL ¹⁵ c) VD + TL ¹⁵	16-89 ¹⁵	EU: .93 ¹⁵ I: .91 ¹⁵	.97 ¹⁵	.92 ¹⁵	EU: 63% ¹⁵ I: .51% ¹⁵	EU: 73-121 ¹⁵ I: 69-122 ¹⁵
<i>JNART</i> ¹⁶	Japo ¹⁶	WAIS-R ¹⁶	50	TL ¹⁶	ND	.96 ¹⁶	.88 ¹⁶	ND	78% ¹⁶	75-124 ¹⁶
<i>NART-SWE</i> ¹⁷	Sucia ¹⁷	WAIS-III ¹⁷	50	a) TL ¹⁷ b) TL + PC ¹⁷	ND	.93 ¹⁷	.78 ¹⁷	1 Ano = .92 ¹⁷	39% ¹⁷	90-125 ¹⁷
TOPF: <i>Test of Premorbid Functioning</i> ¹⁸	Estados Unidos ¹⁸	WAIS-IV ¹⁸	66	a) VD ¹⁸ b) TL ¹⁸ c) VD + TL ¹⁸	16-89 ¹⁸	ND	.70 ¹⁸	21 Dias = .93 ¹⁸	63% ¹⁸	60-143 ¹⁸
HART: <i>Hopkins Adult Reading Test</i> ¹⁹	Estados Unidos ¹⁹	--	35	VD + TL + PC ¹⁹	ND	.96 ¹⁹	.80 ¹⁹	4.5 a 7 Anos HART-A = .94 ¹⁹ HART-B = .92 ¹⁹	61% ¹⁹	73-131 ¹⁹
TOPF-UK: <i>Test of Premorbid Function-UK</i> ²⁰	Inglaterra ²⁰	WAIS-IV ²⁰	66	a) VD ²⁰ b) TL ²⁰ c) VD + TL ²⁰	16-89 ²⁰	ND	.72 ²⁰	21 Dias = .93 ²⁰	65% ²⁰	60-143 ²⁰
TeLPI: <i>Teste de Leitura de Palavras Irregulares</i> ²¹	Portugal ²¹	WAIS-III ²¹	46	VD + TL ²¹	25-86 ²¹	.93 ²¹	.73 ²¹	4 Meses = .95 ²¹ 18 Meses = .98 ²¹	63% ²¹	66-131 ²¹

Nota: Mtodo = Mtodo utilizado nas frmulas de regresso; α = alfa de Cronbach; r = Correlao com a verso utilizada da WAIS; QIEC = Quociente de inteligncia escala completa; VD = Variveis demogrficas; TL = Testes de Leitura de Palavras Irregulares; PC = Provas cognitivas; ND = No disponvel; BWR-R = Bateria Woodcock-Munoz-Sandoval – Provas de Aptido Cognitiva, verso revista; EU = Estados Unidos; I = Inglaterra.

¹Nelson, 1982; ²Crawford et al., 1990; ³Mathias et al., 2007; ⁴Deary et al., 2004; ⁵Deary et al., 1998; ⁶Ryan & Paolo, 1992; ⁷Nelson & Willison, 1991; ⁸Willshire et al., 1991; ⁹O'Carroll, 1987; ¹⁰Del Ser et al., 1997; ¹¹Scheauf, R et al., 2006; ¹²Burin et al., 2000; ¹³Correlated with BWR-R; ¹⁴Mackinnon et al., 1999; ¹⁵The Psychological Corporation, 2001; ¹⁶Matsuoka et al., 2006; ¹⁷Rolstad et al., 2008; ¹⁸NCS Pearson Corporation, 2009; ¹⁹Schretlen et al., 2009; ²⁰NCS Pearson Corporation, 2011; ²¹Alves, Simes & Martins, 2012

Esta abordagem estatística é objetiva e não é afetada por qualquer patologia cerebral adquirida, mas explica apenas parte da variância do QI pré-mórbido (Reynolds, 1997).

As primeiras fórmulas de regressão com variáveis demográficas foram desenvolvidas por Wilson, Rosenbaum, Brown, Rourke e Whitman (1978) para a WAIS e depois reformuladas para a WAIS-R por Barona, Reynolds e Chastain (1984), transformando-se, esta versão, no índice mais conhecido desta metodologia (Índice de Barona: IB). Ainda que, devido às sucessivas revisões das escalas WAIS, estes algoritmos tenham ficado desatualizados, o uso de fórmulas de regressão com recurso a apenas variáveis demográficas continua a ser utilizado como método para estimar a IPM (Schoenberg et al., 2011). Tal preferência levou a que alguns instrumentos mais complexos e atuais mantivessem a possibilidade de estimar a IPM com recurso exclusivo a fórmulas de regressão com variáveis demográficas (ver Tabela 1). Esta metodologia proporcionou informações importantes quanto ao papel e impacto no QI pré-mórbido de variáveis sociodemográficas como a escolaridade (Barona et al., 1984; Helmes, 1996).

Várias críticas foram apontadas a esta metodologia, limitando a sua aplicabilidade. O IB, por exemplo, classifica corretamente 38% do QIV, 24% do QIR e 36% do QIEC, levando a que alguns autores descartem por completo esta metodologia, na medida em que não aperfeiçoaria a estimação da IPM além do acaso (Sweet, Moberg, & Tovian, 1990). A objetividade na predição da IPM em indivíduos nos extremos de aptidão foi também criticada, pois este método sobestima a IPM em pessoas com baixo QI e subestima indivíduos com QI pré-mórbido elevado (Silverstein, 1987). A mesma limitação é apontada no caso de indivíduos com QI médio cognitivamente saudáveis ou com patologia psiquiátrica ou neurológica (Basso, Bornstein, Roper, & McCoy, 2000; Veil & Koopman, 2001; Wrobel & Wrobel, 1996).

2.2.4. Métodos quantitativos baseados em metodologias combinadas

Esforços adicionais para melhorar estimativas do funcionamento pré-mórbido originaram o desenvolvimento de metodologias combinadas que utilizam a capacidade atual do indivíduo com variáveis demográficas em fórmulas de regressão (Crawford, Parker et al., 1989; The Psychological Corporation, 2001; Vanderploeg & Schinka, 1995). Neste sentido, alguns instrumentos combinam a capacidade de leitura de palavras irregulares e variáveis demográficas prevendo, assim, o QIEC, o QIV e o QIR das escalas Wechsler (p. ex., Teste de Leitura de Palavras Irregulares: TeLPI; Alves, Simões & Martins, 2012), enquanto outros utilizam a *performance* atual em provas específicas da Wechsler com variáveis demográficas

(*Oklahoma Premorbid Intelligence Estimate-3: OPIE-3*; Krull et al., 1995), havendo mesmo um outro instrumento (HART: *Hopkins Adult Reading Test*) que combina os trs mtodos (Schretlen, Winicki, Meyer, Testa, Pearlson, & Gordon, 2009).

Combinar a *performance* atual e variveis demogrficas parece aumentar o poder de predico da IPM (Bilbao-Bilbao & Seisdedos, 2004), originando uma maior amplitude das estimaces e uma menor sobre- ou subestimaco (The Psychological Corporation, 2001; Strauss et al., 2006). Se, por um lado, a incluso de variveis demogrficas delimita possveis efeitos de declnio cognitivo (The Psychological Corporation, 2001), por outro, a incluso de provas que avaliam a capacidade atual do sujeito aumenta o rigor das predices da IPM (principalmente para os indivduos com capacidades de leitura mais baixas do que o expectvel, considerando o seu nvel educacional) (Gladsjo et al., 1999).

No caso especfico do NART, estudos subsequentes ao original (Nelson, 1982), que incluem a utilizao de variveis demogrficas, demonstraram um incremento de 66% para 73% da varincia explicada entre o teste de leitura e variveis demogrficas no caso de sujeitos cognitivamente saudveis (p. ex., Crawford, Stewart, Parker et al, 1989), existindo, contudo, dados contraditrios quando os resultados so analisados em amostras clnicas (Blair & Spreen, 1989; Bright et al., 2002).

O HART (Schretlen et al., 2009)  um instrumento de leitura de palavras irregulares, de 35 itens, adaptado a partir do NAART (Blair & Spreen, 1989). Apresenta 2 formas equivalentes (HART-A e HART-B) sendo, por isso, til nas avaliaes longitudinais. Este instrumento combina a capacidade de leitura de palavras irregulares com as variveis demogrficas idade, gnero, etnia, escolaridade e o desempenho na WAIS de modo a prever os respetivos QIEC, QIV e QIR. Ainda que as suas qualidades psicomtricas (ver Tabela 1) e o uso de dados longitudinais providenciem o suporte clnico deste instrumento para prever a IPM, o HART no est co-normalizado com nenhuma das escalas de inteligncia de Wechsler e no existem estudos que confirmem a estabilidade das suas pontuaes em indivduos com declnio cognitivo.

O WTAR (The Psychological Corporation, 2001) oferece a possibilidade de inferir a IPM atravs do recurso a 3 metodologias utilizando : (i) apenas um teste de leitura de palavras irregulares; (ii) apenas dados demogrficos; (iii) a combinao da capacidade de leitura e dados demogrficos. Variando com a escala de QI considerada, a adio de variveis demogrficas à prova de leitura do WTAR resultou no acrscimo da varincia explicada do QI pr-mrbido de 4% a 7%, aumentando igualmente a representatividade das suas inferncias. Vrios estudos

concluem que este instrumento subestima o funcionamento intelectual na população geral (Mathias, Bowden, & Barret-Woodbridge, 2007) e, mais especificamente, em indivíduos com elevados níveis de escolaridade (Ball et al., 2007). A mesma tendência de subestimação foi observada em indivíduos com demência e TCE (The Psychological Corporation, 2001). Nos casos de TCE, as pontuações do WTAR mostram-se estáveis, enquanto os resultados na prova de Vocabulário das escalas de Inteligência de Wechsler melhoram à medida que a lesão recupera, sugerindo que o desempenho no WTAR é menos afetado pela lesão do que a prova de Vocabulário (Green, Melo, Cristensen, Ngo, Mnette, & Bradbury, 2008). Por outro lado, Mathias, Bowden, Bigler, & Rosenfeld (2007) demonstraram que indivíduos com TCE apresentam pontuações mais baixas no WTAR do que controlos cognitivamente saudáveis e que, ao contrário do estudo de Green e colaboradores (2007), estas melhoram com o decorrer do tempo. Nos casos de demência e de outras doenças neurodegenerativas, McFarlane e colaboradores (2006) demonstraram que as pontuações no WTAR eram significativamente mais baixas em indivíduos com Doença de Alzheimer ligeira do que em indivíduos com declínio cognitivo ligeiro e controlos saudáveis. Não obstante, este instrumento está normalizado para os Estados Unidos e para a Inglaterra e inclui dados estratificados segundo as variáveis idade, género, etnia e escolaridade (The Psychological Corporation, 2001).

Com a publicação da WAIS-IV em Inglaterra e nos Estados Unidos, o WTAR foi atualizado, tendo dado origem ao desenvolvimento do TOPF (NCS Pearson Corporation, 2009; NCS Pearson Corporation, 2011). Partindo dos mesmos princípios do WTAR, o TOPF permite a estimação do QIEC, do QIV e do QIR da WAIS-IV através de 3 métodos (teste de leitura, variáveis demográficas ou a combinação de testes de leitura e de variáveis demográficas). Estudos presentes no respetivo manual sugerem que as estimativas da IPM baseadas na metodologia combinada são mais rigorosas do que qualquer outra das possibilidades, sendo válida para identificar declínio cognitivo em doenças neurológicas progressivas ou TCE, mas não em perturbações do desenvolvimento (Síndrome de Asperger/Perturbação de Hiperactividade com Défice de Atenção).

O OPIE-3 (Schoenberg et al., 2002, 2003) é outro instrumento para estimar a IPM que, contudo, utiliza a combinação das pontuações brutas de subtestes da WAIS-III (Vocabulário, Informação, Matrizes, Completação de Gravuras) com diversas variáveis demográficas (idade, educação, etnia, área de residência e género). Estas variáveis e os vários subtestes das WAIS-III são apresentados em algoritmos com diferentes combinações, permitindo ao avaliador utilizar a fórmula correspondente aos dados que possui na totalidade (Schoenberg et al., 2002). Ainda

que os algoritmos do OPIE-3 apresentem estimativas do QIEC que se assemelham à mdia da populao normal (Schoenberg et al., 2002), as correlaes entre o OPIE-3 e a WAIS-III encontram-se provavelmente inflacionadas devido à falta de independncia das variveis utilizadas (os subtestes da WAIS-III so utilizados na computao dos algoritmos), originando limitaes semelhantes às encontradas no mtodo do “melhor desempenho” discutidas anteriormente. O OPIE-3 foi validado para populaes clnicas, nomeadamente TCE (Schoenberg et al., 2003), havendo uma tendncia para a sobrestimao do QIEC e indcios de que este mtodo é sensvel ao declnio cognitivo principalmente quando so utilizados subtestes no verbais da WAIS-III (Langeluddecke & Lucas, 2004). No é evidente a diferena de utilidade clnica entre o OPIE-3 e outros mtodos, como o WTAR, que utilizam a leitura de palavras irregulares e variveis demogrficas (Schoenberg et al., 2011).

Mais recentemente, a necessidade de uma medida de estimao da IPM para a populao portuguesa levou ao desenvolvimento do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI; Alves, Simes, & Martins, 2012), o primeiro instrumento de estimao da IPM para esta populao. O TeLPI é um instrumento constitudo por 46 palavras irregulares da lngua portuguesa, possui boas qualidades psicomtricas (ver Tabela 1) e prope frmulas de regresso que estimam o QIEC, o QIV e o QIR da WAIS-III, considerando a varivel demogrfica escolaridade. Como o WTAR e o TOPF, o TeLPI est normalizado para a populao portuguesa de acordo com a varivel escolaridade (Alves, Simes, Martins, & Freitas, 2012) e a validade clnica das suas pontuaes foi evidenciada para indivduos com diagnstico de Declnio Cognitivo Ligeiro e Doena de Alzheimer, comprovado a ausncia de diferenas significativas na pontuao do QI estimado entre as amostras clnica e saudvel (Alves, Simes, Martins, Freitas, & Santana, 2012).

CONSIDERAES FINAIS

A informao relativa à IPM é crucial na avaliao neuropsicolgica do declnio cognitivo. O exame da IPM permite identificar discrepncias entre nveis de funcionamento cognitivo atual e anterior. Os dados relativos ao funcionamento pr-mrbido raramente se encontram disponveis e, na ausncia de estimativas vlidas, o neuropsiclogo recorre a mtodos indiretos de avaliao.

Ainda que, neste âmbito, se tenha assistido, na ltima dcada, a uma grande evoluo nas metodologias indiretas para estimar a IPM, nenhuma delas est isenta de problemas. No

obstante, os métodos presentemente mais usados, que recorrem à informação relativa à aptidão atual do sujeito (seja a capacidade de leitura ou o desempenho numa versão da WAIS) combinada com variáveis demográficas (nomeadamente a escolaridade) para prever os vários índices cognitivos, parecem ser aqueles que fornecem uma estimativa mais válida da IPM (ex: WTAR, TOPF, OPIE-3, TeLPI).

REFERÊNCIAS

- Alves, L., Simões, M. R., & Martins, C. (2012). The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Word Reading Test (TeLPI). *Archives of Clinical Neuropsychology*, 27(1), 58-68.
- Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., & Freitas, S. (2012). The Irregular Word Reading Test (TeLPI): Normative Study for the Portuguese Population. Submitted.
- Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2012). TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease: A validation study. *Alzheimer Disease and Associated Disorders*, in press.
- American Psychological Association (1998). Guidelines for the evaluation of dementia and age-related cognitive decline. *American Psychologist*, 53 (12), 1298–1303.
- Baade, L. E., & Schoenberg, M. R. (2004). A proposed method to estimate premorbid intelligence utilizing group achievement measures from school records. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 19, 227-243.
- Ball, J. D., Hart, R. P., Stutts, M. L., Turf, E., & Barth, J. T. (2007). Comparative utility of Barona formulae, WTAR demographic algorithms, and WRAT-3 reading for estimating premorbid ability in a diverse research sample. *The Clinical Neuropsychologist*, 21, 422–433.
- Barona, A., Reynolds, C. R., & Chastain, R. (1984). A demographically based index of premorbid intelligence for the WAIS-R. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52(5), 885–887.
- Basso, M. R., Bornstein, R. A., Roper, B. L., & McCoy, V. L. (2000). Limited utility of premorbid intelligence estimators: A demonstration of regression to the mean. *The Clinical Neuropsychologist*, 14, 325–340.
- Bayles, K. A., & Boone, D. R. (1982). The potential of language tasks for identifying senile dementia. *Journal of Speech and Hearing Disorders*, 47, 210–214.
- Bilbao-Bilbao, A., & Seisdedos, N. (2004). Eficacia de una fórmula de estimación de la inteligencia premórbida en la población española. *Revista de Neurologia*, 38(5), 431-434.
- Blair, J. R., & Spreen, O. (1989). Predicting premorbid IQ: A revision of the National Adult Reading Test. *The Clinical Neuropsychologist*, 3, 885–887.

- Bright, P., Jaldow, E., & Kopelman, M. D. (2002). The National Adult Reading Test as a measure of premorbid intelligence: A comparison with estimates derived from demographic variables. *Journal of the International Neuropsychological Society, 8*, 847–854.
- Budson, A. E., Solomon, P. R. (2012). New diagnostic criteria for Alzheimer`s disease and mild cognitive impairment for the practical neurologist. *Practical Neurology, 12*, 88-96.
- Burin, D. I., Jorge, R. E., Aizaga, R. A., & Paulsen, J. S. (2000). Estimation of premorbid intelligence: The Word Accentuation Test – Buenos Aires version. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 22*, 677-685.
- Christensen, K. J., Multhaup, K. S., Nordstrom, S., & Voss, K. A. (1991). A new cognitive battery for dementia: Relative severity of deficits in Alzheimer`s disease. *Developmental Neuropsychology, 7*, 435-449.
- Crawford J. R., Miller, J., & Milne, A. B. (2001). Estimating premorbid IQ from demographic variables: A comparison of a regression equation versus clinical judgment. *British Journal of Clinical Psychology, 40*, 97-105.
- Crawford, J. R. (1992). Current and premorbid intelligence measures in neuropsychological assessment. In J. R. Crawford, D. M. Parker, & W. W. McKinlay (Eds.), *A handbook of neuropsychological assessment* (pp. 21-50). Hove, UK: Erlbaum.
- Crawford, J. R., & Allan, K. M. (1997). Estimating premorbid WAIS-R IQ with demographic variables: Regression equations derived from a UK sample. *The Clinical Neuropsychologist, 11*(2), 192–197.
- Crawford, J. R., Deary, I. J., Starr, J., & Whalley, L. J. (2001). The NART as an index of prior intellectual functioning: A retrospective validity study covering a 66-year interval. *Psychological Medicine, 31*, 451-458.
- Crawford, J. R., Parker, D. M., & Benson, J. A. O. (1988). Estimation of premorbid intelligence in organic conditions. *British Journal of Psychiatry, 153*, 178-181.
- Crawford, J. R., Parker, D. M., Stewart, L. E., Besson, J. A. O., & Delacey, G. (1989). Prediction of WAIS IQ with the National Adult Reading Test: Cross-validation and extension. *British Journal of Clinical Psychology, 28*, 267-273.
- Crawford, J. R., Stewart, L. E., Parker, D. M., Besson, J. A. O., & Cochrane, R. H. B. (1989). Estimation of premorbid intelligence: Combining psychometric and demographic approaches improves predictive accuracy. *Personality and Individual Differences, 10*, 793-796.
- Deary, I. J., MacLennan, W. J., & Starr, J. M. (1998). Is age kinder to the initially more able? Differential ageing of verbal ability in the healthy old people in Edinburgh study. *Intelligence, 26*, 357-375.
- Deary, I. J., Whalle, L. J., & Crawford, J. R. (2004). An “instantaneous” estimate of a lifetime`s cognitive change. *Intelligence, 32*, 113-119.
- Del Ser, T., González-Montalvo, J., Martínez-Espinosa, S., Delgado-Villapalos, C., & Bermejo, F. (1997). Estimation of premorbid intelligence in Spanish people with the Word Accentuation Test and its application to the diagnosis of dementia. *Brain and Cognition, 33*, 343–356.

- Doniger, G. M., Simon, E. S., & Schweiger, A. (2008): Adjustment of cognitive scores with a co-normed estimate of premorbid intelligence: Implementation using mindstreams computerized testing, *Applied Neuropsychology*, 15(4), 250-263.
- Fuld, P. A. (1983). Psychometric differentiation of the dementias: An overview. In B. Reisberg (Ed.), *Alzheimer's disease: The Stanford reference* (pp. 201–210). New York: Free Press.
- Gladsjo, J. A., Heaton, R. K., Palmer, B. W., Taylor, M. J., & Jeste, D. V. (1999). Use of oral reading to estimate premorbid intellectual and neuropsychological functioning. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 5, 247–254.
- Green, R. E. A., Melo, B., Cristensen, B., Ngo, I. A., Mnette, G., & Bradbury, C. (2008). Measuring premorbid IQ on traumatic brain injury: An examination of the validity of the Wechsler Test of Adult Reading (WTAR). *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 30, 163-172.
- Griffin, S. L., Mindt, M. R., Rankin, E. J., Ritchie, A. J., & Scott, J. G. (2002). Estimating premorbid intelligence: Comparison of traditional and contemporary methods across the intelligence continuum. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 17, 497-507.
- Grober, E., & Sliwinski, M. (1991). Development and validation of a model for estimating premorbid verbal intelligence in the elderly. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 13, 933–949.
- Helmes, E. (1996). Uses of the Barona method to predict premorbid intelligence in the elderly. *The Clinical Neuropsychologist*, 10, 255-261.
- Hoofien, D., Vakil, E., & Gilboa, A. (2000). Criterion validation of premorbid intelligence estimation in persons with traumatic brain injury: “Hold/don't hold” versus “best performance” procedures. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 22, 305-315.
- Johnstone, B., Callahan, C. D., Kapila, C. J., & Bouman, D. E. (1996). The comparability of the WRAT-R Reading Test and NAART as estimates of premorbid intelligence in neurologically impaired patients. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 11, 513-519.
- Johnstone, B., Hogg, J. R., Schopp, L. H., Kapila, C., & Edwards, S. (2002). Neuropsychological deficit profiles in senile dementia of the Alzheimer's type. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 17(3), 273-81.
- Johnstone, B., Slaughter, J., Schopp, L., McAllister, J. A., Schwake, C., & Luebbering, A. (1997). Determining neuropsychological impairment using estimates of premorbid intelligence: Comparing methods based on level of education versus reading score. *The Clinical Neuropsychologist*, 12, 591-601.
- Kareken, D. A. (1997). Judgment pitfalls in estimating premorbid intellectual function. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 12, 701-709.
- Kareken, D. A., & Williams, J. M. (1994). Human judgment and estimation of premorbid intellectual function. *Psychological Assessment*, 6(2), 83–91.

- Kondel, T. K., Carstairs, J. R., & Shores, E. A. (2003). A comparison of methods to estimate premorbid intelligence in an Australian sample: Data from the Macquarie University Neuropsychological Normative Study (MUNNS). *Australian Psychologist, 38*, 227-237.
- Krull, K. R., Scott, J. G., & Sherer, M. (1995). Estimation of premorbid intelligence from combined performance and demographic variables. *The Clinical Neuropsychologist, 9*, 83-88.
- Langeluddecke, P. M., & Lucas, S. K., (2004). Evaluation of methods for estimating premorbid intelligence on the WAIS-III in a clinical sample. *The Clinical Neuropsychologist, 18*, 423-432.
- Lanham, R. A. & Misukanis, T. (1999). Determining change in cognition following Traumatic Brain Injury. *Brain Injury Source, Pediatric Issue, 3(3)*, retirado de <http://www.assessmentpsychology.com/iq-estimates.htm>.
- Lezak, M. D. (1995). *Neuropsychological assessment* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- Lezak, M. D., Howieson, D. B., Bigler, E. D., & Tranel, D. (2012). *Neuropsychological assessment* (5th ed.). Oxford: Oxford University Press.
- Mackinnon, A., Ritchie, K., & Mulligan, R. (1999). The measurement properties of a French language adaptation of the National Adult Reading Test. *International Journal of Methods in Psychiatric Research, 8(1)*, 27-38.
- Maddrey, A. M., Cullum, C. M., Weiner, M. F., & Filley, C. M. (1996). Premorbid intelligence estimation and level of dementia in Alzheimer's disease. *Journal of the International Neuropsychological Society, 2*, 551-555.
- Matarazzo, J. D., & Prifitera, A. (1989). Subtest scatter and premorbid intelligence: Lessons learned from the WAIS-R standardization sample. *Psychological Assessment, 1*, 186-191.
- Mathias, J. L., Bowden, S. C., & Barrett-Woodbridge, M. (2007). Accuracy of the Wechsler Test of Adult Reading (WTAR) and National Adult Reading Test (NART) when estimating IQ in a healthy Australian sample. *Australian Psychologist, 42(1)*, 49-56.
- Mathias, J. L., Bowden, S. C., Bigler, E. D., & Rosenfeld, J. V. (2007). Is performance on the Wechsler Test of Adult Reading affected by traumatic brain injury? *British Journal of Clinical Psychology, 46*, 457-466.
- Matsuoka, K., Masatake, U., Kasal, K., Koyama, K., & Kim, Y. (2006). Estimation of premorbid IQ in individuals with Alzheimer's disease using Japanese ideographic script (Kanji) compound words: Japanese version of the National Adult Reading Test. *Psychiatry and Clinical Neurosciences, 60*, 332-339.
- McFarlane J, Welch J, & Rodgers J. (2006). Severity of Alzheimer's disease and effect on premorbid measures of intelligence. *British Journal of Clinical Psychology, 45(4)*, 453-463.
- McFie, J. (1975). *Assessment of organic intellectual impairment*. London: Academic Press.
- McGurn, B., Starr, J. M., Topfer, J. A., Pattie, A., Whiteman, M. C., & Lemmon, H. A. (2004). Pronunciation of irregular words is preserved in dementia validating premorbid IQ estimation. *Neurology, 62*, 1184-1186.

- Morris, P. G., Wilson, J. T. L., Dunn, L. T. & Teasdale, G. M. (2005). Premorbid intelligence and brain injury. *The British Journal of Clinical Psychology*, 44, 209-214.
- Mortensen, E.L., Glade, A., & Reinisch, J.M. (1991). A critical note on Lezak's "Best performance method". *Journal of Clinical and Experimental*, 13(2), 361-371.
- NCS Pearson Corporation. (2009). *Manual for the Test of Pre-morbid Functioning (TOPF)*. San Antonio, TX: Author.
- NCS Pearson Corporation. (2011). *Test of Premorbid Functioning—UK version*. Oxford: Author.
- Nelson, H. E. (1982). *National Adult Reading Test: Test manual*. Upton Park, UK: NFER-Windsor.
- Nelson, H. E., & Mckenna, P. (1975). The use of current reading ability in the assessment of dementia. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 14, 259-267.
- Nelson, H. E., & Willison, J. (1991). *National Adult Reading Test (NART): Test manual* (2nd ed.). London: NFER-Windsor.
- O'Carroll, R. E. (1987). The inter-rater reliability of the National Adult Reading Test (NART): A pilot study. *British Journal of Clinical Psychology*, 26, 229-230.
- Orne, D. R., Johnstone, B., Hanks, R., & Novack, T. (2004). The WRAT-3 reading subtest as a measure of premorbid intelligence among persons with brain injury. *Rehabilitation Psychology*, 49, 250-253.
- Paolo, A. M., Troster, A. I., Ryan, J. J., & Koller, W. C. (1997). Comparison of NART and Barona demographic equation premorbid IQ estimates in Alzheimer's disease. *Journal of Clinical Psychology*, 53(7), 713-722.
- Patterson, K., Graham, N. & Hodges, J. (1994) Reading in dementia of the Alzheimer's type: A preserved ability?. *Neuropsychology*, 8, 395-407.
- Petersen, R. C., Smith, G. E., Ivnik, R. J., Kokmen, E., & Tangalos, E. C. (1994). Memory function in very early Alzheimer's disease. *Neurology*, 44, 867-872.
- Powell, B. D., Brossart, D. F., & Reynolds, C. R. (2003). Evaluation of the accuracy of two regression-based methods for estimating premorbid IQ. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 18, 277-292.
- Reynolds, C. R. (1997). Postscripts on premorbid ability estimation: Conceptual addenda and a few words on alternative and conditional approaches. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 12, 769-778.
- Ricker, J. H. & Zafonte, R. D. (2000). Functional neuroimaging and quantitative electroencephalography in adult traumatic head injury: Clinical applications and interpretative cautions. *Journal of Head Trauma Rehabilitation*, 15, 859-868.
- Rolstad, S., Nordlund, A., Gustavsson, M. H., Eckerstrom, C., Klang, O., Hansen, S., & Wallin, A. (2008). The Swedish National Adult Reading Test (NART-SWE): A test of premorbid IQ. *Scandinavian Journal of Psychology*, 49, 577-582.
- Ryan, J. J. & Paolo, A. M. (1992). A screening procedure for estimating premorbid intelligence in the elderly. *The Clinical Neuropsychologist*, 6, 53-62.
- Schoenberg, M. R., Duff, K., Scott, J. G., & Adams, R. L. (2003). An evaluation of the clinical utility of the OPIE-3 as an estimate of premorbid WAIS-III FSIQ. *The Clinical Neuropsychologist*, 17, 308-321.

- Schoenberg, M. R., Duff, K., Scott, J. G., Patton, D., & Adams, R. L. (2006). Prediction errors of the Oklahoma Premorbid Intelligence Estimate-3 (OPIE-3) stratified by 13 age groups. *Archives of Clinical Neuropsychology, 21*, 469-75.
- Schoenberg, M. R., Lange, R. T., Marsh, P., & Saklofske, D. H. (2011). Premorbid intelligence. In J. S. Kreutzer, J. Deluca, & B. Caplan (Eds.), *Encyclopedia of clinical neuropsychology* (pp. 2004-2010). New York: Springer Science.
- Schoenberg, M. R., Scott, J. G., Duff, K., & Adams, R. L. (2002). Estimation of WAIS-III intelligence from combined performance and demographic variables: Development of the OPIE-3. *The Clinical Neuropsychologist, 16*, 426-438.
- Schretlen, D. J., Winicki, J. M., Meyer, S. M., Testa, S. M., Pearlson, G. D., & Gordon, B. (2009). Development, psychometric properties, and validity of the Hopkins Adult Reading Test (HART). *The Clinical Neuropsychologist, 23*, 926-943.
- Scott, J. G., Krull, K. R., Williamson, D. G., et al. (1997). Oklahoma Premorbid Intelligence Estimation (OPIE): Utilization in clinical samples. *The Clinical Neuropsychologist, 11*, 146-154.
- Silverstein, A. B. (1987). Accuracy of estimates of premorbid intelligence based on demographic variables. *Journal of Clinical Psychology, 43*, 493-495.
- Smith-Seemiller, L., Franzen, M. D., Burgess, E. J., & Prieto, L. R. (1997). Neuropsychologists' practice patterns in assessing premorbid intelligence. *Archives of Clinical Neuropsychology, 12*, 739-744.
- Stebbins, G. T., Gilley, D. W., Wilson R. S., Bernard, B. A., & Fox, J. H. (1990). Effects of language disturbances on premorbid estimates of IQ in mild dementia. *The Clinical Neuropsychologist, 4*, 64-68.
- Stebbins, G. T., Wilson R. S., Gilley, D. W., Bernard, B. A., & Fox, J. H. (1990). Use of the National Adult Reading Test to estimate premorbid IQ in dementia. *The Clinical Neuropsychologist, 4*, 18-24.
- Stebbins, G. T., Wilson R. S., Gilley, D. W., Bernard, B. A., & Fox, J. H. (1988). Estimation of premorbid intelligence in dementia. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 10*, 63-64.
- Storandt, M., Stone, K., & LaBarge, E. (1995). Deficits in reading performance in very mild dementia of the Alzheimer's type. *Neuropsychology, 9*, 174-176.
- Strauss, E., Sherman, E. M. S., & Spreen, O. (2006). *A compendium of neuropsychological tests: Administration, norms, and commentary* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- Sweet, J. J., Moberg, P. J., & Tovian, S. M. (1990). Evaluation of Wechsler Adult Intelligence Scale-Revised premorbid IQ formulas in clinical population. *Psychological Assessment, 2*, 41-44.
- The Psychological Corporation. (2001). *Wechsler Test of Adult Reading (WTAR): Test manual*. San Antonio, TX: Author.
- Vanderploeg, R. D. & Schinka, J. A. (1995). Predicting WAIS-R IQ premorbid ability: combining subtest performance and demographic variable predictors. *Archives of Clinical Neuropsychology, 10*, 225-239.
- Veil, H. O. F., & Koopman, R. F. (2001). The bias in regression-based indices of premorbid IQ. *Psychological Assessment, 13*, 356-368.

- Welsh-Bohmer, K. A., Attix, D. K., & Mason, D. J. (2003). The clinical utility of neuropsychological evaluation of patients with known or suspected dementia. In G. P. Prigatano & N. H. Pliskin (Eds.), *Clinical neuropsychology and cost outcome research: A beginning* (pp. 177-200). New York: Psychology Press.
- Wiens, A. N., Bryan, J. E., & Crossen, J. R. (1993). Estimating WAIS-R FSIQ from the National Adult Reading Test-Revised in normal subjects. *The Clinical Neuropsychologist*, *7*, 70-84.
- Williams, M. (1997). The prediction of premorbid memory ability. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *12*, 745-756.
- Willshire, D., Kinsella, G., & Prior, M. (1991). Estimating WAIS-R from the National Adult Reading Test: A cross-validation. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, *13*, 204-216.
- Wilson, R. S., Rosenbaum, G., & Brown, G. (1979). The problem of premorbid intelligence in neuropsychological assessment. *Journal of Clinical Neuropsychology*, *1*, 49-54.
- Wilson, R. S., Rosenbaum, G., Brown, G., Rourke, D., & Whiteman, D. (1978). An index of premorbid intelligence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *46*, 1554-1555.
- Wrobel, N. H. & Wrobel, T. A. (1996). The problem of assessing brain damage in psychiatric samples: Use of personality variables in prediction of WAIS-R scores. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *11*, 625-635.
- Yates, A. J. (1954). The validity of some psychological tests of brain damage. *Psychological Bulletin*, *51*, 359-379.

Estudo II

Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a população portuguesa

Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a população portuguesa

Lara Alves¹, Cristina Martins², & Mário R. Simões^{1,3}

¹Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

²Centro de Estudos de Linguística Geral e Aplicada, Faculdade de Letras da
Universidade de Coimbra

³Laboratório de Avaliação Psicológica, CINEICC

Estudo Publicado:

Alves, L., Martins, C., & Simões, M. R. (2010). Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a População Portuguesa. *Psychologica*, 52(3), 295-311.

Resumo

Na ausência de informação objetiva sobre o nível de funcionamento cognitivo anterior, é essencial uma estimacão fiel da inteligência pré-mórbida (IPM) quando se pretende avaliar a existência, natureza e grau de lesões com potencial declínio cognitivo. Trabalhos recentes nesta área interligam a presente capacidade de leitura de palavras irregulares com índices de inteligência atuais e variáveis demográficas, utilizando fórmulas de regressão. A utilidade e uso frequente de testes de estimacão da IPM em protocolos de avaliação neuropsicológica justificam a construçao de um teste análogo para a população portuguesa. Deste modo, com o propósito de criar um instrumento objetivo de estimacão da IPM, foi desenvolvida a primeira versão experimental do TeLPI, constituída por 121 palavras portuguesas que ostentam casos de irregularidade na relaçao grafema-fone (palavras irregulares), 105 das quais infrequentes e 16 frequentes. O presente estudo apresenta a metodologia de construçao do TeLPI, o processo de seleçao de itens e os desafios futuros para a concretizaçao da sua versão final.

Palavras-Chave: Avaliação Neuropsicológica, Inteligência Pré-Mórbida, TeLPI, Teste de Palavras Irregulares, Estimacão da capacidade cognitiva.

INTRODUÇÃO

Na falta de informação objetiva acerca do nível anterior de funcionamento cognitivo de um indivíduo (isto é, na ausência de resultados de testes preexistentes, registos escolares, história laboral, etc.), é essencial uma estimativa fidedigna das capacidades cognitivas pré-mórbidas quando se pretende avaliar a existência, natureza e grau do potencial declínio cognitivo em distintas condições clínicas (e.g., demência, traumatismo craniano, esquizofrenia, depressão, síndrome de Korsakoff e HIV) (Griffin et al., 2002; Powell, Brossart, & Reynolds, 2003; Baade & Schoenberg, 2004). Por este motivo, a estimativa da inteligência pré-mórbida (IPM) é considerada crucial na determinação da presença de declínio cognitivo em qualquer avaliação neuropsicológica (e.g., Lezak, Howieson, & Loring, 2004).

A estimativa da IPM é considerada fundamental não apenas no sentido de avaliar até que ponto uma lesão terá provocado uma deterioração cognitiva mas, também, para: (i) identificar o máximo de recuperação de funções que o indivíduo pode alcançar em contexto de reabilitação cognitiva (permitindo suporte e clarificação de objetivos realistas); (ii) monitorizar o curso de uma recuperação; (iii) decidir sobre a necessidade e as orientações a seguir numa intervenção (tratamento); (iv) escolher estratégias compensatórias; (v) definir o prognóstico e (vi) fundamentar o direito a indemnizações (Bilbao-Bilbao & Seisdedos, 2004).

Historicamente, a investigação apresenta vários métodos de estimativa da IPM como por exemplo: “*hold/don’t hold tests*” (Ciplotti & Warrington, 1995), “*melhor performance*” (Lezak, Howieson, & Loring, 2004) e “*fórmulas de regressão baseadas em dados demográficos*” (Barona, Reynolds, & Chastain, 1984; Powel, Brossart & Reynolds, 2003; Bilbao-Bilbao & Seisdedos, 2004) que, no entanto, de acordo com a sua especificidade, apresentam problemas de sub- ou sobre-estimação do QI ou do nível de declínio cognitivo (Paolo, Ryan, Troster, & Hilmer, 1996; Baade & Schoenberg, 2004).

Recentemente, aumentando o poder de predição relativamente aos métodos que utilizam apenas uma das fontes de informação anteriormente referidas, foram elaboradas fórmulas de regressão que combinam variáveis demográficas pertinentes com níveis atuais de desempenho cognitivo identificados através do recurso a provas de leitura e a medidas de inteligência (Griffin, Mindt, Rankin, Ritchie, & Scott, 2002; Schoenberg, Duff, Scott, Patton, & Adams, 2006).

Uma vertente da conjugação entre níveis atuais de desempenho, variáveis demográficas e fórmulas de regressão utiliza a capacidade de leitura para a estimativa da IPM. Esta

metodologia é atualmente a opção mais valorizada por investigadores e clínicos, já que revisões recentes (Matsuoka et al., 2006; Halliday, 2006; The Psychological Corporation, 2001; Mackinnon, Ritchie, & Mulligan, 1999) evidenciam que os resultados em Testes de Leitura se encontram fortemente correlacionados com pontuações em Escalas de Inteligência e, ainda, que a metodologia mais robusta e com maior valor preditivo combina a capacidade de leitura e o atual nível intelectual, identificados por instrumentos de referência (exemplo: WAIS-III; Wechsler, 1997; 2008), utilizando fórmulas de regressão com variáveis demográficas pertinentes (Gladsjo, Heaton, Palmer, Taylor, & Jeste, 1999; McGurn, Starr, Tropfer, Pattie, Whitemann, Lemmon, Whalley, & Deary, 2004). Neste contexto, têm sido desenvolvidos diversos instrumentos para a estimação da inteligência pré-mórbida (e.g., Nelson, 1982; Colombo et al., 2000; Halliday, 2006; Matsuoka et al., 2006; Mackinnon, Ritchie & Mulligan, 1999) baseados na capacidade/competência de leitura, já que dados de natureza clínica apontam para a relativa estabilidade desta capacidade na população normal e para a sua maior preservação ou resistência ao dano cognitivo (e.g., Blair & Spreen, 1989; Krull, Sherer, & Adams, 1995; Bright, Jaldow, & Kopelman, 2002; Griffin et al., 2002), incluindo demência (e.g., Starr & Lonie, 2007), traumatismo craniano (e.g., Morris et al., 2005) ou perturbação psiquiátrica (e.g., Mackinnon & Mulligan, 2005).

Assim sendo, atualmente, o recurso a testes de avaliação da inteligência pré-mórbida baseia-se nos seguintes pressupostos:

1. As pontuações em testes de capacidade de leitura e em testes de inteligência geral estão altamente correlacionadas nos indivíduos da população normal (Nelson & Mckenna, 1975);
2. A capacidade de pronunciar palavras, sem necessária conservação da capacidade de definir (i.e., de aceder à sua componente semântica), está preservada nos estádios iniciais das demências (Christensen et al., 1991; O`Corroll, 1995; Petterson et al., 1994; Storandt et al., 1995);
3. A familiaridade com palavras de baixa frequência é um indicador do nível educacional anterior ou de níveis superiores de inteligência cristalizada (Strauss, Sherman, & Spreen, 2006).

Tais pressupostos assentam na assunção de que a leitura de palavras em voz alta envolve a ativação de: I) Mecanismos fonológicos – que, baseando-se em regras previsíveis de conversão grafema-fonema, permitem que uma determinada palavra seja corretamente lida, mesmo que

esta no seja previamente conhecida (o que se verifica na leitura de pseudopalavras, por exemplo); II) Mecanismos lxico-semnticos – que envolvem a participao de sistemas de processamento semntico superiores (normalmente afetados cedo num processo demencial), nos quais o significado de uma palavra  acedido, antes da respetiva pronunciao; III) Mecanismos de associao global entre a forma grfica e a forma fnica da palavra, que no dependem de regras de converso grafema-fonema, nem de mediao semntica, permitindo a leitura correta de palavras anteriormente conhecidas sem a ativao necessria do seu significado (Coslett et al., 1985). A preservao deste ltimo mecanismo dever permitir, por exemplo, que pacientes com demncia sejam capazes de ler corretamente palavras irregulares (que integram casos de relao grafema-fonema no unvoca) que lhes sejam familiares mas que j no compreendam. Assim, a integridade do mecanismo de associao entre a forma grfica e forma fnica  a base da aplicao de testes de leitura irregulares para a estimao da IPM (Del Ser et al., 1997).

Este paradigma ganhou aceitao entre a comunidade cientfica levando ao desenvolvimento internacional de vrios instrumentos de avaliao da IPM que, utilizando frmulas de regresso, associam a presente capacidade de leitura de palavras irregulares (i.e., palavras que contm grafemas cuja relao com o respetivo fonema no  unvoca) e variveis demogrficas inerentes a ndices de inteligncia atuais (Griffin et al., 2002; Crawford et al., 2007). Alguns exemplos apresentam-se na Tabela 1.

A existncia, utilidade, validade e frequncia de utilizao de testes de leitura de palavras irregulares em protocolos de avaliao neuropsicolgica noutros pases e com resultados fiveis e objetivos justificam o projeto de construo e de adaptao de um teste anlogo para a populao portuguesa.

OBJETIVOS

O presente estudo tem como objetivo elucidar o processo de construo e o desenvolvimento da verso experimental de um teste de leitura para a populao portuguesa (TeLPI), constitudo por palavras portuguesas representativas de casos de relao grafema-fonema irregular (doravante “palavras irregulares”) e pouco frequentes que, na sua verso final, permitir estimar a Inteligncia Pr-Mrbida.

Tabela 1. Exemplos de Instrumentos de Estimação da Inteligência Pré-Mórbida e países onde decorreram os trabalhos de desenvolvimento e validação

	Instrumentos	País
	<i>National Adult Reading Test</i> (NART; Nelson, 1982)	Inglaterra
	<i>North American Adult Reading Test</i> (NAART; Blair & Spreen, 1989)	Estados Unidos
	<i>American Adult Reading Test</i> (AMNART; Grober & Sliwinski, 1991)	Estados Unidos
	<i>Word Accentuation Test</i> (WAT; Del Ser et al, 1997)	Espanha
	<i>French National Adult Reading Test</i> (FNART; Mackinnon, Ritchie, & Mulligan, 1999)	França
	Teste de Inteligência Breve (TIB; Colombo et al., 2000)	Itália
	<i>Wechsler Test of Adult Reading</i> (WTAR; The Psychological Corporation, 2001)	Estados Unidos/ Inglaterra
	<i>New Zealand Adult Reading Test</i> (NZART; Halliday, 2006)	Nova Zelândia
	<i>Japanese National Adult Reading Test</i> (JNART; Matsuoka et al., 2006)	Japão
	<i>Swedish National Adult Reading Test</i> (NART-SWE; Rolstad et al., 2008)	Suécia
	<i>Hopkins Adult Reading Test</i> (HART; Schretlen et al., 2009)	Estados Unidos
	<i>Test of Premorbid Functioning</i> (TOPF, NCS Pearson Corporation, 2009; TOPF ^{UK} , NCS Pearson Corporation, <i>in press</i>)	Estados Unidos/ Inglaterra

METODOLOGIA

O processo de construção e adaptação de um teste envolve a consideração das diferenças culturais e linguísticas das populações às quais se destina (Hambleton, 2005; International Test Commission, 2001). Uma vez que os testes de leitura de palavras irregulares se baseiam nas irregularidades gráfico-fonológicas da língua materna, a construção de um teste desta natureza não passa pela simples tradução, para português, do conteúdo de testes já existentes noutras línguas com a mesma finalidade, mas sim pela proposta de palavras de estímulo cujas propriedades devem ser comparáveis às das que figuram nesses mesmos testes. Deste modo, a metodologia utilizada neste estudo circunscreveu-se, em grande parte, ao desenvolvimento e seleção dos itens (lista de palavras), adoptando o método racional/dedutivo, em que os itens são gerados com base numa teoria e sujeitos a uma avaliação psicométrica. Existe ainda a possibilidade de se rejeitarem itens individuais se estes não cumprirem ou excederem os requisitos mínimos pré-estabelecidos ou se não demonstrarem as relações empíricas previstas (Ryan, Lopez & Sumerall, 2001).

Deste modo, considerando a necessidade de equivalência de constructo entre os testes já existentes (International Test Commission, 2001) e seguindo o modelo teórico subjacente aos testes de leitura de palavras irregulares, inicialmente foram adotados os dois grandes critérios

orientadores de seleo de palavras utilizados internacionalmente em testes anlogos (Nelson, 1982):

- As palavras utilizadas devem ser irregulares, isto , tm de conter pelo menos um caso de “um grafema para muitos fonemas”, sendo que a pronncia do referido grafema no  deduzvel por via da aplicao de uma regra (o que permite assegurar que os indivduos lem correctamente uma determinada palavra porque tm algum tipo de familiaridade anterior com a mesma e no porque seguem as regras normais de converso grafema-fonema).
- As palavras utilizadas devem ser suficientemente raras no *corpus* nativo para que a aptido para as ler reflita uma capacidade de conhecimento superior de leitura.

No caso do portugus europeu (PE), as relaoes irregulares existentes entre grafemas e fonemas, embora existentes, no so to significativas como noutras lnguas, j que existem regras para quase todas as correspondncias grafema-fonema, circunstncia que torna o PE bastante transparente no que respeita  relao entre os planos de escrita e de oralidade (Veloo, 2005). De entre os tipos possveis no PE, foram considerados para a construo do TeLPI, os seguintes:

1. A ocorrncia de uma consoante a preceder outra, consoante que, em algumas vezes  muda e, noutras, se pronuncia (e.g., pacto, acto);
2. A ocorrncia de <qu/gu> antes de <e> ou <i>, cujo grafema <u>, numas vezes se l e, noutras, no (e.g., guia, ubiquidade);
3. A consoante <x>, que pode ter os valores: [j] (e.g., caixa, xadrez); [s] (e.g., mximo); [z] (e.g., exrcito, exame); [ks] (e.g., complexidade).

O acesso ao vocabulrio e a determinao da frequncia (escrita e oral) das palavras da lngua portuguesa foi obtido atravs da consulta do Lxico de Frequncias do portugus contemporneo: o CORLEX (Nascimento, 2003).

Concludo em Dezembro de 2000, o CORLEX  um Lxico de frequncias de 26 980 vocbulos (entradas lexicais), extrado de um *corpus* de 16 210 438 palavras do portugus europeu. As entradas lexicais que constituem este Lxico atingiram, no *corpus*, frequncias iguais ou superiores a 6 e cada uma dessas entradas  seguida de informao gramatical (categoria morfossintctica) e de informao quantitativa (nvel de ocorrncia no *corpus*) (Nascimento,

2003). O CORLEX tornou-se, deste modo, a base de dados primordial utilizada para o presente estudo.

Em função dos critérios adotados no âmbito do projeto PAL-PORT (Festas *et al.*, 2007), foi considerada pouco frequente a palavra que apresentasse, no CORLEX, frequência igual ou inferior a 27. A frequência é uma variável importante, já que se perspetiva do ponto de vista teórico que, quanto mais frequente for uma determinada palavra, menos oneroso será o seu acesso e, portanto, mais facilmente poderá ser reproduzida. Esta variável deverá ser considerada também na sua relação com a extensão da palavra: assim, quanto mais extensa e pouco frequente for uma determinada palavra num *corpus* linguístico, mais difícil se tornará o seu acesso aquando do respetivo processamento psicolinguístico (Caplan, 1992).

Uma vez seleccionados os materiais de pesquisa, estabelecida e adaptada a fundamentação para a seleção de palavras, foi efetuada uma primeira triagem de itens utilizando os seguintes critérios:

- considerar apenas as palavras nas quais <x> se encontra em posição intervocálica (e.g., axioma, mas não xaile);
- retirar palavras representativas de uma irregularidade grafema-fonema que admite variação na pronúncia (e.g., maximização, já que <x> tanto pode ler-se [s], como [ks]);
- eliminar palavras de baixa frequência que são, graficamente, muito semelhantes a outras de elevada frequência, uma vez que podem influenciar a correta leitura das palavras de baixa frequência no *corpus* do PE (e.g., *objecto*, semelhante a *objeto*);
- retirar as palavras que, embora consideradas pouco frequentes, se admite serem bastante conhecidas (e.g., *aquecido*);
- eliminar palavras a cuja forma se podem associar valores semânticos diferentes, que apresentem, para além do mais, frequências díspares (e.g., *recto*), uma vez que tal circunstância poderá interferir com a dificuldade da respetiva leitura.

Após a seleção inicial de palavras, baseada nos critérios acima estipulados, procedeu-se à classificação de cada palavra, no que respeita às seguintes características:

- (i) classe morfossintáctica (seguindo testes análogos, foram apenas seleccionados nomes, verbos ou adjetivos);
- (ii) frequência (consideram-se como muito frequentes palavras com um limite mínimo de ocorrências no CORLEX de 162, palavras frequentes com ocorrências no CORLEX entre

28 e 161 e palavras pouco frequentes as que tm um limite mximo de 27 ocorrncias no CORLEX);

- (iii) extenso (palavras extensas possuem 4 ou mais slabas, palavras mdias possuem 3 slabas e palavras curtas 1 a 2 slabas);
- (iv) critrio de irregularidade patente.

Deste modo, de 16 210 438 palavras foram escolhidas, com base nos critrios enunciados, 1417. Deste conjunto mais restrito foram ainda selecionadas apenas as palavras infrequentes e descartadas aquelas que poderiam ser afectadas pelo novo Acordo Ortogrfico da Lngua Portuguesa (Comunidade dos Pases de Lngua Portuguesa, 1990), cujos efeitos prticos se comearam a fazer notar a partir de 2009 (todas as palavras que seguem o primeiro critrio de irregularidade grafema-fonema antes apresentado, i.e., a ocorrncia de uma consoante a preceder outra que, umas vezes  muda e, outras, se pronuncia; e.g., facto), tendo-se, assim, chegado s 419 palavras.

Numa segunda triagem de palavras, foi necessrio proceder ao refinamento de critrios de seleo tendo-se optado por:

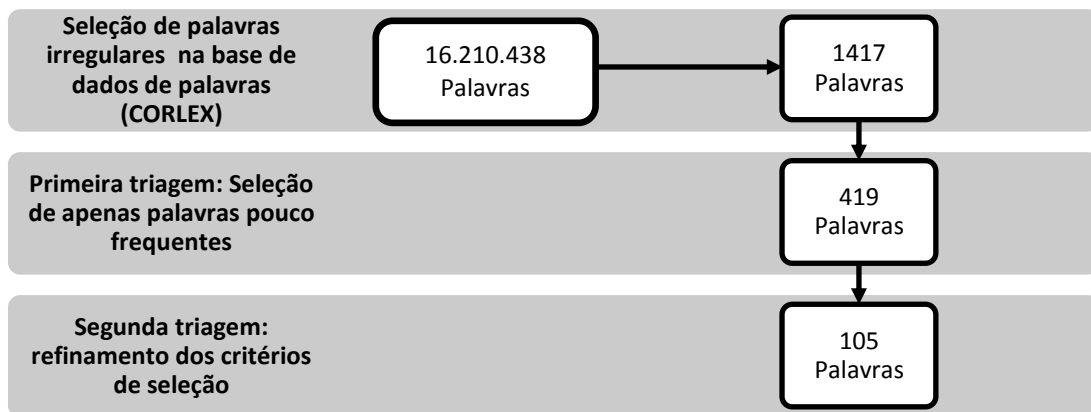
- seleccionar apenas uma palavra de cada "famlia", i.e., de entre as que ostentassem a mesma base morfolgica (e.g., lexia e lxico);
- em caso de dvida entre duas palavras, retirar a palavra derivada (e.g., preferir guindar a guindola);
- eliminar palavras derivadas ou compostas cujas bases so muito frequentes ou frequentes (e.g., baixio);
- no seleccionar palavras irregulares cuja leitura alternativa (e incorreta) seja pouco provvel dada a sua dificuldade de pronncia (e.g., bloqueamento – criao de um tritongo);
- eliminar palavras que terminem em <que> ou <gue> devido  regularidade da pronncia destas sequncias grficas nesta posio (com exceo de palavras que apresentem outro caso de irregularidade; e.g., exangue);
- eliminar numerais e seus derivados (e.g., quinhentista).

Com base na aplicação destes critérios, escolheram-se as 105 palavras a incluir no TeLPI. Foram ainda selecionadas palavras representativas de mais do que um critério de irregularidade, no sentido de formar e avaliar a existência de um grupo de itens de maior dificuldade. Seguiu-se a transcrição fonética de todas as palavras selecionadas (contemplando as várias pronúncias conhecidas no PE) e, finalmente, a construção do suporte físico do teste.

RESULTADOS

Na Figura 1 apresentam-se os resultados obtidos durante as várias etapas de seleção de itens. Exemplos de palavras selecionadas e respetiva transcrição fonética apresentam-se na Tabela 2.

Figura 1. Palavras selecionadas após cada etapa de triagem



Do ponto de vista do estímulo físico, cada palavra (item) do TeLPI é apresentada isoladamente numa página tamanho A5, formando um caderno de apresentação. Os estímulos (itens) são apresentados por nível crescente de dificuldade sendo que de sete em sete palavras surge uma palavra irregular frequente ou muito frequente (num total de 16 itens) de modo a manter o indivíduo motivado para a tarefa. Seguindo diretrizes apresentadas pela International Test Commission (2001) optou-se por adicionar estas palavras no sentido de tentar minimizar ou controlar uma possível variável parasita, a motivação, que poderia influenciar os resultados no teste. Estas palavras, sendo igualmente irregulares, não são cotáveis e foram selecionadas utilizando o mesmo processo da seleção das palavras pouco frequentes. Exemplos destas palavras são apresentados na Tabela 3.

Tabela 2. Exemplos de palavras irregulares pouco frequentes selecionadas para a verso experimental do TeLPI e respetiva transcrio fontica

Palavra	Classe Morfosinttica	Extenso	Frequncia	Transcrio fontica de pronncias possveis
Guindar	Verbo	Curta	24	gĩ'dar
Lquen	Nome	Curta	23	'likɛn(i)
Vexar	Verbo	Curta	19	vɛ'ʃar
Exaurir	Verbo	Mdia	12	izaw'rir / e(j)zaw'rir / ejzaw'rir
Equestre	Adjetivo	Mdia	24	ɛ'kwɛʃtrĩ / e'kwɛʃtrĩ
Sagui	Nome	Mdia	6	sa'gwi / sagu'i
Ubiquidade	Nome	Alta	16	ubikwi'dadĩ
Paquiderme	Nome	Alta	8	peki'dɛrmi
Exegtico	Adjetivo	Alta	7	izi'zɛtiku / e(j)zi'zɛtiku / ejzi'zɛtiku
Exangue	Adjetivo	Alta	21	ɛ'zɛ'gi / e'zɛ'gi / i'zɛ'gi
Exequente	Nome	Alta	13	izi'kwɛti / e(j)zi'kwɛti / ejzi'kwɛti

Tabela 3. Palavras frequentes e muito frequentes selecionadas para o teste

Palavra Frequente	Frequncia	Palavra muito Frequente	Frequncia
Baixo	148	Quebra	535
Exausto	154	Frequente	855
Queixume	42	Complexo	838
Ensanguentar	50	Prximo	321

A verso experimental do teste (TeLPI) , assim, constituda por 121 palavras-estmulo cujas caractersticas, resumidamente, se apresentam na Tabela 4.

Tabela 4. Resumo das palavras selecionadas

Extensão	Nº Palavras pouco	Nº Palavras	Nº Palavras muito	Total
	frequentes	frequentes	frequentes	
Curta	12	2	1	15
Média	51	4	5	60
Longa	38	4	0	42
2 Irregularidades	4	0	0	4
Total	105	10	6	121

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os testes de leitura de palavras irregulares têm mostrado ser instrumentos válidos para a estimação da IPM. A construção de um teste análogo em português apresenta-se, por conseguinte, como uma tarefa premente que permitirá a avaliação da IPM em pacientes com suspeita de declínio cognitivo. A construção e uso do TeLPI tem particular interesse para a avaliação (neuro)psicológica em contextos clínicos e forenses, uma vez que permitirá implementar uma metodologia válida de avaliação da IPM. O recurso ao TeLPI permitirá ainda identificar o desvio entre QI observado e estimado, podendo esta indicação assinalar a existência, extensão, evolução e/ou severidade do impacto cognitivo de uma lesão.

A versão experimental do TeLPI, cuja metodologia de construção racional / dedutiva foi apresentada no presente estudo, é constituída por 121 palavras irregulares (105 palavras pouco frequentes e 16 palavras frequentes e muito frequentes). Estes itens foram gerados com base na teoria subjacente aos testes de leitura de palavras irregulares. Os itens selecionados serão examinados do ponto de vista psicométrico, nomeadamente através da realização de estudos de validação, com vista à construção da respetiva versão final.

À semelhança de testes congéneres, pretende-se que a versão final do TeLPI seja fácil de aplicar, breve (constituída por um número máximo de 50 palavras-estímulo), bem tolerada pelos sujeitos e válida para a estimação da IPM, preenchendo, assim, uma importante lacuna na prática da avaliação neuropsicológica em Portugal.

REFERÊNCIAS

- Baade, L. E., & Schoenberg, M. R. (2004). A proposed method to estimate premorbid intelligence utilizing group achievement measures from school records. *Archives of Clinical Neuropsychology, 19*, 227-243.
- Barona, A., Reynolds, C. R., & Chastain, R. (1984). A demographically based index of premorbid intelligence for the WAIS-R. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 52*, 885-887.
- Bilbao-Bilbao, A., & Seisdedos, N. (2004). Eficacia de una fórmula de estimación de la inteligencia premórbida en la población española. *Revista de Neurología, 38*(5), 431-434.
- Blair, J. R., & Spreen, O. (1989). Predicting premorbid IQ: A revision of the National Adult Reading Test. *The Clinical Neuropsychologist, 3*, 129-136.
- Bright, P., Jaldow, E., & Kopelman, M. D. (2002). The National Adult Reading Test as a measure of premorbid intelligence: A comparison with estimates derived from demographic variables. *Journal of International Neuropsychological Society, 8*, 847-854.
- Caplan, D. (1992). *Language: Structure, processing, and disorders*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Christensen, H., Hadzi-Pavolic, D., & Jacomb, P. (1991). The psychometric differentiation of dementia from aging: Neuropsychological assessment approaches. *Journal of Consulting & Clinical Psychology, 3*, 147-155.
- Ciplotti, L., & Warrington, E. (1995). Neuropsychological assessment. *Journal of Neurology, Neurosurgery and Psychiatry, 58*, 655-664.
- Colombo, L., Sartori, G., & Brivio, C. (2002). Stima del quoziente intellettivo tramite l'applicazione del TIB (test breve di Intelligenza). *Giornale Italiano di Psicologia, 3*, 613-637.
- Comunidade dos Países de Língua Portuguesa (1990). *Acordo Ortográfico da Língua Portuguesa*. Retirado de <http://www.cplp.org>.
- Crawford, J. R., Deary, I. J., Starr, J. M., & Walley, L. J. (2007). The NART as an index of prior intellectual functioning: A retrospective validity study covering a 66 year interval. *Edinburg Research Archive, 31*, 451-458.
- Del Ser, T., González-Montalvo, J., Martínez-Espinosa, S., Delgado-Villalpalos, C., & Bermejo, F. (1997). Estimation of premorbid intelligence in Spanish people with the Word Accentuation Test and its application to the diagnosis of dementia. *Brain and Cognition, 33*, 343-356.
- Festas, I., Martins, C., & Leitão, J. A. (2007). Avaliação da compreensão escrita e da leitura de palavras na PAL-PORT (Bateria de Avaliação Psicolinguística das Afásias e de outras Perturbações da Linguagem para a População Portuguesa). *Revista Educação: Temas e Problemas, 4*(2), 223-239.
- Gladsjo, J. A., Heaton, R. K., Palmer, B. W., Taylor, M. J., & Jeste, D. V. (1999). Use of oral reading to estimate premorbid intellectual and neuropsychological functioning. *Journal of the International Neuropsychological Society, 5*, 247-254.

- Griffin, S. L., Mindt, M. R., Rankin, E. J., Ritchie, A. J., & Scott, J. G. (2002). Estimating premorbid intelligence: Comparison of traditional and contemporary methods across the intelligence continuum. *Archives of Clinical Neuropsychology, 17*, 497-507.
- Grober, E., & Sliwinski, M. (1991). Development and validation of a model for estimating premorbid verbal intelligence in the elderly. *Journal of Clinical & Experimental Neuropsychology, 13*, 933-949.
- Halliday, T. J. (2006). *The Development of a New Zealand Adult Reading Test*. Dissertação de Mestrado não publicada. Universidade de Waikato.
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In R. K. Hambleton, P. F. Merenda, & C. D. Spielberger. (Eds.). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- International Test Commission. (2001). *International Test Commission guidelines for test adaptation*. London: International Test Commission.
- Krull, K., Sherer, M., & Adams, R. (1995). A comparison of indices of premorbid intelligence in clinical populations. *Applied Neuropsychology, 2*, 35-38.
- Lezak, M. D., Howieson, D. B., & Loring, D. W. (2004). *Neuropsychological assessment* (4rd ed.). New York: Oxford University Press.
- Mackinnon, A., & Mulligan, R. (2005). The estimation of premorbid intelligence levels in French speakers. *Encephale, 31*(1), 31-43.
- Mackinnon, A., Ritchie, K., & Mulligan, R. (1999). The measurement properties of a French language adaptation of the National Adult Reading Test. *International Journal of Methods in Psychiatric Research, 8*(1), 27-38.
- Matsuoka, K., Masatake, U., Kasal, K., Koyama, K., & Kim, Y. (2006). Estimation of premorbid IQ in individuals with Alzheimer's disease using Japanese ideographic script (Kanji) compound words: Japanese version of the National Adult Reading Test. *Psychiatry and Clinical Neurosciences, 60*, 332-339.
- McGurn, B., Starr, J. M., Topfer, J. A., Pattie, A., Whiteman, M. C., Lemmon, H. A., Whalley, L. J., & Deary, I. J. (2004). Pronunciation of irregular words is preserved in dementia, validating premorbid IQ estimation. *Neurology, 62*, 1184-1186.
- Morris, P. G., Wilson, J. T. L., Dunn, L. T., & Teasdale, G. M. (2005). Premorbid intelligence and brain injury. *The British Journal of Clinical Psychology, 44*, 209-214.
- Nascimento, M. F. B. (Coord.). (2003). CORLEX. Léxico Multifuncional Computorizado do Português Contemporâneo. Centro de Linguística da Universidade de Lisboa. Retirado de http://www.clul.ul.pt/sectores/linguistica_de_corpus/projecto_lmcp.php e de <http://www.clul.ul.pt/en/resources/88-project-multifunctional-computational-lexicon-of-contemporary-portuguese-r>.

- NCS Pearson Corporation (2009). *Manual for the Test of Pre-morbid Functioning (TOPF)*. San Antonio, Texas: Author.
- NCS Pearson Corporation. (in press). *Test of Pre-morbid Functioning – UK Edition (TOPF^{UK})*. London: Pearson.
- Nelson, H. E. (1982). *National Adult Reading Test: Test Manual*. Upton Park, England: NFER-Windsor.
- Nelson, H. E., & Mckenna, P. (1975). The use of current reading ability in the assessment of dementia. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, *14*, 259-267.
- O`Corroll, R. (1995). The assessment of premorbid ability: A critical review. *Neurocase*, *1*, 83-244.
- Paolo, A. M., Ryan, J., Troster, A., & Hilmer, C. D. (1996). Utility of the Barona demographic equations to estimate premorbid intelligence: Information from the WAIS-R standardization sample. *Journal of Clinical Psychology*, *52*(3), 335-343.
- Petterson, K., Graham, N., & Hodges, J. R. (1994). Reading in dementia of the Alzheimer type: A preserved ability? *Neuropsychology*, *8*, 395-407.
- Powell, B. D., Brossart, D. F., & Reynolds, C. R. (2003). Evaluation of the accuracy of two regression-based methods for estimating premorbid IQ. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *18*, 277-292.
- Rolstad, S., Nordlund, A., Gustavsson, M. H., Eckerstrom, C., Klang, O., Hansen, S., & Wallin, A. (2008). The Swedish National Adult Reading Test (NART-SWE): A test of premorbid IQ. *Scandinavian Journal of Psychology*, *49*(6), 577-582.
- Ryan, J. J., Lopez, S. J., & Sumerall, S. W. (2001). Understanding test construction. In W. I. Dorfman, & M. Hersen. (Eds.). *Understanding psychological assessment* (pp 1-15). London: Plenum Publishers.
- Schoenberg, M. R., Duff, K., Scott, J. G., Patton, D., & Adams, R. (2006). Prediction errors of the Oklahoma Premorbid Intelligence Estimate-3 (OPIE-3) stratified by 13 age groups. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *21*, 469-475.
- Schretlen, D. J., Winicki, J. M., Meyer, S. M., Testa, S. M., Pearlson, G. D., & Gordon, B. (2009). Development, psychometric properties, and validity of the Hopkins Adult Reading Test (HART). *The Clinical Neuropsychologist*, *23*, 926-943.
- Starr, J. M., & Lonie, J. (2007). The influence of pre-morbid IQ on Mini-Mental State Examination score at time of dementia presentation. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, *22*, 382-384.
- Storandt, M., Stone, K., & LaBarge, E. (1995). Deficits in reading performance in very mild dementia of the Alzheimer type. *Neuropsychology*, *9*, 174-176.
- Strauss, E., Sherman, E. M. S., & Spreen, O. (2006). *A compendium of neuropsychological tests: Administration, norms, and commentary* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- The Psychological Corporation. (2001). *Wechsler Test of Adult Reading*. San Antonio, The Psychological Corporation.
- Veloso, J. (2005). A lngua na escrita e a escrita na lngua. Algumas consideraoes gerais sobre a transparncia e opacidade fonmicas na escrita do portugus e outras questoes. *Da Investigao s Prticas. Estudos de Natureza Educacional. Publicao Peridica do Centro Interdisciplinar de Estudos Educacionais da ESSE de Lisboa*, *6*(1), 49-69.

Wechsler, D. (1997). *Wechsler Adult Intelligence Scale – Third edition*. San António, TX: Psychological Corporation.

Wechsler, D. (2008). *Escala de Inteligência de Wechsler para Adultos – Terceira edição (WAIS-III)*. Lisboa: Cegoc.

Estudo III

The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Words Reading Test (TeLPI)

The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Words Reading Test (TeLPI)

Lara Alves¹, Mário R. Simões^{1,2}, & Cristina Martins³

¹Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

²Laboratório de Avaliação Psicológica, CINEICC

³Centro de Estudos de Linguística Geral e Aplicada, Faculdade de Letras da Universidade de Coimbra

Estudo Publicado:

Alves, L., Simões, M. R., & Martins, C. (2012). The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Words Reading Test (TeLPI). *Archives of Clinical Neuropsychology*, 27(1), 58-68. doi:10.1093/arclin/acr103.

Abstract

Information regarding cognitive abilities in earlier stages of life is essential to ascertain if and to what extent these may have declined. When unavailable, clinicians rely on estimate methods. One of the contemporary methods used worldwide combines performance on irregular words reading tests with demographics since it has shown to provide reliable estimates of premorbid ability. Hence, a Portuguese irregular words reading test (TeLPI) was developed, filling an important gap in the neuropsychological evaluation of Portuguese speakers. Using 46 irregular, infrequent Portuguese words, TeLPI was validated against Wechsler Adult Intelligence Scale (WAIS)-III (N = 124), and regression-based equations were determined to estimate premorbid IQ considering TeLPI scores and demographic variables. TeLPI scores accounted for 63% of the variance of WAIS-III Full-Scale IQ, 62% of Verbal IQ, and 47% of Performance IQ and thus were considered valid for premorbid intelligence estimation.

Keywords: Intelligence; Assessment; Test construction; Practice effects/reliable.

INTRODUCTION

To characterize the extent to which an individual's cognitive abilities have declined, knowledge of cognitive performance in earlier stages of life is essential (Mackinnon, Ritchie, & Mulligan, 1999). In fact, the very concept of cognitive deficit assumes the existence of some previous normal or ideal level of functioning, against which patient outcomes can be compared and measured in a reliable and valid way (APA, 1998; Lezak, Howieson, & Loring, 2004; Mackinnon et al., 1999). However, such information is rarely available (Matsuoka, Masatake, Kasal, Koyama, & Kim, 2006), and therefore alternative methods for estimating premorbid ability (premorbid intelligence or IQ) must be used instead (Schoenberg, Lange, Marsh, & Saklofske, 2011). Several approaches for estimating premorbid IQ have been suggested. Some take into account qualitative data such as the individual's school and occupational records, family reports as well as socio-economic and educational levels (Crawford & Allan, 1997). Although reasonable findings can result from a qualitative estimation of premorbid intelligence (Baade & Schoenberg, 2004), there are several errors/deviations that may skew its accuracy (Kareken & Williams, 1994). In response to this problem, a variety of quantitative methods for estimating premorbid intelligence were developed (Franzen, Burgess, & Smith-Seemiller, 1997; Lezak et al., 2004) based on (a) resistant measures, (b) demographic equations, (c) reading tests, and (d) combined demographic and ability methods (e.g., Yates, 1956; Oklahoma Premorbid Intelligence Estimate-3: OPIE-3, Schoenberg, Scott, Duff, & Adams, 2002).

Premorbid estimation methods based solely on the current performance on resistant measures, such as the highest single subtest score on the WAIS (Wechsler Adult Intelligence Scale; Wechsler, 2008) or the WAIS vocabulary score, have fallen out of clinical use (Schoenberg et al., 2011). This can largely be attributed to research that has shown vocabulary tests, which require oral definitions and access to semantic word meaning, to be more vulnerable to brain damage (Del Ser, Gonzlez-Montalvo, Martinez-Espinosa, Delgado-Villapalos, & Bermejo, 1997; Fuld, 1983) than verbal tests with briefer responses requiring only recognition or calling on practical experience (Lezak et al., 2004). Irregular words reading tests were subsequently developed (e.g., Del Ser et al., 1997; O'Carroll & Gilleard, 1986) with the rationale that, in cases of cognitive decline, the phonological component of language involved in reading aloud is better preserved than the semantic component, as phonology appears to be less dependent on the integrity of higher cognitive process than semantics (Bayles & Boone, 1982).

The reading paradigm has gained great acceptance in neuropsychological assessment and various instruments for estimating premorbid IQ have been developed worldwide: the National Adult Reading Test (NART; Nelson, 1982), the North American Adult Reading Test (Blair & Spreen, 1989), the American Adult Reading Test (Grober & Sliwinski, 1991), the French NART (Mackinnon et al., 1999), the Word Accentuation Test (WAT) in Spain (Del Ser et al., 1997), the Wechsler Test of Adult Reading (WTAR; The Psychological Corporation, 2001), the Japanese NART (JART; Matsuoka et al., 2006), the Swedish NART (NART-SWE; Rolstad et al., 2008), the Hopkins Adult Reading Test (HART; Schretlen et al., 2009), the Test of Premorbid Functioning (TOPF; NCS Pearson Corporation, 2009), and TOPF-UK (NCS Pearson Corporation, 2011).

The task on these instruments consists in reading aloud about 50 (depending on the instrument) irregular and infrequent native words graded by difficulty. The individual's result corresponds to the number of reading errors. Given that intelligent guesswork will not provide the correct pronunciation for each word in the test (i.e., pronunciation cannot be determined from spelling, due to the presence of irregular letter-sound pairings), it has been argued that performance on irregular words reading tests is most likely to depend on previous knowledge and not on the current cognitive capacity (Nelson, 1982; Nelson & Wilson, 1991).

A potential drawback to the current reading approaches lies in the possibility of a neurological insult that can also disrupt reading ability. Performance may also be affected by developmental language disorders since research has shown that the current reading ability is dependent on education and verbal abilities (The Psychological Corporation, 2001). Reading tests may furthermore be inappropriate for estimating premorbid intelligence in subjects with language lateralized brain dysfunction, reading disorder or lesser educated individuals (Schoenberg et al., 2011). Nevertheless, reading tests as the NART (Nelson & Wilson, 1991) are reported to be among the most reliable tests in clinical use (McGurn et al., 2004).

In estimating premorbid intelligence, an alternative to reading tests involving irregular words is the use of regression models (Barona, Reynolds, & Chastain, 1984; Crawford & Allan, 1997). Given that most of these models incorporate sociodemographic variables such as years of education, demographic predictions may be biased by social or individual conditions (e.g., developmental disorders or lack of motivation at school) which may undermine academic performance or employment and therefore underestimate premorbid ability. However, the biggest disadvantage of strictly demographic methods, when compared with those based on

the oral reading of irregular words, is their lower accuracy in the estimation of premorbid intelligence in neurologically normal individuals (Schoenberg et al., 2011).

Contemporary methods combine performance on irregular words reading tests with demographics to predict WAIS-R, WAIS-III, or WAIS-IV indices since this combination provides more reliable estimates of premorbid ability than the use of either of them (e.g., Crawford, Nelson, Blackmore, & Cochrane, 1990) (cf., however for contradictory data: e.g., Blair & Spreen, 1989). The HART (Schretlen et al., 2009), the WTAR (The Psychological Corporation, 2001), and the TOPF-UK (NCS Pearson Corporation, 2011) are some examples. Another approach combines performance on selected WAIS-III subtests with demographics to predict premorbid WAIS-III Full-Scale IQ (FSIQ) (OPIE-3, Schoenberg, Duff, Scott, & Adams, 2003) and Verbal IQ (VIQ) and Performance IQ (PIQ) (OPIE-3P, Schoenberg, Duff, Dorfman, & Adams, 2004).

The aim of this study is to construct and validate a Portuguese irregular words reading test (TeLPI) comprised of Portuguese irregular words and to develop regression equations with significant demographic variables for WAIS-III FSIQ, VIQ, and PIQ (Wechsler, 2008). For these purposes, three steps were followed:

- (a) Construction of a reading test for subjects of different intellectual levels.
- (b) Validation of the test by relating it to another general intelligence test (WAIS-III), selection of the best items, and assessment of its reliability.
- (c) Determination of an empirical law (regression-based equations) to estimate the premorbid intellectual level (full and subscale scores on the WAIS-III) considering the reading test scores or other pertinent demographic variables.

METHODS

Since reading tests that assess premorbid IQ are based on orthographic irregularities that are specific to a given language, the construction of a comparable test for the Portuguese population could not be accomplished by merely translating the items (words) of existing tests. Words in the target language must share properties with those used in these tests and must furthermore represent the native vocabulary. Hence, a preliminary study was conducted for the purpose of selecting a group of irregular words that were best suited for predicting IQ in a

sample of healthy subjects. Having defined basic criteria for determining letter-sound irregularity, the first step consisted of selecting all of the eligible irregular words (e.g., ubiquidade “ubiquity”/ guia “guide”/exame “exam”/caixa “box”) listed in the Portuguese lexical frequency database “Corlex” (Centro de Linguística da Universidade de Lisboa, 2003), from a total number of 16,210,438, thus obtaining 1,417 irregular words.

Subsequently, all irregular words with a frequency rate on CORLEX above 27 (frequent and very frequent words) were eliminated and further refined linguistic criteria (elimination of technical jargon, or numerals, for instance) led to the final selection of 105 words considered suitable for the purposes of the experimental version of TeLPI (Alves, Martins, & Simões 2010). In order to define coding criteria, a phonetic transcription (The International Phonetic Association, 2005) was provided for each word. Materials included a score sheet with the pronunciation criteria as well as a test book in which each word was presented separately and printed in a bold, 18-point font. In testing, TeLPI was introduced to the examinee as follows: “I will be showing you some words that I’d like you to read slowly out loud. Some words you may not recognize, but try reading them anyway.” For all participants, responses were recorded in digital audio format to ensure accurate scoring.

The 105 wordlist was applied on a sample of 130 healthy, community-dwelling Portuguese speakers that were born and had completed their formal education in Portugal, 16 years of age or older. Informed consent was obtained from each subject after the aim of the study was explained. To ensure that participants were cognitively healthy adults, the recruited subjects were interviewed by a psychologist with a standard questionnaire that included complete socio-demographic data, an inventory of current clinical health status, past habits, and medical history. Autonomy in daily living activities, motor, speech, audition, or vision disorders, of alcoholism history or substance abuse, neurological or psychiatric diseases, as well as of chronic unstable systemic disorders with impact in cognition, significant depressive complaints, and medication with possible impact in cognition (e.g., psychotropic or psychoactive drugs) were also checked in this interview since they represent possible exclusion criteria. In the case of older participants (subjects over 65 years), all information was always checked with their general practitioner, community center directors, and/or an informant, usually an individual in co-habitation or a close relative. All subjects underwent the 105 irregular words reading test, 9 of the 12 subtests of the Portuguese version of WAIS-III (Wechsler, 2008) that most correlate with FSIQ (i.e., Information, Vocabulary, Arithmetic, Comprehension, Similarities, Picture Completion, Block Design, Matrix Reasoning, and Symbol

search) as well as the Mini-Mental State Examination (MMSE; Folstein, Folstein, & McHugh, 1975; Guerreiro, 1998), the Montreal Cognitive Assessment (MoCA; Nasreddine et al., 2005; Simes et al., 2008), and the Geriatric Depression Scale (GDS-30; Yesavage et al., 1983). Subjects scoring outside Portuguese cut-off scores on the MMSE (possible cognitive decline if $MMSE \leq 22$ for subjects from 1 to 11 years of education and ≤ 27 for those with scholarship .11 years; Guerreiro, 1998; Guerreiro, Silva, & Botelho, 1994), on MoCA (Freitas, Simes, Alves, & Santana, 2011), and those who scored more than 20 on the GDS-30 (Yesavage et al., 1983) were excluded from further study. These procedures yielded a final sample group of 124 subjects. To select the items displaying the highest correlation with IQ, the correlation (Pearson's correlation) between reading scores was established (correct = 1, incorrect = 0) for each of the 105 Portuguese words. Portuguese words exhibiting the highest correlation with IQ were then selected to be included in the final version of the TeLPI. The damaging effect of words on TeLPI's internal consistency was also taken into account in the final word selection.

In order to determine an empirical law, the estimated FSIQ, VIQ, and PIQ were regressed, based on the number of errors on the TeLPI and significant demographic variables. For test-retest reliability purposes, a sample subgroup of 60 subjects was re-examined with the same instruments used in the initial examination.

RESULTS

After all exclusion criteria were applied, the validation sample included 124 subjects, 64 men (51.6%) and 60 women (48.4%), with an average age of 48.20 years ($SD = 18.71$; min = 16; max = 86). The average of years of education was 10.31 ($SD = 4.375$; min = 4; max = 20). Note that the educational level of the Portuguese population is typically low (mean education of the Portuguese population = 8.16; $SD = 4.72$; INE, 2011), given that 27.2% have ≤ 4 years of education. The mean MMSE score was 29.04 ($SD = 1.185$), ranging from 25 to 30, and the mean MoCA score was 26.53 ($SD = 2.923$), ranging from 15 to 30. The mean FSIQ was 109 ($SD = 17.94$; min = 66, max = 146), the mean VIQ was 110 ($SD = 17.98$; min = 63, max = 147), and the mean PIQ was 107 ($SD = 16.69$; min = 67, max = 149). The mean errors given on TeLPI (105 words) were 15.40 ($SD = 11.60$; min = 1, max = 62; Table 1). As observed in Table 1, descriptive statistics of the sample ≥ 25 years of age are also presented. Demographic statistics do not differ in great extent when comparing the total sample (≥ 16 years of age) to the ≥ 24 years of age subgroup sample. These data are relevant to the full understanding of the final TeLPI

equations (see Results and Discussion sections). Descriptive statistics of the sample by age group are presented in Table 1.

Table 1. Descriptive Statistics of the sample

	Sample group	
	≥ 16 years of age	≥ 25 years of age
N	124	105
Age		
Mean	48.20	53.29
Minimum – maximum	16 - 86	25 - 86
Standard Deviation	18.71	15.57
Years of schooling		
Mean	10.31	10.10
Minimum – maximum	4 - 20	4 - 20
Standard Deviation	4.37	4.60
MMSE		
Mean	29.04	28.97
Minimum – maximum	25 - 30	25 - 30
Standard Deviation	1.18	1.19
MoCA		
Mean	26.53	26.14
Minimum – maximum	15 - 30	15 - 30
Standard Deviation	2.92	2.95
FSIQ		
Mean	109	109
Minimum – maximum	66 - 146	66 - 146
Standard Deviation	17.93	18.79
VIQ		
Mean	110	110
Minimum – maximum	63 - 147	63 - 147
Standard Deviation	17.98	18.64
PIQ		
Mean	107	107
Minimum – maximum	67 - 149	67 - 149
Standard Deviation	16.68	17.27
TeLPI number of errors (105 words)		
Mean	15.40	15.08
Minimum – maximum	1 - 62	1 - 58
Standard Deviation	11.59	12.11
TeLPI number of errors (46 words)		
Mean	6.73	7
Minimum – maximum	0 - 37	0 - 37
Standard Deviation	7.85	8.32

Notes: MMSE = Mini-Mental State Examination; MoCA = Montreal Cognitive Assessment; FSIQ = Full Scale IQ; VIQ = Verbal IQ; PIQ = Performance IQ; TeLPI = Portuguese Irregular Word Reading Test.

In the sample of 124 healthy subjects, TeLPI scores exhibited high and significant correlations with FSIQ, $r(122) = .753, p < .001$, and VIQ, $r(122) = .732, p < .001$. Correlations with PIQ were also significant, although proving to be lower — $r(122) = .655, p < .001$. The highest WAIS-III subtest correlation occurred on Vocabulary, $r(122) = .787, p < .001$, and Information scores, $r(122) = .716, p < .001$. The correlations between the TeLPI and MoCA scores were significant and moderate, $r(122) = .532, p < .001$, and between the TeLPI and MMSE results, even if somewhat lower, were also significant, $r(122) = .415, p < .001$. The correlation between MMSE and MoCA, $r(122) = .627, p < .001$, is moderate and significant and correlations between MMSE and WAIS-III FSIQ, $r(122) = .493, p < .001$, and between MoCA and WAIS-III FSIQ, $r(122) = .413, p < .001$, though both significant are considered to be weak.

Table 2. Descriptive Statistics of the sample by age group

	Age group					Total
	16 – 24	25 – 44	45 – 54	55 – 64	≥ 65	
N	19	29	26	25	25	124
Years of schooling						
Mean	11.53	11.34	9.73	9.48	9.64	10.31
Minimum	9	4	4	4	4	4
Maximum	17	20	17	17	18	20
Standard deviation	2.50	5.23	4.33	4.20	4.49	4.37
FSIQ						
Mean	110.37	107.14	110.31	104.72	115.92	109
Minimum	68	66	74	66	72	66
Maximum	129	146	143	146	145	146
Standard deviation	12.52	22.59	17.71	16.36	16.30	17.93
VIQ						
Mean	108.58	106.45	109.53	105.36	120.80	110
Minimum	69	63	73	70	83	63
Maximum	124	147	134	147	147	147
Standard deviation	14.10	21.97	17.24	14.84	15.93	17.98
PIQ						
Mean	110.95	106.93	109.73	102.68	106.88	107
Minimum	76	69	72	67	69	67
Maximum	132	137	149	136	143	149
Standard deviation	12.70	19.96	16.41	17.02	12.21	16.68

Notes: FSIQ = Full-Scale IQ; VIQ = Verbal IQ; PIQ = Performance IQ.

TeLPI items exhibiting a correlation with the total test score or with the WAIS-III scores $< .400$ were excluded. Also excluded were five words that had no discriminative power (zero-variance: words that all participants read correctly or incorrectly) and two words that had a damaging effect on the internal consistency of TeLPI (Cronbach's α difference of 0.150). Therefore, 59 words were eliminated leaving the final version of the TeLPI with 46 items. After the removal of these items, TeLPI maintained similar correlations (Table 3). The remaining 46 words were rearranged in ascending order of difficulty. The easiest word was correctly pronounced by 97.6% of the sample and the most difficult by 46.8%. The internal consistency (Cronbach's α) of the selected 46 items is 0.939, and thus considered excellent. Table 4 presents the reliability coefficients by age in the sample studied. The younger age group has a relatively weaker consistency that could be influenced by years of schooling (Table 2) but no significant differences were found between age groups, $F(4, 119) = 1.26, p > .05$, and therefore, this result could be related to TeLPI's specificity in assessing crystallized intelligence, which is largely maintained or even improved into old age (Hertzog, 2011).

Table 3. Correlations of the TeLPI with External Criteria (WAIS-III, MMSE, MOCA, Education)

	TeLPI (105 words)	TeLPI (46 words)
WAIS-III scores		
FSIQ	.753	.729
VIQ	.732	.695
PIQ	.655	.651
Vocabulary	.787	.761
Information	.716	.689
Comprehension	.543	.513
Similarities	.658	.624
Picture completion	.472	.493
Block design	.569	.490
Matrix reasoning	.548	.540
Symbol search	.472	.490
Arithmetic	.482	.451
MMSE	.415	.431
MoCA	.532	.552
Years of education	.637	.600

Notes: WAIS = Wechsler Adult Intelligence Scale; FSIQ = Full-Scale IQ; VIQ = Verbal IQ; PIQ = Performance IQ; MMSE = Mini-Mental State Examination; MoCA = Montreal Cognitive Assessment. Correlation is significant at the 0.01 level (two-tailed).

TeLPI test–retest reliability was examined on a sample of 60 subjects divided into two groups. The test–retest reliability of group 1 ($N = 30$), with a delay of approximately 4 months and an average of 143.57 days ($SD = 42.51$; min = 68; max = 200), was $0.95 - r(28) = .95, p < .001$. The second group ($N = 30$) was tested with a delay of 18 months and an average of 538.85 days (SD

= 110.19; min = 201; max = 676) and presented a test–retest reliability of 0.98— $r(28) = .98, p < .001$.

Table 4. Internal Consistency Reliability Coefficients for the Portuguese validation sample by age.

Age group	Cronbach's α
16 – 24	.795
25 – 44	.954
45 – 54	.945
55 – 64	.901
≥ 65	.962
Total	.939

In the TeLPI's final version (46 words), no significant gender effects were found, $t(124) = 1.670$, and age was also not significantly correlated with TeLPI scores, $r(122) = .091$. Consistent with these data are correlations between age and FSIQ, $r(122) = .024$, VIQ, $r(122) = .145$, and PIQ, $r(122) = .146$, that were also not significant for the 124 subjects of the sample. Years of education correlated significantly with performance on TeLPI, $r(122) = .600, p < .001$, as well as with FSIQ, $r(122) = .661, p < .001$, VIQ, $r(122) = .662, p < .001$, and PIQ, $r(122) = .546, p < .001$. As an additional validity test, a significant linear regression was obtained entering FSIQ scores, years of education, and age as predictors for TeLPI scores. FSIQ was a strong predictor, $\beta = 20.729, t(121) = 211.75, p < .001$, explaining, by itself, 52.7% of the variance in the TeLPI scores, adjusted $R^2 = .527, F(1, 122) = 138.22, p < .001$, whereas years of education appeared to be a weaker predictor, $\beta = 20.210, t(121) = 22.61, p < .001$, accounting for only an additional 2% of this variance, adjusted $R^2 = .549, F(2, 121) = 75.78, p < .001$. As such, age did not result as a significant predictor — $\beta = 0.064, t(120) = 1.00, p < .05$.

To estimate the equivalent intellectual level measured by the WAIS-III, three significant stepwise linear regression equations were obtained from the sample of 124 healthy subjects with the two significant predictors found (TeLPI scores and years of education). Using FSIQ as a dependent variable, the regression equations revealed a significant model, $\beta = 0.350, t(121) = 4.927, p < .001$, predicting 60.3% of the variance of FSIQ, adjusted $R^2 = .603, F(2, 121) = 94.44, p < .001$; 57% of VIQ, $\beta = 0.383, t(121) = 5.19, p < .001$ and adjusted $R^2 = .570, F(2, 121) = 82.49, p < .001$; and 45.3% of PIQ, $\beta = 0.243, t(121) = 2.92, p < .01$ and adjusted $R^2 = .453, F(2, 121) = 51.98, p < .001$. The equations are the following:

(a) TeLPI predicted WAIS-III FSIQ = $100.645 + (21.165 \times \text{number of errors on the TeLPI}) + (1.604 \times \text{number of school years completed})$;

(b) TeLPI predicted WAIS-III VIQ = $100.987 + (21.064 \times \text{number of errors on the TeLPI}) + (1.576 \times \text{number of school years completed})$;

(c) TeLPI predicted WAIS-III FSIQ = $104.945 + (21.075 \times \text{number of errors on the TeLPI}) + (0.926 \times \text{number of school years completed})$.

Since the TeLPI is assumed to assess crystallized intelligence (presumably stable in adulthood), and given the first results and the lower values of Cronbach's α (0.795) in ages ranging from 16 to 24, we tried to enhance the percentage of explained variance by excluding subjects under 25 years of age from the sample, then computing new correlations and linear regressions with the remaining 105 subjects. Descriptive statistics of the sample ≥ 25 years of age is presented in Table 1. The regression equations for subjects 25 years and older increases explained variance from 60.3% to 63% of the FSIQ, $\beta = 0.391$, $t(102) = 5.26$, $p < .001$ and adjusted $R^2 = .633$, $F(2, 102) = 90.50$, $p < .001$, from 57% to 62.3% of the VIQ, $\beta = 0.434$, $t(102) = 5.77$, $p < .001$ and adjusted $R^2 = .623$, $F(2, 102) = 87.05$, $p < .001$, and from 45.3% to 47.2% of the PIQ, $\beta = 0.272$, $t(102) = 3.02$, $p < .01$ and adjusted $R^2 = .472$, $F(2, 102) = 47.54$, $p < .001$, using TeLPI scores and years of education (Table 5) as predictors. These results are consistent with the fact that crystallized intelligence is reasonably stable in adulthood and after the completion of basic and formal school education (Hertzog, 2011). The regression equations are as follows:

(a) TeLPI predicted WAIS-III FSIQ = $102.046 + (21.153 \times \text{number of errors on the TeLPI}) + (1.534 \times \text{number of school years completed})$;

(b) TeLPI predicted WAIS-III VIQ = $99.872 + (21.017 \times \text{number of errors on the TeLPI}) + (1.755 \times \text{number of school years completed})$;

(c) TeLPI predicted WAIS-III FSIQ = $103.644 + (21.031 \times \text{number of errors on the TeLPI}) + (1.019 \times \text{number of school years completed})$.

These models showed standard errors of the estimate (SE^{est}) of 11.39 points for TeLPI predictors of FSIQ, 11.44 for VIQ, and 12.55 for PIQ. Using these equations, the predicted IQ for each individual ≥ 25 years of age was determined ($n = 105$). As presented in Table 6, the correlations (Pearson's r) between predicted and observed FSIQ, $r(103) = .80$, $p < .001$, VIQ, $r(103) = .79$, $p < .001$, and PIQ, $r(103) = .69$, $p < .001$, for subjects in this group were high and

Table 5. Different regression equation possibilities for the TeLPI

	Inserted variables	N	Explained variance		
			FSIQ (%)	VIQ (%)	PIQ (%)
1	TeLPI (number of errors)	124	52.7	47.9	42
2	TeLPI (number of errors) + years at school	124	60.3	57	45.3
3	TeLPI (number of errors)	105 (≥ 25 years)	54	51	43
4	TeLPI (number of errors) + years at school	105 (≥ 25 years)	63	62.3	47.2

Notes: WAIS = Wechsler Adult Intelligence Scale; FSIQ = Full-Scale IQ; VIQ = Verbal IQ; PIQ = Performance IQ.

Table 6. Correlations between TeLPI predicted IQ and observed IQ in subjects ≥ 25 years of age (n = 105)

	TeLPI (46 words)
Observed WAIS-III IQ's scores	
FSIQ	.800
VIQ	.792
PIQ	.693
Observed WAIS-III subtests scores	
Vocabulary	.815
Information	.743
Comprehension	.642
Similarities	.766
Picture completion	.509
Block design	.610
Matrix reasoning	.611
Symbol search	.509
Arithmetic	.495

Notes: WAIS = Wechsler Adult Intelligence Scale; FSIQ = Full-Scale IQ; VIQ = Verbal IQ; PIQ = Performance IQ. Correlation is significant at the 0.01 level (two-tailed).

significant. The Pearson correlation between the predicted and the actual IQ scores ranged from .69 to .80, reflecting minimal “shrinkage” of predictive accuracy. The TeLPI scores predicted FSIQ scores and these were also significantly correlated with all of the nine subtests of the WAIS-III used. The paired-samples t-test revealed that estimates of all three pairs of predicted and observed FSIQ, $t(104) = 0.089$, $p < .05$, VIQ, $t(104) = 0.153$, $p > .05$, and PIQ, $t(104) = 20.005$, $p > .05$, scores based on TeLPI and years of education equations were not significantly different. These results demonstrate that predictive models based on the sample have minimal loss of fidelity.

To examine the TeLPI’s predicted accuracy in detail, individual estimates were examined (Table 7): the difference between actual WAIS-III FSIQ and TeLPI predicted FSIQ score is 0.097 points. 85% of the sample TeLPI predicted FSIQ fell within $1 SE^{est}$. The percentage of cases in which predicted TeLPI FSIQ fell within ± 5 , ± 10 , ± 15 , and ± 20 points of their actual FSIQ, as well as difference in WAIS-III category classification (ranging from “extremely low” to “very superior”) between TeLPI FSIQ estimates and real FSIQ are also presented in Table 7. No wrong classifications were predicted by TeLPI in more than 20 points (or two descriptive categories of WAIS-III). Most estimating errors across IQ categories pertain to individuals with FSIQ above

120 and fewer to individuals with FSIQ under 89. TeLPI correctly accounted for 71% of the subjects' IQ within ± 5 points of their actual FSIQ, 85% within ± 10 points, 91% within ± 15 points, and all of the subjects' IQ within ± 20 points.

DISCUSSION

This study presents a Portuguese words reading test (TeLPI) specially designed to assess premorbid intelligence. An experimental version of TeLPI with 105 words was initially constructed but the list was then shortened to 46 items, corresponding to the words that most correlate with FSIQ (WAIS-III).

TeLPI's final version has shown to have an excellent internal consistency, in line with other reading tests (e.g., HART, WTAR) that range from 0.80 to 0.97 (Schretlen et al., 2009; The Psychological Corporation, 2001). TeLPI scores seem to be stable since its test–retest reliability is high in both 4 and 18 months delay groups. Similar tests have also reported comparable test–retest reliabilities, such as the NART-R (0.98; Crawford, Parker, Stewart, Besson, & De Lacey, 1989; O'Carroll, 1987) and the WTAR (ranging from 0.90 to 0.94; The Psychological Corporation, 2001). The average performance on the TeLPI appears to be stable over time, indicating that previous exposure does not improve performance. TeLPI also presents high correlations with FSIQ congruent with previous studies with other similar tests (e.g., NART, WAT, JART) that typically report moderate to high correlations from .40 to .88 (Del Ser et al., 1997; Matsuoka et al., 2006; Strauss, Sherman, & Spreen, 2006).

Although correlations between WAIS-III FSIQ and TeLPI are considered high and those between MMSE and MoCA are, as expected, moderate, the weak correlations found between TeLPI and MMSE, on one hand, and TeLPI and MoCA, on the other, are worthy of some observations. The weak correlation between MMSE and WAIS-III FSIQ and between MoCA and WAIS-III FSIQ can give some insight into these results. In fact, while MMSE and MoCA, as brief cognitive screening tests, assess mental status of patients, WAIS-III and TeLPI (in healthy subjects) both assess intelligence. Note that correlation between MoCA and MMSE isn't higher since MoCA assesses different and more complex cognitive domains than MMSE, such as executive functions, visuospatial abilities, language, attention, concentration, and working memory (Freitas et al., 2011; Nasreddine et al., 2005).

Table 7. Descriptive Statistics of Differences between Predicted and Actual WAIS-III FSIQ Scores (N = 105)

	Actual IQ Mean (SD)	Min/Max Actual. FSIQ	Predicted IQ Mean (SD)	Min/Max Pred. FSIQ	Mean difference ^a (SD)	Percent within ±5 points	Percent within ±10 points	Percent within ±15 points	Percent within ±20 points	Percent within the same category ^b	Percent within previous/following category ^b	Percent within two categories ^b under or above
TeLPI	109.44 (18.793)	66/146	109.34 (14.948)	66/130	0.097 (11.284)	71	85	91	100	40	71	100
Extremely low	67.60 (1.517)	66/69	76.13 (7.709)	67/84	-8.528 (6.291)	100	100	100	100	20	60	100
Borderline	74 (2.000)	72/76	78.59 (8.956)	71/89	-4.588 (7.043)	100	100	100	100	67	100	100
Low average	85.75 (3.012)	81/89	95.64 (14.991)	66/115	-9.888 (13.182)	88	88	88	100	8	63	100
Average	101.83 (6.061)	91/109	106.10 (10.975)	75/129	-4.273 (10.429)	89	91	94	100	46	91	100
High average	114.45 (2.686)	110/119	114.92 (6.668)	97/127	-.467 (6.098)	86	95	100	100	64	100	100
Superior	123.94 (2.461)	120/128	119.34 (6.852)	100/128	4.60278 (6.586)	56	89	100	100	44	94	100
Very superior	138 (5.189)	132/146	122.09 (5.927)	110/130	15.908 (7.728)	0	36	36	100	7	57	100

Notes: WAIS = Wechsler Adult Intelligence Scale; FSIQ = Full-Scale IQ.

^aDifference = TeLPI predicted FSIQ – Actual FSIQ

^bCategory = descriptive IQ category defined in the WAIS-III: ≤ 69 = extremely low, 70 – 79 = inferior, 80 – 89 = low average, 90 – 109 = average, 120 – 129 = superior, ≥ 129 = very superior.

Three regression equations were presented that can be used for accurate premorbid intelligence estimation. In this study, combining TeLPI performance with demographic information accounted for significantly more variance in FSIQ, VIQ, and PIQ than performance on TeLPI alone, especially in healthy subjects 25 years of age or higher. Nevertheless, a set of regression equations for subjects ≥ 16 years of age were also presented given their potential usefulness in clinical settings.

Although other studies involving reading tests have showed a significant improvement of premorbid IQ estimation when demographic variables such as race, age, or gender are taken into consideration in the regression formulas (e.g., Rolstad et al., 2008; Schretlen et al., 2009), only the variable years of education has showed to be significant in the models derived from the TeLPI validation sample. Race was not considered in the present study due to the lack of variability in the sample (100% of the validation sample was Caucasian) and probably because WAIS-III FSIQ is age corrected, the amount of variance age contributed to wasn't significant. The relationship between age, education, and IQ has been markedly studied (Schoenberg et al., 2011) but this relation wasn't found in the current analysis, as it has been in studies involving other instruments (e.g., The Psychological Corporation, 2001). Significant demographic variables (years of education, in the case of TeLPI) explained an additional 4.2%–11.3% of variance in IQ scores, beyond that explained by TeLPI performance alone totalizing 63% of explained variance. These results are in accordance with NART results (Crawford et al., 1990; Mathias, Bowen, & Barret-Woodbridge, 2007) and with those obtained by other international reading tests (e.g., Rolstad et al., 2008; Schretlen et al., 2009) and are in opposition to the Blair and Spreen (1989) and Bright, Jaldow, and Kopelman (2002) findings, reporting the lack of significant improvement of the accuracy of IQ predictors in adding demographic variables to regression equations.

Our data show that TeLPI scores are a reliable measure for the estimation of FSIQ and VIQ, but are poorer in predicting PIQ. This finding is similar to those seen in previous studies with the NART (Nelson & Wilson, 1991) and its various international adaptations (e.g., Matsuoka et al., 2006). Nevertheless, all three regression equations represent good estimation measures.

In comparison with other reading tests used worldwide, one of the advantages of the TeLPI is related to floor and ceiling effects that constrain the range of IQ scores predicted. Table 7 displays the theoretical ranges of the TeLPI regression formulas. However, when utilizing the TeLPI and other reading tests, some caution must be taken, since the use of regression procedures is limited in terms of range of predicted scores. Whereas the equations derived for

other reading test such as the NART-R (Blair & Spreen, 1989) cannot predict IQ scores, 80.2 and .120 or the NART-SWE (Rolstad et al., 2008), with a range of prediction of approximately 90–125, our equations can predict a wider range of premorbid IQ, ranging from 66 to 131. These results are similar to those found by Schretlen and colleagues (2009) with the HART. The range of the HART is 71–130 and, in comparison, the TelPI is able to predict a slightly larger proportion in the lower IQ range, even if approximately the same proportion in the higher range. A similar tendency is observed in the 75.9–124.1 range of the JART (Matsuoka et al., 2006). In the original NART study (Nelson, 1982), the regression equations yielded a possible predicted FSIQ range from 68.6 to 130.6, results that are very similar to our own findings. Schoenberg and colleagues (2002) also reported ranges in the OPIE-3 between 50.7 and 131.6 that vary with the algorithm used. Note that the most extreme scores by healthy adults using TelPI formulas were 66–130 for FSIQ, 69–131 for VIQ, and 70–122 for PIQ, and so predictions outside these ranges are not empirically justified by the current study. A further limitation of this study is that, in the sample collected, the WAIS-III FSIQ mean is nearly a standard deviation above the mean (Table 1) which can suggest that the TelPI could be less effective in predicting premorbid IQ for subjects with low IQ.

Data presented in Table 7 reveal that, overall, the proportion of individuals classified within ± 5 points of their actual IQ by TelPI FSIQ estimates is considered good, the exception being IQ .120 that is drastically enhanced in the superior range (120–129) when a difference of ± 10 points is considered. Similarly, these results have also been found with other instruments of premorbid estimation, such as the OPIE-3 (Schoenberg et al., 2002), with less accurate estimations in the superior ranges of IQ. TelPI FSIQ estimates within ± 10 points of the actual IQ (85%) were similar to the ones found with OPIE-3 (75%–93%) and greater than those predicted by WTAR (70.4%) or the combined WTAR-demographics approach (73.4%; The Psychological Corporation, 2001).

A more thorough analysis on the TelPI FSIQ estimates reveals that in the superior ranges (including “superior” and “very superior”) none of the subjects’ IQ was overestimated but in nine cases IQ was underestimated. This tendency is not seen in the other ranges where general overestimation of IQ is observed. Psychometric restrictions of this nature are known to influence premorbid intelligence instruments that use regression formulas, particularly in cases of extreme scores (Schoenberg et al., 2011; Veil & Koopman, 2001).

One possible criticism to TelPI estimations is that the SE^{est} associated with IQ predictions were higher than similar tests reflecting less accurate predictions than those reported by Blair and

Spreen (1989) for the NART-R or the OPIE-3 (Schoenberg et al., 2002). High SE^{est} have also been reported by Schretlen and colleagues (2009) regarding the HART, which includes NART-R items in its final version. Also note that the sample IQ scores were prorated using nine subtests of WAIS-III rather than the full WAIS-III (12 subtests). Although VIQ and PIQ are very similar and trustworthy, even when the available prorating option is used for calculating the IQs by five verbal and four performance subtests for the IQ estimations, the total measurement error could be greater than reported and should be considered as another limitation of the present study.

Evaluating premorbid IQ is an important step in neuropsychological assessment and has obvious potential in clinical settings. TeLPI predicted FSIQ is likely to be a useful method for estimating premorbid IQ, providing a measure against which a patient's current performance can be compared. Although other data sources, particularly academic records, may offer additional information from which premorbid cognitive functioning can be inferred (Baade & Schoenberg, 2004), premorbid IQ estimation instruments offer enhanced reliability in the diagnosis of cognitive deterioration. The TeLPI is easy to apply, short, well tolerated, exhibits excellent concurrent validity, and is, overall, valid for premorbid intelligence estimation in a normal population, filling an important gap in the neuropsychological evaluation of adult Portuguese speakers aged 25–86. Developing research involving the use of the TeLPI with clinical samples (including Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's disease) will further confirm the validity of TeLPI's regression formulas in cognitive decline samples. A normative study is also being currently carried out as to allow for test performance interpretation in comparison with norms regarding a reference group that is representative of the Portuguese population (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2011). Independent validation of the prediction equations is also an essential issue to be addressed in the future.

FUNDING

This research was supported by the Portuguese Foundation for Science and Technology (SFRH/BD/37748/2007).

REFERENCES

- Alves, L., Simões, M. R., & Martins, C. (2010). Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a População Portuguesa. *Psychologica*, 52(3), 295-311.
- Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2011, July). *Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI): Estudo de validação clínica em sujeitos com declínio cognitivo*. XV Conferencia Internacional Avaliação Psicológica: Formas e Contextos, Lisboa, Portugal.
- American Psychological Association. (1998). Guidelines for the evaluation of dementia and age-related cognitive decline. *American Psychologist*, 53(12), 1298-1303.
- Baade, L. E., & Schoenberg, M. R. (2004). A proposed method to estimate premorbid intelligence utilizing group achievement measures from school records. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 19, 227-243.
- Barona, A., Reynolds, C. R., & Chastain, R. (1984). A demographically based index of premorbid intelligence for the WAIS-R. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52(5), 885-887.
- Bayles, K. A., & Boone, D. R. (1982). The potential of language tasks for identifying senile dementia. *Journal of Speech and Hearing Disorders*, 47, 210-214.
- Blair, J. R., & Spreen, O. (1989). Predicting premorbid IQ: A revision of the National Adult Reading Test. *The Clinical Neuropsychologist*, 3, 885-887.
- Bright, P., Jaldow, E., & Kopelman, M. D. (2002). The National Adult Reading Test as a measure of premorbid intelligence: A comparison with estimates derived from demographic variables. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 8(6), 847-854.
- Centro de Linguística da Universidade de Lisboa. (2003). *Corlex*. Retirado de www.clul.ul.pt.
- Crawford, J. R., & Allan, K. M. (1997). Estimating premorbid WAIS-R IQ with demographic variables: Regression equations derived from a UK sample. *The Clinical Neuropsychologist*, 11(2), 192-197.
- Crawford, J. R., Nelson, H. E., Blackmore, L., & Cochrane, R. H. (1990). Estimating premorbid intelligence by combining the NART and demographic variables: An examination of the NART standardization sample and supplementary equations. *Personality and Individual Differences*, 11(11), 1153-1157.
- Crawford, J. R., Parker, D. M., Stewart, L. E., Besson, J. A. O., & De Lacey, G. (1989). Prediction of WAIS IQ with the National Adult Reading Test: Cross validation and extension. *British Journal of Clinical Psychology*, 28, 267-273.
- Del Ser, T., González-Montalvo, J., Martínez-Espinosa, S., Delgado-Villalpalos, C., & Bermejo, F. (1997). Estimation of premorbid intelligence in Spanish people with the Word Accentuation Test and its application to the diagnosis of dementia. *Brain and Cognition*, 33, 343-356.
- Folstein, M. F., Folstein, S. E., & McHugh, P. R. (1975). "Mini-Mental State". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychiatric Research*, 12, 189-198.

- Franzen, M. D., Burgess, E. J., & Smith-Seemiller, L. (1997). Methods of estimating premorbid functioning. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 12(8), 711-738.
- Freitas, S., Simões, M. R., Alves, L., & Santana, I. (2011). Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Normative study for the Portuguese population. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 33(9), 989-996.
- Fuld, P. A. (1983). Psychometric differentiation of the dementias: An overview. In B. Reisberg (Ed.), *Alzheimer's disease: The Stanford reference* (pp. 201-210). New York: Free Press.
- Grober, E., & Sliwinski, M. (1991). Development and validation of a model for estimating premorbid verbal intelligence in the elderly. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 13, 933-949.
- Guerreiro, M. (1998). *Contributo da Neuropsicologia para o estudo das Demências*. Dissertação de doutoramento não publicada, Faculdade de Medicina da Universidade de Lisboa.
- Guerreiro, M., Silva, A. P., & Botelho, M. A. (1994). Adaptação à população portuguesa da tradução do "Mini Mental State Examination" (MMSE). *Revista Portuguesa de Neurologia*, 1, 9.
- Hertzog, C. (2011). Intelligence in adulthood. In R. J. Sternberg, & S. B. Kaufman (Eds.), *The Cambridge handbook of intelligence* (pp. 174-190). New York: Cambridge University Press.
- Instituto Nacional de Estatística. (2011). *Portal de Estatísticas Oficiais*. Retirado de <http://www.ine.pt>.
- Kareken, D. A., & Williams, J. M. (1994). Human judgment and estimation of premorbid intellectual function. *Psychological Assessment*, 6(2), 83-91.
- Lezak, M. D., Howieson, D. B., & Loring, D. W. (2004). *Neuropsychological assessment* (4th ed.). Oxford: Oxford University Press.
- Mackinnon, A., Ritchie, K., & Mulligan, R. (1999). The measurement properties of a French language adaptation of the National Adult Reading Test. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 8(1), 27-38.
- Mathias, J. L., Bowen, S. C., & Barret-Woodbridge, M. (2007). Accuracy of the Wechsler Test of Adult Reading (WTAR) and National Adult Reading Test (NART) when estimating IQ in a healthy Australian sample. *Australian Psychologist*, 9(1), 83-88.
- Matsuoka, K., Masatake, U., Kasal, K., Koyama, K., & Kim, Y. (2006). Estimation of premorbid IQ in individuals with Alzheimer's disease using Japanese ideographic script (Kanji) compound words: Japanese version of the National Adult Reading Test. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 60, 332-339.
- McGurn, B., Starr, J. M., Topfer, J. A., Pattie, A., Whiteman, M. C., & Lemmon, H. A., et al. (2004). Pronunciation of irregular words is preserved in dementia, validating premorbid IQ estimation. *Neurology*, 62, 1184-1186.
- Nasreddine, Z., Phillips, N. A., Be'dirian, V., Charbonneau, S., Whitehead, V., & Collin, I., et al. (2005). The Montreal Cognitive Assessment, MoCA: A brief screening tool for Mild Cognitive Impairment. *American Geriatrics Society*, 53, 695-699.

- NCS Pearson Corporation. (2009). *Manual for the test of pre-morbid functioning (TOPF)*. San Antonio, TX: Author.
- NCS Pearson Corporation. (2011). *Test of Premorbid Functioning—UK version*. Oxford: Author.
- Nelson, H. E. (1982). *National Adult Reading Test: Test manual*. Upton Park, UK: NFER-Windsor.
- Nelson, H. E., & Wilson, J. (1991). *National Adult Reading Test (NART): Test manual* (2nd ed.). London: NFER-Windsor.
- O'Carroll, R. E. (1987). The inter-rater reliability of the National Adult Reading Test (NART): A pilot study. *British Journal of Clinical Psychology, 26*, 229-230.
- O'Carroll, R. E., & Gilleard, C. J. (1986). Estimation of premorbid intelligence in dementia. *British Journal of Clinical Psychology, 24*, 157-158.
- Rolstad, S., Nordlund, A., Gustavsson, M. H., Eckerstrom, C., Klang, O., & Hansen, S., et al. (2008). The Swedish National Adult Reading Test (NART-SWE): A test of premorbid IQ. *Scandinavian Journal of Psychology, 49*, 577-582.
- Schoenberg, M. R., Duff, K., Dorfman, K. D., & Adams, R. L. (2004). Differential estimation of verbal intelligence and performance intelligence scores from combined performance and demographic variables: The OPIE-3 verbal and performance algorithms. *The Clinical Neuropsychologist, 18*, 266-276.
- Schoenberg, M. R., Duff, K., Scott, J. G., & Adams, R. L. (2003). An evaluation of the clinical utility of the OPIE-3 as an estimate of premorbid WAIS-III FSIQ. *The Clinical Neuropsychologist, 17*, 308-321.
- Schoenberg, M. R., Lange, R. T., Marsh, P., & Saklofske, D. H. (2011). Premorbid intelligence. In J. S. Kreutzer, J. Deluca, & B. Caplan (Eds.), *Encyclopedia of clinical neuropsychology* (pp. 2004-2010). New York: Springer Science.
- Schoenberg, M. R., Scott, J. G., Duff, K., & Adams, R. L. (2002). Estimation of WAIS-III intelligence from combined performance and demographic variables: Development of the OPIE-3. *The Clinical Neuropsychologist, 16*, 426-438.
- Schretlen, D. J., Winicki, J. M., Meyer, S. M., Testa, S. M., Pearlson, G. D., & Gordon, B. (2009). Development, psychometric properties, and validity of the Hopkins Adult Reading Test (HART). *The Clinical Neuropsychologist, 23*, 926-943.
- Simões, M. R., Freitas, S., Santana, I., Firmino, H., Martins, C., & Nasreddine, Z., et al. (2008). Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Versão final portuguesa. Coimbra, Portugal: Serviço de Avaliação Psicológica, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra.
- Strauss, E., Sherman, E. M. S., & Spreen, O. (2006). *A compendium of neuropsychological tests: Administration, norms, and commentary* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- The International Phonetic Association. (2005). International phonetic alphabet. Retirado de <http://www.langsci.ucl.ac.uk/ipa/ipachart.html>.
- The Psychological Corporation. (2001). *Wechsler Test of Adult Reading (WTAR): Test manual*. San Antonio, TX: Author.

- Veil, H. O. F., & Koopman, R. F. (2001). The bias in regression-based indices of premorbid IQ. *Psychological Assessment, 13*(3), 356-368.
- Wechsler, D. (2008). *Escala de Inteligência de Wechsler para Adultos – Terceira edição (WAIS-III)*. Lisboa, Portugal: Cegoc.
- Yates, A. (1956). The use of vocabulary in the measurement of intelligence deterioration: A review. *Journal of Mental Science, 102*, 409-440.
- Yesavage, J. A., Brink, T. L., Rose, T. L., Lum, O., Huang, V., & Adey, M. B., et al. (1983). Development and validation of a geriatric depression screening scale: A preliminary report. *Journal of Psychiatry Research, 17*, 37-49.

Estudo IV

TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer`s Disease: A validation study

TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease: A validation study

Lara Alves¹, Mário R. Simões^{1,2}, Cristina Martins³, Sandra Freitas^{1,4}, & Isabel Santana⁵

¹ Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

² Laboratório de Avaliação Psicológica, CINEICC

³ Centro de Estudos de Linguística Geral e Aplicada, Faculdade de Letras da
Universidade de Coimbra

⁴ Centro de Neurociências e Biologia Celular (CNC)

⁵ Faculdade de Medicina da Universidade de Coimbra, Serviço de Neurologia dos Hospitais da
Universidade de Coimbra

Estudo aceite para publicação:

Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2012, in press). TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease: A validation study. *Alzheimer Disease and Associated Disorders*.

Abstract

APA guidelines for the evaluation of age-related cognitive decline and dementia emphasize the need for baseline (premorbid) data against which current performance can be compared. As this information rarely exists, clinicians must rely on instruments especially designed for premorbid abilities estimation. No such instrument was available in Portugal until the development of the TeLPI, an irregular words oral reading test. This study aims to examine TeLPI's validity as a measure of premorbid ability in the spectrum of aging cognitive decline, from Mild Cognitive Impairment (MCI) to moderate Alzheimer Disease (AD), through the analysis of its stability in a normal versus impaired samples. 104 patients, classified into two clinical groups, MCI ($n = 53$) and probable mild to moderate AD ($n = 51$), were compared with a group of cognitively healthy controls (C_MCI: $n = 53$; C_DA: $n = 51$) matched for gender, age, education and residence. As expected, Mini-Mental State Examination and Montreal Cognitive Assessment results were significantly different between the groups (AD < MCI < Controls), reflecting the severity of cognitive impairment. TeLPI median scores of Controls, MCI and probable AD patients were comparable after correcting for years of education, revealing no significant effect of cognitive impairment on TeLPI performance, and suggesting its validity for estimating premorbid intelligence in subjects with cognitive decline and dementia.

Keywords: TeLPI; neuropsychological test, premorbid intelligence, Mild Cognitive Impairment, Alzheimer's Disease

INTRODUCTION

APA (1998) guidelines for the evaluation of dementia and age-related cognitive decline emphasize the need for baseline test data from earlier years (premorbid) against which current performance can be compared. The very concept of cognitive decline assumes the existence of some previous normal level of functioning, against which patient outcomes can be compared and measured in a reliable and valid way¹⁻³. Unfortunately, this information rarely exists and clinicians have to estimate premorbid abilities relying on instruments specifically designed for this purpose^{1,4}.

Both qualitative and quantitative methods have been proposed for estimating premorbid abilities. However, given that qualitative methods (such as predictions based on educational and/or occupational achievement) have raised issues of accuracy⁵, different quantitative methods have been developed to assess premorbid intelligence worldwide. The irregular words reading test paradigm is one such method, and it was developed based on the observation that the phonological component of language involved in reading aloud is better preserved in patients with cognitive decline than the semantic component, as phonology appears to be less dependent on the integrity of higher cognitive process than semantics⁶. As such, patients continue to be able to read aloud previously known words, even when the meanings of these words can no longer be accessed⁷. In these tests, each word presents at least one case of non-biunivocal, and thus irregular grapheme-phoneme correspondence. Since correct pronunciation of words presenting irregular letter-sound pairings cannot be accomplished by applying grapheme-to-phoneme conversion rules and through guess-work, it has been argued that performance on irregular words reading tests is most likely to depend on previous knowledge than on current cognitive capacity⁸.

This paradigm has gained great acceptance in neuropsychological assessment, however contemporary methodologies prefer the combination of different existing methods: reading irregular words, regression equations, and demographic variables⁶. Reports indicating the increased accuracy of estimation through the combination of various methods⁶ led to the development worldwide of different instruments for estimating premorbid IQ that associate more than one method. The National Adult Reading Test (NART⁸), the North American Adult Reading Test (NAART⁶), the American Adult Reading Test (AMNART⁹), the French NART (FNART³), the Word Accentuation Test (WAT⁴) in Spain, the Wechsler Test of Adult Reading (WTAR¹⁰), the Japanese NART (JART¹¹), the Swedish NART (NART-SWE¹²), the Hopkins Adult Reading Test (HART¹³), the Test of Premorbid Functioning (TOPF¹⁴), and TOPF-UK¹⁵ are some of

these of instruments. No such instrument was available in Portugal until the recent development of TeLPI¹⁶⁻¹⁷, a Portuguese irregular words oral reading test.

Similar in concept with the National Adult Reading Test- Revised (NART- R¹⁸), the TeLPI is a reading test containing 46 Portuguese words of decreasing familiarity. Each word presents at least one case of non-biunivocal, and thus irregular grapheme-phoneme correspondence. The TeLPI is correlated with the Full Scale Intelligence Quotient (FSIQ) of the Portuguese version of the Wechsler Adult Intelligence Scale - Third Edition (WAIS-III¹⁹) and incorporates demographic variables in regression formulas that explain 63% of FSIQ variance in accordance with other international reading tests^{12, 13}. Furthermore, the TeLPI exhibits very good psychometric properties, namely excellent internal consistency and test-retest reliability¹⁷ also in line with other reading tests^{10, 13}.

The TeLPI fills an important gap in the neuropsychological assessment of Portuguese patients, and various validation studies with this instrument are being carried out in order to support its potential use in clinical and research settings.

Given the diversity of cultural contexts and the heterogeneity of educational levels that are characteristic of the Portuguese population (particularly relevant when considering the elderly), the development of a reliable instrument for providing a valid measure of premorbid IQ against which actual or normative IQ can be compared is of particular importance. Consequently, and since cognitive impairment and dementia represent major health issues among elders in Portugal, Alzheimer's Disease (AD) and Mild Cognitive Impairment (MCI) were the natural target groups selected for the first clinical validation of the TeLPI.

Both AD (as the most common neurodegenerative disorder with a prevalence of 4.4% in elders above 65 years old²⁰) and MCI (as a transitional stage between normal and impaired cognition or dementia²¹), have serious impact on health systems worldwide²². Since longitudinal studies show that MCI patients progress to dementia at a rate of 10-15% per year, the differentiation from age related decline and cognitive impairment in both MCI and AD is, thus, extremely important. No such analysis can be made unless a comparison between actual and premorbid IQ can be established¹.

Hence, the aim of the present study is to validate the TeLPI¹⁷ for premorbid intelligence estimation in Mild Cognitive Impairment (MCI) and Alzheimer's disease patients by analyzing the stability of TeLPI's scores in subjects with cognitive impairment when compared with healthy controls.

METHODS

I. Design

In the current study, three groups of participants were considered: (I) a MCI group, (II) an AD group and (III) a Control group. Patients (MCI and AD) were recruited at the Dementia Clinic, Neurology Department of Coimbra University Hospital (Coimbra University Hospital, Coimbra, Portugal). Control subjects (cognitively healthy adults) were selected from the community, and matched with patients for gender, age, educational level and area of residence.

II. Participants

The total study sample is composed of 208 participants distributed between three groups: (I) the MCI group with 53 patients, (II) the AD group with 51 patients diagnosed with mild to moderate dementia and (III) the control group with 104 cognitively healthy adults. The demographic data of the participants is provided in Table 1.

In order to implement and confirm standard clinical criteria, all patients were submitted to a comprehensive neurological and neuropsychological evaluation. The neurological evaluation was performed by a neurologist and included: a detailed history from the patient and from a reliable source, neurological examination and psychiatric evaluation. Mainly to exclude other causes of cognitive deterioration or relevant medical conditions, patients were investigated with the routine laboratory analysis considered in the evaluation of dementia, imaging studies (structural: CT and/or MRI) and functional (SPECT) and APOE: Apolipoprotein E genotyping). PET and cerebrospinal fluid analysis were carried out more restrictively, but always considered in younger patients (under 60 years of age). Neuropsychological assessment was performed by a trained neuropsychologist and included a comprehensive neuropsychological assessment battery with the following instruments: Mini Mental State Examinations (MMSE²³⁻²⁴), Montreal Cognitive Assessment (MoCA²⁵⁻²⁶), Alzheimer's Disease Assessment Scale (ADAS27-28), Clinical Dementia Rating (CDR²⁹⁻³⁰), Subjective Memory Complaints scale (SMC³¹⁻³²) and the Geriatric Depression Scale (GDS-30³³⁻³⁴). The diagnosis was established by a multidisciplinary team consensus, considering the results of the assessment and based on Petersen workgroup²¹ criteria for MCI and APA³⁵, as well as on McKhann³⁶ international criteria for possible AD. The MCI group included patients classified as "amnesic MCI" (single or multidomain³⁷) and a CDR classification of 0.5. On the other hand, the AD group only included patients with mild to moderate severity (classified with CDR \leq 2 and MMSE ranging from 13 to 29). In addition, patients were excluded from the study if any of the following criteria were met: birthplace or

completion of formal education outside of Portugal; inability to read or understand written Portuguese; acute/instable somatic disease; recent psychiatric comorbidities or therapeutic changes (6 months prior to the current neuropsychological evaluation); significant motor, visual or auditory deficits that could influence the neuropsychological assessment results.

Control group participants were recruited in the community, and selected for this study according to the age, gender, educational level and area of residence of the clinical samples, resulting in an almost perfect match between MCI or DA groups and associated controls. Inclusion criteria for controls were: birthplace and completion of formal education in Portugal; ability to read and understand written Portuguese; absence or correction of motor, speech, audition or vision disorders; no past history of head injury with loss of consciousness, major psychiatric or neurological disorders that could affect cognitive ability as well as of chronic unstable systemic disorders with impact in cognition; no symptoms of cognitive impairment including diminished autonomy in daily activities; no history of alcoholism or substance abuse; absence of significant depressive complaints and of medication with possible impact in cognition (e.g., psychotropic or psycho-active drugs).

III. Procedures

All participants were recruited between June 2009 and January 2012, and each participant was assessed in a single session by an expert in neuropsychology. Only patients with a well-established diagnosis, fulfilling the inclusion criteria, with a stable clinical condition and who completed the entire clinical evaluation were considered to be eligible for this study. The condition of participants in the control group was also confirmed by a neuropsychologist in an interview following a standard questionnaire that included a complete socio-demographic survey, an inventory of current clinical health status, past habits and a medical history. This information was also checked with general practitioners and/or an informant (usually an individual that lived with the participant or a close relative). All instruments were applied strictly following manual instructions.

The present research complied with the Declaration of Helsinki ethical guidelines for human experimentation and was approved by the Ethics board of Coimbra University Hospital, by the "*Fundação para a Ciência e Tecnologia*" [Portuguese Foundation for Science and Technology], and by the Faculty of Psychology and Educational Sciences Scientific Committee. All subjects gave their informed consent after the aim of the study was explained to them. For the AD

Table 1. Descriptive Statistics for the sample`s subgroups

	MCI		AD		Clinical	Control	Total
	Clinical	Control	Clinical	Control			
<i>n</i>	53	53	51	51	104	104	208
Age	73.49 ± 8.19	71.64 ± 7.16	74 ± 8.53	73.04 ± 8.02	73.23 ± 8.36	72.33 ± 7.59	72.78 ± 7.98
Education	8.38 ± 5.34	8.19 ± 5.42	6.20 ± 3.53	5.76 ± 3.72	7.31 ± 4.65	7 ± 4.80	7.15 ± 4.72
Gender	32 (60.4%)	32 (60.4%)	32 (62.7)	32 (62.7)	64 (61.5%)	64 (61.5%)	128 (61.5%)
PR							
CLPMA	46 (86.8%)	46 (86.8%)	33 (64.7%)	33 (64.7%)	79 (75.9%)	79 (75.9%)	158 (75.9%)
CLPMU	6 (11.3%)	6 (11.3%)	15 (29.4%)	15 (29.4%)	21 (20.2%)	21 (20.2%)	42 (20.2%)
CLPRA	1(1.9%)	1(1.9%)	3 (5.9%)	3 (5.9%)	4 (3.9%)	4 (3.9%)	8 (3.9%)
MMSE	27.38 ± 2.04	28.55 ± 1.32	21.18 ± 3.52	28.24 ± 1.35	24.64 ± 4.38	28.39 ± 1.34	26.53 ± 3.72
MoCA	19.91 ± 3.80	24.11 ± 3.28	11.27 ± 3.66	23.41 ± 3.45	15.75 ± 5.71	23.77 ± 3.37	19.80 ± 6.15
TeLPI							
NE	10.79 ± 8.27	11.53 ± 8.77	16.04 ± 9.92	15.45 ± 10.13	13.37 ± 9.45	13.45 ± 9.62	13.41 ± 9.51
FSIQ E	102.4 ± 16.33	101.32 ± 16.97	92.46 ± 13.30	93.07 ± 16.47	97.85 ± 16.64	97.27 ± 17.15	97.56 ± 16.86

Abbreviations: MCI group: Mild Cognitive Impairment patients (Clinical) and subgroup of controls matched with MCI patients (Control); AD group: Alzheimer's Disease patients (Clinical) and subgroup of controls matched with MCI patients (Control); Clinical group: all patients with MCI and AD; Control group: all controls; PR: Place of residence; CLPMA: Resident in the Center of the country, Inland and in Predominantly Urban Area; CLPMU: Resident in the Center of the country, Inland and in Moderately Urban Area; CLPRA: Resident in the Center of the country, Inland and in Predominantly Rural Area; MMSE: Mini Mental State Examination (maximum score = 30); MoCA: Montreal Cognitive Assessment (maximum score = 30); NE: Number of errors given on TeLPI (maximum score = 46); FSIQ E: TeLPI Full Scale Intelligence Quotient Estimation. Note: Gender is characterized by female's *n* and representative percentage (%). Data of other variables are presented as mean ± standard deviation.

patients who were incapable of providing consent, a legal representative provided it on their behalf.

Statistical analysis was performed with the Statistical Package for Social Sciences (SPSS, version 19.0; IBM SPSS, Chicago, IL). Descriptive statistics and the χ^2 test were used for sample's characterization and the two-sample t-test, along with the analysis of covariance (ANCOVA), allowed for group comparisons.

IV. Neuropsychological testing and Materials

In the initial clinical interview performed by a neuropsychologist, the demographic and clinical data were collected through a complete sociodemographic questionnaire, an inventory of current and past clinical health status, habits and a medical history. The interview was followed by the administration of the following materials (in addition to the previously mentioned instruments included in the standard battery that was used for inclusion criteria only): MMSE²³⁻²⁴, MoCA²⁵⁻²⁶ and TeLPI¹⁷, in this fixed order for all subjects.

Both the MMSE and the MoCA are in paper-and-pencil format and are scored out of a possible 30 points, with higher scores indicating better cognitive performance. The MMSE is a screening test grouped into seven categories: (I) orientation, (II) registration, (III) attention and concentration, (IV) recall, (V) language, (VI) repetition, and (VII) visual construction^{23, 24}. The MoCA screens milder forms of cognitive impairment, through the assessment of six cognitive domains: (I) executive functions, (II) visuospatial abilities, (III) short-term memory, (IV) language, (V) attention, concentration and working memory, and (VI) temporal and spatial orientation²⁵. The MoCA is a one-page test with an application time of approximately 10 to 15 minutes, that includes a manual where explicit instructions concerning its administration and scoring system are provided. The greater diagnostic accuracy and discriminant validity of the MoCA as a global cognitive assessment instrument in comparison with the MMSE³⁸ justifies its use in the present study.

The TeLPI is an instrument specially developed for the Portuguese population^{16, 17} that uses valid regression formulas for predicting WAIS-III¹⁹ Full Scale Intelligence Quotient (FSIQ). The TeLPI is easy to apply, short (3 to 5 minutes to administer), well tolerated, exhibits excellent concurrent validity, and is, overall, valid for premorbid intelligence estimation in adult Portuguese speakers aged 25–86¹⁷. The TeLPI is composed of a card with 46 printed irregular words, a registering form with the indication of different possibilities for correct pronunciation (according to linguistic variation in Portugal), the regression formulas used for the WAIS-III¹⁹

FSIQ, Verbal Intelligence Quotient (VIQ) and Performance Intelligence Quotient (PIQ), a manual with explicit instructions concerning its administration and scoring system, and a CD recording admissible pronunciations for European Portuguese, as to simplify scoring. Recording of patients' sessions is recommended, allowing for future consideration in the case of doubts regarding scoring (a procedure followed in the present study). The TeLPI raw score is presented in "number of errors" and is inserted in the regression formulas with years of education allowing different IQ measures to be estimated¹⁷.

RESULTS

Characteristics of the sample used are provided in Table 1. For this description the following variables were considered: sample size, age, educational level, gender, residence, MMSE scores, MoCA scores and two TeLPI related data (number of errors and FSIQ estimation).

As mentioned earlier, the control participants were selected as to match patients in the clinical groups and are therefore considered to be demographically equivalent. Consequently, no statistically significant differences were found between control (total) and clinical (total) groups on age ($t_{(206)} = -.81, p = .41$), years of education ($t_{(206)} = -.46, p = .64$), gender ($\chi^2_{(1)} = .000, p = 1.0$) and area of residence ($\chi^2_{(2)} = .000, p = 1.0$).

The predictable differences observed between control and clinical groups on MMSE ($t_{(206)} = 9.21, p < .001$) and MoCA ($t_{(206)} = 12.65, p < .001$) are statistically significant.

In contrast with the results obtained with the screening instruments for cognitive deterioration, no statistically significant differences were found between the TeLPI scores ($t_{(206)} = .06, p = .948$) or FSIQ estimation ($t_{(206)} = -.244, p = .808$), confirming that irregular words reading performance is equivalent between control and clinical groups.

Analyzing in more detail differences between groups (MCI/ AD/Control), age ($t_{(102)} = -.92, p = .360$), gender ($\chi^2_{(1)} = .000, p = 1.0$) and area of residence ($\chi^2_{(2)} = .000, p = 1.0$), the non-significance relation continues to hold but, since educational levels (1-4/ 5-9/ 10-12/ >12) were used in defining the sample, the difference between the groups regarding the variable years of education was found to be significantly different ($t_{(102)} = 2.44, p = .016$). MMSE scores ($t_{(102)} = 11.52, p < .001$), MoCA scores ($t_{(102)} = 11.66, p < .001$), number of errors on TeLPI ($t_{(102)} = -2.93,$

$p = .004$) and FSIQ estimation ($t_{(102)} = 2.98, p = .004$) were also found to be significantly different.

The results for the MMSE and the MoCA represent the predictable deterioration along the spectrum of cognitive impairment, with the AD patients obtaining lower scores than the MCI subjects. The robust difference observed between the groups ($p < 0.001$) once again demonstrates the sensitivity of both the MMSE and the MoCA to cognitive deterioration.

Since significant differences were found between the MCI group and the probable AD group regarding the variable years of education, test results (that included TeLPI scores) were re-evaluated, in order to control for this variable. Using an ANCOVA for the years of education variable, no statistically significant differences were observed on number of errors on the TeLPI between Controls, MCI and probable AD patients [$F_{(2,207)} = 1.42, p = .243, \eta p^2 = .014$], suggesting that the diagnosis has a very slight effect on TeLPI results (Cohen criteria³⁹). In contrast the MMSE [$F_{(2,207)} = 186.4, p < .001, \eta p^2 = .649$] and the MoCA [$F_{(2,207)} = 223.6, p < .001, \eta p^2 = .689$] maintain the significance.

DISCUSSION

The main objective of this study was to validate the TeLPI as a measure of premorbid intelligence for MCI and probable AD clinical groups.

We observed that MMSE and MoCA scores were significantly lower in the clinical groups (including MCI and AD groups) when compared to healthy elders, but that, in contrast, the TeLPI scores were not statistically different between these groups especially when the variable years of education was controlled. These results confirm that the capacity for reading irregular words in the sample studied is preserved in the prodromic and initial stages of dementia. Besides, the evidence that TeLPI scores are not substantially influenced by cognitive deterioration in this spectrum of pathologies suggests that this test can be useful for estimating premorbid intelligence. These results are in consonance with previous observations that NART-a-like tests are valid to access premorbid function^{4, 3, 12, 40, 41}.

However, and even if rare, there are also studies with different conclusions⁴² reporting that reading of irregular words was compromised in AD patients. A wide range of explanations can be elicited for this discrepancy, such as the clinical and cognitive heterogeneity of AD patients

or the well-known fact that reading can be especially impaired in sub-groups of younger patients with aphasic forms that may not have been excluded from samples.

The rigorous methodological criteria used in our study and the selection of well-validated study samples (patients with an ambiguous classification and more advanced dementia cases were excluded) may have contributed to the TeLPI's encouraging results. Since demographic equations appear to provide a more accurate estimate for AD groups⁴³, we believe that the inclusion of demographic variables in the regression formulas is also relevant for the stability of TeLPI scores throughout early-stages of dementia.

Other factors may have also contributed to our results: the homogeneity of the clinical groups, a well-characterized cognitively healthy group of adults selected for the control sample, the almost equivalent sizes of the samples (reducing the possible biases of sample sizes in statistical analysis), the almost perfect match between groups regarding sociodemographic characteristics and rigorous application of the TeLPI (including recording of the administration sessions).

Nevertheless, the conclusions of this study need to be understood within certain limits. Although TeLPI results have a high correlation with current ability¹⁶, this study does not assess participants' current ability as estimated by WAIS-III, and therefore, no direct comparisons can be drawn between actual and the estimated premorbid ability. It should also be noted that MMSE scores are affected by premorbid intelligence and years of education⁴⁴⁻⁴⁵, and since no Portuguese instrument to assess premorbid ability was available until now, no other instrument (besides TeLPI) was administered to access premorbid ability in the sample, and therefore no adjustment to an expected level of performance was made when selecting individuals for our clinical sample. Although there is, in theory, a chance that not only subjects with low premorbid intelligence may have been misleadingly classified as cases of MCI, but also that certain MCI subjects could have been more adequately classified as probable AD, given the possibility of cognitive reserve effects accounting for MMSE and MoCA results, we believe that the rigorous sample selection has minimized such possibilities. The misclassification of low intelligence subjects or, in the other hand, high intelligence subjects, also highlights the importance of an instrument such as the TeLPI in the Portuguese context.

Another methodological limitation is the transversal nature of the present study: although this study has provided useful insights, a logical extension would be a longitudinal study to track performance on the TeLPI as severity of MCI and AD increases.

In conclusion, since one of the aims of neuropsychological assessment in MCI and Dementia is to provide a comprehensive state description of the patient based on current and premorbid ability, important implications for clinical practice can follow from this study. Analyzed data suggest that the TeLPI is a valid instrument for assessing premorbid ability in Portuguese subjects with cognitive impairment.

Developing research involving the use of the TeLPI with other clinical samples will further confirm the validity of the TeLPI's regression formulas in cognitive decline samples. A normative study is also being currently carried out as to allow for test performance interpretation in comparison with norms regarding a reference group that is representative of the Portuguese population.

ACKNOWLEDGMENTS

This research was supported by the Fundação para a Ciência e Tecnologia [Portuguese Foundation for Science and Technology] through a PhD fellowship (SFRH/BD/37748/2007) and by PIC/IC/83206/2007.

REFERENCES

1. American Psychological Association. Guidelines for the evaluation of dementia and age-related cognitive decline. *Am Psychol*. 1998;53(12):1298-1303.
2. Lezak MD, Howieson DB, Bigler ED, Tranel D. *Neuropsychological Assessment* (5th ed.). Oxford, UK: Oxford University Press; 2012.
3. Mackinnon A, Ritchie K, Mulligan, R. The measurement properties of a French language adaptation of the National Adult Reading Test. *Int J Methods Psychiatr Res*. 1999;8(1):27-38.
4. Del Ser T, González-Montalvo J, Martínez-Espinosa S, et al. Estimation of premorbid intelligence in Spanish people with the Word Accentuation Test and its application to the diagnosis of dementia. *Brain Cogn*. 1997;33:343-356.
5. Kareken DA. Human judgment and estimation of premorbid intellectual function. *Arch Clin Neuropsychol*. 1997;12(8):701-709.
6. Crawford JR, Nelson HE, Blackmore L, Cochrane RH. . Estimating premorbid intelligence by combining the NART and demographic variables: An examination of the NART standardization sample and supplementary equations. *Person Individ Diff*. 1990;11(11): 1153-1157.

7. Bayles KA, Boone DR. The potential of language tasks for identifying senile dementia. *J Speech Hear Disord.* 1982;47:210-214.
8. Nelson HE. *National Adult Reading Test: Test manual.* Upton Park, UK: NFER-Windsor; 1982.
9. Grober E, Sliwinski M. Development and validation of a model for estimating premorbid verbal intelligence in the elderly. *J Clin Exp Neuropsychol.* 1991;13: 933-949.
10. The Psychological Corporation. *Wechsler Test of Adult Reading (WTAR): Test manual.* San Antonio, TX: Author; 2001.
11. Matsuoka K, Masatake U, Kasal K, et al. Estimation of premorbid IQ in individuals with Alzheimer's disease using Japanese ideographic script (Kanji) compound words: Japanese version of the National Adult Reading Test. *Psychiatry Clin Neurosci.* 2006;60:332-339.
12. Rolstad S, Nordlund A, Gustavsson MH, et al. The Swedish National Adult Reading Test (NART-SWE): A test of premorbid IQ. *Scand J Psychol.* 2008;49: 577-582.
13. Schretlen DJ, Winicki JM, Meyer SM, et al. Development, psychometric properties, and validity of the Hopkins Adult Reading Test (HART). *Clin Neuropsychol.* 2009;23:926-943.
14. NCS Pearson Corporation. *Manual for the Test Of Pre-morbid Functioning (TOPF).* San Antonio, TX: Author; 2009.
15. NCS Pearson Corporation. *Test of Premorbid Functioning-UK version.* Oxford: Author; 2011.
16. Alves L, Simões MR, Martins C. Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a População Portuguesa [Premorbid Intelligence Assessment: Experimental version of the Irregular Word Reading Test (TeLPI)]. *Psychologica.* 2010;52(3):295-311.
17. Alves L, Simões MR, Martins C. The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Word Reading Test (TeLPI). *Arch Clin Neuropsychol.* 2012; 27(1):58-68.
18. Nelson HE, Wilson J. *National Adult Reading Test (NART): Test manual.* 2nd ed. London: NFER-Windsor; 1991.
19. Wechsler D. *Escala de Inteligência de Wechsler para Adultos – Terceira edição (WAIS-III)* [Wechsler Adult Intelligence Scale. 3rd ed.]. Lisboa, Portugal: Cegoc; 2008.
20. Lobo A, Launer LJ, Fratiglioni L, et al. Prevalence of dementia and major subtypes in Europe: A collaborative study of population-based cohorts. *Neurol.* 2000;54(suppl 5):S4-S9.
21. Petersen RC. Mild Cognitive Impairment as a diagnostic entity. *J Inter Med;* 2004; 256(3): 183-194.
22. Langa KM, Chernew ME, Kabeto MU, et al. National estimates of the quantity and cost of informal caregiving for the elderly with dementia. *J Gen Intern Medicine.* 2001;16(11);770-778.
23. Folstein MF, Folstein SE, McHugh PR. "Mini-Mental State". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *J Psychiatr Res.* 1975;12:189-198.

24. Guerreiro M, Silva AP, Botelho MA. Adaptação à população portuguesa da tradução do "Mini Mental State Examination" (MMSE) [Adaptation to the Portuguese population of the "Mini Mental State Examination" (MMSE)]. *Rev Port Neurol*. 1994;1:9.
25. Nasreddine Z, Phillips NA, Bédirian V, et al. The Montreal Cognitive Assessment, MoCA: A brief screening tool for Mild Cognitive Impairment. *J Am Geriatr Soc*. 2005;53:695-699.
26. Simões MR, Freitas S, Santana I, et al. *Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Versão final portuguesa* [Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Final portuguese version]. Coimbra, Portugal: Serviço de Avaliação Psicológica, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação o da Universidade de Coimbra; 2008.
27. Rosen WG, Mohs RC, Davis KL. A new rating scale for Alzheimer's Disease. *Am J Psychiatry*. 1984;141:1356-1364.
28. Guerreiro M, Fonseca S, Barreto J, et al. Escala de Avaliação da Demência de Alzheimer [Alzheimer's Disease Assessment Scale] In: Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências, ed. *Escalas e testes na demência* [Scales and tests in dementia] Lisboa: GEECD;2008: 42-68.
29. Hughes CP, Berg L, Danzinger WL, et al. A new clinical scale for the staging of dementia. *Br J Psychiatry*. 1982;140:566-572.
30. Garret C, Santos F, Tracana I, et al. Avaliação Clínica da Demência [Clinical Dementia Rating] In: Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências, ed. *Escalas e testes na demência* [Scales and tests in dementia] Lisboa: GEECD;2008:17-32.
31. Schmand B, Jonker C, Hooijer C, et al. Subjective memory complaints may announce dementia. *Neurology*. 1996;46(1):121-125.
32. Ginó S, Mendes T, Ribeiro F, et al. Escala de Queixa de Memória [Subjective Memory Complaints Scale] In: Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências, ed. *Escalas e testes na demência* [Scales and tests in dementia] Lisboa: GEECD;2008:117-120.
33. Yesavage JA, Brink TL, Rose TL, et al. Development and validation of a geriatric depression screening scale: A preliminary report. *Psychiatry Res*. 1983;17:37-49.
34. Barreto J, Leuschner A, Santos F, et al. Escala de Depressão Geriátrica [Geriatric Depression Screening Scale]. In: Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências, ed. *Escalas e testes na demência* [Scales and tests in dementia] Lisboa: GEECD; 2008:69-72.
35. American Psychiatric Association. *DSM-IV-TR: Diagnostic and statistical manual of mental disorders*, 4th ed. revised text. Washington, DC: Author.
36. McKhann G, Drachman D, Folstein M, Katzman R, Price D & Stadlan EM. Clinical diagnosis of Alzheimer's disease: Report of the NINCDS-ADRDA Work group under the auspices of the Department of Health and Human Services Task Force on Alzheimer's disease. *Neurol*; 1984;34:939-944.
37. Petersen RC. Mild Cognitive Impairment. *Continuum Lifelong Learning in Neurology*, 2007;13(2):15-38.

38. Freitas S, Simões MR, Alves L, et al. Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Validation study for Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease. *Alzheimer Dis Assoc Disord*. 2012; doi: 10.1097/WAD.0b013e3182420bfe.
39. Cohen J. *Statistical power analysis for the behavioural sciences*. 2nd ed. Hillsdale, NJ: Erlbaum; 1988.
40. Patterson K, Graham N, Hodges JR. Reading in dementia of the Alzheimer type: A preserved ability? *Neuropsychology*. 1994;8:395-407.
41. Wilson RS, Krueger KR, Boyle PA, et al. Loss of basic lexical knowledge in old age. *J Neurol Neurosurg Psychiatry*. 2011;82:369-372.
42. McFarlane J, Welch J, Rodgers J. Severity of Alzheimer's disease and effect on premorbid measures of intelligence. *Br J Clin Psychol*. 2006;45:453-463.
43. Taylor R. National Adult Reading Test performance in established dementia. *Arch Gerontol Geriatr*. 1999;29:291-296.
44. Christensen H, Jorm A. Effects of premorbid intelligence on MMSE and IQCODE. *Int J Geriatr Psychiatry*. 1992;7:159-169.
45. Starr JM, Lonie J. The influence of pre-morbid IQ on Mini-Mental State Examination score at time of dementia presentation. *Int J Geriatr Psychiatry*. 2007;22:382-384.

Estudo V

Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impaired subjects

Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impaired subjects

Lara Alves¹, Mário R. Simões^{1,2}, Cristina Martins³, Sandra Freitas^{1,4}, & Isabel Santana⁵

¹ Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

² Laboratório de Avaliação Psicológica, CINEICC

³ Centro de Estudos de Linguística Geral e Aplicada, Faculdade de Letras da
Universidade de Coimbra

⁴ Centro de Neurociências e Biologia Celular (CNC)

⁵ Faculdade de Medicina da Universidade de Coimbra & Serviço de Neurologia dos Hospitais da
Universidade de Coimbra

Estudo submetido para publicação:

Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2012). *TeLPI Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impairment patients*. Manuscript submitted for publication. [Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology].

Abstract

Cognitive screening tests are well established tools for detecting cognitive impairment, but concerns regarding the influence of premorbid intelligence on patient's performance and cognitive status classification remain. Risk of inaccurate assessment especially affects elders with high or low premorbid intelligence (who are more likely to be misclassified). The present study examines the influence of premorbid intelligence assessed by the TeLPI (Irregular Words Reading Test) on two cognitive screening tests, the Mini Mental State Examination (MMSE) and the Montreal Cognitive Assessment (MoCA), in healthy and cognitively impaired subjects (Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease). Results show that premorbid IQ influences MMSE and MoCA scores in both groups, predicting variance from 8.4% to 33.2%, according to test and group analyzed. Hence, we propose that whenever the MMSE or the MoCA are used, premorbid IQ evaluation should also be considered to ensure correct interpretation and classification.

Keywords: Premorbid IQ; TeLPI; MMSE; MoCA; Mild Cognitive Impairment; Alzheimer's Disease.

INTRODUCTION

Several studies have demonstrated that performance on screening tests is influenced by sociodemographic variables such as age and educational level¹⁻³. The influence of health variables such as depression or family history of dementia on performance has also been reported in the literature². However, few studies have examined the influence of premorbid ability (or premorbid IQ) on screening tests⁴⁻⁶. Premorbid IQ assessment is considered essential for the clinical diagnosis of dementia and age-related cognitive decline, since baseline test data referring to previous premorbid functioning against which an individual's current performance can be compared is necessary for evaluating changes in cognition over time^{7,8}.

Both the Mini Mental State Examination^{9,10} and the Montreal Cognitive Assessment^{11,12} are widely used as cognitive screening tests. Several studies have concluded that premorbid IQ, along with age and education, is a major predictor of MMSE scores in healthy adults^{5,9}, as well as in dementia across a wide range of severity⁶. So far, to our knowledge, no study has been conducted to research the influence of premorbid IQ on MoCA scores, although the effect of age and years of education on these scores has been recently examined¹. Education has been widely reported as a marker for premorbid IQ^{4,13-18}. Education level has also been used as a substitute for cognitive reserve^{17,19} and both brain and cognitive reserve models converge in the assumption that individuals with a high cognitive reserve show a delay in the appearance of symptoms and retain a clinical advantage compared to low reserve patients⁴. In the brain reserve capacity model^{20,21}, clinical or functional impairment will appear only when such reserve is depleted over a critical threshold, varying among subjects. In the cognitive reserve model hypothesis the focus is on the ability to optimize performance through the differential recruitment of brain networks, that may reflect the use of alternate cognitive strategies¹⁹. It is hypothesized that a greater pathological load is needed to produce the same severity of dementia in those with increased cognitive reserve and that dementia severity predicts the rate of subsequent decline²². However, the cognitive reserve model also predicts that higher functioning individuals will show a more rapid deterioration over time. In fact, if greater cognitive reserve allows the brain to cope with a greater amount of damage, when this reserve is exhausted, a faster rate of decline is also expected^{4,19,22}. Previous findings on the relationship between education and AD progression have been controversial, with positive association reports^{23,24}, negative associations²⁵ and neutral²⁶. However, more recent studies on both preclinical and incident AD cases show a positive association between higher education and faster global, memory and executive decline^{16,17}. The cognitive reserve model predicts a faster

rate of cognitive decline when the reserve is overloaded, but slower progression is expected in very mild cases or normal individuals with higher cognitive reserve^{27,28}.

Although this paradigm is yet to be established, a measure of cognitive reserve is thought to be useful¹⁸, since elders displaying high premorbid intelligence are more likely to be misclassified as normal, while those with low premorbid intelligence are more likely to be misclassified as demented⁵. Quantifying relationships between premorbid IQ and cognitive test results should allow for more accurate adjustments of premorbid IQ when neuropsychological assessment is part of the diagnostic process⁶, and can otherwise contribute to rule out a prior cerebral disease²⁹.

Given the development of the Irregular Words Reading Test³⁰ for Portuguese speakers and its validation in Mild Cognitive Impairment (MCI) and mild to moderate Alzheimer's Disease (AD) groups³¹, it is now possible to study the relationship between premorbid IQ and cognitive screening test results in the Portuguese population.

The TeLPI¹³ is a reading test containing 46 Portuguese words of decreasing familiarity, similar in concept to the National Adult Reading Test- Revised (NART- R)³². Each word presents at least one case of non-biunivocal, and thus irregular grapheme-phoneme correspondence. Since correct pronunciation of words presenting irregular letter-sound pairings cannot be accomplished through the application of grapheme-to-phoneme conversion rules and guesswork, it has been argued that performance on irregular words reading tests is most likely to depend on previous knowledge than on current cognitive capacity^{32,33}.

The TeLPI scores are correlated with the Full Scale Intelligence Quotient (FSIQ) of the Portuguese version of the Wechsler Adult Intelligence Scale - Third Edition (WAIS-III³⁴), and the test incorporates demographic variables in regression formulas that explain 63% of FSIQ variance in accordance with other reading tests that typically report variances such as 55% (NART³³), 61% (HART³⁵) and 65% (TOPF-UK³⁶). The TeLPI exhibits very good psychometric properties since it has an excellent internal consistency and test-retest reliability¹³, also in line with research on other reading tests^{35,37}.

Hence, the aim of this study is to investigate the influence of premorbid IQ on MMSE and MoCA scores using the TeLPI, both in healthy and cognitive impaired subjects, and eventually to ascertain the indication for an adjustment of MMSE and MoCA scores according to an expected level of performance.

METHODS

I. Participants

The total study sample is composed of 208 participants distributed across three groups: (I) the MCI group with 53 patients, (II) the AD group with 51 patients and (III) the cognitively healthy group with 104 adults. Patients were recruited at the Dementia Clinic, Neurology Department of the Coimbra University Hospital (Coimbra University Hospital, Coimbra, Portugal). Healthy subjects were selected in the community, matching patients in gender, age, educational level and place of residence. The demographic data of the participants is provided in Table 1.

To implement and confirm standard clinical criteria, all patients were submitted to a comprehensive neurological and neuropsychological evaluation. The neurological evaluation was performed by a neurologist and included: (a) a detailed history provided by the patient and by a reliable source, (b) a neurological examination, (c) a psychiatric evaluation. Mainly to exclude other dementia diseases or relevant medical conditions, patients were investigated with routine laboratory exams/analysis for dementia, structural imaging studies (CT and/or MRI), SPECT and Apolipoprotein E genotyping (APOE). PET and cerebrospinal fluid analysis were carried out more restrictively, but always considered in younger patients (under 60 years of age). The neuropsychological assessment was performed by trained neuropsychologists and included a comprehensive neuropsychological assessment battery with the following instruments:

- a) Mini Mental State Examination^{9,10}
- b) Montreal Cognitive Assessment^{11,12}
- c) Alzheimer's Disease Assessment Scale^{38,39}
- d) Clinical Dementia Rating^{40,41}
- e) Subjective Memory Complaints scale^{42,43}
- f) Geriatric Depression Scale^{44,45}

The diagnosis was established by a multidisciplinary team consensus, considering the results of the assessment and based on international criteria for MCI of the Petersen workgroup⁴⁶ and for probable AD^{47,48}. The MCI group included patients classified as "amnesic MCI" (single or multidomain⁴⁹) and with a CDR classification of 0.5. On the other hand, the AD group only included patients with mild to moderate severity (classified with $CDR \leq 2$ and $MMSE \geq 12$).

Table 1. Descriptive Statistics for the sample's subgroups

	MCI - Healthy		AD - Healthy		Clinical	Healthy	Total
	Clinical (MCI)	Healthy	Clinical (AD)	Healthy			
<i>n</i>	53	53	51	51	104	104	208
Age	73.49 ± 8.19	71.64 ± 7.16	74 ± 8.53	73.04 ± 8.02	73.23 ± 8.36	72.33 ± 7.59	72.78 ± 7.98
(Min; Max)	(56; 91)	(56; 91)	(53; 91)	(50; 91)	(53; 91)	(50; 91)	(50; 91)
Education	8.38 ± 5.34	8.19 ± 5.42	6.20 ± 3.53	5.76 ± 3.72	7.31 ± 4.65	7 ± 4.80	7.15 ± 4.72
(Min; Max)	(2; 20)	(2; 19)	(2; 19)	(2; 19)	(2; 20)	(2; 19)	(2; 20)
Gender	32 (60.4%)	32 (60.4%)	32 (62.7)	32 (62.7)	64 (61.5%)	64 (61.5%)	128 (61.5%)
CLPMA	46 (86.8%)	46 (86.8%)	33 (64.7%)	33 (64.7%)	79 (75.9%)	79 (75.9%)	158 (75.9%)
PR CLPMU	6 (11.3%)	6 (11.3%)	15 (29.4%)	15 (29.4%)	21 (20.2%)	21 (20.2%)	42 (20.2%)
CLPRA	1(1.9%)	1(1.9%)	3 (5.9%)	3 (5.9%)	4 (3.9%)	4 (3.9%)	8 (3.9%)
MMSE	27.38 ± 2.04	28.55 ± 1.32	21.18 ± 3.52	28.24 ± 1.35	24.64 ± 4.38	28.39 ± 1.34	26.53 ± 3.72
MoCA	19.91 ± 3.80	24.11 ± 3.28	11.27 ± 3.66	23.41 ± 3.45	15.75 ± 5.71	23.77 ± 3.37	19.80 ± 6.15
TeLPI NE	10.79 ± 8.27	11.53 ± 8.77	16.04 ± 9.92	15.45 ± 10.13	13.37 ± 9.45	13.45 ± 9.62	13.41 ± 9.51
FSIQ E	102.4 ± 16.33	101.32 ± 16.97	92.46 ± 13.30	93.07 ± 16.47	97.85 ± 16.64	97.27 ± 17.15	97.56 ± 16.86

Abbreviations: MCI group: Mild Cognitive Impairment patients (Clinical) and subgroup of healthy participants matched with MCI patients (Healthy); AD group: Alzheimer's Disease patients (Clinical) and subgroup of healthy participants matched with MCI patients (Healthy); Clinical group: all patients with MCI and AD; Healthy group: all healthy participants; PR: Place of residence; CLPMA: Resident in the Center of the country, Inland and in Predominantly Urban Area; CLPMU: Resident in the Center of the country, Inland and in Moderately Urban Area; CLPRA: Resident in the Center of the country, Inland and in Predominantly Rural Area; MMSE: Mini Mental State Examination (maximum score = 30); MoCA: Montreal Cognitive Assessment (maximum score = 30); NE: Number of errors given on TeLPI (maximum score = 46); FSIQ E: TeLPI Full Scale Intelligence Quotient Estimation.

Note: Gender is characterized by female's *n* and representative percentage (%). Data of other variables are presented as mean ± standard deviation.

Table 2. Correlations between MMSE/MoCA and Age, Education and TeLPI's Premorbid IQ estimation.

Variable	Group (n)											
	Total (208)				CH group (104)				Clinical group (104)			
	MMSE	MoCA	Age	Education	MMSE	MoCA	Age	Education	MMSE	MoCA	Age	Education
Age	-.062*	-.147**	--	--	.017*	-.210**	--	--	-.059*	-.114*	--	--
Education	.207***	.260***	-.051*	--	.394***	.489***	-.069*	--	.266***	.880***	-.038*	--
TeLPI-IQ	.297***	.356***	.068*	.886***	.455***	.582***	-.077*	.892***	.391***	.455***	-.061*	.880***

Abbreviations: CH group: Cognitively healthy group; Clinical group: all patients with MCI and AD; MMSE: Mini Mental State Examination; MoCA: Montreal Cognitive Assessment.

Note: Education is evaluated in years successfully completed at school; *non-significant correlation; **Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed); ***Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

In addition, patients were excluded from the study if any of the following criteria were met:

- a) Birthplace or completion of formal education outside of Portugal.
- b) Inability to read or understand written Portuguese.
- c) Acute/instable somatic disease.
- d) Recent psychiatric comorbidities or therapeutic changes (6 months prior to the current neuropsychological evaluation).
- e) Significant motor, visual or auditory deficits that could influence the neuropsychological assessment results.

The healthy group participants were recruited in the community, and selected for the study according to age (group), gender, educational level and area of residence in order to match patients belonging to both clinical samples. As a result, there was an almost perfect match between MCI or DA groups and associated healthy participants. Inclusion criteria for healthy participants were:

- a) Birthplace and completion of formal education in Portugal.
- b) Ability to read and understand written Portuguese.
- c) Absence or correction of motor, speech, audition or vision disorders.
- d) No past history of head injury with loss of consciousness, major psychiatric or neurological disorders that could affect cognitive ability as well as of chronic unstable systemic disorders with impact in cognition.
- e) No symptoms of cognitive impairment including diminished autonomy in daily activities.
- f) No history of alcoholism or substance abuse.
- g) Absence of significant depressive complaints and of medication with possible impact in cognition (e.g., psychotropic or psycho-active drugs).

II. Procedures

All participants were recruited between June 2009 and January 2012, and completed the assessment in a single session by a neuropsychologist. Only patients with a complete clinical evaluation, fulfilling the inclusion criteria, presenting a stable clinical condition and a well-established diagnosis were considered to be eligible for this study. The healthy condition of the control group participants was also ascertained by an interview performed by a neuropsychologist, using a standard questionnaire that included a complete sociodemographic

survey, an inventory of current clinical health status, past habits and a medical history. This information was also checked with the general practitioners and/or an informant (usually an individual who lived with the participant or a close relative). All instruments were applied strictly following manual instructions.

The present research complied with the Declaration of Helsinki ethical guidelines for human experimentation and was approved by the Ethics board of Coimbra University Hospital, by the “*Fundação para a Ciência e Tecnologia*” [Portuguese Foundation for Science and Technology], and by the Faculty of Psychology and Educational Sciences Scientific Committee. All subjects gave their informed consent after the aim of the study was explained to them. For the AD patients who were incapable of providing consent, a legal representative provided it on their behalf.

Statistical analysis was performed with the Statistical Package for Social Sciences (SPSS, version 19.0; IBM SPSS, Chicago, IL). Descriptive statistics and χ^2 were used for sample's characterization and the two-sample t-test, along with the analysis of covariance (ANCOVA) and regressions (Enter Method), allowed for group comparisons and variables influence.

III. Neuropsychological testing and Materials

In the initial clinical interview performed by a neuropsychologist, the demographic and clinical data were collected through a complete sociodemographic questionnaire, an inventory of current and past clinical health status, habits and a medical history. The interview was followed by the administration of the following materials (in addition to the previously mentioned instruments included in the standard battery that was used for inclusion criteria only): MMSE, MoCA and TeLPI, in this fixed order for all subjects.

Both the MMSE and the MoCA are in paper-and-pencil format and are scored out of a possible 30 points, with higher scores indicating better cognitive performance. The MMSE is a screening test grouped into seven categories: (I) orientation, (II) registration, (III) attention and concentration, (IV) recall, (V) language, (VI) repetition, and (VII) visual construction. The MoCA screens milder forms of cognitive impairment, through the assessment of six cognitive domains: (I) executive functions, (II) visuospatial abilities, (III) short-term memory, (IV) language, (V) attention, concentration and working memory, and (VI) temporal and spatial orientation. The MoCA is a one-page test with an application time of approximately 10 to 15 minutes, and includes a manual where explicit instructions concerning its administration and scoring system are provided. The greater diagnostic accuracy and discriminant validity of the

MoCA as a global cognitive assessment instrument in comparison with MMSE⁵⁰ justifies its use in the present study.

The TeLPI is an instrument specially developed for the Portuguese population that uses valid regression formulas for estimating premorbid intelligence, that include performance scores (number of errors in reading irregular words) with sociodemographic variables (years of education)¹³. The TeLPI is easy to apply, short (3 to 5 minutes to administer), well tolerated, exhibits excellent concurrent validity, and is, overall, valid for premorbid intelligence estimation in a normal population, filling an important gap in the neuropsychological evaluation of adult Portuguese speakers aged 25–86¹³. The TeLPI is composed of a card with 46 printed irregular words, a registering form with the indication of different possibilities for correct pronunciation (according to linguistic variation in Portugal), the regression formulas used for the WAIS-III FSIQ, Verbal Intelligence Quotient (VIQ) and Performance Intelligence Quotient (PIQ), a manual with explicit instructions concerning its administration and scoring system, and a CD recording admissible pronunciations for European Portuguese, as to simplify scoring. Recording of patients' sessions is recommended, allowing for future consideration in the case of doubts regarding scoring (procedure that was followed in the present study).

RESULTS

Characteristics of the groups are provided in Table 1, considering sample size, age, educational level, gender, residence, MMSE scores, MoCA scores and two TeLPI related data (number of errors and FSIQ estimation).

As mentioned earlier, the control participants were selected as to match patients in the clinical groups and are therefore considered demographically equivalent. Consequently, no statistically significant differences were found between control and clinical groups on age ($t_{(206)} = -.81, p > .05$), years of education ($t_{(206)} = -.46, p > .05$), gender ($\chi^2_{(1)} = .000, p = 1.0$) and area of residence ($\chi^2_{(2)} = .000, p = 1.0$). Analyzing in more detail differences between groups (MCI/Control and AD/Control) as for age ($t_{(102)} = -.92, p > .05$), gender ($\chi^2_{(1)} = .000, p = 1.0$) and area of residence ($\chi^2_{(2)} = .000, p = 1.0$), the non-significance relation continues to hold but, since educational levels (1-4/ 5-9/ 10-12/ >12) were used in defining the sample, the difference between the groups regarding the variable years of education was found to be significantly different ($t_{(102)} = 2.44, p < .05$). MMSE scores ($t_{(102)} = 11.52, p < .001$) and MoCA scores ($t_{(102)} = 11.66, p < .001$) were also found to be significantly different. Using an ANCOVA

for the years of education variable control, no statistically significant differences were observed on number of errors on the TeLPI between Controls, MCI and probable AD patients [$F_{(2,207)} = 1.42, p > .05, \eta^2 = .014$], suggesting that the diagnosis has a very slight effect on TeLPI results⁵¹. In contrast, the difference between scores on the MMSE [$F_{(2,207)} = 186.4, p < .001, \eta^2 = .649$] and on the MoCA [$F_{(2,207)} = 223.6, p < .001, \eta^2 = .689$] was found statistically significant between Control and MCI and AD groups groups, supporting the sensitivity of these instruments in detecting cognitive deterioration. The results on the MMSE and the MoCA represent the deterioration along the spectrum of cognitive impairment, with AD patients obtaining lower scores than MCI subjects.

In contrast with the results obtained with the screening instruments for cognitive deterioration, no statistically significant differences were found between the TeLPI scores ($t_{(206)} = .06, p > .05$) or FSIQ estimation ($t_{(206)} = -.244, p > .05$), confirming that irregular words reading performance is equivalent between control and clinical groups.

Correlations between variables are presented in table 2. TeLPI-IQ was found to have a significant correlation with MMSE and MoCA scores in all studied groups. The cognitively healthy group displayed higher correlations than the clinical group between the TeLPI and the MMSE and the MoCA results. It should be further noted that these correlations were consistently higher between the TeLPI-IQ and the MoCA scores in all studied groups. Age was not found to correlate significantly with the TeLPI-IQ in any of the groups studied. On the other hand, as expected, the education variable was found to highly correlate with the TeLPI-IQ in all groups.

Since previous analyses have shown that TeLPI results are reliable across healthy and clinical groups and that no significant differences were found between them, regression equations were computed for all of the 208 subjects included in the study. For both the MMSE and the MoCA the regression equations revealed significant models [MMSE: $\beta = .297, t_{(206)} = 4.470, p < .001$; MoCA: $\beta = .356, t_{(206)} = 5.470, p < .001$], and the TeLPI-IQ yielded a 8.4% prediction on MMSE variance [adjusted $R^2 = .084, F(1, 207) = 19.99, p < .001$] and a 12.3% prediction on MoCA variance [adjusted $R^2 = .084, F(1, 207) = 19.99, p < .001$]. Furthermore, for the MMSE, we observed a possible variation from .037 to .095 per IQ point ($B = .066, 95\%$ confidence intervals, $p < .001$), and for the MoCA, a variation from .083 to .177 per IQ point ($B = .130, 95\%$ confidence intervals, $p < .001$).

The individual MMSE data are presented in Figure 1 showing clear ceiling effects of this test as TeLPI-IQ scores get higher. Even if less pronounced, Figure 2 also reflects this tendency in the case of the MoCA, since higher TeLPI-IQ scores are associated with higher MoCA scores.

Figure 1. MMSE scores and TeLPI's estimated full scale IQ for 208 individuals

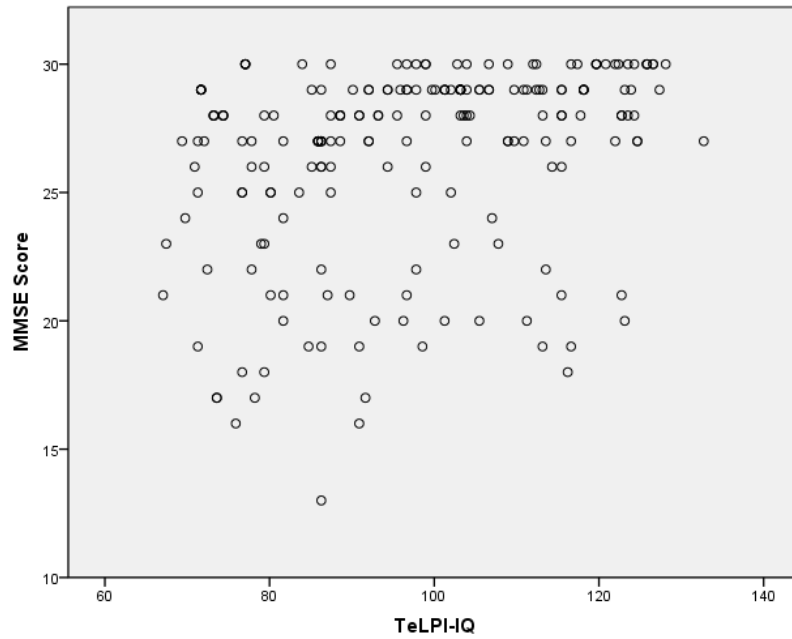
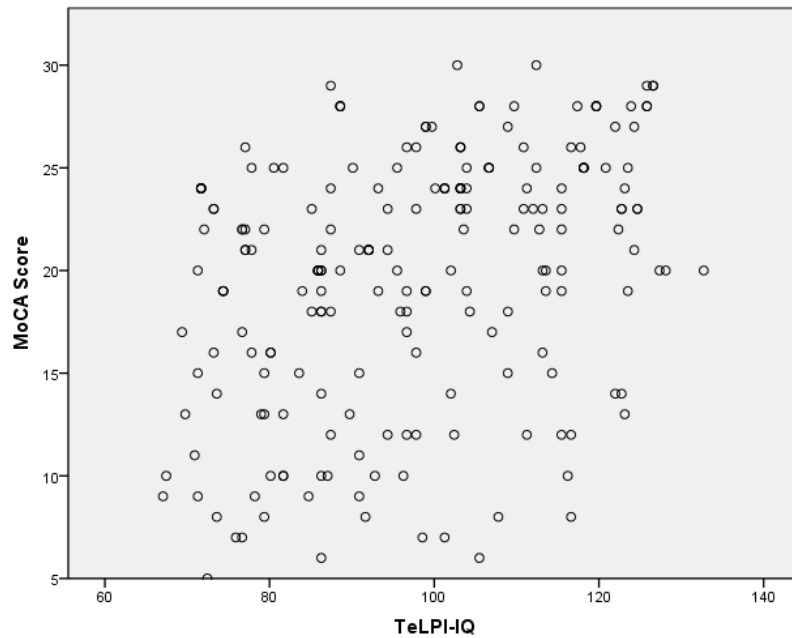


Figure 2. MoCA scores and TeLPI's estimated full scale IQ for 208 individuals.



In a second step analysis, subjects were stratified in two separate groups (patients and cognitively healthy groups) and linear regressions were also calculated. As presented in table 3, for the cognitively healthy group, the TeLPI-IQ regression model was found significant for the MMSE ($\beta = .455$, $t(102) = 5.164$, $p < .001$) explaining 20% of its score variance [adjusted $R^2 = .200$, $F(1, 103) = 26.670$, $p < .001$], ranging from .022 to .049 per IQ point ($B = .036$, 95% confidence intervals, $p < .001$). Regression equations for the MoCA were also significant in the cognitively healthy group ($\beta = .582$, $t(102) = 7.219$, $p < .001$), explaining 33.2% of the score variance [adjusted $R^2 = .332$, $F(1, 103) = 52.11$, $p < .001$], ranging from .083 to .146 per IQ point ($B = .114$, 95% confidence intervals, $p < .001$). In the clinical group this tendency was also observed, yielding significant linear regression models for both the MMSE ($\beta = .391$, $t(102) = 4.293$, $p < .001$) and the MoCA ($\beta = .455$, $t(102) = 5.158$, $p < .001$). TeLPI-IQ explains 14.5% of the score variance of the MMSE [adjusted $R^2 = .145$, $F(1, 103) = 18.430$, $p < .001$], ranging from .055 to .150 per IQ point ($B = .036$, 95% confidence intervals, $p < .001$), and 19.9% of the score variance of the MoCA [adjusted $R^2 = .199$, $F(1, 103) = 26.605$, $p < .001$], in a range from .096 to .216 per IQ point ($B = .156$, 95% confidence intervals, $p < .001$).

Table 3. TeLPI's-IQ explained variance on the different studied groups

	Group (n)					
	Total (208)		CH group (104)		Clinical group (104)	
	MMSE	MoCA	MMSE	MoCA	MMSE	MoCA
TeLPI-IQ						
Adjusted R^2	.084	.123	.200	.332	.154	.199
B	.066	.130	.036	.114	.103	.156
(CI)	(.037-.095)	(.083-.177)	(.022-.049)	(.083-.146)	(.055-.150)	(.096-.216)

Abbreviations: CH group: Cognitively healthy group; Clinical group: all patients with MCI and AD; MMSE: Mini Mental State Examination; MoCA: Montreal Cognitive Assessment; B: B Coefficient; CI: Confidence Interval.

Note: 95% Confidence Interval is considered for B.

Table 4 is also presented with the indication of the IQ points gained for each MMSE or MoCA point in the sample (15 IQ points for each MMSE point and 8 IQ points for each MoCA point).

DISCUSSION

MMSE and MoCA scores were significantly lower in patients (MCI and AD groups) when compared to healthy elders. In addition, differences observed between clinical groups were

also anticipated and considered representative of the decline along the spectrum of cognitive impairment, with AD patients obtaining lower scores than MCI subjects. In contrast, the TeLPI scores were not statistically different between these groups when the variable years of education was controlled. These results confirm that the capacity for reading irregular words is preserved in the prodromal and in the initial stages of dementia, as reported in previous studies with irregular words reading tests^{31,52-56}.

Table 4. IQ points gained for one point on the MMSE or the MoCA in the sample

	Group (n)		
	Total (208)	CH group (104)	Clinical group (104)
MMSE	15	29	10
MoCA	8	9	7

Abbreviations: CH group: Cognitively healthy group; Clinical group: all patients with MCI and AD; MMSE: Mini Mental State Examination; MoCA: Montreal Cognitive Assessment.

According to our results, TeLPI-IQ correlated significantly with both MMSE and MoCA scores, as well as with the years of education variable in all studied groups. Note that TeLPI-IQ correlations with years of education are similar in all studied samples. The relationships between Premorbid IQ, cognitive screening tests and education in clinical samples have been previously explored with equivalent results. For example, the WTAR³⁷ exhibits a correlation between premorbid functioning and the MMSE in patients with Alzheimer's Disease of .34 that, although smaller than those found in our study for both the MMSE [$r(104) = .391, p < .001$] and the MoCA [$r(104) = .455, p < .001$], can be considered to be similar.

Previous studies have also reported the strong and positive relation of education and premorbid IQ on cognitive functioning as measured by the MMSE^{4,6,14-17}. For example, the *f*NART⁵³, another instrument of premorbid intelligence estimation, was also highly related to education level in healthy subjects [$r(388) = .57, p < .001$].

Age was also found to be significantly correlated with performance on the MMSE and the MoCA in previous studies^{6,50}. However, in the present study, this was not confirmed for the MMSE and, in what regards to the MoCA, there was a significant, yet weak correlation. The absence of a strong correlation of age with the screening tests in our sample can be more substantially due to the smaller size and limited age range of the sample studied (M = 72.78, SD = 7.98; min: 50, max: 91), contrary to the other community studies with larger samples and participants with a wide age range. The same tendency is observed with the absence of

significant correlations between age and TeLPI-IQ scores. Nevertheless, results similar to our own have also been reported¹⁵, sustaining that if intelligence is associated with health in old age, its effects are weakened by the age of 70, explaining the lack of correlations between Premorbid IQ and age. In fact, age was also not significant in the models derived from the TeLPI final version validation sample¹³, in line with other premorbid intelligent instruments such as the WTAR³⁷, the TOPF-UK³⁶, and the NART-SWE⁵⁴ that reported no correlation between age and premorbid intelligence when computing the regression formulas.

Although all correlations between TeLPI-IQ and the screening tests are significant, they are consistently higher with the MoCA. This fact is probably due to MMSE ceiling effects, but also because the MoCA not only assesses more cognitive domains than the MMSE does, but also those of greater complexity, such as executive functions, visuospatial abilities, language, attention, concentration, and working memory^{11,64}.

Since the capacity for reading irregular words was found to be preserved in the prodromal and in the initial stages of dementia, we first opted to consider our sample as a whole. Our related data are in line with other studies, confirming that premorbid IQ influences both MMSE and MoCA scores⁶. TeLPI-IQ explains 8.4% of the MMSE variance and 12.3% of the MoCA variance. As a consequence (see table 4), one MMSE point is gained for every added 15 TeLPI-IQ points, and one MoCA point is gained for every added 8 TeLPI-IQ points. Several misclassification errors can be elicited if this correction is not considered. For example, a subject with 12 years of education and with a score of 28 on the MMSE (according to Portuguese cutoff scores, a ≤ 27 MMSE score indicates cognitive decline in this range of education) would be classified as non-impaired. Nevertheless, if a premorbid intelligence IQ measure of, for example, 130 is taken into consideration, 2 points on the MMSE should be pondered, revealing that, in fact, the subject has a real MMSE score of 26, and a possible decline outcome score. In the opposite extreme, if a subject with 9 years of education scores 21 on the MMSE (according to Portuguese cutoff scores, a ≤ 22 MMSE score indicates cognitive decline in this range of education), the classification of impairment should be proposed. However, if a premorbid IQ of 70 is taken into consideration, 2 points should be added on the MMSE score, resulting in a corrected MMSE score of 23, which is considered normal. The amount of TeLPI-IQ explained variance in MMSE and MoCA may also indicate that TeLPI is not a redundant instrument but a complementary one in an assessment battery for cognitive decline.

Although there were no significant differences on the TeLPI-IQ between clinical and healthy samples, we decided to develop a more thorough analysis considering the sample groups

separately (Healthy Group vs. Clinical Group) so that comparisons with other studies could be made. It is also important to emphasize that, given the lack of studies analyzing the influence of pre-morbid IQ on MoCA scores, no comparative analysis involving this screening test in the healthy or the impaired sample could be conducted.

Differences can be observed when comparing TeLPI's-IQ explained variance in the Cognitively Healthy group versus the Clinical group on both the MMSE and the MoCA and between the two screening tests. According to our results, TeLPI-IQ explained a higher percentage of variance of the MMSE and the MoCA scores in the Cognitively Healthy group than in the Clinical Group (Table 3). Despite the rigorous selection criteria applied in both groups, other health variables may have potentially influenced the performance of the clinical group and account for the difference between explained variance of TeLPI-IQ in the healthy and clinical sample. This was also found in other studies, where parasite variables associated with physical and functional status influenced premorbid IQ estimation in clinical samples, without a comparably relevant impact in the healthy population¹⁵. In these studies, also pointed out was the crucial importance of taking into account the adaptive ability of an individual within a particular environment, integrating personal cognitive change with more absolute social requirements. Another plausible explanation for these results would include the ceiling effects of both the MMSE and the MoCA in their relation to previous intelligence level. Note that, for healthy subjects, 30 points on the MMSE or the MoCA are typically easier to achieve than for subjects in the clinical group, thus originating less variability of the scores in the healthy group, with possible effects on explained variance.

In other studies, the results of both healthy and clinical groups are similar to our own findings. In a clinical group of patients with mild-to-moderate Alzheimer's disease, NART-IQ explained 18% of the MMSE variance⁶, whereas in our sample TeLPI-IQ explained 15.4%. Besides, the same study concluded that one MMSE point is gained for every added 5 IQ points⁶, representing an even greater influence of the premorbid IQ on this screening test when compared to our own results. Hence, it is possible that patients with IQs in the superior range can score above cutoff on the MMSE or, by inference, on the MoCA at an early stage of AD. Christensen and Jorm (1992⁵), studying healthy elders, also concluded that subjects of high premorbid intelligence are more likely to be misclassified as normal, while those of low premorbid intelligence are more likely to be misclassified as demented also validating the need for premorbid IQ consideration in dementia assessment is also expressed in normative cognitive ageing studies^{6,14,15}.

The main limitation of the present study is the inability to determine with certainty the variables that influence the difference of the TELPI's-IQ explained variance between clinical and healthy groups, despite the rigorous sample selection that, on the other hand, does represent one of the major positive aspect of the present study. Further studies could benefit from a more exhaustive physical and functional examination of the samples as to ascertain possible parasite variables. Another limitation is the fact that only the amnesic subtype of MCI (single or multidomain) was considered, hence generalization of our results to other forms of MCI should be cautious. On the other hand, the rigorous methodology followed in the present study represents added value: the samples are well-validated, both healthy and clinical groups are homogeneous with equivalent sample sizes (which reduces the possible biases of sample sizes in statistical analysis), there is perfect matching between groups regarding sociodemographic characteristics and instruments were rigorously applied with no inter-rater variability. The present study is also the first to examine the relationship between premorbid intelligence and the MoCA. The growing use of the MoCA in everyday practice and research (in several clinical groups as MCI, AD, Frontotemporal and Vascular Dementia) and it's overall superiority in comparison with the MMSE as a global cognitive assessment instrument regarding discriminative validity and diagnostic accuracy⁵⁰ justifies the importance of our findings.

Our main conclusion is that a single MMSE or MoCA score should not be used to classify a subject as impaired, unless interpreted in the light of original IQ. This perspective may have important implications for clinical practice and the early detection of dementia obviating misclassification errors, given the risk of healthy subjects being considered impaired or impaired subjects being assessed as cognitively normal. Even if premorbid IQ is taken into consideration in dementia evaluation, borderline cases will still be difficult to assess because, depending on their adaptive cognitive processes, subjects may move across the dementia threshold, modulated by factors such as intercurrent physical illness, changed environment, etc^{6,58}. Therefore, if the MMSE and the MoCA are to be used as screening tests for cognitive impairment, our data indicate that premorbid IQ scores should also be considered to ensure correct interpretation of results from patients with known or suspected cognitive impairment and for a more rigorous classification and intervention.

ACKNOWLEDGMENTS

This research was supported by the Fundação para a Ciência e Tecnologia [Portuguese Foundation for Science and Technology] through a PhD fellowship (SFRH/BD/37748/2007) and by PIC/IC/83206/2007.

All authors of this study declare that there are no conflicts of interest.

REFERENCES

1. Freitas S, Simões MR, Alves L, Santana I. Montreal Cognitive Assessment: Influence of Sociodemographic and Health Variables. *Arch Clin Neuropsychol*; 2012; 27(2): 165-175.
2. Moraes C, Pinto JA, Lopes MA, Litvoc J, Bottino CM. Impact of sociodemographic and health variables on Mini-Mental State Examination in a community-based sample of older people. *Arch Psychiatry Clin Neurosci*; 2010; 260(7): 535-542.
3. Rossetti HC, Lacritz LH, Cullum CM, Weiner MF. Normative data for the Montreal Cognitive Assessment (MoCA) in a population-based sample. *Neurol*; 2011; 77,1272-1275.
4. Bracco L, Piccini C, Baccino M, Bessi V et al. Pattern and Progression on Cognitive Decline in Alzheimer`s Disease: Role of Premorbid Intelligence and ApoE Genotype. *Dement Geriatr Cogn Disord*; 2007; 24: 483-491.
5. Christensen H, Jorm AF. Effect on premorbid intelligence on the Mini-Mental State and IQCODE. *Int J Geriatr Psychiatry*; 1992; 7, 159-160.
6. Star JM, Lonie J. The influence of pre-morbid IQ on Mini-mental State Examination score at time of dementia presentation. *Int J Geriatr Psychiatry*; 2007, 22: 382-384.
7. American Psychological Association. Guidelines for the evaluation of dementia and age-related cognitive decline. *Am Psychol*; 1998; 53(12): 1298-1303.
8. Budson AE, Solomon PR. New diagnostic criteria for Alzheimer`s disease and mild cognitive impairment for the practical neurologist. *Pract Neurol*; 2012; 12: 88-96.
9. Folstein MF, Folstein SE, McHugh PR. "Mini-Mental State". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *J Psychiatr Res*; 1975; 12:189-198.
10. Guerreiro M, Silva AP, Botelho MA. Adaptação à população portuguesa da tradução do "Mini Mental State Examination" (MMSE) [Adaptation to the Portuguese population of the "Mini Mental State Examination" (MMSE)]. *Rev Port Neurol*; 1994;1:9.
11. Nasreddine Z, Phillips NA, Bédirian V, et al. The Montreal Cognitive Assessment, MoCA: A brief screening tool for Mild Cognitive Impairment. *J Am Geriatr Soc*; 2005; 53: 695-699.
12. Simões MR, Freitas S, Santana I, et al. *Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Versão final portuguesa* [Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Final portuguese version]. Coimbra,

- Portugal: Serviço de Avaliação Psicológica, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação o da Universidade de Coimbra; 2008.
13. Alves L, Simões MR, Martins C. The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Word Reading Test (TeLPI). *Arch Clin Neuropsychol*; 2012; 27(1): 58-68.
 14. Brayne C, Beardsall, L. Estimation of verbal intelligence in the elderly community: An epidemiological study using NART. *Br J Clin Psychol*; 1990; 29: 217-223.
 15. Starr JM, Whalley, LJ, Inch S, Shering PA. The quantification of the relative effects of age and NART-predicted IQ on cognitive function in healthy old people. *Int J Geriatr Psychiatry*; 1992; 7: 153-157.
 16. Amieva H, Jacqmin-Gadda H, Orgogozo JM, Le Carret N, Helmer C, Letenneur L, Barberger-Gateau P, Fabrigoule C, Dartigues JF. The 9 year cognitive decline before dementia of the Alzheimer type: a prospective population-based study. *Brain*; 2005; 128: 1093-1101.
 17. Scarmeas, N, Albert SM, Manly JJ, Stern Y. Education and rates of cognitive decline in incident Alzheimer`s disease. *J Neurol Neurosurg Psychiatry*; 2006; 77: 308-316.
 18. Star JM, Lonie J. Estimated pre-morbid IQ effects on cognitive and functional outcomes in Alzheimer disease: A longitudinal study in a treated cohort. *BMC Psychiatry*; 2008, 8: 27.
 19. Stern, Y. What is cognitive reserve? Theory and research application of the reserve concept. *J Int Neuropsychology Soc*; 2002; 8: 448-460.
 20. Katzman R. Education and the prevalence of dementia and Alzheimer`s disease. *Neurology*; 1993; 43:13-20.
 21. Satz P. Brain reserve capacity on symptom onset after brain injury: a formulation and review of evidence for the threshold teory. *Neuropsychology*; 1993; 7: 237-295.
 22. Stern Y. Cognitive reserve and Alzheimer disease. *Alzheimer Dis Assoc Disord*; 2006, 20: 112-117.
 23. Rasmusson, DX, Carson, KA, Brookmeyer R, Kawas C, Brandt J. Predicting rate of cognitive decline in probable Alzheimer`s disease. *Brain Cogn*; 1996; 31: 133-147.
 24. Unverzagt Fw, Hui SL, Farlow MR, Hall KS, Hendrie HC. Cognitive decline and education in mild dementia. *Neurology*; 1998; 50: 181-185.
 25. Fritsch T, McClendon MJ, Smyth KA, Ogrocki PK. Effects of educational attainment and occupational status on cognitive and functional decline in persons with Alzheimer-type dementia. *Int Psychogeriatr*; 2002; 14: 347-363.
 26. Haxby JV, Raffaele K, Gillette J, Schapiro MB, Rapoport SI. Individual trajectories of cognitive decline in patients with dementia of the Alzheimer`s type. *J Clin Exp Neuropsychol*; 1992; 14: 575-592.
 27. Mortimer JA. Brain reserve and the clinical expression of Alzheimer`s disease. *Geriatrics*; 1977; 52(2): S50-S53.

28. Snowdon DA, Greiner LH, Mortimer JA, Riley KP, Greiner, PA, Markesbery WR. Brain infarction and the clinical expression of Alzheimer`s disease: the Nun Study. *JAMA*; 1997; 277: 813-817.
29. Lindeboom J, Launer LJ, Schmand BA et al. Effects of adjustment on the case-finding potential of cognitive tests. *J Clin Epidemiol*; 1996; 49: 691-695.
30. Alves L, Martins C, Simões MR. Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida. Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a População Portuguesa [Premorbid Intelligence Assessment: Experimental version of the Irregular Words Reading Test (TeLPI)]. *Psychologica*; 2010; 52(3):295-311.
31. Alves L, Simões MR, Martins C, Freitas S, Santana I. TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer`s Disease: A validation study. 2012; submitted.
32. Nelson HE, Wilson J. *National Adult Reading Test (NART): Test manual*. 2nd ed. London: NFER-Windsor; 1991.
33. Nelson HE. *National Adult Reading Test: Test manual*. Upton Park, UK: NFER-Windsor; 1982.
34. Wechsler D. *Escala de Inteligência de Wechsler para Adultos – Terceira edição (WAIS-III)* [Wechsler Adult Intelligence Scale. 3rd ed.]. Lisboa, Portugal: Cegoc; 2008.
35. Schretlen DJ, Winicki JM, Meyer SM, et al. Development, psychometric properties, and validity of the Hopkins Adult Reading Test (HART). *Clin Neuropsychol*; 2009; 23: 926–943.
36. NCS Pearson Corporation. *Test of Premorbid Functioning—UK version*. Oxford: Author; 2011.
37. The Psychological Corporation. *Wechsler Test of Adult Reading (WTAR): Test manual*. San Antonio, TX: Author; 2001.
38. Rosen WG, Mohs RC, Davis KL. A new rating scale for Alzheimer`s Disease. *Am J Psychiatry*; 1984; 141: 1356-1364.
39. Guerreiro M, Fonseca S, Barreto J, et al. Escala de Avaliação da Demência de Alzheimer [Alzheimer`s Disease Assessment Scale] In: Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências, ed. *Escala e testes na demência* [Scales and tests in dementia] Lisboa: GEECD; 2008: 42-68.
40. Hughes CP, Berg L, Danzinger WL, et al. A new clinical scale for the staging of dementia. *Br J Psychiatry*; 1982; 140: 566-572.
41. Garret C, Santos F, Tracana I, et al. Avaliação Clínica da Demência [Clinical Dementia Rating] In: Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências, ed. *Escala e testes na demência* [Scales and tests in dementia] Lisboa: GEECD; 2008: 17-32.
42. Schmand B, Jonker C, Hooijer C, et al. Subjective memory complaints may announce dementia. *Neurol*; 1996; 46(1): 121-125.
43. Ginó S, Mendes T, Ribeiro F, et al. Escala de Queixa de Memória [Subjective Memory Complaints Scale] In: Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências, ed. *Escala e testes na demência* [Scales and tests in dementia] Lisboa: GEECD; 2008: 117-120.
44. Yesavage JA, Brink TL, Rose TL, et al. Development and validation of a geriatric depression screening scale: A preliminary report. *Psychiatry Res*; 1983; 17: 37-49.

45. Barreto J, Leuschner A, Santos F, et al. Escala de Depressão Geriátrica [Geriatric Depression Screening Scale]. In: Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências, ed. *Escalas e testes na demência* [Scales and tests in dementia] Lisboa: GEECD; 2008: 69-72.
46. Petersen RC. Mild Cognitive Impairment as a diagnostic entity. *J Inter Med*; 2004; 256(3): 183-194.
47. American Psychological Association. *DSM-IV-TR: Manual de Diagnóstico e Estatística das Perturbações Mentais* [DSM-IV-TR: Diagnostic and statistical manual of mental disorders] 4th ed. revised text (J. N. Almeida, Trad). Lisboa: Climepsi Editores; 2002.
48. McKhann G, Drachman D, Folstein M, Katzman R, Price D & Stadlan EM. Clinical diagnosis of Alzheimer`s disease: Report of the NINCDS-ADRDA Work group under the auspices of the Department of Health and Human Services Task Force on Alzheimer`s disease. *Neurol*; 1984; 34: 939-944.
49. Petersen RC. Mild Cognitive Impairment. Continuum Lifelong Learning. *Neurol*; 2007; 13(2): 15-38.
50. Freitas S, Simões MR, Alves L, et al. Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Validation study for Mild Cognitive Impairment and Alzheimer`s Disease. *Alzheimer Dis Assoc Disor*; 2012; doi: 10.1097/WAD.0b013e3182420bfe.
51. Cohen J. *Statistical power analysis for the behavioural sciences*. 2nd ed. Hillsdale, NJ: Erlbaum; 1988.
52. Del Ser T, González-Montalvo J, Martínez-Espinosa S, et al. Estimation of premorbid intelligence in Spanish people with the Word Accentuation Test and its application to the diagnosis of dementia. *Brain Cogn*. 1997; 33: 343-356.
53. Mackinnon A, Ritchie K, Mulligan, R. The measurement properties of a French language adaptation of the National Adult Reading Test. *Int J Methods Psychiatr Res*; 1999; 8(1):27-38.
54. Rolstad, S., Nordlund, A., Gustavsson, M. H., Eckerstrom, C., Klang, O., & Hansen, S., et al. The Swedish National Adult Reading Test (NART-SWE): A test of premorbid IQ. *Scandinavian Journal of Psychology*; 2008; 49: 577-582.
55. Patterson K, Graham N, Hodges JR. Reading in dementia of the Alzheimer type: A preserved ability? *Neuropsychology*; 1994;8: 395-407.
56. Wilson RS, Krueger KR, Boyle PA, et al. Loss of basic lexical knowledge in old age. *J Neurol Neurosurg Psychiatry*; 2011; 82: 369-372.
57. Freitas S, Simões MR, Alves L, Santana I. Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Normative study for the Portuguese population. *J Clin Exp Neuropsychol*; 2011; 33(9), 989-996.
58. O`Carrol DW, Pollit PA, Hyde JB, et al. A follow-up study of dementia dignosed in the community using the Cambridge Mental Disorders of the Elderly Examination. *Acta Psychiatr Scand*; 1990; 81, 78-82.

Estudo VI

**The Irregular Word Reading Test (TeLPI): A Normative Study for the Portuguese
Population**

The Irregular Word Reading Test (TeLPI): A Normative Study for the Portuguese Population

Lara Alves¹, Mário R. Simões^{1,2}, Cristina Martins³, & Sandra Freitas^{1,4}

¹Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

²Laboratório de Avaliação Psicológica, CINEICC

³Centro de Estudos de Linguística Geral e Aplicada, Faculdade de Letras da
Universidade de Coimbra

⁴Centro de Neurociências e Biologia Celular (CNC)

Estudo submetido para publicação:

Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., & Freitas, S. (2012) *The Irregular Word Reading Test (TeLPI): Normative study for the Portuguese population*. Manuscript submitted for publication. [The Clinical Neuropsychologist].

Abstract

Knowledge of premorbid cognitive capacities is essential for an accurate diagnosis of cognitive decline. As this information rarely exists, the Irregular Word Reading Test (TeLPI) was developed for Portuguese speakers, exhibiting validity and good psychometric features. Since comparison to standard normative data is critical in neuropsychological assessment, this study analyzes effects of sociodemographic variables (age, educational attainment, gender, marital status, employment, geographic region, geographic localization and residence area) on the TeLPI performance of 637 cognitively healthy subjects (294 males and 343 females), providing its population-based normative data, and establishing that TeLPI-IQ and educational level account for 73.9% of observed variance.

Keywords: premorbid intelligence, TeLPI, premorbid function, normative study, cognitive decline assessment.

INTRODUCTION

Accurate diagnosis of neurological disorders with cognitive decline and/or dementia is necessary so that the most appropriate intervention strategies (such as cognitive rehabilitation) can be proposed and long-term care can be planned. Dementia stage or degree of cognitive impairment may affect decisions regarding the individual's capacity for independent living and need for restrictive care (The Psychological Corporation, 2001). The very concept of cognitive deficit presumes the existence of some previous normal or ideal level of functioning, against which patient outcomes can be compared and measured in a reliable and valid way (APA, 1998; Lezak, Howieson, Bigler, & Tranel, 2012; Mackinnon, Ritchie, & Mulligan, 1999). As such, judgments regarding disease severity and progression may be facilitated by knowledge of the individual's premorbid cognitive capacities (The Psychological Corporation, 2001).

The concept of premorbid intellectual functioning (premorbid intelligence, ability or IQ), has been studied for decades (Williams, 1997; NCS Pearson Corporation, 2011). Although essential, this information is rarely available (Matsuoka, Masatake, Kasal, Koyama, & Kim, 2006) and clinicians have to infer, when considering examinee's test performance, if a particular score appears to be atypically low, basing their clinical judgment on patients' background characteristics, such as education and occupation (Kareken & Williams, 1994). However, research indicates that clinicians tend to overstate the relationship between educational attainment and cognitive variables, frequently overestimating an examinee's premorbid ability, and thus risking judgment errors (Kareken & Williams, 1994). Hence, alternative methods for estimating premorbid ability are recommended instead, obtaining a more accurate and reliable measure (Crawford, Miller, & Milne, 2001; Kareken, 1997; Schoenberg, Lange, Marsh, & Saklofske, 2011).

A wide range of options has been developed over the years with the specific objective of estimating premorbid intellectual decline or loss that use: i) only multiple regressions data; ii) only current performance data; iii) a combination of demographic and current data (Crawford, 2004). Every existing methodology has strengths and weaknesses that affect its accuracy and utility, but the combined method has psychometric advantages in terms of prediction accuracy and increased prediction range (NCS Pearson Corporation, 2011). Contemporary methods combine performance on irregular words reading tests with demographics to predict WAIS-R, WAIS-III, or WAIS-IV indices, since the combination of both provides more reliable estimates of premorbid ability than the use of either of them separately (e.g., Crawford, Nelson, Blackmore,

& Cochrane, 1990; Crawford, 1992) (for conflicting data, see: Blair & Spreen, 1989, who found no improvement of premorbid estimates when adding demographic variables with reading performance methods). The HART (Schretlen, Winicki, Meyer, Testa, Pearlson, & Gordon, 2009), the WTAR (The Psychological Corporation, 2001), and the TOPF-UK (NCS Pearson Corporation, 2011) are some examples of tests that include combined methods.

Unlike many intellectual, memory and other cognitive abilities, reading recognition is relatively stable in the presence of cognitive decline associated with normal aging or brain insult (Crawford, 2004; Johnstone, Hogg, Schopp, Kapila & Edwards, 2002). Although not completely resistant to the effects of significant intellectual impairments (Crawford, 1992; Strauss, Sherman, & Spreen, 2006), scores on reading tests have been shown to effectively predict intellectual functioning (Crawford, 2004; Johnstone, Hogg, Schopp, Kapila & Edwards, 2002). Reading tests have consequently been developed for estimating premorbid abilities using words with irregular grapheme-to-phoneme translation (Crawford 1992, 2004). The use of words with irregular grapheme-to-phoneme pairings has two purposes: it minimizes the assessment of the examinee's current ability to apply standard pronunciation rules and maximizes the assessment of the examinee's previous learning of the word (Grober & Sliwinski, 1991; Nelson, 1982). Since correct pronunciation of words presenting irregular letter-sound pairings cannot be accomplished through the application of grapheme-to-phoneme conversion rules and guess-work, it has been argued that performance on irregular words reading tests is most likely to depend on previous knowledge than on current cognitive capacity (Nelson, 1982; Nelson & Willison, 1991). The reading-recognition paradigm requires the reading and pronunciation of words that have irregular grapheme-to-phoneme translation, but does not require text comprehension or knowledge of word meanings, hence, reading tests do not assess decoding ability, but rather word knowledge (Crawford 1992, 2004).

Potential drawbacks to the reading approach lie in the possibility of a neurological insult that can also disrupt reading ability. Performance may also be affected by developmental language disorders, since research has shown that the current reading ability is dependent on education and verbal abilities (The Psychological Corporation, 2001). Reading tests may furthermore be inappropriate for estimating premorbid intelligence in subjects with language lateralized brain dysfunction, reading disorder or lesser educated individuals (Schoenberg et al., 2011). Nevertheless, reading tests such as the NART (Nelson & Willison, 1991) are reported to be among the most reliable tests in clinical use (McGurn, Starr, Topfer, Pattie, Whiteman, & Lemmon, 2004).

As no instrument of premorbid IQ was available for Portuguese speakers, The Irregular Word Reading Test (TeLPI) was developed specifically to fill this important gap in the neuropsychological assessment in Portugal (Alves, Martins & Simões 2010; Alves, Simões & Martins, 2012).

The methodology used for the development of the TeLPI is based on the National Adult Reading Test (NART: Nelson, 1982), and the subsequent NART-a-like instruments such as the North American Adult Reading Test (NAART: Blair & Spreen, 1989), the American Adult Reading Test (AMNART: Grober & Sliwinski, 1991), the French NART (Mackinnon et al., 1999), the Word Accentuation Test (WAT) in Spain (Del Ser, González-Montalvo, Martínez-Espinosa, Delgado-Villalpalos, & Bermejo, 1997), the Wechsler Test of Adult Reading (WTAR: The Psychological Corporation, 2001), the Japanese NART (JART: Matsuoka et al., 2006), the NART (NZART: Halliday, 2006), the Swedish NART (NART-SWE: Rolstad, Nordlund, Gustavsson, Eckerstrom, Klang, Hansen, & Wallin, 2008), the Hopkins Adult Reading Test (HART; Schretlen et al., 2009), the Test of Premorbid Functioning (TOPF; NCS Pearson Corporation, 2009), and TOPF-UK (NCS Pearson Corporation, 2011).

The TeLPI is a reading test containing 46 Portuguese words of decreasing familiarity that estimates premorbid IQ in subjects aged 25-86. Like all NART-a-like tests, each word presents at least one case of non-biunivocal, and thus irregular, grapheme-phoneme correspondence. The TeLPI is correlated with the Full Scale Intelligence Quotient (FSIQ) of the Portuguese version of the Wechsler Adult Intelligence Scale - Third Edition (WAIS-III, Wechsler, 2008), and incorporates demographic variables in regression formulas that explain 63,3% of FSIQ variance (Alves, Simões & Martins, 2012), in accordance with the results of other international reading tests (e.g. Rolstad, et al, 2008; Schretlen, et al, 2009). The TeLPI exhibits very good psychometric properties since it has an excellent internal consistency (Cronbach's $\alpha = .939$) and test-retest reliability [4 months ($N = 30$): .95; 18 months ($N = 30$): .98] (Alves, Simões, & Martins, 2012), also in line with other reading tests (The Psychological Corporation, 2001; Schretlen, et al, 2009).

The rigorous development of TeLPI according to consistent linguistic criteria (Alves, Martins & Simões, 2010), the study of its influence on cognitive screening tests (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012), and the previous validation studies in Mild Cognitive Impairment (MCI) and Alzheimer Disease (AD) (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012, in press) represent the systematic research that has been carried out with TeLPI and further illustrate the validity and applicability of this instrument.

Because TeLPI was designed to resist the effects of neurological dysfunction or damage, it has clear clinical advantages in evaluating loss of intellectual functioning after brain insult. Consequently, the TeLPI's relative insensitivity to cognitive decline allows for estimation of intellectual abilities prior to onset of dementia (Alves, et al, 2012, in press), and although no study of the TeLPI has focused on traumatic brain injury, one can infer similar behavior, judging from reported results on other reading tests (The Psychological Corporation, 2001). The TeLPI, as a short test, does not demand extended concentration from the subject. The subject may refuse to make the necessary effort to phonetically decode and 'guess' the words he does not know but this should not affect his error score since phonemic decoding will not produce the correct rendering anyway. As minimal effort is required from the subject to read aloud the words he does recognize, the TeLPI is relatively unaffected by poor concentration or motivation. In this respect, the test would also seem to be particularly suitable for use with depressed patients or patients with other neuropsychiatric disorders (like Schizophrenia or Epilepsy), assessing the effects of the illness on present levels of functioning.

TeLPI performance has obvious potential as a criterion for research studies. The TeLPI is a quick test to administer and it is pleasant for the subjects, two particularly attractive characteristics that favor the inclusion of the TeLPI whenever batteries of tests have to be used. The TeLPI has understandable potential as a criterion for group matching when the matching required is based on premorbid IQ levels (e.g. in studies comparing alcoholic or drug addicts with normal subjects) and when the selection of healthy controls is needed. It is also of potential interest for research on reading processes. None of the TeLPI words can be read correctly by the phonemic reading route, which involves an intermediate stage of transposing the written stimulus into its phonological equivalent. For correct reading, all of the TeLPI words must be read via the direct/lexical reading route, which involves direct lexical access from the written stimulus without any intermediate phonemic processing stage (Nelson, 1982). The fact that the TeLPI results have shown to be unaffected by repetition (Alves, Simões & Martins, 2012) is a clear advantage in research settings since it is possible to use this instrument to retest the same subject under different conditions.

Despite previous results supporting the good psychometric features of the TeLPI, and its clear utility in clinical and research settings, the use of this instrument has been limited by the lack of normative data. Hence, the purpose of the present study is to provide population-based normative data for healthy, community-dwelling Portuguese subjects. The effects of age, education, gender, marital status, employment, geographic, geographic localization and

residence area of the subjects on TeLPI performance were also examined to determine if different cutoffs based on these factors would be necessary in Portuguese norms.

METHOD

Study population

A community-based sample of volunteers aged above 24 years old was recruited from the national health and social security services and through collaborative protocols with several private entities. The sample was collected in all geographic regions of the Portuguese continental territory as to be representative of the Portuguese population. The demographic and clinical inclusion criteria considered in the initial subject selection were: i) Age above 24; ii) Portuguese as native language and schooling in Portugal; iii) Absence of significant motor, visual or auditory deficits that could influence performance on the instruments selected for the study; iv) Cognitively healthy, as ensured by autonomy in daily living activities, no history of alcoholism or substance abuse, absence of neurological or psychiatric diseases, absence of chronic unstable systemic disorders with impact in cognition, absence of significant depressive complaints and absence of medication with possible impact in cognition (e.g., psychotropic or psycho-active drugs); v) Normal performance on the assessment battery especially assembled for this study and with available accessible Portuguese-validated data (see “Materials and procedures”).

The recruited subjects were interviewed by a psychologist with a standard questionnaire including a complete sociodemographic questionnaire, an inventory of current clinical health status, past habits and medical history. In case of doubt in the younger subjects and always for the older participants, the information collected was checked with general practitioners, the community center directors and/or an informant (usually an individual in co-habitation or a close relative). Informed consent was obtained from all the participants after the aims and procedures of the investigation were fully explained by a member of the study group.

The study was approved by the Fundação para a Ciência e Tecnologia [Portuguese Foundation for Science and Technology] and by the Faculty of Psychology and Educational Sciences Scientific Committee.

From the initial sample of 936 volunteers, 208 (22.19%) were excluded after the interview due to history of neurological and/or psychiatric disorders or history of alcohol abuse, and 91

(9.71%) were excluded because of their performance on the assessment battery, suggesting the presence of cognitive impairment or depressive symptoms (see “Materials and procedures”). The final sample is composed of 637 cognitively healthy subjects that met all the inclusion criteria defined. The stratification according to sociodemographic variables corroborate that the final sample was representative of the distribution observed in the Portuguese population.

Materials and Procedures

All participants were assessed by two psychologists with expertise in neuropsychological assessment between January 2008 and January 2012. The following instruments were administered to each participant:

- a) Comprehensive sociodemographic questionnaire;
- b) Inventory of current clinical health status, past habits and medical history;
- c) Mini Mental State Examination (MMSE; Folstein, Folstein & McHugh, 1975; Guerreiro, Silva, & Botelho, 1994): The MMSE is a widely used brief screening test for detecting cognitive deficits in a paper-and-pencil format scored out of a possible 30 points. Questions in this instrument are grouped into seven categories: (I) orientation, (II) registration, (III) attention and concentration, (IV) recall, (V) language, (VI) repetition, and (VII) visual construction. Its application takes approximately 5 minutes. Portuguese normative values were used for sample inclusion, hence subjects scoring outside Portuguese cutoff scores on the MMSE (possible cognitive decline if MMSE ≤ 22 for subjects from 1 to 11 years of education, and ≤ 27 for those with >11 years of education) were excluded (Guerreiro, Silva, & Botelho, 1994).
- d) Montreal Cognitive Assessment (MoCA; Nasreddine, Phillips, Bédirian, Charbonneau, Whithead, Collin, Cummings, & Chertkow, 2005; Simões, Freitas, Santana, Firmino, Martins, Nasredine, & Vilar, 2008; Freitas, Simões, Alves, & Santana, 2011): The MoCA is a paper-and-pencil test developed to screen milder forms of cognitive impairment, through the assessment of six cognitive domains: (I) executive functions, (II) visuospatial abilities, (III) short-term memory, (IV) language, (V) attention, concentration and working memory, and (VI) temporal and spatial orientation. The MoCA is a one-page test with an application time of approximately 10 to 15 minutes, and includes a manual where explicit instructions concerning its administration and scoring system are provided. The greater diagnostic accuracy and discriminant validity of the MoCA as a global cognitive assessment instrument in comparison with MMSE

(Freitas, et al, 2012) justifies its use in the present study. MoCA normative cutoffs were used according to age and educational level. Subjects were included in the study if the difference to population mean was ≤ 2 S.D. For subjects with age ranging from 25 to 49 years, cutoff points of 21, 24, 26, and 28 years were used according to educational level: Primary, Middle, High and Superior, in the same order. Subjects with ages ranging from 50 to 64 were excluded if MoCA scores were under 19 (Primary), 23 (Middle), 24 (High) and 25 (Superior). In the older group aged above 64 years, the following MoCA cutoff values were adopted: 18 (Primary), 22 (Middle), 23 (High) and 25 (Superior).

- e) TeLPI (Alves, et al, 2012): As described earlier, the TeLPI is an instrument specially developed for the Portuguese population that uses valid regression formulas for estimating premorbid intelligence (see "Introduction" for more detail).
- f) Clinical Dementia Rating Scale (CDR; Hughes, Berg, Danzinger, Coben & Martin, 1982; Garret, Santos, Tracana, Barreto, Sobral, & Fonseca, 2008): The CDR is a global staging tool for dementia that is based on the assessment of cognitive function and functional capacity (in six cognitive-behavioral categories: memory, orientation, sense and problem solving, community activities, home activities/hobbies and personal care). The Scale is administered to the adult/elderly patients and an informant through a semi-structured interview. A global score of 0 was used as a criterion for inclusion.
- g) Subjective Memory Complaints scale (SMC; Schmand, Jonker, Hooijer & Lindeboom, 1996; Ginó, Mendes, Ribeiro, Mendonça, Guerreiro, & Garcia, 2008): This scale consists of 10 multiple choice items that assess the presence of subjective memory complaints (score range 0-21).
- h) Geriatric Depression Scale (GDS-30; Yesavage, Brink, Rose, Lum, Huang, Adey, & Leirer, 1983; Barreto, Leuschner, Santos & Sobral, 2008): This brief scale assesses depressive symptoms in adults. It's composed of 30 dichotomous response questions that assess emotional and behavioral symptoms of depression (score range 0-30). Subjects with score of 20 or more were excluded.

Sociodemographic Variables

The sample of 637 subjects was stratified according to the following sociodemographic variables: age, gender, educational level, geographic region, geographic localization and residence area. The nine age intervals considered can be observed in Table 1. Four

educational levels were considered according to the number of years successfully completed in the Portuguese educational system: 1-4 years, 5-9 years, 10-12 years, and over 12 years of education. The stratification of the variables geographic region, geographic localization and residence area followed categories and data from the Instituto Nacional de Estatística (2010; Statistics Portugal). Hence, for geographic region, five areas of the Portuguese continental territory were considered: North, Center, Lisbon, Alentejo and Algarve. As for geographic localizations, coast and inland were the considered categories, and residence area was categorized as one of the following: predominantly urban areas (PUA), moderately urban areas (MUA) and predominantly rural areas (PRA).

Table 1. Sample characterization by age group

Age group	<i>n</i>	Mean (\pm Std. Deviation)
25-34	70	28.64 (\pm 2.751)
35-44	73	39.29 (\pm 3.230)
45-49	70	47.03 (\pm 1.383)
50-54	70	52.24 (\pm 1.334)
55-59	70	56.61 (\pm 1.591)
60-64	71	61.70 (\pm 1.356)
65-69	72	66.68 (\pm 1.509)
70-74	70	71.47 (\pm 1.188)
>75	71	78.30 (\pm 3.724)
Total	637	55.68 (\pm 15.151)

Note: Maximum age is 91.

Statistical Analysis

Statistical analyses were performed using the Statistical Package for Social Sciences (SPSS), version 19.0. After the TeLPI's internal consistency was measured by Cronbach alpha for differences between TeLPI-IQ scores among the different stratified subgroups, Student's t-test, analysis of variance (ANOVA) and TuKey post-hoc test were used. The impact of several significant sociodemographic variables considering the influence of age and education was addressed with the analysis of covariance (ANCOVA). Eta squared was used as an estimate of the effect size (Cohen, 1988). The correlation between TeLPI-IQ scores and education was investigated with Pearson correlation coefficient (Cohen, 1988). Multiple Linear Regression (MLR) analysis was also performed, using the enter method so that the significance of the

educational level variable (years of schooling completed successfully) could be accessed as influent in TeLPI-IQ scores. The multicollinearity was tested through Tolerance and Variance Factor (VIF) statistics (Meyers, Gamst & Guarino, 2006). The coefficient of determination was considered in the analysis of effect size in the regressions (Cohen, 1988). Norms of the TeLPI were stratified and determined according to the sociodemographic variables most significantly associated with TeLPI-IQ scores. Normative data are expressed as means \pm 1, 1.5 and 2 standard deviations.

RESULTS

The final sample is composed of 637 participants (mean age = 55.68 ± 15.151 ranging from 25 to 91; mean education = 8.06 ± 4.501 ranging from 2 to 22 years successfully completed at school). The sociodemographic characteristics are presented in detail in Tables 1 and 2 taking in account the stratification variables as well as other sociodemographic variables considered in the present study. The sample's comparable distribution to the Portuguese population can also be observed in Table 2. Participants performance in other instruments of the assessment battery are summarized in Table 3.

The TeLPI showed internal consistency measured by Cronbach alpha of 0.930 in this community sample, confirming its reliability to examine Portuguese subjects. The results also indicated that none of the TeLPI's items should be excluded in order to increase its consistency.

Group differences among sociodemographic variables were analyzed. Results are presented in Table 4. Relationships between the TeLPI-IQ and age, educational level, geographic region, residence area, geographic localization and both marital and employment status were found to be significantly different between groups, contrary to the gender variable in which no significant difference was found between groups. Hence, variables with significant group differences were targeted for further data analysis taking into consideration mean-age and mean-education differences between groups, since these variables are most commonly used to define population norms (Table 5).

Based on the results presented in Table 5, we proceeded to a covariance analysis on age and education variables in order to examine whether differences on the TeLPI-IQ scores remained significant after their control and to estimate the effect size of each previously selected variable (Table 6).

Table 2. Sociodemographic characterization of the population sample

Variables	Levels	Sample <i>n</i> (%)	Portugal <i>n</i> (%)
Age	25-34	70 (11.0)	--
	35-44	73 (11.5)	--
	45-49	71 (11.1)	--
	50-54	70 (11.0)	--
	55-59	70 (11.0)	--
	60-64	71 (11.1)	--
	65-69	72 (11.3)	--
	70-74	70 (11.0)	--
	>75	70 (11.0)	--
Gender	Female	343 (53.8)	3946 (52.6)
	Male	294 (46.2)	3559 (47.4)
Educational Level	1-4 years	232 (36.4)	2426 (36.6)
	5-9 years	220 (34.5)	2280 (34.4)
	10-12 years	92 (14.4)	960 (14.5)
	> 12 years	93 (14.6)	956 (14.5)
Geographic Region	North	229 (35.9)	2722 (36.0)
	Center	154 (24.2)	1794 (24.0)
	Lisbon	178 (27.9)	2091 (28.0)
	Alentejo	50 (7.8)	577 (8.0)
	Algarve	26 (4.1)	321 (4.0)
Geographic Localization	Cost	535 (84.0)	6379 (85.0)
	Inland	102 (16.0)	1126 (15.0)
Residence Area	PUA	431 (67.7)	5103 (68.0)
	MUA	99 (15.5)	1200 (16.0)
	PRA	107 (16.8)	1200 (16.0)
Marital Status	Single	183 (28.7)	--
	Married	454 (71.3)	--
Employment Status	Active	338 (53.1)	--
	Inactive	299 (46.9)	--

Abbreviations: PUA = predominantly urban areas; MUA = moderately urban areas; PRA = predominantly rural areas.

Note: The Portuguese population values (*n*) are expressed in thousands and represent data of the resident population in continental Portugal aged over 24 years (Official Statistics Portal, 2010).

Analyzing Table 6, the variables geographic location, marital status and employment status did not show a significant relation after age or educational levels were controlled, hence, analysis on the remaining variables took into account effect size. Since age, residence area and geographic region variables revealed a small effect size, they were excluded from further analysis, leaving only the variable years of education as the major contributive variable to TeLPI-IQ scores with a large effect size.

Table 3. Performance of the population sample on the assessment battery by age group

Age group	MMSE (<i>M</i> ± <i>SD</i>)	MoCA (<i>M</i> ± <i>SD</i>)	CDR (<i>M</i>)	SMC (<i>M</i> ± <i>SD</i>)	GDS-30 (<i>M</i> ± <i>SD</i>)
25-34	29.76 (± 0.600)	28.67 (± 1.481)	0	3.26 (± 3.429)	5.57 (± 5.296)
35-44	29.29 (± 0.979)	27.16 (± 2.291)	0	4.51 (± 3.701)	6.67 (± 5.457)
45-49	29.29 (± 1.059)	26.77 (± 2.870)	0	5.14 (± 3.686)	7.70 (± 5.827)
50-54	29.34 (± 0.961)	26.21 (± 2.745)	0	4.98 (± 3.380)	5.55 (± 4.276)
55-59	28.53 (± 1.666)	25.19 (± 2.628)	0	5.26 (± 2.986)	5.91 (± 4.806)
60-64	28.39 (± 1.333)	25.36 (± 3.332)	0	5.70 (± 3.296)	6.56 (± 5.684)
65-69	28.83 (± 1.362)	25.60 (± 3.173)	0	6.45 (± 3.448)	7.80 (± 5.709)
70-74	28.71 (± 1.342)	24.70 (± 3.478)	0	5.95 (± 2.907)	6.92 (± 5.100)
>75	28.47 (± 1.461)	24.04 (± 3.957)	0	6.07 (± 3.216)	6.98 (± 4.618)

Abbreviations: MMSE = Mini Mental State Examination; MoCA = Montreal Cognitive Assessment; CDR = Clinical Dementia Rating scale; SMC = Subjective Memory Complaints Scale; GDS-30 = Geriatric Depression Scale, 30 item version.

A multiple linear regression (enter method) was conducted to further explore the influence of educational level on TeLPI-IQ scores. Preliminary analyses were done to ensure no violation of the assumptions of normality, linearity, multicollinearity and homoscedasticity. Means, standard deviations and intercorrelations can be found in Table 7. The correlation (.860) between TeLPI and the years of education variable suggests that both measure the same construct. The years of education variable has also shown to significantly contribute to the prediction of TeLPI-IQ scores: [$\beta = .860$, $t(634) = 42.499$, $p < .001$], and explains 73.9% of the variance of TeLPI-IQ scores [adjusted $R^2 = .739$, $F(1,635) = 1806.170$, $p < .001$].

According to all previous analysis and the results of the multiple linear regression, years of education was the only variable to be considered in the development of the normative data of the TeLPI for the Portuguese population. TeLPI-IQ scores are expressed as means ± S.D.s. Different S.D.s (1S.D., 1.5S.D., 2S.D.s) can be considered as cutoffs points for possible cognitive decline (Table 8).

Table 4. Analysis of group differences on TeLPI-IQ scores (Without control of covariance effect)

Variables	TeLPI-IQ <i>M</i> ± <i>SD</i>	<i>t</i> / <i>F</i>	<i>Post-hoc</i>
Age			
25-34	114.64 ± 10.919	<i>F</i> (8, 628) = 11.124, <i>p</i> <.001	All groups differ
35-44	103.97 ± 15.197		
45-49	104.67 ± 16.104		
50-54	102.90 ± 13.272		
55-59	94.56 ± 13.961		
60-64	100.53 ± 14.801		
65-69	100.11 ± 15.248		
70-74	99.89 ± 16.600		
>75	96.17 ± 14.685		
Gender			
Female	102.08 ± 15.503	<i>t</i> = 0.136, <i>p</i> =.892	--
Male	101.77 ± 15.580		
Educational Level			
1-4 years	87.05 ± 10.226	<i>F</i> (3, 633) = 514.998, <i>p</i> <.001	All groups differ
5-9 years	103.39 ± 8.947		
10-12 years	114.26 ± 3.833		
> 12 years	123.42 ± 4.087		
Geographic Region			
A: North	99.93 ± 13.959	<i>F</i> (4, 632) = 12.797, <i>p</i> <.001	A ≠ C
B: Center	99.70 ± 17.590		B ≠ C, E
C: Lisbon	107.99 ± 14.964		C ≠ A, B, D, E
D: Alentejo	102.25 ± 11.761		D ≠ C
E: Algarve	99.71 ± 12.118		E ≠ B, C
Geographic Localization			
Cost	102.69 ± 15.670	<i>t</i> = 2.841, <i>p</i> <.01	--
Inland	97.95 ± 14.172		
Residence Area			
PUA	104.92 ± 14.971	<i>F</i> (2, 634) = 34.964, <i>p</i> <.001	All groups differ
MUA	99.89 ± 14.059		
PRA	91.80 ± 14.522		
Marital Status			
Single	106.14 ± 14.777	<i>t</i> = 4.400, <i>p</i> <.001	--
Married	100.24 ± 15.516		
Employment Status			
Active	104.64 ± 14.852	<i>t</i> = -4.763, <i>p</i> <.001	--
Inactive	98.87 ± 15.727		

Abbreviations: PUA = predominantly urban areas; MUA = moderately urban areas; PRA = predominantly rural areas; *M*: mean; *SD*: standard deviation; *t*: Student's *t*-test values; *F*: analysis of variance (ANOVA) values; *Post-hoc*: Tukey HSD and Bonferroni post-hoc test analyses.

Table 5. Analysis of covariates: group differences in mean age and educational level

Variables	Age		Educational Level	
	<i>M</i> ± <i>SD</i>	<i>t</i> / <i>F</i>	<i>M</i> ± <i>SD</i>	<i>t</i> / <i>F</i>
Age				
25-34			12.71 ± 4.153	
35-44			9.34 ± 4.177	
45-49			9.27 ± 4.866	
50-54			8.00 ± 3.864	
55-59	--	--	6.16 ± 3.365	<i>F</i> (8, 628) = 19.220, <i>p</i> <.001
60-64			7.01 ± 3.977	
65-69			6.90 ± 3.940	
70-74			7.26 ± 4.465	
>75			5.93 ± 3.535	
Educational Level				
1-4 years	62.97 ± 11.082			
5-9 years	54.77 ± 14.547	<i>F</i> (3, 633) = 41.377, <i>p</i> <.001	--	--
10-12 years	48.97 ± 15.631			
> 12 years	46.94 ± 16.253			
Geographic Region				
North	53.25 ± 14.538		7.26 ± 3.626	
Center	58.01 ± 14.011	<i>F</i> (4, 632) = 3.670, <i>p</i> <.01	8.23 ± 5.184	<i>F</i> (4, 632) = 11.939, <i>p</i> <.001
Lisbon	55.75 ± 16.294		9.65 ± 4.657	
Alentejo	57.42 ± 17.168		7.26 ± 4.280	
Algarve	61.77 ± 9.123		4.81 ± 2.315	
Geographic Localization				
Cost	53.97 ± 7.17	<i>F</i> (1, 635) = 1.737, <i>p</i> =.188	7.17 ± 3.880	<i>F</i> (1, 635) = 4.843, <i>p</i> <.05
Inland	56.12 ± 15.254		8.23 ± 4.594	
Residence Area				
PUA	55.16 ± 15.357	<i>F</i> (2, 634) = 4.171, <i>p</i> <.05	8.78 ± 4.546	<i>F</i> (2, 634) = 21.733, <i>p</i> <.001
MUA	54.37 ± 15.935		7.44 ± 4.308	
PRA	59.55 ± 12.610		5.76 ± 3.576	
Marital Status				
Single	54.41 ± 18.764	<i>t</i> =-1.259, <i>p</i> =.209	9.20 ± 4.631	<i>t</i> =4.106, <i>p</i> <.001
Married	56.33 ± 13.328		7.60 ± 4.369	
Employment Status				
Active	46.16 ± 11.318	<i>t</i> =23.271, <i>p</i> <.001	9.11 ± 4.694	<i>t</i> =-6.502, <i>p</i> <.001
Inactive	66.65 ± 10.880		6.88 ± 3.959	

Abbreviations: PUA = predominantly urban areas; MUA = moderately urban areas; PRA = predominantly rural areas; *M*: mean; *SD*: standard deviation; *t*: Student's *t*-test values; *F*: analysis of variance (ANOVA) values.

Table 6. Analysis of group differences in TeLPI-IQ scores (with covariates controlled)

Variables	Covariates	ANCOVA	Effect Size
Age	Educational level	$F(8, 628) = 2.305, p < .05$	Small $n_p^2 = .029$
Educational Level	Age	$F(3, 633) = 460.263, p < .001$	Large $n_p^2 = .686$
Geographic Region	Age Educational level	$F(4, 632) = 8.798, p < .001$	Small $n_p^2 = .053$
Geographic Localization	Educational level	$F(1, 635) = 3.417, p = .065$	Null $n_p^2 = .005$
Residence Area	Age Educational level	$F(2, 634) = 13.3178, p < .001$	Small $n_p^2 = .040$
Marital Status	Educational level	$F(1, 635) = 2.844, p = .092$	Null $n_p^2 = .004$
Employment Status	Age Educational level	$F(1, 635) = 0.350, p = .554$	Null $n_p^2 = .001$

Abbreviations: *F*: analysis of variance (ANOVA) values; n_p^2 : partial eta squared value.

Note: According to Cohen (1998), n_p^2 values of .01, .06 and .14 are considered small, medium and large effect sizes, respectively.

Table 7. Means, standard deviations and intercorrelations for TeLPI-IQ as a predictor variable (n=637)

Variable	<i>M</i>	<i>SD</i>	Education
TeLPI-IQ	101.93	15.527	.860*
Education	8.06	4.501	--

Abbreviations: *M*: mean; *SD*: standard deviation.

Note: *Correlation is significant at the .01 level (2-tailed)

Table 8. Normative data of TeLPI-IQ scores according to educational level (ages 25-86)

	Educational Level			
	1 – 4 (n= 232)	5 – 9 (n= 220)	10 – 12 (n= 92)	> 12 (n= 93)
<i>M</i> ± <i>SD</i>	87.05 ± 10.226	103.39 ± 8.947	114.26 ± 3.833	123.42 ± 4.087
1 SD	77 – 97	94 – 112	110 – 118	119 – 128
1.5 SD	72 – 102	90 – 117	109 – 120	117 – 130
2 SD	67 – 108	85 – 121	107 – 122	115 – 132

Abbreviations: *M*: mean; *SD*: standard deviation.

DISCUSSION

This study analyzes the influence of sociodemographic variables on TeLPI-IQ scores and provides TeLPI norms according to educational level for the Portuguese population.

A reliable evaluation of an individual's cognitive performance must be based on normative data stratified according to the sociodemographic variables that most influence and predict its performance. Hence the analysis of the influence of sociodemographic variables on TeLPI's-IQ scores was essential for reliably adapting this instrument for the Portuguese population. Furthermore, this study is relevant since, to our knowledge, no other premorbid intelligence instrument is available for the Portuguese population. Likewise, since few stratified community-based sample studies exist in Portugal, and almost all are limited by small samples within restricted regional areas, the use of a representative sample stratified according to various levels of sociodemographic variables with a similar distribution to the Portuguese population enhances the equivalence with the target population and the confidence of the conclusions drawn. Although a wide variety of premorbid instruments have been created worldwide and have presented regression formulas for premorbid estimation similar to TeLPI's (e.g.: FNART: Mackinnon et al, 1999; WAT: Del Ser et al., 1997; JART: Matsuoka et al., 2006; HART: Schretlen et al., 2009; NZART: Halliday, 2006; NART-SWE: Rolstad et al, 2008; TIB: Colombo, Sartori & Brivio, 2002), only a few have developed normative data (WTAR: The Psychological Corporation, 2001; TOPF-UK: NCS Pearson Corporation, 2011; NART-R: Nelson & Willison, 1991), such as those that we have proposed for TeLPI, probably considering that only an individual comparison provides a valid basis for identifying real cognitive losses due to the impact of educational variables on IQ and vocabulary level (Lezak, Howieson, Bigler, & Tranel, 2012). Even if for normally distributed functions and abilities comparisons with a mean may not be appropriate for premorbid IQ evaluation (especially when considering the individual patient in the above and below average cognitive range) (Lezak, Howieson, Bigler, & Tranel, 2012), we believe that IQ premorbid ponderation in cognitive screening tests will enhance the applicability of the present normative data (Alves et al., 2012, in press). When examining patients with possible cognitive deficits, comparing present and prior (estimate or direct information) functioning represents the most valid way to identify real losses, but the existence of normative data for TeLPI also adds to clinical interpretations, as it allows for the further consideration of patients' social and cultural settings.

Our results confirm that the variable educational level was the one that most significantly contributed to TeLPI-IQ, explaining a large variance of its scores (73.9%). This was an expected

result since years of education has also been considered as the only variable to be included in TeLPI's regression formulas (Alves et al., 2012). The inclusion of educational level in the regression formulas has also been reported by other instruments like TOPF-UK (NCS Pearson Corporation, 2011). Other instruments for premorbid intelligence evaluation developed worldwide also report educational level as a major contributor to scores' variance and include this variable in their normative tables. Specifically, the WTAR (The Psychological Corporation, 2001) manual reports that education explains 60% of the predicted WAIS-III in the United States (U.S.) standardization sample, and TOPF yields an explained variance of 65% and 63% of the United Kingdom and US standardization samples (NCS Pearson Corporation, 2011). The 8.9% to 13.9% differences between the education explained variance of the WTAR, the TOPF and the TeLPI may be due to the specific educational demographics of the Portuguese population in which 36.6% of subjects with 4 or less years of education and only 14.5% over 12 years of education in contrast with, for example, the TOPF-UK that reports 15.7% of subjects in educational level 1 and 35.9% subjects on educational level 3 and 4 (equivalent to the higher educational strata in Portugal).

Although education explains a large part of the variance of the TeLPI-IQ scores, research has showed that clinicians tend to overstate the relationship between educational attainment and cognitive variables, frequently overestimating an examinee's premorbid ability (Kareken & Williams, 1994), and therefore a more quantitative method is still preferred for a more accurate and reliable measure (Crawford et al, 2001; Kareken, 1997; Schoenberg, Lange, Marsh, & Saklofske, 2011). On the other hand, strictly demographic approaches such as those developed by Barona, Reynolds and Chastain (1984), that use regression models with sociodemographic variables such as education, age, occupation, gender and race/ethnicity to predict IQ scores, are known to be biased by social or individual conditions (e.g., developmental disorders or lack of motivation at school) which may undermine academic performance or employment and therefore underestimate premorbid ability (Crawford & Allan, 1997). However, the biggest disadvantage of strictly demographic methods, when compared with those based on the oral reading of irregular words, is their lower accuracy in the estimation of premorbid intelligence in neurologically normal individuals (Schoenberg et al., 2011). Therefore, like Crawford (2004) and Reynolds (1997), we are convinced that the use of a combined demographic and current performance model in prediction equations, as is the case of the TeLPI, is a solution to some of the problems found when using either demographic or qualitative judgment methods, leading to a more powerful prediction of premorbid Wechsler scores.

Although other instruments rely on the age variable as an adjustment factor for norms (e.g.: The Psychological Corporation, 2001), after controlling the effect of educational level, age was found to have a reduced magnitude effect on TeLPI-IQ scores, in line with TOPF-UK results. In fact, when individuals vary from the normative group, using standardized cutoff scores based on age may not be sensitive enough for detecting subtle cognitive changes. For instance, individuals with higher levels of ability are thought to have a greater “cognitive reserve,” which means that these individuals have the capability of using neural networks more efficiently or the facility of calling upon alternate networks and strategies in response to neuropsychological task demands, thus allowing them to perform well (Stern, 2002). It could be assumed that individuals with higher levels of intelligence might score 1 to 2 standard deviations above the mean on cognitive tests (Stern, 2002). As a result, scores in the average range on standardized tests may represent a decline in some high-functioning individuals (Naugle, Cullum, & Bigler, 1990). To correct for this measurement error, normative data (e.g.: Freitas et al, 2011), as well as criteria for Alzheimer’s disease and mild cognitive impairment (Budson & Solomon, 2012) have advised the use of education adjustments, since education level may provide a more suitable proxy for cognitive reserve in comparison with age. Previous TeLPI studies demonstrating the importance of premorbid IQ adjustment on screening tests, as to ensure better detection of “cognitive reserve” cases (Alves et al., 2012, in press), further support the decision to prefer the variable education over age in the TeLPI norms.

Marital status and gender were not found to significantly influence TeLPI scores. While marital status was not studied by other authors as a variable that could influence premorbid intelligence, gender was included in regression formulas and reference tables of the WTAR (Psychological Corporation, 2011) and the TOPF-UK (The NCS Pearson Corporation, 2011).

Our results on other variables indicate that there are no statistically significant differences between subjects living in coastal and inland areas (geographic localization), and, after controlling the effect of education and age, this same tendency was seen in what regards the employment status variable.

The observed differences between residents living in urban or rural areas (geographic area variable) also showed a reduced magnitude after controlling for age and education. Similar results are found with residents in different geographic regions (North, Center, Lisbon, Alentejo, Algarve).

Means and S.D. for each educational level were determined as normative data for the TeLPI. Although clinical neuropsychology relies upon scoring an individual’s performance relative to

an appropriate reference database, when discussing cognitive decline one must take into consideration both false negative and false positive results due to the possible presence of cognitive reserve. Comparison with standard normative databases works for the majority of people whose function and intelligence baseline levels are close to average, however, an impaired high-intelligence individual might also be erroneously scored as unimpaired (i.e. false negative), and conversely, an unimpaired low-intelligence individual might be scored as impaired (i.e. false positive) (Doniger, Simon & Schweiger, 2008). Hence, cutoffs of ± 1 , 1.5 and 2 S.D. were computed so that clinicians may choose the best measurement when analyzing discrepancies between an individual's estimated measure and those of his/her healthy peers. Note that, for example, patients with mild cognitive impairment typically score 1-1.5 S.D. below the mean on cognitive tests (Budson & Solomon, 2012) and those with higher levels of intelligence might score 1 to 2 standard deviations above the mean on cognitive tests (Stern, 2002). No corroboration of these results regarding normative data for the Portuguese population exists because TeLPI is, to our knowledge, the only instrument specially designed to assess premorbid ability in Portugal.

A limitation of our study consists in the lack of ethnicity/race variability in our sample, since 100% of the sample was Caucasian. However, this is illustrative of the demographic profile of our country where other Ethnic/racial groups represent a small minority in contrast with other countries like United States or United Kingdom, where WTAR performance was found to be influenced by this variable (Psychological Corporation, 2011).

As the TeLPI is directly linked with the WAIS-III, performance on both provided data for direct comparison between predicted and actual intelligence in the same subject, and with a large and representative sample of normally functioning adults. Norms were derived from a broad variety of sociodemographic variables representative of the national distribution, conferring a more secure validity of the conclusions that can be drawn after TeLPI administration. Education was considered as the major influence on TeLPI scores providing robust normative data for the Portuguese population that can be used in both research and clinical contexts.

ACKNOWLEDGMENTS

This research was supported by the Fundação para a Ciência e Tecnologia [Portuguese Foundation for Science and Technology] through a PhD fellowship (SFRH/BD/37748/2007).

All authors of this study declare that there are no conflicts of interest.

REFERENCES

1. Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2012, *in press*). TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease: A validation study. *Alzheimer Disease and Associated Disorders*.
2. Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2012). *TeLPI Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impairment patients*. Manuscript submitted for publication. [Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology].
3. Alves, L., Simões, M. R., & Martins, C. (2012). The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Word Reading Test (TeLPI). *Archives of Clinical Neuropsychology*, 27(1), 58-68.
4. Alves, L., Martins, C., & Simões, M. R. (2010). Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a População Portuguesa [Premorbid Intelligence Assessment: Experimental version of the Irregular Words Reading Test (TeLPI)]. *Psychologica*, 52(3), 295-311.
5. American Psychological Association. (1998). Guidelines for the evaluation of dementia and age-related cognitive decline. *American Psychologist*, 53(12), 1298-1303.
6. Barona, A., Reynolds, C. R., & Chastain, R. (1984). A demographically based index of premorbid intelligence for the WAIS-R. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52(5), 885-887.
7. Barreto J, Leuschner A, Santos F, & Sobral, M. (2008). Escala de Depressão Geriátrica [Geriatric Depression Scale]. In Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências (Ed.), *Escalas e testes na demência* [Scales and tests in dementia] (pp. 69-72). Lisboa: GEECD.
8. Blair, J. R., & Spreen, O. (1989). Predicting premorbid IQ: A revision of the National Adult Reading Test. *The Clinical Neuropsychologist*, 3, 885-887.
9. Budson, A. E., & Solomon, P. R. (2012). New diagnostic criteria for Alzheimer's disease and mild cognitive impairment for the practical neurologist. *Practical Neurology*, 12, 88-96.
10. Cohen, J. (1998). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
11. Colombo, L., Sartori, G., & Brivio, C. (2002). Stima del quoziente intellettivo tramite l'applicazione del TIB (Test breve di Intelligenza). *Giornale Italiano di Psicologia*, 3, 613-637.
12. Crawford, J. R. (2004). Psychometric foundations of neuropsychological assessment. In L. H. Goldstein & J. E. McNeil (Eds.). *Clinical neuropsychology: A practical guide to assessment and management for clinicians* (pp. 121-140). Chichester: Wiley-Blackwell.
13. Crawford, J. R. (1992). Current and premorbid intelligence measures in neuropsychological assessment. In J. R. Crawford, D. M. Parker, & W.W. McKinlay (Eds.), *A handbook of neuropsychological assessment* (pp. 21-49). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

14. Crawford, J. R., & Allan, K. M. (1997). Estimating premorbid WAIS-R IQ with demographic variables: Regression equations derived from a UK sample. *The Clinical Neuropsychologist*, *11*(2), 192-197.
15. Crawford, J. R., Nelson, H. E., Blackmore, L., & Cochrane, R. H. (1990). Estimating premorbid intelligence by combining the NART and demographic variables: An examination of the NART standardization sample and supplementary equations. *Personality and Individual Differences*, *11*(11), 1153-1157.
16. Crawford J. R., Miller, J., & Milne, A. B. (2001). Estimating premorbid IQ from demographic variables: A comparison of a regression equation versus clinical judgment. *British Journal of Clinical Psychology*, *40*, 97-105.
17. Del Ser, T., González-Montalvo, J., Martínez-Espinosa, S., Delgado-Villapalos, C., & Bermejo, F. (1997). Estimation of premorbid intelligence in Spanish people with the Word Accentuation Test and its application to the diagnosis of dementia. *Brain and Cognition*, *33*, 343-356.
18. Doniger, G. M., Simon, E. S., & Schweiger, A. (2008). Adjustment of cognitive scores with co-normed estimate of premorbid intelligence. *Applied Neuropsychology*, *15*, 250-263.
19. Folstein, M. F., Folstein, S. E., & McHugh, P. R. (1975). "Mini-Mental State". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychiatric Research*, *12*, 189-198.
20. Freitas, S., Simões, M. R., Alves, L., & Santana, I. (2011). Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Normative study for the Portuguese population. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, *33*(9), 989-996.
21. Garret, C., Santos, F., Tracana, I., Barreto, J. Sobral, M., & Fonseca, R. (2008). Avaliação Clínica da Demência [Clinical Dementia Rating]. In Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências (Ed.), *Escalas e testes na demência* [Scales and tests in dementia] (pp. 17-32). Lisboa: GEECD.
22. Ginó, S., Mendes, T., Ribeiro, F., Mendonça, A., Guerreiro, M., & Garcia, C. (2008). Escala de Queixa de Memória [Subjective Memory Complaints Scale]. In Grupo de Estudos de Envelhecimento Cerebral e Demências, (Ed.), *Escalas e testes na demência* [Scales and tests in dementia] (pp. 117-120). Lisboa: GEECD.
23. Grober, E., & Sliwinski, M. (1991). Development and validation of a model for estimating premorbid verbal intelligence in the elderly. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, *13*, 933-949.
24. Guerreiro, M., Silva, A. P., & Botelho, M. A. (1994). Adaptação à população portuguesa da tradução do "Mini Mental State Examination" (MMSE) [Adaptation to the Portuguese population of the "Mini Mental State Examination" (MMSE)]. *Revista Portuguesa de Neurologia*, *1*, 9.
25. Halliday, T. J. (2006). *The Development of a New Zealand Adult Reading Test*. Unpublished master degree thesis. Waikato University, New Zeland.

26. Hughes, C. P., Berg, L., Danzinger, W. L., Coben, L. A., & Martin, R. L. (1982). A new clinical scale for the staging of dementia. *British Journal of Psychiatry*, *140*, 566-572.
27. Instituto Nacional de Estatística. (2010). *Portal de Estatísticas Oficiais* [Official Statistics Portal]. Retirado de <http://www.ine.pt>
28. Johnstone, B., Hogg, J. R., Schopp, L. H., Kapila, C., & Edwards, S. (2002). Neuropsychological deficit profiles in senile dementia of the Alzheimer's type. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *17*, 273-281.
29. Kareken, D. A., & Williams, J. M. (1994). Human judgment and estimation of premorbid intellectual function. *Psychological Assessment*, *6*(2), 83-91.
30. Kareken, D. A. (1997). Judgment pitfalls in estimating premorbid intellectual function. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *12*, 701-709.
31. Lezak, M. D., Howieson, D. B., Bigler, E. D., & Tranel, D. (2012). *Neuropsychological assessment* (5th ed.). Oxford: Oxford University Press.
32. Mackinnon, A., Ritchie, K., & Mulligan, R. (1999). The measurement properties of a French language adaptation of the National Adult Reading Test. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, *8*(1), 27-38.
33. Matsuoka, K., Masatake, U., Kasal, K., Koyama, K., & Kim, Y. (2006). Estimation of premorbid IQ in individuals with Alzheimer's disease using Japanese ideographic script (Kanji) compound words: Japanese version of the National Adult Reading Test. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, *60*, 332-339.
34. McGurn, B., Starr, J. M., Topfer, J. A., Pattie, A., Whiteman, M. C., & Lemmon, H. A. (2004). Pronunciation of irregular words is preserved in dementia validating premorbid IQ estimation. *Neurology*, *62*, 1184-1186.
35. Meyers, L. S., Gamst, G. & Guarino, A. J. (2006). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Thousand Oaks: Sage Publications.
36. Naugle, R. I., Cullum, C. M., & Bigler, E. D. (1990). Evaluation of intellectual and memory function among dementia patients who were intellectually superior. *The Clinical Neuropsychologist*, *4*, 355-374.
37. Nasreddine, Z., Phillips, N. A., Bédirian, V., Charbonneau, S., Whithead, V., Collin, I., Cummings, J. L., & Chertkow, H. (2005). The Montreal Cognitive Assessment, MoCA: A brief screening tool for Mild Cognitive Impairment. *Journal of American Geriatric Society*, *53*, 695-699.
38. NCS Pearson Corporation. (2009). *Manual for the Test of Pre-morbid Functioning (TOPF)*. San Antonio, TX: Author.
39. NCS Pearson Corporation. (2011). *Test of Premorbid Functioning – UK version*. Oxford: Author.
40. Nelson, H. E. (1982). *National Adult Reading Test: Test manual*. Upton Park, UK: NFER-Windsor.
41. Nelson, H. E., & Willison, J. (1991). *National Adult Reading Test (NART): Test manual* (2nd ed.). London: NFER-Windsor.

42. Rolstad, S., Nordlund, A., Gustavsson, M. H., Eckerstrom, C., Klang, O., Hansen, S., & Wallin, A. (2008). The Swedish National Adult Reading Test (NART-SWE): A test of premorbid IQ. *Scandinavian Journal of Psychology, 49*, 577-582.
43. Schmand, B., Jonker, C., Hooijer, C., & Lindeboom, J. (1996). Subjective memory complaints may announce dementia. *Neurology, 46*(1), 121-125.
44. Schoenberg, M. R., Lange, R. T., Marsh, P., & Saklofske, D. H. (2011). Premorbid intelligence. In J. S. Kreutzer, J. Deluca, & B. Caplan (Eds.), *Encyclopedia of clinical neuropsychology* (pp. 2004-2010). New York: Springer Science.
45. Schretlen, D. J., Winicki, J. M., Meyer, S. M., Testa, S. M., Pearlson, G. D., & Gordon, B. (2009). Development, psychometric properties, and validity of the Hopkins Adult Reading Test (HART). *The Clinical Neuropsychologist, 23*, 926-943.
46. Simões, M. R., Freitas, S., Santana, I., Firmino, H., Martins, C., Nasredine, Z., & Vilar, M. (2008). *Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Versão final portuguesa* [Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Final Portuguese version]. Coimbra, Portugal: Serviço de Avaliação Psicológica, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação o da Universidade de Coimbra.
47. Stern, Y. (2002). What is cognitive reserve? Theory and research application of the reserve concept. *Journal of the International Neuropsychology Society, 8*, 448-460.
48. Strauss, E., Sherman, E. M. S., & Spreen, O. (2006). *A compendium of neuropsychological tests: Administration, norms, and commentary* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
49. The Psychological Corporation. (2001). *Wechsler Test of Adult Reading (WTAR): Test manual*. San Antonio, TX: Author.
50. Wechsler, D. (2008). *Escala de Inteligência de Wechsler para Adultos – Terceira edição* (WAIS-III) [Wechsler Adult Intelligence Scale. 3rd ed.]. Lisboa, Portugal: Cegoc.
51. Williams, J. M. (1997). The prediction of premorbid memory ability. *Archives of Clinical Neuropsychology, 12*, 745-756.
52. Yesavage, J. A., Brink, T. L., Rose, T. L., Lum, O., Huang, V., Adey, M., & Leirer, V. O. (1983). Development and validation of a geriatric depression screening scale: A preliminary report. *Journal of Psychiatry Research, 17*, 37-49.

Discussão e Conclusões

Discussão e Conclusões

No capítulo da Discussão e Conclusões da presente dissertação pretende-se, de um modo integrado, analisar alguns dos principais resultados obtidos na consecução dos objetivos iniciais da investigação e já apresentados nos artigos precedentes (publicados, aceites para publicação ou submetidos), nomeadamente a construção e desenvolvimento de um instrumento de avaliação da inteligência que, através de uma prova de leitura de palavras irregulares (TeLPI) e da utilização de variáveis demográficas pertinentes, permita obter um valor de QI pré-mórbido. Foram igualmente tidos como objetivos a sua validação para indivíduos com declínio cognitivo e a sua normalização para a população portuguesa, colmatando uma lacuna importante na avaliação neuropsicológica em Portugal.

O capítulo da Discussão e Conclusões foi organizado de acordo com as seguintes rubricas: (i) Fundamentação do projeto de investigação; (ii) O desenvolvimento do TeLPI; (iii) Validação psicométrica do TeLPI; (iv) Validação clínica do TeLPI; (v) A importância da IPM e normas populacionais para o TeLPI; (vi) Pontos fortes e limitações; (vii) Conclusões e estudos futuros.

FUNDAMENTAÇÃO DO PROJECTO DE INVESTIGAÇÃO

A relevância da avaliação e do estudo do declínio cognitivo empreendidos no âmbito da Neuropsicologia decorre não só do vasto espectro de lesões que podem atingir o Sistema Nervoso Central, como também do impacto que, no indivíduo afetado, terão condicionantes intrínsecas, ambientais, ocupacionais, educacionais e sociais. Estas variáveis, intimamente ligadas, criam uma combinação extraordinária de possibilidades de sequelas individuais que tornam a tarefa de avaliação do declínio cognitivo em contexto clínico (ou de investigação), particularmente difícil.

Neste sentido, a investigação em Neuropsicologia nas últimas décadas tem evidenciado desenvolvimentos importantes nesta área, contribuindo para o desenvolvimento de

instrumentos e de técnicas que auxiliem nesta tarefa: vários instrumentos de rastreio e de avaliação de funções cognitivas específicas foram adaptados, normalizados e validados para a população portuguesa nos últimos anos. Não obstante, e considerando que o próprio conceito de défice cognitivo pressupõe o conhecimento de algum nível de funcionamento anterior (ou pré-mórbido) relativamente ao qual os resultados alcançados pelo paciente nestes instrumentos de rastreio possam ser comparados e medidos, emerge um claro hiato na metodologia da avaliação do declínio cognitivo, pois estes dados relativos ao funcionamento cognitivo pré-mórbido raramente se encontram disponíveis. A ausência de dados relativos ao nível intelectual pré-mórbido do paciente ou de instrumentos que, em alternativa, os estimem de um modo fiável potencia o risco de diagnósticos erróneos e de planos de intervenção (psicoterapia, aconselhamento, reabilitação) desajustados.

Como discutido no **Estudo I** (Utilidade do exame da Inteligência Pré-Mórbida na identificação do Declínio Cognitivo; Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*), possuir dados cognitivos pré-mórbidos torna-se crucial para estabelecer a existência, o grau e o curso de um possível declínio cognitivo, transformando-se na base sobre a qual se pode comparar o funcionamento cognitivo atual. Se os níveis de desempenho cognitivo pré-mórbido forem estabelecidos com uma segurança razoável, conclusões sustentadas poderão resultar de tal exercício comparativo, permitindo o estabelecimento de objetivos realistas e a possibilidade de mensuração e de monitorização do progresso na recuperação de níveis de funcionamento cognitivo. Ao nível da reabilitação cognitiva, ter conhecimento do ritmo a que as funções cognitivas recuperam pode não só ajudar no estabelecimento do prognóstico e na predição da capacidade de evolução de um determinado pessoa com lesão ou declínio, como contribuir para a medida da eficácia da reabilitação, para a definição do plano de intervenção e de estratégias compensatórias passíveis de utilização.

Nesta perspetiva, e porque raramente se encontram disponíveis dados relativos à Inteligência Pré-Mórbida (IPM) que permitam comparações diretas entre a capacidade anterior e a atual, justifica-se a necessidade do desenvolvimento de um instrumento adequado para a população portuguesa que permita aferir, com precisão e validade, o funcionamento pré-mórbido de um determinado individuo. Ainda que na última década, tal como discutido no **Estudo I** (Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*), se tenha assistido a uma grande evolução nas metodologias de previsão da IPM, nenhuma se encontra isenta de problemas e de limitações. Não obstante, os métodos presentemente utilizados que combinam a capacidade atual do sujeito (seja a capacidade de leitura ou o desempenho na WAIS-III ou noutra versão desta

escala de inteligência) com variáveis demográficas para prever os vários índices cognitivos parecem ser aqueles que fornecem uma estimativa da IPM mais válida.

A existência, utilidade e frequência de utilização de instrumentos de estimação da IPM em protocolos de avaliação neuropsicológica noutros países, nomeadamente no que respeita à utilização de fórmulas de regressão que incluam o resultado de testes de leitura de palavras irregulares e variáveis demográficas pertinentes, justificam o presente projeto de construção, adaptação e validação de um instrumento análogo para a população portuguesa, potenciando a qualidade da avaliação do declínio cognitivo tanto em contexto clínico, como no da investigação.

O DESENVOLVIMENTO DO TELPI

Tendo-se observado a validade dos métodos contemporâneos para estimar a IPM (**Estudo I**; Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*) e na ausência de dados que permitam aferir a diferença de utilidade clínica entre instrumentos que incluam em fórmulas de regressão o resultado de testes de leitura de palavras irregulares e variáveis demográficas (por exemplo: TOPF-UK; NCS Corporation, 2011) ou, por outro lado, fórmulas de regressão que incluam a prestação atual na WAIS-III e variáveis demográficas (por exemplo: OPIE-3; Schoenberg, Duff, Scott, Patton, & Adams, 2006; Schoenberg, Lange, Marsh, & Saklofske, 2011), foi assumida a opção de desenvolver um Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TelPI) que contemplasse o uso de variáveis demográficas (**Estudo II**; Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TelPI) para a população portuguesa; Alves, Martins, & Simões, 2010). A principal razão para esta opção deveu-se à larga aceitação internacional desta metodologia, originando uma elevada variedade de instrumentos que utilizam a mesma técnica (por exemplo: NART-2, Willshire, Kinsella, & Prior, 1991; WAT, Del Ser, González-Montalvo, Martínez-Espinosa, Delgado-Villapalos, & Bermejo, 1997; TOPF-UK, NCS Pearson Corporation, 2011; NART-SWE, Rolstad, Nordlund, Gustavsson, Eckerstrom, Klang, Hansen, & Wallin, 2008).

OS TESTES DE LEITURA DE PALAVRAS IRREGULARES

O uso de testes de leitura de palavras irregulares para a estimação da IPM partiu da construção do *National Adult Reading Test* (NART; Nelson, 1982). Como discutido no **Estudo I**

(Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*), esta metodologia apoia-se no pressuposto de uma maior estabilidade, preservação ou resistência ao declínio cognitivo da capacidade de leitura quer na população normal (e.g., Blair & Spreen, 1989; Krull, Sherer, & Adams, 1995; Bright, Jaldow, & Kopelman, 2002; Griffin, Mindt, Rankin, Ritchie, & Scott, 2002), quer ainda em grupos clínicos, incluindo demência (e.g., Starr & Lonie, 2007), traumatismo craniano (e.g., Morris, Wilson, Dunn, & Teasdale, 2005) ou perturbação psiquiátrica (e.g., Mackinnon & Mulligan, 2005).

Outros fatores robusteceram a confiança da utilização de instrumentos de leitura de palavras irregulares para a estimação da IPM, tais como: (i) as pontuações em testes de capacidade de leitura e em testes de inteligência geral estão altamente correlacionadas nos indivíduos da população normal (Nelson & Mckenna, 1975); (ii) a capacidade fonológica envolvida na pronúncia de palavras irregulares está mais preservada nos estádios iniciais das demências do que a sua componente semântica (Bright, Jaldow, & Kopelman, 2002; Christensen, Multhaup, Nordstrom, & Voss, 1991; Christensen, Hadzi-Pavolic, & Jacomb, 1991; O`Corroll, 1995; Orne, Johnstone, Hanks, & Novack, 2004; Petersen, Smith, Ivnik, Kokmen, & Tangalos, 1994; Patterson, Graham, & Hodges, 1994; Storandt, Stone, & LaBarge, 1995); (iii) a componente fonológica aparenta estar menos dependente da integridade das funções superiores do que a semântica (Bayles & Boone, 1982); (iv) a familiaridade com palavras de baixa frequência é um indicador do nível educacional anterior ou de níveis superiores de inteligência cristalizada (Strauss, Sherman, & Spreen, 2006).

a) A leitura de palavras irregulares

Partindo da decodificação, a leitura é uma actividade complexa, composta por múltiplos processos interdependentes, dos quais se destacam o reconhecimento de palavras e a compreensão da mensagem escrita (Salles & Parente, 2002). Os processos mentais que permitem ao leitor identificar, compreender e pronunciar palavras escritas são explicados por meio de modelos que enfatizam a estrutura cognitiva envolvida no reconhecimento de palavras e as interconexões dessa estrutura. Assim, tal como exposto no **Estudo II** (Alves, Martins, & Simões, 2010), e sabendo que o fonema é o menor elemento constitutivo da cadeia falada que permite distinções semânticas, enquanto o grafema é, nos sistemas de escrita alfabética, a representação gráfica que idealmente corresponde a um fonema (Morais, 1996), a leitura em voz alta de um sistema de escrita alfabética pode ocorrer envolvendo a ativação de pelo menos 3 mecanismos:

I) Mecanismos fonológicos – que, baseando-se em regras previsíveis e estáveis de conversão grafema-fonema, permitem que uma determinada palavra seja corretamente lida, mesmo que esta não seja previamente conhecida do leitor (o que se verifica na leitura de pseudopalavras, por exemplo). O uso das regras de conversão grafema-fonema, ou seja, a decodificação dos valores fonémicos (e fónicos) dos grafemas impressos permite uma pronúncia precisa das palavras nas quais todas as correspondências grafema-fonema são regulares, mas não de palavras, ditas irregulares, nas quais existem pelo menos um caso de correspondência grafema-fonema não bi-unívoca. A leitura pela via fonológica também é fortemente afetada pelo número de letras contidas na palavra, o que é conhecido como o efeito de extensão (Morais, 1996);

II) Mecanismos léxico-semânticos – que envolvem a participação de sistemas de processamento semântico superiores (normalmente afetados cedo num processo demencial), nos quais o significado de uma palavra é aceso, mesmo antes da respetiva pronúncia;

III) Mecanismos de associação global entre a forma gráfica e a forma fónica da palavra – que não dependem de regras de conversão grafema-fonema, nem de mediação semântica, permitindo a leitura correta de palavras anteriormente conhecidas sem a ativação necessária do seu significado (Coslett, Branch, Gonzalez-Rothi, & Heilman, 1985). É a preservação deste último mecanismo que permite, por exemplo, que pacientes com declínio cognitivo sejam capazes de ler corretamente palavras irregulares que lhes sejam familiares mas que já não compreendam, formando a base linguística da aplicação de testes de leitura irregulares para a estimativa da IPM (Del Ser et al., 1997).

b) Da versão experimental à versão final do TelPI

Uma vez que os testes de leitura de palavras irregulares se baseiam nas irregularidades grafema-fonema da língua para a qual o instrumento está a ser desenvolvido, a construção de um teste desta natureza não passa pela simples tradução, para português, do conteúdo de testes já existentes noutras línguas com a mesma finalidade, mas sim pela proposta de palavras de estímulo cujas propriedades devem ser comparáveis às das que figuram nesses mesmos testes. Deste modo, como discutido no **Estudo II** (Alves, Martins, & Simões, 2010), considerando a necessidade de equivalência de constructo entre os testes já existentes (ITC, 2001) e seguindo o modelo teórico subjacente aos testes de leitura de palavras irregulares inicialmente proposto por Nelson (1982), foram adoptados dois grandes critérios orientadores de seleção de palavras: a irregularidade e a baixa frequência dos itens (palavras).

No caso do português europeu (PE), as relações irregulares existentes entre grafemas e fonemas, embora existentes, não são tão significativas como noutras línguas, já que existem regras para quase todas as correspondências grafema-fonema, circunstância que torna o PE bastante transparente no que respeita à relação entre os planos de escrita e de oralidade (Veloso, 2005) e que dificultou a seleção das palavras a incluir no TeLPI. Não obstante, consultando o universo de 16 210 438 palavras do léxico de frequências CORLEX (Centro de Linguística da Universidade de Lisboa, 2003) e após a utilização de vários critérios de refinamento, foram selecionadas 105 palavras irregulares e de baixa frequência (**Estudo II**; Alves, Martins, & Simões, 2010) a incluir na versão experimental do TeLPI.

De modo a agilizar o processo de futura cotação, procedeu-se á transcrição fonética (Associação Internacional de Fonética, 2005) das palavras selecionadas, tendo-se iniciado a aplicação da versão experimental do TeLPI a 124 sujeitos cognitivamente saudáveis (**Estudo III**; The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Word Reading Test (TeLPI); Alves, Simões, & Martins, 2012). Com vista à definição da versão final do TeLPI, foi efetuada uma análise às correlações entre os vários itens pertencentes à versão experimental do TeLPI, tendo-se reduzido a lista de palavras para as 46 que correspondem aos itens mais correlacionados com o QIEC (Quociente de Inteligência Escala Completa) da versão portuguesa da Escala de Inteligência de Wechsler para Adultos - Terceira Edição (WAIS-III; Wechsler, 2008).

O **Estudo III** (Alves, Simões, & Martins, 2012) apresenta ainda 3 fórmulas de regressão que permitem a estimação do QIEC, do Quociente de Inteligência Verbal (QIV) e do Quociente de Inteligência de Realização (QIR) da WAIS-III (Wechsler, 2008) que combinam o número de erros na leitura de palavras irregulares e a variável demográfica escolaridade. A combinação de estes dois dados demonstrou que, tal como discutido no **Estudo I** (Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*), a metodologia mais atual aumenta a variância explicada do QIEC, do QIV e do QIR comparativamente à utilização de apenas testes de leitura. No caso do TeLPI, esta tendência é claramente observável em sujeitos com idade ≥ 25 anos. Não obstante, no **Estudo III** (Alves, Simões, & Martins, 2012) também são fornecidas equações de regressão para indivíduos com idade ≥ 16 anos, devido à possibilidade de utilização do TeLPI em contexto clínico com este grupo etário (principalmente no que se refere a traumatismos crânio-encefálicos).

VALIDAÇÃO PSICOMÉTRICA

Estudos com instrumentos semelhantes ao TeLPI têm consistentemente demonstrado boas qualidades psicométricas (**Estudo I**: Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*). Na mesma linha, a versão final do TeLPI, composta por 46 palavras irregulares, apresenta uma **consistência interna** total (alfa de Cronbach) considerada excelente, variando entre .930 ($n = 637$; **Estudo VI**: Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impaired subjects; Alves, Simões, Martins, & Freitas, *submetido para publicação*) e .939 ($n = 124$; **Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012), e confirmando, assim, a sua fiabilidade na avaliação de sujeitos cognitivamente saudáveis. Estes resultados são comparáveis aos encontrados noutros instrumentos cujos valores variam entre .89 (Mackinnon & Mulligan, 2005) e .93 (Nelson & Willison, 1991). Foi ainda possível concluir pela adequação global dos itens selecionados, uma vez que não se verificou um incremento significativo da consistência interna da prova com a eliminação de qualquer dos seus itens. Uma análise mais detalhada efetuada aos valores do alfa de Cronbach por grupo etário (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012), evidencia menor consistência no grupo mais jovem da amostra (16-24 anos). As diferenças educacionais entre os grupos ou mesmo o facto de sujeitos mais jovens ainda não terem completado a escolaridade poderiam ser factores relevantes que explicassem estas diferenças, no entanto, não foram encontradas diferenças significativas entre os grupos referentes à variável escolaridade ($F(4, 119) = 1.26, p > .05$), assumindo-se, portanto, não só a estabilidade da denominada inteligência cristalizada na idade adulta do indivíduo (Hertzog, 2011), como também da especificidade do TeLPI para a avaliar.

O **Estudo III** (Alves, Simões, & Martins, 2012) apresenta igualmente resultados referentes à **estabilidade temporal do TeLPI** em indivíduos cognitivamente saudáveis. Nesta análise procedeu-se à avaliação de um total de 60 indivíduos: 30 avaliados volvidos 4 meses sobre a primeira avaliação e outros 30 após um *follow-up* de 18 meses. Em ambos os momentos, o TeLPI revelou uma elevada estabilidade temporal dos resultados (respetivamente .95 e .98), indicando que a exposição prévia aos seus itens não melhora a *performance* dos sujeitos. Resultados semelhantes têm sido reportados em outros instrumentos como o WAT (0.97; Del Ser et al., 1997), o NART-SWE (.92; Rolstad et al., 2008) ou o TOPF-UK (.93; NCS Corporation, 2011), avaliados a partir de resultados obtidos com intervalos de tempo de 30 dias, 1 ano, e 21 dias respetivamente.

As correlações entre as pontuações do TeLPI e o QIEC da WAIS-III apresentadas no **Estudo III** (Alves, Simões, & Martins, 2012) revelaram-se altas e significativas [$r(122) = .753, p < .001$]. A

mesma tendência foi observada ao nível da correlação com o QIV [$r(122) = .732, p < .001$]. Embora significativa, a correlação com o QIR apresentou-se mais baixa [$r(122) = .655, p < .001$]. Considerando igualmente as correlações encontradas entre as pontuações do TeLPI e os subtestes Vocabulário [$r(122) = .787, p < .001$] e Informação [$r(122) = .716, p < .001$] e na ausência de outros instrumentos que estimem a IPM em Portugal, estes dados foram considerados como indicativos da **validade concorrente** do TeLPI. De facto, como apresentado no **Estudo I** (Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*), não só outros instrumentos semelhantes ao TeLPI apresentam correlações moderadas a elevadas com o QIEC (p. ex. NART: .66, Mathias et al., 2007; NART-2: .98, Nelson & Willison, 1991), como as elevadas correlações com as provas de Vocabulário e Informação podem ser consideradas como mais resistentes ao declínio cognitivo e, por isso, indicativas da capacidade pré-mórbida (Heaton, Ryan, Grant, & Matthews, 1996; Johnstone, Slaughter, Schopp, McAllister, Schwake, & Luebbering, 1997; Tremont, Hoffman, Scott, & Adams, 1998; Nelson & Mckenna, 1975; Vanderploeg e Schinka, 1995).

As fórmulas de regressão apresentadas no **Estudo III** (Alves, Simões, & Martins, 2012), que incluem o número de erros no TeLPI e a variável demográfica escolaridade, explicam 63% da variância do QIEC, 62.3% da variância do QIV e 47.2% da variância do QIR, tendo-se observado um incremento de 4.2% a 11.3% da variância explicada quando a variável demográfica escolaridade foi acrescentada às equações para indivíduos com idades \geq a 25 anos. Estes resultados estão em consonância com os dados de outros instrumentos como o TOPF (63%; NCS Corporation, 2009), o TOPF-UK (65%; NCS Corporation, 2011) e o HART (61%; Schretlen et al., 2009). Ao contrário de instrumentos como o TOPF-UK (NCS Corporation, 2011), a inclusão de outras variáveis demográficas, como idade ou género, não originou equações de regressão significativas do ponto de vista da sua utilização prática. Não obstante, outros autores não encontraram nenhuma relação de causalidade entre a inclusão de qualquer variável demográfica e o aumento da variância explicada (Blair & Spreen, 1989; Bright, Jaldow, & Kopelman, 2002). A inclusão de variáveis demográficas nas fórmulas de regressão parece igualmente providenciar uma estimativa da IPM mais rigorosa em pacientes com Doença de Alzheimer (Taylor, 1999), facto que, na nossa opinião, contribui para a estabilidade das pontuações do TeLPI em amostras com declínio cognitivo ligeiro a moderado (**Estudo IV**: TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer`s Disease: A validation study; Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012).

A **validade de constructo** do TeLPI pode, pelo seu lado, ser inferida através dos sólidos resultados referentes à fiabilidade das estimações do QIEC através do TeLPI apresentados no

Estudo III (Alves, Simões, & Martins, 2012). A diferença observada entre o QIEC real e estimado foi de .097 pontos. 85% das predições do QIEC através do TeLPI ocorreram dentro de 1 desvio-padrão da amostra, tendo o TeLPI estimado corretamente os resultados de 71% dos sujeitos dentro de ± 5 pontos do QIEC real, 85% dentro de ± 10 pontos, 91% dentro de ± 15 pontos e a totalidade dos resultados dos sujeitos dentro de ± 20 pontos. A maioria dos erros de estimação ocorreu nos níveis cognitivos superiores (QIEC ≥ 120), tendo-se igualmente verificado a existência de erros, mesmo que em menor quantidade, no extremo oposto (QIEC ≤ 89). Estes dados foram também observados em análises semelhantes com o OPIE-3 (Schoenberg et al., 2002), evidenciando predições menos rigorosas nos níveis superiores de QI. Inclusive, as estimativas do QIEC dentro de ± 10 pontos no QIEC real (85%) são semelhantes ao OPIE-3 (75%–93%; Schoenberg et al., 2002) e superiores às encontradas no WTAR (73.4%; The Psychological Corporation, 2001). Uma análise mais pormenorizada das estimativas do TeLPI demonstram que, nas categorias de QI superiores, nenhum dos QIEC estimados foi sobrestimado, mas 9 casos (em 22 casos) foram subestimados. Esta tendência não é observável noutras categorias de QI nas quais se observa uma ligeira sobrestimação generalizada. Restrições psicométricas deste género são conhecidas em instrumentos que utilizam fórmulas de regressão, particularmente nos casos de pontuações extremas (Schoenberg et al., 2011; Veil & Koopman, 2001). No caso específico do TeLPI, dados de natureza clínica parecem demonstrar que esta sobrestimação não é impeditiva de um diagnóstico rigoroso (**Estudo IV**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012) e que poderá ser compensada com um ajustamento nas pontuações de instrumentos de rastreio cognitivo (**Estudo V**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*).

De um modo geral, a validade do TeLPI como instrumento de estimação da IPM foi comprovada (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012), particularmente no que respeita às relações com o QIEC e o QIV da WAIS-III. Embora igualmente válida, a previsão do QIR é menos exata, característica também observada na investigação com vários outros instrumentos (por exemplo, NART: Nelson & Wilson, 1991; JNART: Matsuoka et al., 2006).

VALIDAÇÃO CLÍNICA

Uma vez construído e validado para a população cognitivamente saudável, a sequência natural do plano de trabalhos com o TeLPI passou pela avaliação da sua aplicabilidade em contexto clínico. Uma vez que o declínio cognitivo ligeiro (DCL) e a Doença de Alzheimer (DA)

representam um problema de saúde pública importante não só em Portugal, mas também à escala mundial, a escolha destas populações para o primeiro estudo clínico do TeLPI pareceu evidente.

Na validação do TeLPI para o DCL e a DA (**Estudo IV**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012), os grupos de controlo foram emparelhados com os grupos clínicos (DCL e DA) quanto às variáveis género, idade, escolaridade e local de residência, tentando-se, deste modo, eliminar algumas variáveis que pudessem influir nesta avaliação. A comparação entre grupos revelou-se significativamente discrepante ao nível dos resultados obtidos através dos instrumentos de rastreio cognitivo administrados (*Mini-Mental State Examination*: MMSE e *Montreal Cognitive Assessment*: MoCA), tendo o grupo clínico apresentado pontuações claramente inferiores ao grupo cognitivamente saudável. Em contraste, a pontuação obtida no TeLPI não sofreu alterações significativas entre os grupos após a variável escolaridade ter sido controlada. Estes resultados confirmam que, nos sujeitos da amostra, a capacidade de ler palavras irregulares se encontra preservada nas fases prodrómicas e iniciais da demência. Apresenta-se, assim, evidência de que a **pontuação no TeLPI não é influenciada pelo declínio cognitivo**, o que torna este instrumento singularmente útil para estimar a IPM neste espectro de patologias. Estes resultados são congruentes com estudos prévios relativos a outros instrumentos semelhantes (Del Ser et al., 1997; Mackinnon et al., 1999; Rolstad, et al., 2008; Patterson, Graham, & Hodges, 1994; Wilson et al., 2011) e dissonantes daqueles que evidenciam que a capacidade de leitura em doentes com DA se encontra comprometida (por exemplo: McFarlane, Welch, & Rodgers, 2006). A cuidada seleção das amostras clínicas, a sua homogeneidade, a seleção de uma amostra saudável rigorosamente emparelhada com as amostras clínicas e a equivalência no tamanho das amostras (que reduz o possível enviesamento estatístico dos resultados) são fatores relevantes para os encorajadores resultados do TeLPI em amostras com declínio cognitivo ligeiro a moderado.

Não obstante, as conclusões decorrentes destes resultados devem ser interpretadas com precaução. Embora os resultados do TeLPI se encontrem altamente correlacionados com a escolaridade (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012, **Estudo VI**: The Irregular Word Reading Test (TeLPI): Normative Study for the Portuguese Population; Alves, Simões, Martins, & Freitas, *submetido para publicação*), não foi aplicada a WAIS-III (Wechsler, 2008) à totalidade da amostra e, portanto, nenhuma comparação direta entre o QI estimado e o QI atual foi realizada. Ainda que se tenham utilizado critérios de inclusão rigorosos para a seleção da amostra, a verdade é que a ausência, a existência ou o grau de alteração da capacidade cognitiva dos sujeitos não pode ser totalmente comprovada. De notar ainda que, embora a

influência da IPM em instrumentos de rastreio cognitivo já tenha sido anteriormente comprovada (Christensen & Jorm, 1992; Starr & Lonie, 2007), no caso do TeLPI, tal relação só viria ser estudada posteriormente (**Estudo V**: Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impaired subjects; Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*) e, portanto, nenhum ajustamento entre os resultados do TeLPI, do MMSE e do MoCA foi realizado. Foi justamente esta limitação que levou ao desenvolvimento do **Estudo V** (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*), pois a possibilidade de erro de diagnóstico de indivíduos com IPM baixa ou alta constitui um risco efetivo documentado na literatura (Christensen & Jorm, 1992; Starr & Lonie, 2007).

A INFLUÊNCIA DA INTELIGÊNCIA PRÉ-MÓRBIDA E NORMAS POPULACIONAIS

Com o objetivo de analisar, definir e quantificar a necessidade de uma medida de IPM e também no sentido de esclarecer o modo de como esta se relaciona com outras medidas de declínio cognitivo (nomeadamente as obtidas através de instrumentos de rastreio cognitivo), no **Estudo V** (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*) foi avaliado um grupo clínico constituído por sujeitos com DCL e DA e um grupo de controlo emparelhado com o grupo clínico quanto às variáveis género, idade, escolaridade e local de residência. O MMSE e o MoCA foram os instrumentos selecionados para avaliar a necessidade de um possível ajustamento a uma medida pré-mórbida nas avaliações em doenças neurodegenerativas.

Previsivelmente, as pontuações no MMSE e no MoCA revelaram-se progressivamente mais baixas à medida que o declínio cognitivo evolui (Grupo Controlo > DCL > DA). Em contraste, e quando a variável escolaridade foi estatisticamente controlada, as pontuações no TeLPI não se mostraram significativamente diferentes entre os grupos clínico e de controlo, confirmando novamente, tal como no **Estudo IV** (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012), que a capacidade de leitura de palavras irregulares se encontra preservada nas fases iniciais de demência.

Embora as correlações entre o QIEC estimado e os resultados no MMSE e no MoCA sejam significativas, as mesmas são consistentemente superiores no caso do MoCA (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012; **Estudo IV**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012; **Estudo V**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*), provavelmente devido ao efeito de teto do MMSE, mas também porque o MoCA avalia domínios de maior complexidade (ou de forma mais completa), tais como funções executivas, capacidade visuoespacial, linguagem, atenção, concentração e memória de trabalho (Nasreddine et al.,

2005; Simões et al., 2008), refletindo globalmente melhor a amplitude da medida de inteligência.

De acordo com os resultados do **Estudo V** (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*), o QIEC estimado explica uma maior percentagem das pontuações no MMSE e no MoCA do grupo de indivíduos cognitivamente saudáveis do que no caso do grupo clínico. Embora tenham sido adotados critérios rigorosos de seleção de amostras, tal resultado poderá ser atribuído à potencial influência de outras variáveis de saúde que interfiram no desempenho do grupo clínico. De facto, Starr, Whalley, Inch e Shering (1992) identificaram alguns fatores que poderiam elucidar também os nossos resultados. Não só variáveis parasitas relacionadas com o estado físico e funcional influenciam a IPM de modo díspar em amostras clínicas e saudáveis, como também se deve ter em consideração a capacidade adaptativa de cada indivíduo na sua tentativa de camuflar mudanças cognitivas pessoais. De notar ainda que os efeitos de teto dos instrumentos selecionados podem também contribuir para a discrepância de resultados entre amostras clínicas e saudáveis, pois, para indivíduos saudáveis, é mais fácil obter uma pontuação máxima no MMSE e no MoCA do que para os sujeitos no grupo clínico, originando menor variabilidade das pontuações no grupo saudável com possíveis efeitos na variância explicada.

Os resultados do **Estudo V** (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*) parecem indicar que as pontuações no MMSE e no MoCA devem ser ajustadas a um nível de funcionamento pré-mórbido (na medida de 1 ponto no MMSE para cada 15 pontos de QI e 1 ponto no MoCA por cada 8 de QI), de modo a obter uma classificação mais segura de declínio cognitivo. Relativamente ao MoCA, nenhum outro estudo examinou ainda esta relação tendo-se demonstrado que o QIEC estimado através do TeLPI explica 19.9% da variância do MoCA. No que diz respeito ao MMSE, foram já propostas conclusões similares às dos estudos com o TeLPI: o QI estimado através do NART explica 18% da variância do MMSE (Star & Lonie, 2007), enquanto, no nosso estudo, o TeLPI explica 15.4% da variância. Star e Lonie (2007) concluem ainda que 1 ponto no MMSE é “ganho” por cada 5 pontos de QI acima da média, representando uma influência da IPM em instrumentos de rastreio cognitivo superior à encontrada no nosso estudo com o TeLPI. Esta perspetiva poderá ter importantes implicações para a prática clínica e para a deteção precoce de demência, contribuindo para evitar erros de diagnóstico. Tal como expõem Christensen e Jorm (1992), o ajustamento das pontuações nos instrumentos de rastreio cognitivo a um nível de funcionamento pré-mórbido poderá evitar que indivíduos com IPM acima da média possam ser erroneamente classificados como cognitivamente saudáveis e que indivíduos com baixos níveis de funcionamento pré-

mórbido possam ser classificados como evidenciando declínio cognitivo, validando a necessidade e a importância de esta medida em avaliações neuropsicológicas do DCL e demência.

Na perspectiva de, justamente, evitar erros de diagnóstico e de obter mais uma medida que possibilite a comparação na avaliação do declínio cognitivo, o estabelecimento de normas populacionais para o TeLPI foi considerada uma sequência e consequência lógica do plano de estudos aqui apresentado. Embora uma grande variedade de instrumentos para estimar a IPM semelhantes ao TeLPI tenham sido desenvolvidos internacionalmente, apenas alguns desenvolveram dados normativos estandardizados para a sua população alvo (WTAR: The Psychological Corporation, 2001; TOPF-UK: NCS Pearson Corporation, 2011; NART-R: Nelson & Willison, 1991). Tal como discutido no **Estudo I** (Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*), tal ausência poderá ser devida à preferência pelo uso de avaliações individuais em comparação com o uso de dados normativos quando se fala especificamente da IPM (devido ao possível enviesamento de resultados em indivíduos com níveis altos ou baixos de capacidade em relação à média). No entanto, a existência de dados normativos para o TeLPI tem o potencial de aumentar a sua aplicabilidade em contextos clínicos e de investigação uma vez que poderá permitir que fatores sociais e culturais sejam considerados nas avaliações. Além disso, uma possível ponderação nos instrumentos de rastreio cognitivo como a sugerida no **Estudo V** (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*) poderá não só obviar algumas das limitações envolvidas no uso de dados normativos na estimação da IPM, como também contribuir para ampliar a aplicabilidade clínica e investigativa do TeLPI. Assim, a reconhecida utilidade para a interpretação dos resultados do estabelecimento de normas representativas para uma determinada população justificaram a realização de um estudo normativo (**Estudo VI**: Alves, Simões, Martins, & Freitas, *submetido para publicação*). Uma vez que dados normativos devem ser estratificados de acordo com as variáveis sociodemográficas que mais influenciam a *performance* do TeLPI, foi realizada uma recolha de amostra na comunidade cognitivamente saudável, tendo esta amostra sido estratificada de acordo com variáveis sociodemográficas relevantes (idade, género, escolaridade, estado civil, estado ocupacional, região geográfica, localização geográfica e área de residência) de modo a apresentar uma distribuição semelhante à encontrada na população portuguesa (**Estudo VI**: Alves, Simões, Martins, & Freitas, *submetido para publicação*). Neste estudo, foi identificada a forte influência da variável escolaridade nas pontuações do TeLPI, explicando 73.9% da variância das pontuações. Este foi um resultado esperado: a escolaridade foi a única variável incluída nas fórmulas de regressão do TeLPI no **Estudo III** (Alves, Simões, & Martins, 2012),

sendo, de resto, a única unanimemente considerada nos vários instrumentos como critério para o estabelecimento de dados normativos (TOPF: NCS Pearson Corporation, 2009; TOPF-UK: NCS Pearson Corporation, 2011; WTAR: The Psychological Corporation, 2001). No caso específico do WTAR (The Psychological Corporation, 2001), a escolaridade explica 60% do QIEC na população dos Estados Unidos e o TOPF apresenta uma variância explicada de 65% para a população inglesa e 63% para a americana (NCS Pearson Corporation, 2011). Como referido anteriormente, os nossos resultados eram esperados uma vez que as correlações entre o QIEC estimado e a escolaridade foram amplamente verificadas no **Estudo III** (Alves, Simões, & Martins, 2012), no **Estudo IV** (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012), no **Estudo V** (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*) e no **Estudo VI** (Alves, Simões, Martins, & Freitas, *submetido para publicação*), apresentando magnitudes de correlação semelhantes, tanto em amostras cognitivamente saudáveis, como em amostras clínicas (**Estudo V**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*).

Embora a análise das pontuações de outros instrumentos tenha levado à inclusão, nas respetivas normas, de outras variáveis, tais como a idade ou o género, após o controlo dos efeitos da escolaridade e da idade, nenhuma outra variável estudada se mostrou capaz de influenciar significativamente as pontuações do TeLPI. No caso específico da idade, esta tendência de ausência de impacto ao nível da IPM manteve-se (**Estudo VI**: Alves, Simões, Martins, & Freitas, *submetido para publicação*), tendo-se também verificado anteriormente a ausência de correlações significativas entre estas duas variáveis, o que conduziu à exclusão da idade das fórmulas de regressão do TeLPI (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012). Tais resultados foram também relatados a propósito do WTAR, do TOPF-UK e do NART-SWE, corroborando a ausência de correlação entre idade e IPM. Starr, Whalley, Inch e Shering (1992) explicam estes resultados sustentando a hipótese de que, se a IPM está associada à saúde, o seu efeito se encontra enfraquecido em idades avançadas.

Deste modo, apenas a variável escolaridade foi considerada para o estabelecimento de dados normativos do TeLPI para a população portuguesa (**Estudo VI**: Alves, Simões, Martins, & Freitas, *submetido para publicação*). A comparação normativa é válida para a maioria das pessoas cuja capacidade se aproxima da média da população mas, no diagnóstico de declínio cognitivo, dada a possibilidade de ocorrência de falsos negativos (i. e. indivíduos com declínio cognitivo mas com níveis de inteligência altos), ou de falsos positivos (i.e. indivíduos cognitivamente saudáveis mas com níveis de inteligência baixos) (Doniger, Simon & Schweiger, 2008), optamos por incluir nas normas populacionais do TeLPI pontos de corte para 1, 1.5 e 2 desvios-padrão. O facto de indivíduos com declínio cognitivo ligeiro tipicamente pontuarem 1

a 1.5 desvios-padrão abaixo da média em instrumentos cognitivos (Budson & Solomon, 2012) e indivíduos com níveis de inteligência elevados 1 a 2 desvios-padrão acima da média (Stern, 2002) reforçou esta nossa opção. Assim, cabe ao psicólogo a decisão de escolher o critério normativo que melhor se adaptar ao sujeito e aos objetivos da avaliação.

PONTOS FORTES E LIMITAÇÕES

Conceptualmente, o uso de metodologias mistas, consentâneas com as opções mais divulgadas na atualidade, é aconselhável na medida em que estas permitem conciliar as vantagens dos métodos exclusivamente demográficos e as dos que utilizam unicamente testes de leitura de palavras irregulares (Schoenberg et al., 2011). No entanto, desta associação também resulta o efeito cumulativo das desvantagens de cada metodologia. Assim, e se, por um lado, a combinação do desempenho na leitura de palavras irregulares e variáveis demográficas aumenta o poder de predição da IPM (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012), originando uma maior amplitude das estimações (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012) e uma menor sobre- ou subestimação da IPM (The Psychological Corporation, 2001; Strauss et al., 2006), por outro lado, o desempenho em instrumentos de leitura de palavras irregulares **não é completamente imune aos efeitos de uma lesão cerebral** que afete algum dos sistemas neurocognitivos implicados no reconhecimento de letras, na leitura ou na articulação de palavras (**Estudo I**: Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*; Schoenberg et al., 2011), podendo ser igualmente afetado por perturbações da linguagem ou dificuldades de aprendizagem, uma vez que se demonstrou que a capacidade de leitura se encontra correlacionada com a escolaridade e com as capacidades verbais (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012; **Estudo VI**: Alves, Simões, Martins, & Freitas, *submetido para publicação*). A utilização de fórmulas de regressão acrescenta uma nova limitação ao TeLPI pois, caracteristicamente, é um método que **sobrestima a IPM de indivíduos com baixo QI e subestima indivíduos com QI pré-mórbido alto**, tal como ficou demonstrado no **Estudo III** (Alves, Simões, & Martins, 2012). Ainda que conceptualmente inerente à própria metodologia, a inaplicabilidade do TeLPI a **indivíduos analfabetos** representa outra limitação deste instrumento, deixando de parte este subgrupo que, em Portugal, ainda representa uma elevada percentagem da população (principalmente nos indivíduos mais velhos).

No que diz respeito às amostras utilizadas, a **classificação e seleção dos participantes da comunidade como “cognitivamente saudáveis”** exclusivamente com base na colheita de informações e da avaliação neuropsicológica, sem o concomitante acesso à avaliação clínica

e/ou a meios complementares de diagnóstico, pode ser considerada uma limitação do presente trabalho. Ainda assim, procurou-se superar tal condicionalismo através da **rigorosa utilização de critérios de inclusão e de exclusão** e da sua confirmação junto aos respetivos clínicos gerais e/ou de outros informantes próximos, que asseguraram, dentro do possível, a “normalidade” do estado cognitivo dos participantes. A dimensão da amostra, a sua distribuição geográfica e o próprio financiamento do projeto não permitiram uma avaliação mais exaustiva da amostra “cognitivamente saudável”.

Se, por um lado, a criteriosa operacionalização de critérios de inclusão e de exclusão quer da amostra clínica, quer da amostra cognitivamente saudável se apresenta como uma vantagem clara da metodologia adotada neste projeto, esta homogeneidade introduz também algumas restrições à generalização dos resultados. Por exemplo, no estudo de validação para declínio cognitivo (**Estudo IV**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012), apenas foram incluídos pacientes com DCL do subtipo amnésico, pelo que a generalização dos resultados para o DCL em geral deverá ser considerada com muita prudência.

Analisando o TeLPI com maior pormenor do ponto de vista psicométrico, dir-se-á que o elevado **erro padrão** da estimativa associada ao TeLPI (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012) representa, igualmente, uma limitação (QIEC: 11; QIV: 11; QIR: 13. Embora valores semelhantes também tenham sido apresentados por outros instrumentos, como o WTAR (11, The Psychological Corporation, 2001), os valores associados ao TeLPI encontram-se ligeiramente acima dos evidenciados pelo OPIE-3 (8; Schoenberg et al., 2002). Embora válida, a previsão do QIEC, em comparação com o QIEC e o QIV, é considerada menos exata (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012), característica também observada em vários instrumentos congéneres (por exemplo, NART: Nelson & Wilson, 1991; JNART: Matsuoka et al., 2006). De notar ainda que as pontuações do QI estimado mais extremas encontradas no **Estudo III** (Alves, Simões, & Martins, 2012) são 66-130, 69-131 e 70-122 para o QIEC, o QIV e o QIR, respetivamente, e, por isso, predições fora destes intervalos não são empiricamente suportadas por este trabalho.

Apesar das limitações assinaladas, consideramos que o objetivo geral do plano de trabalhos foi alcançado. O primeiro instrumento de língua portuguesa especificamente desenvolvido para estimar a IPM foi construído (**Estudo II**: Alves, Martins, & Simões, 2012), validado quer em amostras cognitivamente saudáveis (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012), quer em amostras com comprovado declínio cognitivo (**Estudo IV**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012) e normalizado (**Estudo VI**: Alves, Simões, Martins, & Freitas, *submetido para*

publicação) para a população portuguesa, colmatado uma importante lacuna na área da avaliação neuropsicológica em Portugal. A influência e a importância da IPM em qualquer protocolo de avaliação neuropsicológica foi igualmente comprovada quer em termos conceptuais (**Estudo I**: Alves, Simões, & Martins, *submetido para publicação*), quer considerando grupos clínicos, como DCL e DA (**Estudo IV**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012; **Estudo V**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*).

Ao nível do desenvolvimento do TeLPI, saliente-se a **seleção** criteriosa **de itens** efetuada e descrita no **Estudo II** (Alves, Martins, & Simões, 2012). Tal explicitação dos critérios que presidiram à construção da prova, raramente empreendida em estudos relativos a instrumentos congéneres, contribui *à priori* para a sustentação do TeLPI como medida válida de estimação da IPM. Relativamente às amostras utilizadas (clínicas e controlos), podemos salientar a **rigorosa seleção de sujeitos** a incluir nos estudos clínicos. A amostra clínica foi avaliada e estudada no Serviço de Neurologia das Hospitais da Universidade de Coimbra, o que assegura uma elevada acuidade de diagnóstico, não só pelo acesso a meios de diagnóstico sofisticados, mas também pela exigente seleção e aplicação de **critérios de inclusão e exclusão**. Nos estudos que envolvem população clínica, a amostra cognitivamente saudável foi também alvo de especial atenção uma vez que, além dos exigentes critérios de seleção gerais, foi efetuado um cuidadoso emparelhamento com a amostra clínica em função das variáveis género, idade, escolaridade e local de residência. O estudo de uma **amostra normativa representativa** da população portuguesa, estratificada de acordo com as principais variáveis sociodemográficas e com uma distribuição real muito próxima da distribuição da população portuguesa, representa outra clara vantagem do presente trabalho. De referir ainda que, quer na amostra clínica, quer na amostra cognitivamente saudável, indivíduos sem diagnóstico bem estabelecido, em situação clínica de significativa comorbilidade ou que não cumprissem integralmente os critérios de inclusão foram excluídos dos estudos, aumentando a **homogeneidade dos grupos** e a validade das conclusões face a cada um dos grupos.

Embora a relação entre o MMSE (como instrumento de rastreio cognitivo) e a IPM já tenha sido anteriormente estudada (Christensen & Jorm, 1992; Star & Lonie, 2007), o presente trabalho, através do **Estudo V** (Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, *submetido para publicação*), expõe, pela primeira vez, esta relação entre a IPM o MoCA. Este dado é particularmente importante, não só porque a IPM parece afetar os resultados obtidos no MoCA num grau superior ao que se verifica no caso do MMSE, como também porque se trata de um instrumento de rastreio cognitivo com uma crescente utilização na prática clínica e na

investigação a nível internacional e que tem sido igualmente alvo de estudo sistemático em Portugal (p. ex., Freitas, Simões, Alves, Vicente, & Santana, *in press*; Freitas, Simões, Alves, & Santana, *in press*, 2011, 2012; Freitas, Simões, Marôco, Alves, & Santana, 2012). A comprovada estabilidade das pontuações do TeLPI em amostras com declínio cognitivo ligeiro a moderado apresenta-se como mais um ponto forte do TeLPI (**Estudo IV**: Alves, Simões, Martins, Freitas, & Santana, 2012), validando a aplicabilidade este instrumento nestas patologias.

Analisando mais pormenorizadamente resultados com o TeLPI, podemos verificar que a amplitude de QI estimados representa uma das suas vantagens face a outros instrumentos: enquanto as equações do TeLPI fornecem uma amplitude de estimação entre 66 e 131, outros instrumentos, como o NART-R (Blair & Spreen, 1989) e o NART-SWE (Rolstad et al., 2008), estimam de 80.2 a 120 e de 90 a 125, respetivamente. Os resultados do TeLPI são semelhantes aos encontrados por Schretlen e colaboradores (2009) com o HART, que apresenta uma amplitude de predição entre 71 e 130. Comparativamente, o TeLPI é capaz de prever uma maior proporção de QI no limite inferior de capacidade e uma proporção semelhante no limite oposto. Uma tendência semelhante é observada com o JNART, cuja amplitude se situa entre os 76 e 124 (Matsuoka et al., 2006), e com o NART (Nelson, 1982), com uma amplitude entre 69 e 131 (**Estudo III**: Alves, Simões, & Martins, 2012).

CONCLUSÕES E ESTUDOS FUTUROS

A estimação da IPM é considerada não só essencial, mas também como um dos primeiros passos na avaliação neuropsicológica, formando a base sobre a qual se pode comparar a prestação atual de um indivíduo, na busca de um diagnóstico de declínio cognitivo que seja o mais fiável possível. A ausência de um instrumento de avaliação neuropsicológica para a população portuguesa que estimasse a IPM foi a motivação inicial para implementar o presente plano de trabalhos. Deste modo, o **TeLPI foi desenvolvido de uma forma rigorosa, validado clínica e psicometricamente** e a influência das suas pontuações analisada ao nível das pontuações no MMSE e no MoCA e relativamente a variáveis sociodemográficas, dispondo, ainda, de **normas representativas para a população portuguesa** em função da escolaridade. Consideramos, portanto, que o TeLPI é um instrumento válido para estimar a IPM. Adicionalmente, o TeLPI é um instrumento de aplicação rápida e de fácil cotação, bem aceite pelos indivíduos, possuindo as condições necessárias para ser utilizado na prática clínica e em contexto de investigação (incluído estudos epidemiológicos e populacionais) em

Portugal. O TeLPI contribui, deste modo, para o desenvolvimento da avaliação neuropsicológica em Portugal e, mais especificamente, para uma definição mais rigorosa do diagnóstico de declínio cognitivo.

Na consecução do projeto de doutoramento, perguntas, hipóteses e oportunidades para o estudo sistemático com o TeLPI foram surgindo. Algumas dessas perguntas deram origem a estudos que se encontram já em fase avançada, estando outros ainda em fase de planeamento. Destacam-se: (I) a continuação da análise das qualidades psicométricas do TeLPI, nomeadamente através do exame relativo ao acordo inter-avaliadores e análise dos itens do TeLPI com recurso à Teoria de Resposta ao item (TRI); (ii) os estudos de validação do TeLPI para diversas patologias como a Esclerose Múltipla, Epilepsia, Traumatismos Crânio-Encefálicos e Esquizofrenia; (iii) o estudo de adaptação do TeLPI para o português do Brasil (projeto em parceria com o Centro de Referência dos Distúrbios Cognitivos do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo -Brasil) e (iv) a adaptação do TeLPI para as diferentes comunidades emigrantes portuguesas no mundo (primeira parceria estabelecida com a Harvard Medical School para emigrantes portugueses nos Estados Unidos). Tais estudos prosseguem o objetivo de fazer do TeLPI um instrumento psicometricamente sólido, com pontuações consideradas válidas para diversas populações clínicas e diferentes culturas onde sujeitos de língua portuguesa residam, concretizando o objetivo global de ampliar a sua utilização em contextos clínicos e de investigação.

REFERÊNCIAS

- Alves, L., Martins, C. & Simões, M. R. (2010). Avaliação da Inteligência Pré-Mórbida: Desenvolvimento da versão experimental do Teste de Leitura de Palavras Irregulares (TeLPI) para a População Portuguesa. *Psychologica*, 52(3), 295–311.
- Alves, L., Simões, M. R., & Martins, C. (2012). *Utilidade do exame da Inteligência Pré-Mórbida na identificação do Declínio Cognitivo*. Manuscript submitted for publication. [Avaliação Psicológica].
- Alves, L., Simões, M. R., & Martins, C. (2012). The Estimation of Premorbid Intelligence Levels among Portuguese Speakers: The Irregular Word Reading Test (TeLPI). *Archives of Clinical Neuropsychology*, 27(1), 58-68.
- Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., & Freitas, S. (2012). *The Irregular Word Reading Test (TeLPI): Normative study for the Portuguese population*. Manuscript submitted for publication. [The Clinical Neuropsychologist].

- Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2012, *in-press*). TeLPI Performance in subjects with Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease: A validation study. *Alzheimer Disease and Associated Disorders*.
- Alves, L., Simões, M. R., Martins, C., Freitas, S., & Santana, I. (2012). *TeLPI Premorbid IQ influence on screening tests' scores in healthy and cognitive impairment patients*. Manuscript submitted for publication. [Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology].
- Bayles, K. A., & Boone, D. R. (1982). The potential of language tasks for identifying senile dementia. *Journal of Speech and Hearing Disorders, 47*, 210–214.
- Blair, J. R., & Spreen, O. (1989). Predicting premorbid IQ: A revision of the National Adult Reading Test. *The Clinical Neuropsychologist, 3*, 129-136.
- Bright, P., Jaldow, E., & Kopelman, M. D. (2002). The National Adult Reading Test as a measure of premorbid intelligence: A comparison with estimates derived from demographic variables. *Journal of International Neuropsychological Society, 8*, 847-854.
- Budson, A. E., & Solomon, P. R. (2012). New diagnostic criteria for Alzheimer's disease and mild cognitive impairment for the practical neurologist. *Practical Neurology, 12*, 88-96.
- Centro de Linguística da Universidade de Lisboa. (2003). *Corlex*. Retirado de <http://www.clul.ul.pt>.
- Christensen H, & Jorm A. (1992). Effects of premorbid intelligence on MMSE and IQCODE. *International Journal of Geriatric Psychiatry, 7*, 159-169.
- Christensen, H., Hadzi-Pavolic, D., & Jacomb, P. (1991). The psychometric differentiation of dementia from aging: Neuropsychological assessment approaches. *Journal of Consulting & Clinical Psychology, 3*, 147-155.
- Christensen, K. J., Multhaup, K. S., Nordstrom, S., & Voss, K. A. (1991). A new cognitive battery for dementia: Relative severity of deficits in Alzheimer's disease. *Developmental Neuropsychology, 7*, 435-449.
- Coslett, H. B., Branch, H., Gonzalez Rothi, L & Heilman, K. M. (1985). Reading: Dissociation of the lexical and phonologic mechanisms. *Brain and language, 24*(1), 20-35.
- Del Ser, T., González-Montalvo, J., Martínez-Espinosa, S., Delgado-Villapalos, C., & Bermejo, F. (1997). Estimation of premorbid intelligence in Spanish people with the Word Accentuation Test and its application to the diagnosis of dementia. *Brain and Cognition, 33*, 343–356.
- Doniger, G. M., Simon, E. S., & Schweiger, A. (2008). Adjustment of cognitive scores with co-normed estimate of premorbid intelligence. *Applied Neuropsychology, 15*, 250-263.
- Freitas, S., Simões, M. R., Alves, L. & Santana, I. (2011). Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Normative study for the Portuguese population. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 33*(9), 989-986.
- Freitas, S., Simões, M. R., Alves, L. & Santana, I. (2012). Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Influence of sociodemographic and health variables. *Archives of Clinical Neuropsychology, 27*(2), 165-175.

- Freitas, S., Simões, M. R., Alves, L. & Santana, I. (in press). Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Validation study for Mild Cognitive Impairment and Alzheimer's Disease. *Alzheimer Disease & Associated Disorders*. doi: 10.1097/WAD.0b013e3182420bfe.
- Freitas, S., Simões, M. R., Alves, L., Vicente, M., & Santana, I. (in press). Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Validation study for Vascular Dementia. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 18. doi: 10.1017/S135561771200077X.
- Freitas, S., Simões, M. R., Marôco, J., Alves, L., & Santana, I. (2012). Construct validity of the Montreal Cognitive Assessment (MoCA). *Journal of the International Neuropsychological Society*, 18(1), 242-250.
- Griffin, S. L., Mindt, M. R., Rankin, E. J., Ritchie, A. J., & Scott, J. G. (2002). Estimating premorbid intelligence: Comparison of traditional and contemporary methods across the intelligence continuum. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 17, 497-507.
- Heaton, R. K., Ryan, L., Grant, I., & Matthews, C. G. (1996). Demographic influences on neuropsychological test performance. In I. Grant & K. M. Adams (Eds.), *Neuropsychological assessment of neuropsychiatric disorders* (2nd ed; pp. 141-163). New York: Oxford University Press.
- Hertzog, C. (2011). Intelligence in adulthood. In R. J. Sternberg, & S. B. Kaufman (Eds.), *The Cambridge handbook of intelligence* (pp. 174–190). New York: Cambridge University Press.
- International Test Commission. (2001). *International Test Commission guidelines for test adaptation*. London: International Test Commission.
- Johnstone, B., Slaughter, J., Schopp, L., McAllister, J. A., Schwake, C., & Luebbering, A. (1997). Determining neuropsychological impairment using estimates of premorbid intelligence: Comparing methods based on level of education versus reading score. *The Clinical Neuropsychologist*, 12, 591-601.
- Krull, K., Sherer, M., & Adams, R. (1995). A comparison of indices of premorbid intelligence in clinical populations. *Applied Neuropsychology*, 2, 35-38.
- Mackinnon, A., Ritchie, K., & Mulligan, R. (1999). The measurement properties of a French language adaptation of the National Adult Reading Test. *International Journal Methods in Psychiatric Research*, 8(1), 27–38.
- Mackinnon, A., & Mulligan, R. (2005). The estimation of premorbid intelligence levels in French speakers. *Encephale*, 31(1), 31-43.
- Mathias, J. L., Bowen, S. C., & Barret-Woodbridge, M. (2007). Accuracy of the Wechsler Test of Adult Reading (WTAR) and National Adult Reading Test (NART) when estimating IQ in a healthy Australian sample. *Australian Psychologist*, 9(1), 83–88.
- Matsuoka, K., Masatake, U., Kasal, K., Koyama, K., & Kim, Y. (2006). Estimation of premorbid IQ in individuals with Alzheimer's disease using Japanese ideographic script (Kanji) compound words: Japanese version of the National Adult Reading Test. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 60, 332–339.

- McFarlane, J., Welch, J., & Rodgers, J. (2006). Severity of Alzheimer's disease and effect on premorbid measures of intelligence. *British Journal of Clinical Psychology, 45*, 453-463.
- Morais, J. (1996). *A arte de ler*. São Paulo: UNESP.
- Morris, P. G., Wilson, J. T. L., Dunn, L. T., & Teasdale, G. M. (2005). Premorbid intelligence and brain injury. *The British Journal of Clinical Psychology, 44*, 209-214.
- Nasreddine, Z., Phillips, N. A., Bedirian, V., Charbonneau, S., Whitehead, V., & Collin, I., et al. (2005). The Montreal Cognitive Assessment, MoCA: A brief screening tool for Mild Cognitive Impairment. *American Geriatrics Society, 53*, 695-699.
- NCS Pearson Corporation. (2009). *Manual for the test of pre-morbid functioning (TOPF)*. San Antonio, TX: Author.
- NCS Pearson Corporation. (2011). *Test of Premorbid Functioning—UK version*. Oxford: Author.
- Nelson, H. E., & Wilson, J. (1991). *National Adult Reading Test (NART): Test manual (2nd ed)*. London: NFER-Windsor.
- Nelson, H. E. (1982). *National Adult Reading Test: Test Manual*. Upton Park, England: NFER-Windsor.
- Nelson, H. E., & Mckenna, P. (1975). The use of current reading ability in the assessment of dementia. *British Journal of Social and Clinical Psychology, 14*, 259-267.
- O'Corroll, R. (1995). The assessment of premorbid ability: A critical review. *Neurocase, 1*, 83-244.
- Orne, D. R., Johnstone, B., Hanks, R., & Novack, T. (2004). The WRAT-3 reading subtest as a measure of premorbid intelligence among persons with brain injury. *Rehabilitation Psychology, 49*, 250-253.
- Patterson, K., Graham, N., & Hodges, J. R. (1994). Reading in dementia of the Alzheimer type: A preserved ability? *Neuropsychology, 8*, 395-407.
- Petersen, R. C., Smith, G. E., Ivnik, R. J., Kokmen, E., & Tangalos, E. C. (1994). Memory function in very early Alzheimer's disease. *Neurology, 44*, 867-872.
- Rolstad, S., Nordlund, A., Gustavsson, M. H., Eckerstrom, C., Klang, O., Hansen, S., & Wallin, A. (2008). The Swedish National Adult Reading Test (NART-SWE): A test of premorbid IQ. *Scandinavian Journal of Psychology, 49*, 577-582.
- Salles, J. F., & Parente, M. A. M. P. (2002). Relação entre processos cognitivos envolvidos na leitura de palavras e as habilidades de consciência fonológica em escolares. *Pró-Fono, 14*(2), 175-186.
- Schoenberg, M. R., Scott, J. G., Duff, K., & Adams, R. L. (2002). Estimation of WAIS-III intelligence from combined performance and demographic variables: Development of the OPIE-3. *The Clinical Neuropsychologist, 16*, 426-438.
- Schoenberg, M. R., Duff, K., Scott, J. G., Patton, D., & Adams, R. L. (2006). Prediction errors of the Oklahoma Premorbid Intelligence Estimate-3 (OPIE-3) stratified by 13 age groups. *Archives of Clinical Neuropsychology, 21*, 469-75.
- Schoenberg, M. R., Lange, R. T., Marsh, P., & Saklofske, D. H. (2011). Premorbid intelligence. In J. S. Kreutzer, J. Deluca, & B. Caplan (Eds.), *Encyclopedia of clinical neuropsychology* (pp. 2004-2010). New York: Springer Science.

- Schretlen, D. J., Winicki, J. M., Meyer, S. M., Testa, S. M., Pearlson, G. D., & Gordon, B. (2009). Development, psychometric properties, and validity of the Hopkins Adult Reading Test (HART). *The Clinical Neuropsychologist*, *23*, 926–943.
- Simões, M. R., Freitas, S., Santana, I. Firmino, H., Martins, C., Nasredine, Z., & Vilar, M. (2008). *Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Versão final portuguesa*. Coimbra, Portugal: Serviço de Avaliação Psicológica, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação o da Universidade de Coimbra.
- Starr, J. M., Whalley, L. J., Inch, S., & Shering, P. A. (1992). The quantification of the relative effects of age and NART-predicted IQ on cognitive function in healthy old people. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, *7*, 153-157.
- Starr, J. M., & Lonie, J. (2007). The influence of pre-morbid IQ on Mini-Mental State Examination score at time of dementia presentation. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, *22*, 382-384.
- Stern, Y. (2002). What is cognitive reserve? Theory and research application of the reserve concept. *Journal of the International Neuropsychology Society*, *8*, 448-460.
- Storandt, M., Stone, K., & LaBarge, E. (1995). Deficits in reading performance in very mild dementia of the Alzheimer type. *Neuropsychology*, *9*, 174-176.
- Strauss, E., Sherman, E. M. S., & Spreen, O. (2006). *A compendium of neuropsychological tests: Administration, norms, and commentary* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- Taylor, R. (1999). National Adult Reading Test performance in established dementia. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, *29*, 291-296.
- The Psychological Corporation. (2001). *Wechsler Test of Adult Reading (WTAR): Test manual*. San Antonio, TX: Author.
- Tremont, G., Hoffman, R. G., Scott, J. G., & Adams, R. L. (1998). Effect of intellectual level on neuropsychological test performance: A response to Dodrill (1997). *The Clinical Neuropsychologist*, *12*, 560-567.
- Vanderploeg, R. D., & Schinka, J. A. (1995). Predicting WAIS-R IQ premorbid ability: Combining subtest performance and demographic variable predictors. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *10*, 225-239.
- Veil, H. O. F., & Koopman, R. F. (2001). The bias in regression-based indices of premorbid IQ. *Psychological Assessment*, *13*(3), 356–368.
- Veloso, J. (2005). A língua na escrita e a escrita na língua. Algumas considerações gerais sobre a transparência e opacidade fonémicas na escrita do português e outras questões. *Da Investigação às Práticas. Estudos de Natureza Educacional. Publicação Periódica do Centro Interdisciplinar de Estudos Educacionais da ESSE de Lisboa*, *6*(1), 49-69.
- Wechsler, D. (2008). *Escala de Inteligência de Wechsler para Adultos – Terceira edição (WAIS-III)*. Lisboa: Cegoc.
- Willshire, D., Kinsella, G., & Prior, M. (1991). Estimating WAIS-R from the National Adult Reading Test: A cross-validation. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, *13*, 204-216.

Wilson, R. S., Krueger, K. R., Boyle, P. A., & Bennett, D. A. (2011). Loss of basic lexical knowledge in old age. *Journal of Neurology, Neurosurgery & Psychiatry*, 82, 369-372.

