

INSTITUTO SUPERIOR MIGUEL TORGA

Escola Superior de Altos Estudos

**Estudo Preliminar das Propriedades Psicométricas do
Inventário de Lateralidade de Edinburgh numa Amostra
de Adultos da População Portuguesa**

Andreia Catarina de Freitas Pires

Dissertação de Mestrado em Psicologia Clínica
Ramo de Terapias Cognitivo-Comportamentais

Coimbra, 2016



Estudo Preliminar das Propriedades Psicométricas do Inventário
de Lateralidade de Edinburgh numa Amostra de Adultos da
População Portuguesa

Andreia Catarina de Freitas Pires

Dissertação Apresentada ao ISMT para Obtenção do Grau de Mestre em Psicologia
Clínica, Ramo de Terapias Cognitivo-Comportamentais

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

Coimbra, Janeiro de 2016

Agradecimentos

Um marco pessoal dificilmente se atinge sem algum desconforto e embora se trate de uma tarefa individual poucos foram os momentos em que me senti sozinha. Felizmente, tenho várias pessoas a quem devo o meu profundo agradecimento.

À minha Orientadora, Professora Doutora Helena Espírito Santo, por quem nutro uma enorme admiração. O fascínio e entusiasmo com que apresenta e discute as mais diversas questões incentivou-me não só fazer esta dissertação mas a fazê-la bem. Quero ainda agradecer a confiança que sinto que deposita em mim e a tolerância para com os meus problemas de procrastinação – que imediatamente me apontou.

Às minhas colegas que embarcaram nesta viagem ao mesmo tempo que eu, essencialmente pelo espírito de entreajuda. Em especial à Inês Garcia pelos dias e noites de trabalho, pela absoluta disponibilidade e pelo apoio – às vezes precisamos de ouvir que somos capazes.

Aos meus amigos, por me acompanharem nos maus momentos tão bem como me acompanham nos bons. Pelo apoio, pelo afeto, pela companhia e pela distração – embora a amizade não se agradeça.

Claro, aos meus Pais que sempre abriram as janelas para que pudesse voar, os meus fatores impulsionadores. Obrigada pelo esforço, pela força, pelo amor incondicional e, finalmente, pelas doses excessivas de paciência que eu sei que exijo – não é fácil, admito. Nunca vou conseguir agradecer, sem vocês eu não estava aqui.

À Rita tenho de agradecer o cuidado e a disponibilidade.

Ao meu irmão que, sem nunca querer mostrar, eu sei que fica do lado de fora da janela com medo que eu caia, às vezes caio e é sempre ele que me ampara. E amparará, obrigada!

Resumo

Introdução: A lateralidade é a diferença na capacidade de controlo entre os dois lados do corpo. Os métodos utilizados para avaliar a lateralidade manual incluem a observação efetiva do uso do membro dominante ou a aplicação de inventários respondidos pelo próprio indivíduo avaliado. O Inventário de Lateralidade de Edinburgo (EHI) é o instrumento mais utilizado para avaliar a lateralidade manual. Apesar do seu uso amplo, em Portugal não existem estudos que avaliem a sua validade e fidedignidade.

Objetivos: Estudar as propriedades psicométricas do Inventário de Lateralidade de Edinburgo numa amostra da população portuguesa.

Métodos: A amostra é constituída por 290 pessoas (135 homens e 155 mulheres), com idades compreendidas entre os 18 e os 65 anos. Todos os participantes preencheram uma declaração de consentimento informado e uma bateria de testes neuropsicológicos

Resultados: A média no EHI foi de 62,36 ($DP = 38,00$). Os resultados demonstraram que das seis variáveis sociodemográficas (idade, sexo, escolaridade, zona de residência, regiões e profissão) três apresentaram ter influência significativa nas pontuações do EHI: idade, zona de residência e regiões. A confiabilidade e a estabilidade temporal do EHI apresentaram resultados adequados. A análise fatorial confirmatória mostrou que o modelo não é melhor explicado por um fator. Para dois fatores o modelo continua a não ser adequado.

Conclusão: Apesar de termos obtido uma boa consistência interna não nos é possível considerar este teste como o mais adequado para medir o constructo da lateralidade.

Palavras-Chave: Lateralidade; Preferência Manual; Assimetrias Laterais; Inventário de Lateralidade de Edinburgo.

Abstract

Introduction: The handedness is the difference in the control capacity between the two sides of the body. The methods used to evaluate the manual handedness include the effective observation of the use of dominant member or application of inventories answered by the person assessed. The Edinburgh Handedness Inventory (EHI) is the most used to evaluate manual handedness. Even though being widely used, in Portugal there are no studies that measure its validity and reliability.

Objective: To study the psychometric properties of Edinburgh Handedness Inventory in a Portuguese sample.

Methods: The sample consists of 290 people (135 men and 155 women), aged between 18 and 65 years. All participants filled an informed consent form and a battery of neuropsychological tests.

Results: The average in EHI was 62.36 ($SD = 38.00$). The results showed that 3 of 6 sociodemographic variables showed significant influence in EHI scores. The reliability and temporal stability of EHI were adequate. Confirmatory factor analysis showed that the model is not better explained by one factor. A two-factor model was not also suitable.

Conclusion: Even though we got a good internal consistency we cannot consider this test as the most appropriate for measuring the handedness construct.

Keywords: Handedness; Hand Preference; Lateral Asymmetries; Edinburgh Handedness Inventory.

*“O que dá o verdadeiro sentido ao encontro é a busca,
e é preciso andar muito para se alcançar o que está perto”*

José Saramago, 1997

Introdução

A lateralidade é um conceito abrangente que envolve uma grande variedade de processos neuronais e comportamentais (Barbieri e Gobbi, 2009; Strien, 2002). Associada à lateralidade, estão as assimetrias laterais que se caracterizam como a diferença na capacidade de controlo entre os dois lados do corpo (Barbieri e Gobbi, 2009; Teixeira e Paroli, 2000).

As assimetrias laterais, presentes em todos os movimentos que se realizam no quotidiano, conduzem-nos a dois aspetos distintos: *preferência* e *proficiência* (Barbieri e Gobbi, 2009; Strien, 2002).

Preferência é a predisposição para escolher membros ou órgãos sensoriais na execução de diferentes tarefas (Barbieri e Gobbi, 2009; Coren e Porac, 1980). A preferência manual remete à mão-preferida, aquela que é escolhida com maior frequência e, conseqüentemente, mais utilizada para a realização de tarefas manuais (Barbieri e Gobbi, 2009; Fernandes, 2004; Pogetti, De Souza, Tudella e Teixeira, 2013). A preferência manual, como o próprio termo indica, consiste numa questão de escolha entre utilizar uma mão mais do que a outra (Veale, 2014). A mão que se designa como *preferida* é a mão utilizada nas tarefas unilaterais e nas tarefas bilaterais a mão-preferida é a que desempenha as atividades de destreza, enquanto a mão não-preferida apenas desempenha as atividades de auxílio ou suporte (Barbieri e Gobbi, 2009; Coren e Porac, 1980; Fernandes, 2004; Pogetti et al., 2013; Strien, 2002).

Proficiência significa habilidade ou competência e refere-se à força muscular, velocidade, coordenação, destreza e perícia de uma mão em relação à outra (Barbieri e Gobbi, 2009; Fernandes, 2004; Strien, 2002). Desta forma, a *proficiência* está relacionada com a qualidade do desempenho (Fernandes, 2004).

Sobre estes dois aspetos que acabámos de distinguir, temos o estudo de Teixeira e Paroli (2000) onde não foram verificadas correlações entre a assimetria lateral de *preferência* e de desempenho (*proficiência*), concluindo que o desempenho não é superior na mão-preferida.

Posto isto, a preferência manual para determinada tarefa não significa que a mão-preferida seja a mais *proficiente*, ou seja, a mais eficiente para a sua realização (Fernandes, 2004; Teixeira e Paroli, 2000).

Em consonância, Strien (2002, p. 2) afirma: “Neither strength nor skill shows strong concordance with preference”¹.

Relativamente aos fatores que podem influenciar a lateralidade encontramos os *genéticos* e os *epigenéticos* (ambientais, culturais, específicos à tarefa e envelhecimento) (Pogetti et al., 2013; Souza e Teixeira, 2011).

Bogaert (2007) e Teixeira e Paroli (2000) defendem que a mão-preferida se desenvolve muito cedo, podendo ser observada nos primeiros anos de vida. Ainda, o facto da maioria dos indivíduos apresentar preferência manual direita nas mais variadas comunidades e culturas, traduz-nos a ideia de que os humanos estão programados por natureza para ser destros (Souza e Teixeira, 2011). Estes dados podem indicar de uma forma mais clara a influência *genética* sobre a formação da lateralidade (Souza e Teixeira, 2011).

Por outro lado, modificações na preferência manual indicam o papel influenciador dos fatores *epigenéticos* no desenvolvimento da lateralidade (Souza e Teixeira, 2011; Teixeira e Paroli, 2000).

Strien (2002) verificou, no seu estudo, que 8% dos entrevistados afirmam terem sido obrigados a escrever com mão direita em vez da mão-preferida (esquerda) e 6% dos esquerdinos e ambidestros usam a mão direita para escrever e a mão esquerda para desenhar, concluindo que para um número de esquerdinos a escolha da mão para escrever é influenciada pela cultura. Ora, considerando que existe uma pressão social a favor do uso da mão direita, o ambiente poderia desempenhar um papel primário no estabelecimento da lateralidade (Souza e Teixeira, 2011).

Teixeira e Paroli (2000) forneceram apoio à postulação das assimetrias laterais como sendo um fator específico à tarefa, principalmente no que diz respeito à preferência lateral que parece ser maioritariamente ditada pelo hábito, maior utilização ou maior confiança na mão-preferida do que em efetiva superioridade de *proficiência*.

¹ Nem força nem habilidade mostram uma forte concordância com a preferência.

A informação sensório-motor tem sido demonstrada como um importante recurso no desenvolvimento do controlo motor (Pogetti et al., 2013; Souza e Teixeira, 2011). De acordo com os resultados do estudo de Pogetti e equipa (2013), a oclusão visual induziu redução da frequência de alcances unimanuais com o braço ocluído, a oclusão visual não alterou o desempenho motor, os mesmos autores indicaram, ainda, a formação da preferência manual durante o desenvolvimento motor foi afetada pela disponibilidade de informação visual dos braços.

Souza e Teixeira (2011, p. 67) concluem: “Há uma combinação complexa de predisposições inatas com experiências sensório-motoras lateralizadas definindo a maneira particular pela qual o comportamento motor de um indivíduo será enviesado à direita ou à esquerda.”

Quanto ao papel do cérebro na lateralidade, sabe-se que a dominância cerebral gera assimetrias na capacidade de desempenho entre os dois lados do corpo (Barbieri e Gobbi, 2009).

Uma vez que o controlo corporal pelo córtex cerebral é cruzado, o hemisfério cerebral esquerdo desempenha um papel principal neste campo (Teixeira e Paroli, 2000).

O estudo da base neurobiológica da lateralidade apresenta uma longa história em neurociências, na medida em que a lateralidade humana tem sido fortemente associada às funções da linguagem (Hopkins e Cantalupo, 2004; Thilers, MacDonald e Herlitz, 2007). As questões centrais das teorias evolucionistas da lateralidade recaem sobre se a lateralidade direita é uma adaptação exclusivamente humana e se os mecanismos de seleção para a lateralidade estão associados com o aparecimento de processos cognitivos complexos como a linguagem ou a utilização de ferramentas (Hopkins, Stoinski, Lukas, Ross e Wesley, 2003).

Bryden (1977) no seu estudo sobre lateralidade, menciona que a grande maioria dos indivíduos destros mostram uma especialização do hemisfério esquerdo para a fala.

A investigação indica que 96% dos indivíduos destros apresentaram a fala arrastada quando o hemisfério esquerdo foi anestesiado e 70% dos indivíduos esquerdinos apresentaram a fala arrastada quando o hemisfério esquerdo foi anestesiado, mostrando um maior envolvimento do hemisfério esquerdo em tarefas da fala e da

linguagem nos destros e a existente relação entre a lateralidade com a linguagem (revisão de Hopkins e Cantalupo, 2004).

Existem ainda estudos que apontam para diferenças nas assimetrias de desempenho entre destros e esquerdinos (os esquerdinos como um grupo mostraram assimetrias de desempenho mais fracas do que os destros), estes dados podem fornecer informações acerca da relação entre a lateralidade e a organização cerebral (Kee, Cherry, Neale, McBride e Segal, 1998).

É do conhecimento geral que a preferência manual nos seres humanos é, fundamentalmente, classificada em dois grupos distintos: mão direita dominante (*destros*) ou mão esquerda dominante (*esquerdinos*), no entanto, em alguns casos esta dicotomia é acompanhada por uma terceira categoria: indivíduos que utilizam indiscriminadamente ambas as mãos (*ambidestros*) (Dragovic, Milenkovic e Hammond, 2008).

Quanto à forma de avaliação da lateralidade manual, os dois métodos utilizados incluem a observação efetiva do uso do membro dominante ou a aplicação de inventários respondidos pelo próprio indivíduo avaliado (Barbieri e Gobbi, 2009).

Os três inventários mais conhecidos são os de Crovitz e Zener de 1962, Annett de 1970 e Oldfield de 1971 (Strien, 2002). O inventário de Oldfield (1971), Inventário de Lateralidade de Edinburgh, é o mais utilizado dos três anteriores (Fazio, Coenen e Denney, 2012; Veale, 2014).

Apesar da importância da determinação do membro preferido no estudo da assimetria entre os membros colaterais (Barbieri e Gobbi, 2009) e do uso amplo do Inventário de Lateralidade de Edinburgh, existem poucos estudos que avaliem a sua validade e fidedignidade (Büsch, Hagemann e Bender, 2010; Veale, 2014). Em Portugal não existem estudos de validação do Inventário de Lateralidade de Edinburgh.

O Inventário de Lateralidade de Edinburgh apresenta como vantagens o ser um método simples e breve de avaliação da lateralidade numa escala quantitativa (Oldfield, 1971). Este Inventário destina-se a calcular o quociente de lateralidade definindo uma escala de intervalo entre os pólos destros consistentes (+100) e canhotos consistentes (-100) (Büsch et al., 2010).

A primeira versão do Inventário de Oldfield foi baseada numa versão modificada do Inventário de Humphrey com 20 itens (Büsch et al., 2010). Existem evidências de que as instruções originais e opções de respostas eram difíceis de entender, bem como incluía itens que se mostravam problemáticos (Fazio et al., 2012; Oldfield, 1971; Veale, 2014). Estas questões foram sendo melhoradas ao longo de várias versões (Veale, 2014). A versão mais recente do Inventário de Oldfield contém 10 itens acerca da dominância lateral em dez tarefas motoras (*escrever, desenhar, atirar/lançar, usar uma tesoura, segurar a escova de dentes, cortar com a faca, usar a colher, varrer (mão que segura no cimo da vassoura), segurar um fósforo para o acender; segurar na tampa para abrir uma caixa*) (Büsch et al., 2010; Oldfield, 1971).

Uma vez que estão em falta propriedades psicométricas deste Inventário e de muitos outros testes neuropsicológicos para a população portuguesa e com o intuito de preencher essa lacuna, no Instituto Superior Miguel Torga desenvolveu-se o projeto – Estudos Normativos de Instrumentos Neuropsicológicos (ENIN).

Esta dissertação baseia-se, assim, neste projeto e dedica-se ao Inventário de Lateralidade de Edinburgh, pois, como foi visto, é um teste largamente utilizado na determinação da preferência da mão. Para além disso, é um tema que teve um forte impacto nas ciências comportamentais e que, apesar de anos de investigação não existem convenções claramente definidas para a definição de lateralidade ou sequer um padrão (Büsch et al., 2010).

Objetivos

O presente estudo tem como objetivo geral estudar as propriedades psicométricas do Inventário de Lateralidade de Edinburgh (EHI) numa amostra de adultos da população portuguesa. Como objetivos específicos, pretendemos: 1) Determinar as estatísticas descritivas para o Inventário de Lateralidade de Edinburgh; 2) Verificar as diferenças nas pontuações do EHI para determinar o efeito das variáveis sociodemográficas no desempenho do teste; 3) Analisar a confiabilidade (através do alfa de Cronbach) e a estabilidade temporal (através do teste-reteste); 4) Efetuar a análise fatorial confirmatória e exploratória.

Métodos

Participantes

Recrutámos 317 pessoas voluntárias através do método de amostragem não-casual em bola de neve, tendo sido selecionados por estarem disponíveis e por se apresentarem em determinado local e conseqüentemente auxiliarem à divulgação de outros sujeitos. O recrutamento teve lugar na comunidade, tendo 6 pessoas recusado participar (1,9%). As pessoas não receberam qualquer compensação financeira por participar, mas foi dada a opção para receber os resultados e seu significado caso assim o solicitassem, 64 participantes pediram (20,2%).

Os critérios de seleção incluíram: a) ser capaz de ler e escrever em português; b) ter nacionalidade portuguesa ou viver em Portugal há mais de 5 anos; c) ter mais de 50% de escolaridade realizada em Portugal; d) sujeitos com idade compreendida entre os 18 e os 65 anos; e) ter pontuação igual ou superior a 20 no Teste de Memória de 15 Item de Rey (Boone, Salazar, Lu, Warner-Chacon e Razani, 2002); f) ter pontuação abaixo de 40 na Escala de Autoavaliação de Ansiedade de Zung (Serra, Ponciano e Relvas, 1982).

Os participantes da nossa amostra foram estratificados de acordo com a idade, sendo formados seis grupos etários: 18-19, 20-29, 30-39, 40-49, 50-59 e 60-65 anos. Esta classificação etária foi escolhida tendo em conta que estes seis grupos etários diferiam significativamente no Inventário de Lateralidade de Edinburg.

Os participantes da nossa amostra foram também estratificados de acordo com o nível educacional. Formaram-se assim cinco grupos: 1º ciclo do ensino básico, 2º ciclo do ensino básico, 3º ciclo do ensino básico, ensino secundário e ensino superior.

De acordo com as NUTS (Nomenclatura das Unidades Territoriais para fins estatísticos) criámos a categoria regiões, em que os subgrupos Sul e as Regiões Autónomas (Ministério das cidades, Ordenamento do Território e Ambiente, 2002) foram fundidos para efeito das análises estatísticas.

Finalmente, classificámos os participantes em três categorias de lateralidade: *destros*, *ambidestros* e *esquerdinos*, em concordância com vários autores que nos seus estudos

sobre lateralidade optaram, também, por três categorias (Fazio et al., 2012; Milenkovic e Dragovic, 2013; Pogetti et al., 2013; Strien, 2002; Veale, 2014).

Procedimentos

Todos os participantes preencheram uma declaração de consentimento informado (Apêndice A) de acordo com a Declaração de Helsínquia.

Como parte do protocolo de participação, os participantes completaram também o Forma Geral do Teste das Matrizes Progressivas de Raven (FG-MPR, *Raven's Standard Progressive Matrices Test*; Raven e Court, 2000), o Teste de Stroop (Stroop, 1935), o teste do Desenho do Relógio (Shulman, Shedletsky e Silver, 1986), a Bateria de Avaliação Frontal (FAB, *Frontal Assessment Battery*; Dubois, Slachevsky, Litvan e Pillon, 2000), a Figura Complexa de Rey (Rey, 2002), a Escala de Autoavaliação de Ansiedade de Zung (SAS, *Self-rating Anxiety Scale*; Serra et al., 1982) e o Teste de Memória de 15 Item de Rey (Boone et al., 2002).

Os testes foram administrados individualmente, em espaços reservados sem elementos distratores.

O tempo de administração da bateria completa tinha a duração de 1 hora e decorreu entre o dia 2 de Novembro de 2014 e o dia 17 de Março de 2015.

Instrumentos

O **Inventário de Lateralidade de Edinburgh** (EHI, *Edinburgh Handedness Inventory*; Oldfield, 1971) determina a dominância lateral manual (Büsch et al., 2010; Oldfield, 1971).

Na sua administração deve solicitar-se, para cada um dos itens (10), a indicação de qual a mão que, preferencialmente, o examinando utiliza na execução de cada uma das atividades que lhe são apresentadas e é necessário uma caneta e a folha com as instruções e espaços de resposta (Oldfield, 1971). A sua administração leva, aproximadamente, 5 minutos.

A cotação consiste em marcar “++” na coluna referente à mão que o sujeito indique utilizar e, caso este uso seja indiferente, marcar um “+” em ambas as colunas (Oldfield, 1971). Cada sinal “++” é contabilizado com 2 pontos e “+” com um ponto, o quociente

de lateralidade pode variar entre -100 (preferência “fortemente esquerda”) e +100 (preferência “fortemente direita”) e, por fim, aplica-se a fórmula: $QL = (D-E/D+E) \times 100$ (Oldfield, 1971).

O **Teste de Memória de 15 Item de Rey** (15-IMT, *Rey 15-Item Memory Test*; Boone et al., 2002) é um instrumento utilizado para detetar a simulação de défices relativos a problemas de memória (McGuire, 2006; Reznek, 2005; Simões et al., 2010).

A administração do teste compreende duas tarefas (Boone et al., 2002; McGuire, 2006; Reznek, 2005; Simões et al., 2010). A primeira – Ensaio de Evocação Livre Imediata – consiste em mostrar ao examinando um cartão com 15 itens (5 linhas com 3 caracteres cada: ABC, 123, abc, $\bigcirc \square \triangle$, I II III) durante 10 segundos. Durante esse tempo é pedido ao examinando que memorize o máximo de itens que conseguir. Terminado o tempo, recolhe-se o cartão e apresenta-se uma folha em branco onde o examinado terá de reproduzir os itens que recordar, independentemente da sua localização espacial. A segunda – Ensaio de Reconhecimento – requer um cartão que contém 30 itens (15 itens do primeiro cartão mais 15 itens distrativos) e é pedido ao examinando que assinale apenas os itens que estavam presentes no primeiro cartão.

A cotação é feita através da seguinte fórmula: resultado combinado do reconhecimento = número de itens corretamente evocados + (número de itens corretamente reconhecidos – número de falsos positivos) (Boone et al., 2002; Simões et al., 2010).

Utilizámos o 15-IMT, no presente estudo, com o intuito de eliminar da nossa amostra os participantes que apresentassem pontuações indicativas de simulação, já que poderiam influenciar os resultados no EHI. O alfa de Cronbach foi de 0,79.

A **Escala de Autoavaliação de Ansiedade de Zung** (SAS, *Self-Rating Anxiety Scale*; Serra et al., 1982) é composta por 20 itens que medem a ansiedade como cognitiva, motora, vegetativa ou do sistema nervoso central (Serra et al., 1982).

É pedido ao examinando que responda de acordo com a descrição que mais se aproxima da maneira como se sente atualmente, nos quatro termos seguintes: *nenhumas ou raras vezes, algumas vezes, uma boa parte do tempo ou a maior parte ou a totalidade do tempo* (Serra et al., 1982).

A pontuação varia entre 1 e 4, sucessivamente, e deve-se ter em atenção quando o item está formulado de forma negativa, aí a pontuação é atribuída de forma inversa (Serra et al., 1982).

A cotação é feita a partir da soma dos valores obtidos nos 20 itens (Serra et al., 1982). O ponto de corte é 40 (examinandos com pontuações abaixo deste valor não são considerados ansiosos) (Serra et al., 1982).

Utilizámos o SAS, no presente estudo, com o intuito de eliminar da nossa amostra os participantes com pontuações que indicassem ansiedade, no caso de estes influenciarem os resultados no EHI. O alfa de Cronbach foi de 0,75.

Análise Estatística

Para a análise e tratamento dos dados utilizámos o Programa Estatístico *Statistical Package for the Social Sciences* (IBM SPSS Statistics, versão 20.0 para Windows 10, SPSS, 2011).

Iniciámos as análises com estatísticas descritivas para a pontuação total do EHI, incluindo frequências, percentagens, médias e desvios-padrão. Para explorar a proporção de casos que caem em cada categoria de cada variável e comparar essa proporção com valores hipotéticos realizámos o qui-quadrado da aderência (Pallant, 2011).

Foi verificada a distribuição das pontuações do EHI através da análise da normalidade com recurso ao teste de Shapiro-Wilk² e as medidas de assimetria e de curtose. Estes testes avaliam a hipótese nula de que a distribuição dos dados é normal (Pallant, 2011). Para a análise dos itens foram realizadas análises estatísticas descritivas, através de frequências e percentagens. Também para esta análise, realizámos o teste não-paramétrico para a obtenção do qui-quadrado da aderência.

Foi utilizado o teste *t*/ANOVA e as correlações de Pearson para explorar os efeitos das características sociodemográficas (idade, sexo, escolaridade, zona de residência, regiões e profissão) sobre o desempenho do EHI. Para o teste *t*, um poder de 0,95 e um alfa de 0,05, a amostra teria de ter 210 sujeitos (Faul, Erdfelder, Lang e Buchner, 2007a,

² O teste de Shapiro-Wilk tem sido reportado como mais potente que o teste de Kolmogorov-Smirnov aquando de testar a normalidade (Razali e Wah, 2011).

2007b). Quanto à ANOVA, um poder de 0,95 e um alfa de 0,05, a amostra teria de ter entre 252 e 318 sujeitos (Faul et al., 2007a, 2007b).

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

Para a análise das propriedades psicométricas, determinámos a consistência interna através alfa de Cronbach e para a análise teste-reteste utilizámos as correlações de Pearson (r) e teste t para amostras emparelhadas (2 - extremidades; $p < 0,05$). Na análise correlacional, a amostra teria de incluir 111 participantes para um poder de 95% e um alfa de 0,05 (Faul et al., 2007a, 2007b). O teste t para amostras emparelhadas foi usado, em particular, para verificar se as médias entre os dois momentos de avaliação eram diferentes/ou qual delas poderia ser mais alta. Na análise de consistência interna para um alfa de 0,001, um poder de 0,95 e um alfa de Cronbach esperado de 0,98 (Strien, 2002) o tamanho de amostra necessário seria de 6 sujeitos (Chang, 2014; Cronbach, 1951).

Identificámos os fatores principais do EHI através de uma análise fatorial. A estrutura relacional do EHI foi avaliado, inicialmente, pela Análise Fatorial Exploratória (AFE) sobre a matriz das correlações, com extração dos fatores pelo método dos componentes principais (ACP) seguidos de uma rotação *Varimax* com normalização de Kaiser. Os fatores comuns retidos foram aqueles que apresentavam um *eigenvalue* superior a 1, em consonância com o gráfico de sedimentação e a percentagem de variância retida de acordo com Marôco (2011). Para avaliar a AFE utilizou-se o critério Kaiser-Meyer-Oblin (*KMO*) com os critérios de classificação definidos em Pestana Gageiro (2008). A Análise Fatorial Confirmatória (AFC) foi efetuada através do programa estatístico *Ωnyx* (Oertzen, Brandmaier e Tsang, 2015a, 2015b).

Resultados

Dos 317 sujeitos inicialmente recrutados foram excluídos os que tinham idade inferior a 18 anos (4,1%) e os sujeitos que apresentaram pontuações indicativas de simulação no Teste de Memória de 15 Item de Rey (4,4%) [$t(17,628) = 2,49$; $p < 0,05$], ainda que a magnitude da diferença fosse pequena (d de Cohen = 0,40). A amostra ficou assim reduzida a um total de 290 sujeitos.

Tabela 1

Caracterização Sociodemográfica (N = 290)

		<i>n</i>	%	χ^2 ^a
Idade (<i>M</i> = 30,60; <i>DP</i> = 12,701)	18-19	16	5,5	430,79***
	20-29	179	61,7	
	30-39	24	8,3	
	40-49	32	11,0	
	50-59	29	10,0	
	60-65	10	3,4	
Sexo	Masculino	135	46,6	1,38 ^{NS}
	Feminino	155	53,4	
Escolaridade (<i>M</i> = 15,11; <i>DP</i> = 3,592)	1º Ciclo Ensino Básico	4	1,4	367,86***
	2º Ciclo Ensino Básico	13	4,5	
	3º Ciclo Ensino Básico	11	3,8	
	Ensino Secundário	89	30,7	
	Ensino Superior	173	59,7	
Zona de Residência	Urbano	213	73,4	220,48***
	Misto	16	5,5	
	Rural	61	21,0	
Regiões	Norte	54	18,6	244,68***
	Centro	186	64,1	
	Lisboa	24	8,3	
	Sul e Regiões Autónomas	26	9,0	
Profissão	Manual	27	10,3	165,13***
	Intelectual	235	89,7	

Notas: *M* = Média; *DP* = Desvio Padrão; ^a Qui-Quadrado da aderência; *** $p < 0,001$; ^{NS} Não Significativo.

Relativamente à ansiedade, os resultados não demonstraram que a mesma tenha afetado o desempenho dos sujeitos na execução do Inventário de Lateralidade de

Edinburgh [$t(288) = 0,98$; $p > 0,05$; a magnitude da diferença foi insignificante (d de Cohen = 0,16)], pelo que optámos por manter estes sujeitos.

As idades variaram entre 18 e 65 anos ($M = 30,60$; $DP = 12,70$).

Dos participantes, 60,7% eram do sexo masculino e 39,3% do sexo feminino.

O tempo da sua educação formal variou entre os 4 e os 28 anos de escolaridade ($M = 15,11$; $DP = 3,59$).

Em relação à zona de residência, 73,4% dos sujeitos habitavam num meio urbano, 5,5% numa zona mista e 21,0% num meio rural.

Como resultado da recategorização, 18,6% viviam no Norte, 72,4% no Centro e 9,0% no Sul e Regiões Autónomas.

Quanto à profissão, 10,3% inseriram-se na categoria manual (p. ex., operários) e 89,7% na categoria intelectual (p. ex., técnicos). Dos participantes, 28 sujeitos encontram-se sem informação.

Através do qui-quadrado é possível verificar que a amostra apenas se mostra equilibrada na variável sexo.

Descritivas

A média no Inventário de Lateralidade de Edinburgh foi de 62,36 ($DP = 38,00$). A distribuição das pontuações do EHI foi assimétrica negativa e leptocúrtica.

Os testes da normalidade de Kolmogorov-Smimov e Shapiro-Wilk apresentaram um $p < 0,001$, revelando uma distribuição não-normal. Apesar disso, a assimetria (-1,32) e curtose (1,56) estavam dentro dos valores de Kim (2013), procedendo-se então às análises estatísticas paramétricas.

Utilizámos 60 como ponto de corte (Hardie e Wright, 2014; Milenkovic e Dragovic, 2013; Veale, 2014). Assim, as três categorias da lateralidade utilizadas encontram-se repartidas segundo os seguintes intervalos: *destros* (100 a 61), *ambidestros* (-60 a 60) e *esquerdinos* (-59 a -100).

Dos participantes, 56,6% do grupo eram *destros* (164 em número), 43,1% eram *ambidestros* e 0,3% relataram ser *esquerdinos*.

A partir da Tabela 2 observámos que relativamente à idade, a maior percentagem de *destros* se encontra na categoria dos 50 aos 59 anos e nas faixas etárias dos 30-39 e 60-

65 anos a percentagem de ambidestros é superior à de destros. Na faixa etária dos 20-29 anos a percentagem de destros e ambidestros é muito similar.

Em relação ao sexo, observámos que as mulheres são mais destros do que os homens. No entanto, a percentagem de destros e ambidestros é bastante equivalente nos dois sexos.

Perante a escolaridade verificámos que a percentagem de destros é superior no 1º, 2º e 3º ciclo do ensino básico em relação ao ensino secundário e ao ensino superior. No ensino secundário e no ensino superior a percentagem de destros e ambidestros varia muito pouco.

Quanto à zona de residência, verificámos um maior número de destros na zona mista e no meio rural existem mais indivíduos ambidestros do que destros.

No que toca às regiões observámos uma maior afluência de ambidestros tanto em Lisboa como na categoria do Sul e Regiões Autónomas em comparação com o Norte e o Centro em que a população se mostra mais destra.

Relativamente à profissão, a percentagem de destros prevalece na categoria manual. Estas observações recaíram maioritariamente sobre a categoria *destro* e *ambidestro*, visto que existe apenas um sujeito na categoria *esquerdino*, não sendo por isso exequível retirar qualquer tipo de relação em comparação com as restantes categorias. Este sujeito encontra-se na faixa etária dos 20-29 anos, é do sexo feminino, completou o ensino superior, pertence à zona urbana da região norte e pratica uma profissão intelectual.

Tabela 2*Frequências da Tipologia da Lateralidade pelas Variáveis Sociodemográficas*

		Destro		Ambidestro		Esquerdino		χ^2 ^a
		n	%	n	%	n	%	
Idade	18-19	11	68,8	5	31,2	0	0	20,52*
	20-29	91	50,8	87	48,6	1	0,6	
	30-39	10	41,7	14	58,3	0	0	
	40-49	23	71,9	9	28,1	0	0	
	50-59	25	86,2	4	13,8	0	0	
	60-65	4	40,0	6	60,0	0	0	
Sexo	Masculino	74	54,8	61	45,2	0	0	1,26 ^{NS}
	Feminino	90	58,1	64	41,3	1	0,6	
Escolaridade	1º Ciclo Ensino Básico	3	75,0	1	25,0	0	0	5,48 ^{NS}
	2º Ciclo Ensino Básico	10	76,9	3	23,1	0	0	
	3º Ciclo Ensino Básico	8	72,7	3	27,3	0	0	
	Ensino Secundário	46	51,7	43	48,3	0	0	
	Ensino Superior	97	56,1	75	43,4	1	0,6	
Zona Residência	Urbano	124	58,2	88	41,3	1	0,5	8,44 ^{NS}
	Misto	13	81,2	3	18,8	0	0	
	Rural	27	44,3	34	55,7	0	0	
Regiões	Norte	40	74,1	13	24,1	1	1,9	60,61***
	Centro	119	64,0	67	36,0	0	0	
	Lisboa	3	12,5	21	87,5	0	0	
	Sul e Regiões Autónomas	2	7,7	24	92,3	0	0	
Profissão	Manual	19	70,4	8	29,6	0	0	1,94 ^{NS}
	Intelectual	133	56,6	101	43,0	1	0,4	

Notas: ^a Qui-Quadrado da aderência; * $p < 0,05$; *** $p < 0,001$; ^{NS} Não Significativo.

A partir da análise item a item (Tabela 3) verificámos que no item “varrer” e “caixa” as percentagens são superiores na categoria *ambidestro*. No entanto, ainda sobre estes dois itens, observámos que a percentagem de participantes que relatou efetuar esta atividade tanto com a mão direita como com a mão esquerda (*ambidestro*) é bastante similar à percentagem de participantes que relatou efetuar esta atividade apenas com a mão direita.

Nos itens “escrever” e “desenhar” observámos as percentagens mais baixas de ambidestros. Estes são os itens em que os participantes indicaram respostas mais extremas, foi onde verificámos as maiores percentagens de destros e esquerdinos.

Notámos também que os esquerdinos nestes dois itens são as mesmas pessoas. Os itens “varrer” e “caixa” são os outros dois itens onde encontramos as mais elevadas percentagens de esquerdinos.

Tabela 3

Frequências da Tipologia da Lateralidade Item a Item do Inventário de Lateralidade de Edinburgh

Itens	Destro		Ambidestro		Esquerdino		χ^2 ^a
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	
Escrever	264	91,0	4	1,4	22	7,6	436,17***
Desenhar	266	91,7	3	1,0	21	7,2	446,61***
Atirar	184	63,4	102	35,2	4	1,4	168,03***
Tesoura	229	79,0	54	18,6	7	2,4	283,17***
Escovar	184	63,4	97	33,4	9	3,1	158,41***
Faca	209	72,1	70	24,1	11	3,8	213,81***
Colher	183	63,1	97	33,4	10	3,4	154,81***
Varrer	121	41,7	144	49,7	25	8,6	82,45***
Fósforo	184	63,4	95	32,8	11	3,8	213,81***
Caixa	125	43,1	142	49,0	23	7,9	85,70***

Notas: ^a Qui-Quadrado da aderência; *** $p < 0,001$.

Influência das Variáveis Sociodemográficas

Na Tabela 4 podemos verificar as diferenças nas pontuações médias do EHI entre os grupos definidos pelas variáveis sociodemográficas através do teste *t*/ANOVA, visto que se encontravam reunidos os todos os pressupostos e o tamanho da amostra para cada teste, ainda que para a idade, uma vez que temos 6 categorias necessitamos de 318 sujeitos. No entanto, se considerarmos um poder de 85% bastariam 240 sujeitos, o que é ainda aceitável.

As pontuações no EHI diferiram significativamente entre as seis faixas etárias [$F(5, 284) = 3,70$; $p < 0,001$; $\eta^2 = 0,06$].

Quanto ao sexo, não verificámos diferenças estatisticamente significativas [$t(288) = 0,64$; $p = 0,05$; d de Cohen = 0,08, a magnitude da diferença é insignificante].

Relativamente ao nível de escolaridade, não verificámos influência por parte desta variável nas pontuações do EHI [$F(4, 285) = 0,62$; $p = 0,05$; $\eta^2 = 0,01$].

No que toca às três zonas de residência, as pontuações no EHI diferiram significativamente [$F(2, 95) = 3,12; p < 0,05; \eta^2 = 0,02$].

As pontuações no EHI diferiram significativamente entre as quatro regiões [$F(3, 286) = 19,08; p < 0,001; \eta^2 = 0,17$].

A profissão não influenciou as pontuações no EHI [$t(260) = 0,07; p = 0,05; d$ de Cohen = 0,01, efeito insignificante].

Tabela 4

Diferenças nas Pontuações do Inventário de Lateralidade de Edinburgh entre Variáveis Sociodemográficas

		<i>n</i>	<i>M ± DP</i>	IC 95% LI - LS	Amplitude Mín - Máx
Idade $F(5, 284) = 3,70$ $p < 0,01$ $\eta^2 = 0,06$	18-19	16	71,88 ± 40,86	50,10 – 93,65	-50 – 100
	20-29	179	57,77 ± 39,06	52,00 – 63,53	-80 – 100
	30-39	24	54,17 ± 39,99	37,28 – 71,05	-20 – 100
	40-49	32	75,31 ± 30,69	64,25 – 86,38	-20 – 100
	50-59	29	82,07 ± 21,78	73,79 – 90,35	20 – 100
	60-65	10	48,00 ± 42,11	17,88 – 78,12	-20 – 100
Sexo $t(288) = 0,64$ $p > 0,05$	Masculino	135	60,74 ± 36,28	54,57 – 66,92	-60 – 100
	Feminino	155	63,61 ± 39,51	57,34 – 69,88	-80 – 100
Escolaridade $F(4, 285) = 0,62$ $p > 0,05$ $\eta^2 = 0,009$	1º CEB	4	85,00 ± 30,00	37,26 – 132,74	40 – 100
	2º CEB	13	70,00 ± 33,42	41,81 – 90,19	-20 – 100
	3º CEB	11	68,18 ± 36,83	43,44 – 92,92	-20 – 100
	Ensino Secundário	89	60,45 ± 41,67	51,67 – 69,23	-60 – 100
	Ensino Superior	173	61,73 ± 36,67	56,23 – 67,24	-80 – 100
Zona de Residência $F(2, 287) = 2,65$ $p < 0,01$ $\eta^2 = 0,06$	Urbano	213	63,57 ± 37,12	58,55 – 68,58	-80 – 100
	Misto	16	76,25 ± 26,05	62,37 – 90,13	0 – 100
	Rural	61	54,10 ± 42,32	43,26 – 64,94	-60 – 100
Regiões $F(3, 286) = 19,08$ $p < 0,05$ $\eta^2 = 0,02$	Norte	54	70,37 ± 38,02	59,99 – 80,75	-80 – 100
	Centro	186	69,03 ± 34,28	64,07 – 73,99	-60 – 100
	Lisboa	24	30,42 ± 30,57	17,51 – 43,33	-30 – 80
	Sul e Regiões Aut.	26	26,54 ± 35,88	12,05 – 41,03	-50 – 100
Profissão $t(260) = 0,07$ $p > 0,05$	Manual	27	61,85 ± 43,33	44,71 – 78,99	-40 – 100
	Intelectual	235	62,43 ± 38,55	57,47 – 67,38	-80 – 100

Notas: *M* = Média; *DP* = Desvio Padrão; *IC95%* = Intervalo de Confiança a 95%; *LI* = Limite Inferior; *LS* = Limite Superior; *Mín* = Mínimo; *Máx* = Máximo; *F* = ANOVA; *t* = Teste t de Student; *p* = nível de significância estatística; η^2 = eta quadrado (soma dos quadrado entre grupos / soma total dos quadrados); CEB = Ciclo do Ensino Básico.

Existindo diferenças, recorreremos ao teste *post hoc* Hochberg (Tabela 5), com a correção de Bonferroni, onde verificámos diferenças entre categoria 20-29 e 50-59 (d de Cohen = 0,65, a magnitude da diferença é média). Observámos que a média da faixa etária entre os 20-29 se enquadra na categoria *ambidestro* quando comparada com a faixa etária entre os 50-59, que mais se enquadra na categoria *destro*.

Em relação à zona de residência, recorreremos ao teste de *post hoc* Games-Howell, com a correção de Bonferroni, onde verificámos diferenças entre o meio rural e misto (d de Cohen = 0,56, a magnitude da diferença foi média). Verificámos que o meio rural se enquadra na categoria *ambidestro* enquanto o misto se enquadra na categoria *destro*.

Quanto às regiões, recorreremos ao teste *post hoc* Hochberg, com a correção de Bonferroni, onde verificámos diferenças entre: o Norte e Lisboa; o Norte e a categoria Sul e Regiões Autónomas; o Centro e Lisboa; o Centro e a categoria Sul e Regiões Autónomas. Observámos que existem mais pessoas destras no Norte em relação a Lisboa e ao Sul e Regiões Autónomas; no Centro, Lisboa e a categoria do Sul e Regiões Autónomas a ambidestralidade prevalece.

Tabela 5

Comparações Post Hoc das Pontuações do Inventário de Lateralidade de Edinburgh em que houve Diferenças pelas Variáveis Sociodemográficas

Variáveis	Categorias	Diferença M	p	d	Interpretação d
Idade $F(5, 284) = 3,70$ $p < 0,001$	20-29 $M = 57,77$; $DP = 39,06$	50-59 24,30	0,018	0,65	Efeito Médio
Zona Residência $F(2, 287) = 2,65$ $p < 0,05$	Rural $M = 54,10$; $DP = 42,32$	Misto 22,15	0,033	0,56	Efeito Médio
Regiões $F(3, 286) = 19,08$ $p < 0,001$	Norte $M = 70,37$; $DP = 38,02$	Lisboa 39,95	$< 0,001$	1,11	Efeito Grande
		S. e R.A. 43,83	$< 0,001$	1,17	Efeito Grande
	Centro $M = 69,03$; $DP = 34,28$	Lisboa 38,62	$< 0,001$	1,14	Efeito Grande
		S. e R. A. 42,49	$< 0,001$	1,23	Efeito Grande

Notas: M = Média; DP = Desvio Padrão; p = nível de significância estatística; d = d de Cohen; S. e R. A. = Sul e Regiões Autónomas.

Propriedades Psicométricas

Confiabilidade. No que diz respeito à consistência interna do Inventário de Lateralidade de Edinburgh, o alfa de Cronbach é de 0,86. Este valor é considerado bom para efeitos de investigação (Pestana e Gageiro, 2008), significando que a escala apresenta uma boa consistência interna.

Validade Teste-Reteste. Para determinar a estabilidade temporal do EHI administrámos a bateria de testes a um grupo de 26 sujeitos, após um intervalo de 5 meses ($M = 4,96$; $DP = 1,341$). Através do teste t Student verificámos que não existem diferenças estaticamente significativas [$t(25) = 0,87$; $p > 0,05$] entre o primeiro e o segundo momento, a magnitude da diferença foi insignificante (d de Cohen = 0,17). Recorremos, também, à correlação de Pearson, onde confirmámos uma alta correlação positiva ($r = 0,95$; $p < 0,001$) (Pestana e Gageiro, 2008).

Análise Fatorial. Procedeu-se à ACP, visto ter-se obtido um valor de KMO de 0,86, que revelou uma boa indicação para a análise fatorial. O teste de esfericidade de Bartlett apresentou um valor de $\chi^2 = 1725,16$ ($p < 0,001$), sendo inferior a 0,05, pelo que rejeitamos H_0 , concluindo que as variáveis estão correlacionadas significativamente. De acordo com a regra do *eigenvalue* superior a 1 e de acordo com o gráfico de sedimentação (Figura 1), a estrutura relacional do EHI ficou explicado por 2 fatores latentes.

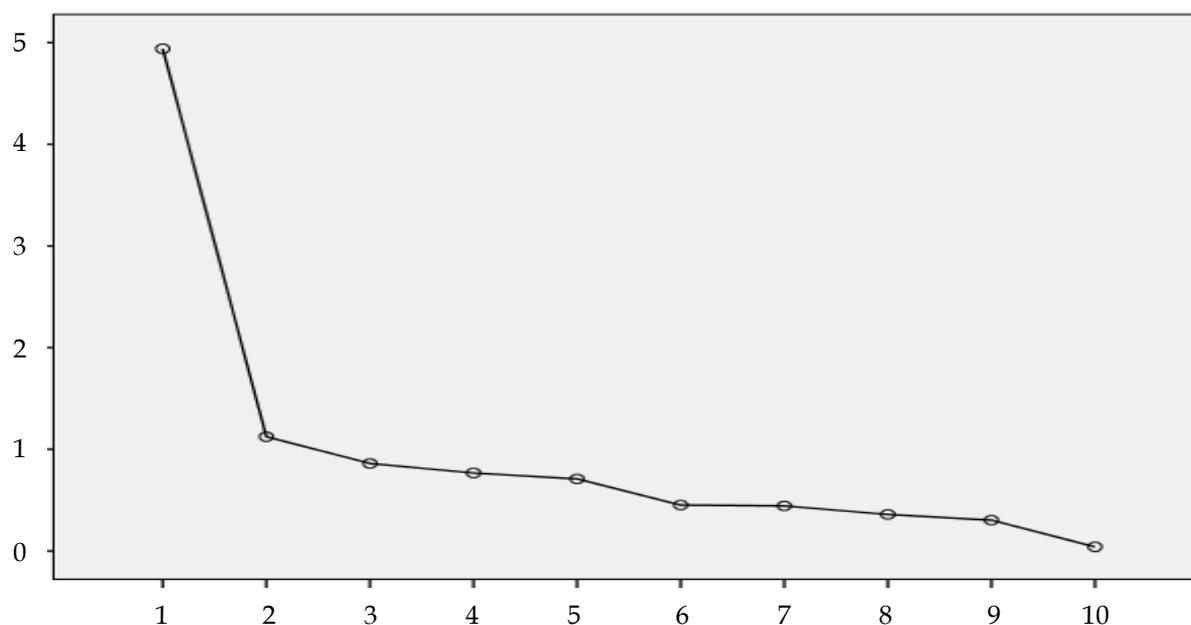


Figura 1. Gráfico de Sedimentação do Inventário de Lateralidade de Edinburgh apontado para 10 Itens.

Na Tabela 6 apresentamos a saturação fatorial de item a item, após rotação *Varimax*, dos valores obtidos, bem como as comunalidades (p. ex., valores relativos à covariância dos itens com os fatores encontrados) e percentagens de variâncias totais para cada um dos fatores. A AFE realizada sugere que a solução de 2 fatores é responsável por cerca de 60% da variância dos resultados. O Fator 1 é constituído por 3 itens (“escrever”, “desenhar” e “tesoura”) e explica 32% da variância. O Fator 2 é representado por 7 itens (“atirar”, “escovar”, “faca”, “colher”, “varrer”, “fósforo” e “caixa”), explicando 28% da variância.

Tabela 6
Análise de Componentes Principais

Item	Componentes		<i>h</i> ²
	1	2	
Escrever	0,937	0,119	0,892
Desenhar	0,934	0,109	0,883
Atirar	0,339	0,442	0,310
Tesoura	0,613	0,420	0,553
Escovar	0,530	0,573	0,610
Faca	0,455	0,606	0,575
Colher	0,484	0,657	0,666
Varrer	-0,028	0,629	0,397
Fósforo	0,455	0,606	0,691
Caixa	0,102	0,689	0,485
% de variância	32	28	60
<i>Eigenvalues</i>	4,94	1,12	

Nota: A cinzento estão destacados os valores dos itens que constituem cada fator, *h*² = comunalidades.

Mesmo assim, fomos realizar uma análise confirmatória para um modelo com 1 fator já que, segundo a revisão bibliográfica, o EHI apontava para a unidimensionalidade (Strien, 2002; Williams, 1986). Para 1 fator (Figura 2) verificámos que o modelo não era preciso ($\chi^2 = 718,13$). Observámos um valor de *RMSEA* de 0,23, o que indicou uma precisão muito fraca. Associado ao *CFI* de 0,01 e um *TLI* de 0,60, estes valores confirmaram a baixa precisão do modelo para um fator (Marôco, 2011).

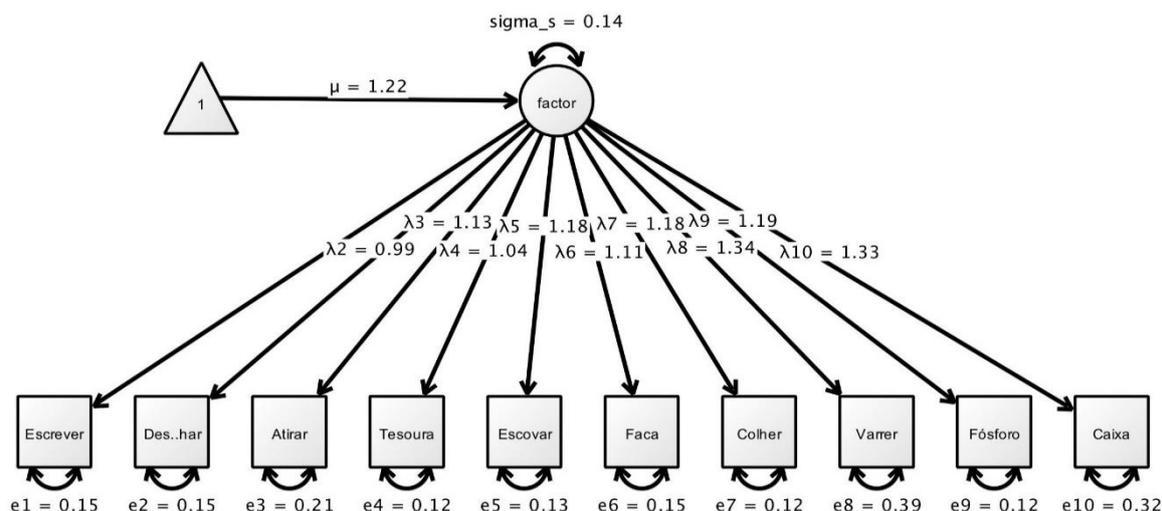


Figura 2. Análise Fatorial Confirmatória para o Modelo com 10 Itens e 1 Fator.

Como o modelo não se mostrou adequado para 1 fator, testámos o modelo para 2 fatores (Figura 3). Para 2 fatores verificámos que o modelo continuou a não ser preciso ($\chi^2 = 453,03$). Observámos um valor de *RMSEA* de 0,18, o que indicou uma precisão muito fraca. Associado ao *CFI* de 0,76 e um *TLI* de 0,74, estes valores confirmaram a baixa precisão do modelo para 2 fatores (Marôco, 2011).

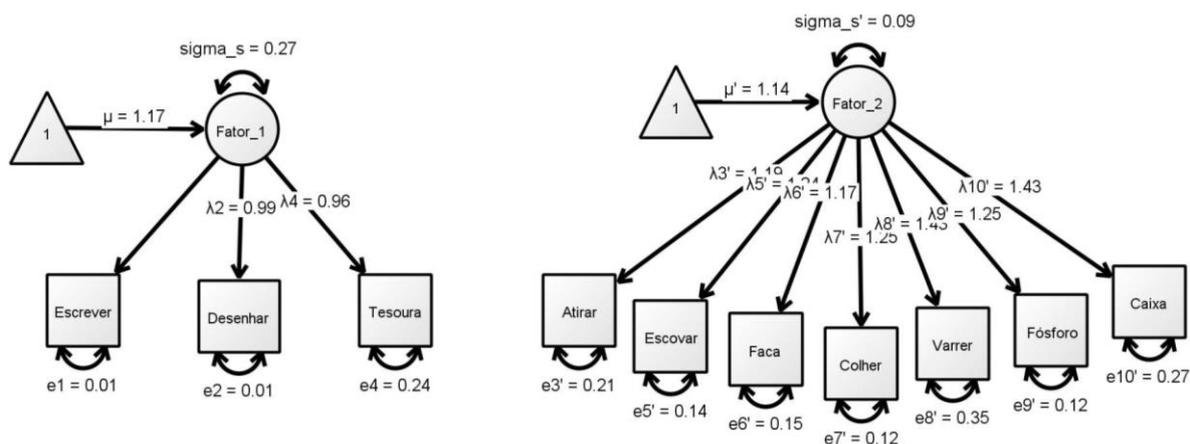


Figura 3. Análise Fatorial Confirmatória para o Modelo com 2 Fatores.

Discussão e Conclusão

O presente estudo teve como objetivo principal investigar as propriedades psicométricas do Inventário de Lateralidade de Edinburgh.

A partir das análises das estatísticas descritivas observámos apenas um participante esquerdino na nossa amostra. No entanto, de acordo com a análise item a item, verificámos que existiam 22 participantes que no item “escrever” relataram efetuar esta atividade apenas com a mão esquerda; os mesmos participantes (à exceção de um) no item “desenhar” indicaram realizar também esta atividade apenas com a mão esquerda. Indo ao encontro do estudo de Strien (2002), quando refere que a preferência manual poderá estar relacionada com a cultura, os nossos dados sugerem-nos a possibilidade de pressão para se ser destro.

Quanto ao efeito das variáveis sociodemográficas no desempenho do Inventário de Lateralidade de Edinburgh, os resultados demonstraram que perante as seis variáveis sociodemográficas (idade, sexo, escolaridade, zona de residência, regiões e profissão) três apresentaram ter influência nas pontuações do EHI: idade, zona de residência e regiões.

Relativamente à idade, encontrámos diferenças entre a categoria 20-29 e 50-59. Fernandes (2004), no seu estudo com idosos, verificou que o número de esquerdinos diminui consoante a idade e a incidência da preferência manual direita aumenta ao longo dos grupos etários. No presente estudo, apesar das diferentes faixas etárias, parece acontecer o mesmo: a média da categoria 50-59 enquadra-se no grupo destro enquanto a média da categoria 20-29 se enquadra no grupo ambidestro. Ainda em consonância com o estudo de Fernandes (2004), não observámos esquerdinos no grupo dos 50 aos 59 anos, ao contrário do que acontece na categoria dos 20 aos 29 anos. Em contraste com os estudos de Bryden (1977) e Oldfield (1971) que revelam uma maior propensão para os homens serem mais esquerdinos do que as mulheres, não encontrámos diferenças nas pontuações no Inventário de Lateralidade de Edinburgh entre sexo masculino e o sexo feminino. Fica-nos, por isso, a dúvida se esta ausência de diferenças não refletirá a influência de fatores culturais.

Também não encontramos diferenças entre a escolaridade e as pontuações no EHI, ao contrário, Fazio e colaboradores (2012) no seu estudo apresentam os anos de escolaridade como um preditor significativo, na medida em que os participantes com um nível de escolaridade mais elevado têm tendência a ler e melhor seguir as instruções.

Apesar de não terem sido encontrados estudos que abordem a variável zona de residência, decidimos incluí-la no nosso estudo e encontramos diferenças entre o meio rural e misto, o que de certa forma poderá ir, mais uma vez, ao encontro do estudo de Strien (2002) sobre a ligação da preferência manual com a cultura.

Tal como a variável descrita no parágrafo acima, o mesmo acontece com as regiões. Também não encontramos estudos que fizessem esta relação, no entanto também decidimos incluí-la no nosso estudo e acabámos por encontrar diferenças entre as regiões: Norte e Lisboa; Norte e a categoria Sul e Regiões Autónomas; Centro e Lisboa; Centro e a região Sul e Regiões Autónomas. Ao observarmos que a média do Norte se enquadra na categoria *destro*, em comparação com os restantes grupos que se enquadram na categoria *ambidestro*, poderá reforçar a sugestão de que existe efetivamente uma interferência da cultura e pressão, neste caso por parte dos habitantes do Norte, para se ser *destro*.

No que toca à profissão não encontramos diferenças nas pontuações no Inventário de Lateralidade de Edinburgh pelas categorias desta variável, nem estudos que comprovem ou contrastem com estes resultados.

Milenkovic (2013) utilizou a análise fatorial confirmatória para reexaminar as propriedades psicométricas e os seus resultados mostraram que o EHI tem pobres propriedades psicométricas. No presente estudo, obtivemos bons resultados tanto na consistência interna como na estabilidade temporal.

A partir da análise fatorial confirmatória, verificamos que o modelo a 1 fator não é adequado, o que vai de encontro ao estudo de Büsch e colaboradores (2010) que rejeitou a unidimensionalidade do construto, bem como o de Veale (2014). Ao contrário dos nossos resultados, temos o estudo de Strien (2002), que através da análise dos componentes principais (embora com uma versão do EHI que recai sobre 16 itens), revelou uma única dimensão da lateralidade. Também o estudo de Williams

(1986) através da análise de componentes principais obteve um fator (com uma variância de 72,5%). Mais uma vez, fica sugerido uma componente cultural presente nesta forma de avaliar a lateralidade.

A falta de consistência nos estudos dificulta a comparação dos meus resultados.

Concluindo, apesar das diferenças encontradas no nosso estudo é importante referir que a amostra não é representativa da população portuguesa. A distribuição das percentagens na maioria das variáveis sociodemográficas não se encontram de acordo com os últimos censos realizados em Portugal (Instituto Nacional de Estatística, 2014). Daqui poderá resultar a discrepância entre o número de destros e esquerdinos, embora o número de destros prevaleça sempre em relação ao número de sujeitos esquerdinos uma discrepância tão grande como se verifica nesta amostra não será de esperar em amostras representativas da população. Provavelmente, a recolha em bola de neve foi afetada pelo viés do investigador (terá sido escolhido pessoas com maiores capacidades para realizar o teste).

O Inventário de Lateralidade de Edinburgh, apesar de termos obtido uma boa consistência interna, não o podemos considerar adequado para medir o constructo da lateralidade, pois o modelo não se mostrou adequado nem para 1 nem para 2 fatores. Em estudos futuros sugerimos uma revisão aprofundada da análise item a item para que seja possível medir o constructo da lateralidade.

Limitações

No presente estudo foi utilizado a Teoria Clássica dos Testes (TCT) que se caracteriza por investigar as propriedades do conjunto de itens que constituem o teste, ao invés da Teoria de Resposta ao Item (TRI) que investiga individualmente as propriedades de cada item (revisão de Sartès e Souza-Formigoni, 2013). Na TCT, as medidas são dependentes da amostra dos participantes, o que faz com que as avaliações do teste sejam válidas somente se a amostra for representativa, o que não acontece neste estudo (revisão de Sartès e Souza-Formigoni, 2013). Como tal, em estudo futuros sugerimos a utilização da TRI.

Durante a realização dos testes, os participantes não se encontravam a tomar medicação nem apresentavam sintomas de doença que potencialmente afetassem a

realização dos testes. Ainda assim, é possível haver participantes que sofressem de condições mínimas não diagnosticadas ou de défice cognitivo ligeiro. Em estudos futuros deve então existir uma maior precisão diagnóstica dos participantes, remetendo para uma relação entre doença/toma de medicação e resultados nos testes. Outra limitação diz respeito à escolaridade, que foi operacionalizada como o número de anos de ensino regular formal concluído com sucesso, no entanto esta abordagem é vulnerável às inúmeras mudanças no sistema educacional português. Estudos futuros devem avaliar a equivalência real entre escola regular e programas de educação (p. ex., “Novas Oportunidades”). No entanto, esta limitação foi minimizada pelo grande tamanho da amostra e ausência de diferenças significativas entre os vários grupos de escolaridade.

Ao longo da administração do EHI verificámos que os participantes mostraram dificuldades em entender as instruções do teste, semelhantemente às evidências de alguns autores (Fazio et al., 2012; Oldfield, 1971; Veale, 2014). Sugere-se de futuro que a aplicação do EHI seja acompanhada por tarefas de observação efetiva do uso do membro dominante.

Finalmente, a principal limitação do presente estudo foi o facto de a amostra não ser representativa da população portuguesa. Acompanhado pela grande percentagem de participantes entre a faixa etária dos 20 aos 29 anos encontramos, sucessivamente, uma grande percentagem de participantes com o ensino superior que vai ao encontro da discrepância entre a profissão intelectual e manual. O mesmo acontece com a zona de residência e com as regiões: a zona urbana e a região centro acusam uma percentagem demasiada superior em relação aos restantes grupos destas categorias. Esta limitação pode ser resultado do tipo de método de amostragem que foi utilizado (não-probabilístico por conveniência em bola de neve). Em estudos futuros sugerimos a utilização de um método de amostragem casual, pois só assim é possível generalizar os resultados obtidos a partir de uma amostra (Hill e Hill, 2000).

Referências Bibliográficas

- Barbieri, F. A. e Gobbi, L. T. B. (2009). Assimetrias laterais no movimento de chute e rendimento no futebol e no futsal. *Motricidade*, 5(2), 33–47. doi: 10.6063/motricidade.5(2).180
- Bogaert, A. F. (2007). Extreme right-handedness, older brothers, and sexual orientation in men. *Neuropsychology*, 21(1), 141–148. doi: 10.1037/0894-4105.21.1.141
- Boone, K. B., Salazar, X., Lu, P., Warner-Chacon, K. e Razani, J. (2002). The Rey 15-Item recognition trial: a technique to enhance sensitivity of the Rey 15-Item Memorization Test. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 24(5), 561–573. doi: 10.1076/jcen.24.5.561.1004
- Bryden, M. P. (1977). Measuring handedness with questionnaires. *Neuropsychologia*, 15(4-5), 617–624. doi: 10.1016/0028-3932(77)90067-7
- Büsch, D., Hagemann, N. e Bender, N. (2010). The dimensionality of the Edinburgh Handedness Inventory: an analysis with models of the item response theory. *Laterality*, 15(6), 610–628. doi: 10.1080/13576500903081806
- Chang, A. (2014). *StatsToDo* [Calculadora Online]. Brisbane, Queensland, Austrália. Acedido em 28, Setembro, 2015, em http://www.statstodo.com/SSiz1Alpha_Pgm.php#
- Coren, S. e Porac, C. (1980). Family patterns in four dimensions of lateral preference. *Behavior Genetics*, 10(4), 333–348. doi: 10.1007/BF01065596
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of testes. *Psychometrika*, 16, 297–334.
- Dragovic, M., Milenkovic, S. e Hammond, G. (2008). The distribution of hand preference is discrete: a taxometric examination. *British Journal of Psychology*, 99, 445–459. doi: 10.1348/000712608X304450
- Dubois, B., Slachevsky, A., Litvan, I. e Pillon, B. (2000). A frontal assessment battery at bedside. *Neurology*, 55(11), 1621–1626. doi: 10.1212/WNL.55.11.1621
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G. e Buchner, A. (2007a). G*Power 3: A Flexible Statistical Power Analysis Program for the Social, Behavioral, and Biomedical

- Sciences. *Behavior Research Methods*, 39, 175–191.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G. e Buchner, A. (2007b). G*Power 3 (Versão 3.1.9.2 for Windows 10) [Programa Informático]. Düsseldorf: Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf. Acedido em 02, Outubro, 2015, em <http://www.gpower.hhu.de/en.html>
- Fazio, R., Coenen, C. e Denney, R. L. (2012). The original instructions for the Edinburgh Handedness Inventory are misunderstood by a majority of participants. *Laterality: Asymmetries of Body, Brain and Cognition*, 17(1), 70–77. doi: 10.1080/1357650X.2010.532801
- Fernandes, D. H. de S. C. (2004). *A Mão, a preferência manual e a proficiência manual. Estudos em idosos frequentadores de centros de dia*. Porto. Edição do autor. Dissertação de Mestrado em Ciência do Desporto. Faculdade de Ciências de Desporto e de Educação Física da Universidade do Porto.
- Hardie, S. M. e Wright, L. (2014). Differences between left- and right-handers in approach/avoidance motivation: influence of consistency of handedness measures. *Frontiers in Psychology*, 5, 134. doi: 10.3389/fpsyg.2014.00134
- Hill, M. M. e Hill, A. (2000). *Investigação por questionário* (1ª ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Hopkins, W. D. e Cantalupo, C. (2004). Handedness in chimpanzees (pan troglodytes) is associated with asymmetries of the primary motor cortex but not with homologous language areas. *Behavioral Neuroscience*, 118(6), 1176–1183. doi: 10.1037/0735-7044.118.6.1176
- Hopkins, W. D., Stoinski, T. S., Lukas, K. E., Ross, S. R. e Wesley, M. J. (2003). Comparative assessment of handedness for a coordinated bimanual task in chimpanzees (pan troglodytes), gorillas (gorilla gorilla) and orangutans (pongo pygmaeus). *Journal of Comparative Psychology*, 117(3), 302–308. doi: 10.1037/0735-7036.117.3.302
- Instituto Nacional de Estatística (2014). *Estatísticas Demográficas 2011*. Lisboa: INE.
- Kee, D. W., Cherry, B. J., Neale, P. L., McBride, D. M. e Segal, N. L. (1998). Multitask Analysis of Cerebral Hemisphere Specialization in Monozygotic Twins Discordant for Handedness. *Neuropsychology*, 12(3), 468–478. doi:10.1037/0894-4105.12.3.468

- Kim, H. Y. (2013). Statistical notes for clinical researchers: assessing normal distribution. *Restorative Dentistry & Endodontics*, 38(1), 52–54. doi: 10.5395/rde.2013.38.1.52
- Marôco, J. (2011). *Análise Estatística com o SPSS Statistics* (5ª ed.). Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- McGuire, B. E. (2006). Response mode and performance on the Rey 15-item test: A preliminary study. *Brain Injury: [BI]*, 20(6), 647–651. doi: 10.1080/02699050600676891
- Milenkovic, S. e Dragovic, M. (2013). Modification of the Edinburgh Handedness Inventory: a replication study. *Laterality: Asymmetries of Body, Brain and Cognition*, 18(3), 340–348. doi: 10.1080/1357650X.2012.683196
- Ministério das cidades, Ordenamento do Território e Ambiente (2002). Decreto-Lei n.º 244/2002, de 5 de Novembro. *Diário da República – I Série A*(255), 7101-7103
- von Oertzen, T., Brandmaier, A. M. e Tsang, S. (2015a). Structural Equation Modeling with Ωnyx. *Structural Equation Modeling*, 22, 148-161. doi: 10.1080/10705511.2014.935842
- von Oertzen, T., Brandmaier, A. M. e Tsang, S. (2015b). Ωnyx, A Graphical Interface for Structural Equation Modeling (Versão 1.0-937) [Programa Informático]. University of Virginia & Max Planck Institute for Human Development. Acedido em 06, Outubro, 2015, em <http://onyx.brandmaier.de>
- Oldfield, R. C. (1971). The assessment and analysis of handedness: the Edinburgh Inventory. *Neuropsychologia*, 9(1), 97–113. doi: 10.1016/0028-3932(71)90067-4
- Pallant, J. (2011). *SPSS Survival Manual: A Step by Step Guide to Data Analysis Using SPSS for Windows* (4ª ed.). Crows Nest NSW: Allen & Unwin.
- Pestana, M. H. e Gageiro, J. N. (2008). *Análise de dados para ciências sociais; A complementaridade do SPSS* (5ª ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Pogetti, L. S., De Souza, R. M., Tudella, E. e Teixeira, L. A. (2013). Visibilidade dos braços afeta a preferência manual em bebés. *Motriz. Revista de Educação Física*, 19(1), 160–170. doi: 10.1590/S1980-65742013000100016
- Raven, J., Raven, J. C. e Court, J. H. (2000). *Manual for Raven's Standard Progressive Matrices and Vocabulary Scales. Section 3: Progressive Standard Matrices*. San

- Antonio, TX: Harcourt Assessment.
- Razali, N. M. e Wah, Y. B. (2011). Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2, 21-33.
- Rey, A. (2002). *Teste de cópia de Figuras Complexas* (2ª ed.). Lisboa: CEGOC-TEA.
- Reznek, L. (2005). The Rey 15-Item Memory Test for malingering: a meta-analysis. *Brain Injury : [BI]*, 19(7), 539-543. doi: 10.1080/02699050400005242
- Saramago, J. (1997). *Todos os Nomes*. Lisboa: Editorial Caminho.
- Sartes, L. e Souza-Formigoni, M. (2013). Avanços na psicométrica: da teoria clássica dos testes à teoria de resposta ao item. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 26(2), 241-250. doi: 10.1590/S0102-79722013000200004
- Serra, A. V., Ponciano, E. e Relvas, J. (1982). Aferição da Escala de Auto-Avaliação de Ansiedade de Zung, numa amostra de população portuguesa - II. - sua avaliação como instrumento de medida. *Psiquiatria Clínica*, 3(4), 203-213.
- Shulman, K. I., Shedletsky, R. e Silver, I. L. (1986). The challenge of time: clock-drawing and cognitive function in the elderly. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 1(2), 135-140. doi: 10.1002/gps.930010209
- Simões, M., Sousa, L., Duarte, P., Firmino, H., Pinho, M. S., Gaspar, N., ... França, S. (2010). Avaliação da simulação ou esforço insuficiente com o Rey 15-Item Memory Test (15-IMT): Estudos de validação em grupos de adultos idosos. *Análise Psicológica*, 28(1), 209-226. doi: 10.14417/ap.269
- Souza, R. M. e Teixeira, L. A. (2011). Sobre a relação entre filogenia e ontogenia no desenvolvimento da lateralidade na infância. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 24(1), 62-70. doi: 10.1590/S0102-79722011000100008
- van Strien, J. W. (2002). *The Dutch Handedness Questionnaire*. Acedido em 08, Julho, 2015, em <http://hdl.handle.net/1765/956>
- Stroop, J. R. (1935). Studies of interference in serial verbal reactions. *Journal of Experimental Psychology*, 18(6), 643-662. doi: 10.1037/h0054651
- Teixeira, L. A. e Paroli, R. (2000). Assimetrias laterais em ações motoras: preferência versus desempenho. *Motriz*, 6(2), 1-8.
- Thilers, P. P., MacDonald, S. W. S. e Herlitz, A. (2007). Sex differences in cognition: the

role of handedness. *Physiology and Behavior*, 92(1-2), 105–109. doi: 10.1016/j.physbeh.2007.05.035

Veale, J. F. (2014). Edinburgh Handedness Inventory - short form: a revised version based on confirmatory factor analysis. *Laterality*, 19(2), 164–77. doi: 10.1080/1357650X.2013.783045

Williams, S. M. (1986). Factor Analysis of the Edinburgh Handedness Inventory. *Cortex*, 22(2), 325–326. doi:10.1016/S0010-9452(86)80058-2