

ESTRUTURA FACTORIAL DA VERSÃO PORTUGUESA DO *JOB DIAGNOSTIC  
SURVEY* (JDS)

– Um estudo confirmatório de validação do instrumento –

Almeida, Maria Helena Rodrigues Guita, Universidade do Algarve, Assistente

Faísca, Luís Miguel Madeira, Universidade do Algarve, Professor Auxiliar

Jesus, Saul Neves, Universidade do Algarve, Professor Catedrático

Maria Helena Rodrigues Guita de Almeida

Urb. Infante D. Henrique, Lt 5, 4ºDtº, 8005-330 Faro, Portugal

[halmeida@ualg.pt](mailto:halmeida@ualg.pt)

O texto apresenta uma medida válida que pode ser adoptada pelos gestores de recursos humanos para avaliar as cinco características essenciais do trabalho e concomitantemente o potencial motivador do trabalho dos empregados no seio das empresas.

## ESTRUTURA FACTORIAL DA VERSÃO PORTUGUESA DO *JOB DIAGNOSTIC SURVEY* (JDS)

– Um estudo confirmatório de validação do instrumento –  
Almeida, H.; Faísca, L.; Jesus, S. N.  
(Universidade do Algarve)

[halmeida@ualg.pt](mailto:halmeida@ualg.pt)

O objectivo deste trabalho é analisar a estrutura factorial da escala “*Job Diagnostic Survey*” (Hackman e Oldham, 1980), construída para avaliar as cinco dimensões características do trabalho: variedade de aptidões, identidade do trabalho, significado do trabalho, autonomia e feedback. Utilizou-se uma amostra heterogénea de 552 trabalhadores pertencentes a diversos grupos profissionais. Avaliaram-se nove modelos alternativos sobre a estrutura do instrumento, recorrendo à análise factorial confirmatória. Os resultados mostram que o modelo de Hackman e Oldham mais um factor de método relacionado com os itens negativos é o modelo que apresenta um melhor ajuste. Esta solução identifica uma estrutura de seis factores (os cinco factores do Modelo das Características do Trabalho e um sexto factor de método constituído pelos itens negativos). Os itens associados a estas dimensões definem sub-escalas com níveis de fiabilidade razoáveis, o que permite considerá-las operacionalizações psicometricamente aptas para avaliar as cinco dimensões características do trabalho definidas por Hackman e Oldham.

Palavras-chave: Organizações, Análise factorial confirmatória, estrutura factorial, dimensões, trabalho

The aim of this assignment is to analyse the factorial structure of JDS scale (Hackman e Oldham, 1980), built to evaluate the five dimensions characteristics of job: variety, identity, significance, autonomy and feedback. A heterogeneous sample of 552 workers belonging to different professional groups was used and the confirmatory factorial

analysis was made. Nine alternatives models about the instrument structure were evaluate using the confirmatory factorial analysis. The results show that the model with one more method factor related with the negative factors is the model that shows the best fit. This solution identifies a six factors structure (the five factors of the Job Characteristics Model with a sixth method factor composed by the negative items). The items related with these dimensions define sub-scales considered as operationalisations psychometrically capable of evaluating the five job characteristics dimensions as defined by Hackman e Oldham.

Key words: Companies, confirmatory factorial analysis, factorial structure, dimensions, job.

## 1. A VALIDAÇÃO DO JDS

Diversos instrumentos têm sido desenvolvidos com o objectivo de avaliar as características do trabalho nas organizações: *Job Diagnostic Survey* (Hackman & Oldham, 1980) e a sua revisão (Idaszak & Drasgow, 1987), *Job Characteristics Inventory* (Sims, Szilagyi & Keller, 1976), *Multimethod Job Design Questionnaire* (Campion, 1988), *Job Demands and Decision Latitude* (Karasek, 1979), *Job Characteristics Based on the Dictionary of Occupational Titles* (Roos & Treiman, 1980), *Job Complexity Based on the Dictionary of Occupational Titles* (Hunter, 1980), *Job Cognitions* (Williams & Anderson, 1991), *Job Overload* (Caplan, Cobb, French, Van Harrison & Pinneau, 1980), *Job Routinization & Formalization* (Bacharach, Bamberger & Conley, 1990), *Subjective Monotony* (Melamed, Ben-Avi, Luz & Green, 1995), *Work Control* (Dwyner & Ganster, 1991), *Job Control, Cognitive Demand & Production Responsibility* (Jackson, Wall, Martin & Davis, 1993), *Control and Complexitiy* (Frese, Kring, Soose & Zempel, 1996), *Job Uncertainty, Complexitiy,*

*Variety & Interdependence* (Dean & Snell, 1991), *Job Interdependence* (Pearce & Gregersen, 1991), *Extent of Computer Use* (Medcof, 1996), *Supportive and Non-Controlling Supervision* (Oldham & Cummings, 1996), *Supervisory Support* (Greenhaus, Parasuraman & Wormley, 1990), *Developmental Experiences* (Wayne, Shore & Liden, 1997), *Performance Appraisal System Knowledge* (Williams & Levy, 1992), *Work-Related Expectancies* (Eisenberger, Fasolo, & Davis-LaMastro, 1990), *Empowerment at Work Scale* (Spreitzer, 1995), *Social Support* (Caplan, Cobb, French, Van Harrison & Pinneau, 1975), *Perceived Organizational Support (POS)* (Eisenberger, Huntington, Hutchinson & Sowa, 1986), *Perceptions of Organizational Politics Scale* (Kacmar & Ferris, 1991) (para uma revisão ver Fields, 2002, p. 67). De todas as medidas referidas, o *Job Diagnostic Survey (JDS)* é a que tem sido objecto de maior exploração pois assenta num modelo teórico específico – o “Modelo das Características do Trabalho” (Hackman & Oldham, 1976, 1980) – que se tem revelado fundamental para compreender a forma como os indivíduos se adaptam ao trabalho, nomeadamente o impacto das características do trabalho na motivação, satisfação e desempenho dos trabalhadores. A ideia central deste modelo é que a Variedade, Identidade, Significado, Autonomia e *Feedback* são características essenciais, imprescindíveis à riqueza e complexidade desejável no trabalho e indispensáveis à adaptação do homem às tarefas que desempenha. Uma das razões que mais concorre para explicar o sucesso tido por este modelo teórico é a sua vocação prática para redesenhar o trabalho (*cf.* Brinbaum, Farth & Wong, 1986; Fried & Ferris, 1987; Robert & Glick, 1981; Taber & Taylor, 1990). O JDS é uma operacionalização das características do trabalho e foi desenvolvido a partir das escalas de Turner e Lawrence (1965) e de Hackman e Turner (1971). As medidas fornecidas pelo JDS permitem diagnosticar e redesenhar o trabalho através da determinação do índice Potencial Motivador da função, da identificação das

características imprescindíveis ao seu enriquecimento e da “leitura” que os empregados fazem de eventuais exiguidades e aperfeiçoamentos que possam ser realizados no seu trabalho. Seguindo estes passos que compõem o processo de enriquecimento e complexificação do trabalho, os gestores dispõem das condições ideais para resolverem todo o tipo de problemas a ele associados (*cf.* Boonzaaier, Ficker & Rust, 2001). Apesar da sua enorme popularidade, o Modelo das Características do Trabalho tem sido alvo de diversas críticas. Um dos aspectos que mais controvérsia tem suscitado questiona se as percepções avaliadas pelo JDS correspondem ou não às características objectivas do contexto real de trabalho (*cf.* Boonzaaier, Ficker & Rust, 2001; Chiavenato, 2002). Segundo os analistas descritores de funções, a variância observada nas percepções do trabalho não é explicada na totalidade pelas suas condições objectivas, sendo legítimo pensar na existência de outras fontes de variação (como sejam, as orientações afectivas dos empregados ou os processos de comparação social) que afectam a forma como os empregados avaliam as características do seu trabalho (González & Canilhe, 1998).

Uma outra controvérsia central gira em torno das propriedades psicométricas do JDS e diz respeito à sua dimensionalidade. A estrutura factorial do JDS tem-se revelado instável, quer quanto ao número de factores quer quanto ao número de itens, levantando alguns condicionalismos à utilização deste instrumento. O JDS foi concebido como operacionalização do Modelo das Características do Trabalho e alguns autores têm conseguido validar a estrutura de cinco factores preconizadas por este modelo teórico (Abdel-Halim, 1978; Ivancevich, 1978; Katz, 1978; Lee & Klein, 1982; Cordery & Sevastos, 1993; Renn & Swiercz, 1993; Buys, Olckers & Schaap, 2007; entre outros). No entanto, outras soluções factoriais têm recebido apoio empírico mais. Embora alguns autores advoguem uma única dimensão (*e.g.* Dunham, 1976; Hogan &

Martell, 1987, entre outros), que reflectiriam a complexidade global do trabalho, a maioria dos estudos defende uma estrutura multifactorial para o JDS. Assim, para além da estrutura original em cinco factores, é de referir a solução que remete para as três dimensões “Identidade, *feedback*” e “Variedade, significado e autonomia” (e.g. Champoux, 1978; Dunham, Aldag & Brief, 1977; Fried & Ferris, 1986; O’Reilly, Parlette & Bloom, 1980; Pokorney, Gilmore & Beehr, 1980). A solução de seis factores (cinco factores correspondentes ao Modelo das Características do Trabalho e um sexto factor de método constituído pelos itens formulados na negativa) foi também proposta por Idaszak e Drasgow (1987) e por González e colaboradores (González, 1997; González & Canilhe, 1998).

Diversas razões têm sido avançadas para justificar a heterogeneidade dos resultados dos estudos sobre a estrutura factorial do JDS. Um dos aspectos apontados refere-se à natureza das amostras utilizadas. Um estudo que pretendia confirmar a transversalidade da estrutura do JDS em cinco grupos profissionais conduziu a soluções com três, quatro ou cinco factores, dependendo do grupo considerado, sugerindo assim que a natureza das amostras é um aspecto crítico no JDS (Harvey *et al.*, 1985; Idaszak, Bottom & Drasgow, 1988). A este propósito, Roberts e Glick (1981) referem que “*JDS was designed to assess variation across jobs*” (p. 208), recomendando a aplicação do JDS a amostras o mais heterogéneas possíveis, de modo a garantir a transversalidade desejada. Na verdade, amostras homogéneas restringem em demasia a variação das características do trabalho, diminuindo as correlações entre itens e dificultando a identificação de factores que expliquem a variância comum.

Uma outra limitação apontada ao JDS e que explicaria a instabilidade da sua estrutura factorial reside no número elevado de factores propostos (cinco) para um

número tão reduzido de itens (apenas quinze). Daí que alguns investigadores tenham sugerido a introdução de novos itens no inventário (Vorster *et al*, 2005).

Uma terceira questão relativa à validação do JDS diz respeito à distintividade dos seus factores, posta em causa pelas correlações elevadas que partilham entre eles. Nos estudos iniciais de Hackman e Oldham (1976), os cinco factores (Variedade, Identidade, Significado, Autonomia e *Feedback*) apresentavam valores correlacionais fracos e moderados, oscilando entre 0,16 e 0,51. Este padrão manteve-se nas investigações ulteriores (*e.g.* Oldham, Hackman & Stepina, 1978; Taber & Taylor, 1990). Apesar destas correlações poderem justificar a existência de soluções factoriais com um menor número de dimensões do que o defendido pelo modelo original de Hackman e Oldham, estes autores argumentam que a existência de valores correlacionais elevados não compromete a identidade conceptual das cinco dimensões, não constituindo assim problema sério à validade do JDS (Hackman & Oldham, 1980).

Uma outra questão prende-se com o formato de resposta utilizado: apesar de, nos quinze itens, se utilizar uma escala de resposta com sete níveis, alguns itens apresentam apenas três âncoras verbais, enquanto que os restantes apresentam âncoras verbais para todos os níveis da escala de resposta. A este propósito, Green, Armenakis, Arbert e Bedeian (1979), num estudo realizado com cento e catorze operários fabris, sugeriram que estes dois formatos de resposta seriam uma das causas mais prováveis das diferentes soluções factoriais encontradas para o JDS. Subsequentemente, Green e colaboradores (1979) recomendam um único formato de resposta. Numa investigação conduzida com duzentos e oito profissionais activos da *Ohio National Guard*, Harvey, Billings e Nilan (1985) observaram dois factores de natureza metodológica: um constituído por itens negativos e um outro composto pelos itens em que a modalidade de resposta recorria a três âncoras verbais. Os resultados obtidos permitiram-lhes

concluir que os dois formatos de resposta diferentes do JDS (com três ou sete âncoras verbais) criam um artefacto metodológico que tem o efeito perverso de aumentar a variância das respostas.

A metodologia adoptada para analisar a estrutura factorial tem também sido fonte de controvérsia nos estudos psicométricos sobre o JDS. Os estudos iniciais centraram-se, principalmente, em análises factoriais do tipo exploratório, com extracção de componentes principais, sua rotação (varimax) e subsequente interpretação dos factores rodados (*cfr.* Harvey, Billings & Nilan, 1985; Fried & Ferris, 1986, 1987). A comparação entre a estrutura factorial obtida e a teoricamente prevista permitia identificar os factores subjacentes ao JDS bem como conhecer o grau de confirmação das hipóteses estruturais previamente estabelecidas. Contudo, este tipo de análise é pouco rigorosa; segundo (Long, 1983) refere, “*a problem with exploratory factor analysis is that it does not provide a direct test of a given mode*” (p.15) (*cfr.* Harvey *et al.*, 1985; Kim & Mueller, 1978), não permitindo assim fazer confirmações do nível de ajustamento de modelos específicos. Em contrapartida, análises do tipo confirmatório abrem uma nova janela de oportunidades. Segundo Joreskog (1969), “*confirmatory factor analysis is based on more specific hypotheses concerning the factor structure; then, the more appropriate technique seems to be confirmatory factor analysis*” (p.183). Como resultado, muitos investigadores (*e.g.* Harvey, Billings & Nilan, 1985; Hogan & Martell, 1987; Idaszak, Bottom & Drasgow, 1988; Idaszak & Drasgow, 1987; Kulik, Oldham & Langer, 1988; González, 1997; Vorster, Olckers, Buys & Schaap, 2005; Buys *et al.*, 2007) preferem estudar a estrutura factorial do JDS através de uma abordagem confirmatória, em detrimento da exploratória. Segundo Fried & Ferris (1986), “*with confirmatory factor analysis, the probability is small that specific hypotheses will be supported by a given covariance structure if some factorial*

*causation is not in operation*” (p. 420). As diferentes abordagens de análise, exploratórias ou confirmatória, podem justificar parcialmente a diversidade de soluções identificadas para o inventário.

Sintetizando, têm surgido diversos problemas associados à validação do JDS que se prendem com a sua dimensionalidade factorial, a baixa discriminação dos factores, as metodologias de análise factorial utilizadas e a existência de artefactos metodológicos resultantes dos diferentes formatos de resposta presentes no inventário.

## 2. OBJECTIVO

Após um levantamento exaustivo da literatura especializada, afigura-se-nos que não existe em Portugal qualquer instrumento validado para avaliar as características do trabalho no contexto organizacional. Na tentativa de colmatar esta lacuna, González & Canilhe (1998) procederam ao estudo da estrutura do JDS para a população portuguesa e os resultados que obtiveram mostraram uma solução factorial constituída pelos cinco factores originais, aos quais se juntava um sexto factor de método composto pelos itens formulados na negativa. A fim de tentarem solucionar os problemas decorrentes deste factor de método e da reduzida heterogeneidade da amostra utilizada, González e Canilhe reescreveram na afirmativa os itens negativos e aplicaram a nova versão do JDS a uma amostra de duzentos e quarenta e oito trabalhadores de empresas diversas. Os resultados obtidos conduziram a uma solução em cinco factores, mas com valores de consistência interna pouco satisfatórios: 0,63 no factor Variedade; 0,65 no factor Identidade; 0,52 no factor Significado; 0,63 no factor Autonomia; e, 0,59 no factor *Feedback* (Canilhe & González, 1998).

Estes estudos preliminares da validação do JDS para a população portuguesa não foram, no entanto, publicados, pelo que actualmente não existe uma versão traduzida e

validada deste instrumento que esteja disponível para os investigadores e profissionais portuguesas da área das organizações. Assim, pretende-se, neste estudo, apresentar uma versão portuguesa do JDS analisar a sua estrutura factorial através de uma abordagem confirmatória e avaliar a fidelidade das medidas fornecidas por este instrumento.

No que concerne à investigação da estrutura factorial da versão portuguesa do JDS, formularam-se diferentes modelos estruturais alternativos para este instrumento a partir da revisão da literatura sobre esta temática.

O primeiro modelo corresponde à estrutura original proposta por Hackman e Oldham (1976; 1980), segundo a qual o JDS permitiria a medida de cinco dimensões correspondentes às cinco características essenciais preconizadas pelo Modelo das Características do Trabalho (Variedade, Significado, Identidade, Autonomia e *Feedback*). O segundo modelo corresponde à estrutura sugerida por Dunham (1976) e Hogan e Martell (1987), segundo a qual a estrutura factorial do JDS seria melhor representada por uma única dimensão que reflectiria, de forma global, o potencial motivador de uma função. O terceiro modelo propõe três factores, no seguimento da solução observada por vários autores (*e.g.* Champoux, 1978; Dunham, Aldag e Brief, 1977; Fried e Ferris, 1986; O'Reilly, Parlette e Bloom, 1980; Pokorney, Gilmore & Beehr, 1980): um primeiro factor correspondente à identidade da tarefa, um segundo factor correspondente ao *feedback* no trabalho e um terceiro factor, integrando os restantes itens. O quarto, quinto e sexto modelos derivam dos três modelos anteriores, integrando as estruturas com cinco, três e uma dimensão, mas às quais se adicionou um factor relacionado com os itens formuladas na negativos, tal como o fez González (1997). Finalmente, o sétimo, oitavo e nono modelos derivam destes três modelos, com um factor adicional associado aos itens em que a modalidade de resposta envolve três

âncoras verbais, os quais, segundo Harvey, Billings & Nilan (1985), seriam responsáveis pela instabilidade da estrutura factorial do JDS. Qualquer um dos modelos em que se acrescentaram factores relativos a artefactos metodológicos (modelos 4 a 9) é de natureza multidimensional (*multidimensional measurement model*, Kline, 2005), no sentido em que neles um mesmo item pode saturar, simultaneamente, em mais do que um factor. Mais concretamente, os itens em questão (itens formulados na negativa para aos modelos 4, 5 e 6 e itens com três âncoras verbais para os modelos 7, 8 e 9) são considerados indicadores tanto destes factores de método como dos factores que lhe estão associados nos modelos 1, 2 ou 3.

Propomo-nos assim a avaliar nove modelos relativos à estrutura factorial da versão portuguesa do JDS (Tabela 1). Nenhum destes modelos assume a ortogonalidade dos factores, podendo estes correlacionar entre si.

**Tabela 1:** Modelos hipotetizados para a estrutura factorial da versão portuguesa do JDS

---

Modelo 1:	5 Factores
Modelo 2:	1 Factor
Modelo 3:	3 Factores
Modelo 4:	5 Factores + 1 factor (itens negativos)
Modelo 5:	1 Factor + 1 factor (itens negativos)
Modelo 6:	3 Factores + 1 factor (itens negativos)
Modelo 7:	5 Factores + 1 factor (itens negativos) + 1 factor (itens com três âncoras)
Modelo 8:	1 Factor + 1 factor (itens negativos) + 1 factor (itens com três âncoras)
Modelo 9:	3 Factores + 1 factor (itens negativos) + 1 factor (itens com três âncoras)

---

Pretendemos testar estes nove modelos através da análise factorial confirmatória, de modo a identificar entre eles a versão que melhor se ajusta aos dados recolhidos com a versão portuguesa do JDS e que garanta boas qualidades métricas nas diferentes dimensões factoriais identificadas.

### 3. MÉTODO

#### 3.1. Participantes

No presente estudo a amostra é composta por quinhentos e cinquenta e dois profissionais activos de 34 profissões diferentes (educadores de infância, médicos, pedreiros, militares, empregados bancários, caixas de supermercado, etc.) provenientes de diversas organizações portuguesas. Como o procedimento adoptado consistiu numa recolha personalizada, o número de inventários aplicados foi igual aos recolhidos. A Tabela 7 mostra que o género dos participantes está equilibrado, sendo 52,4% dos inquiridos do sexo feminino e 47,6% do sexo masculino. As idades situaram-se maioritariamente “entre os 25 e 34 anos” (33,9%) e “entre os 35 e 45 anos” (31,9%). Em termos de escolaridade, predomina o nível secundário (35,1%) e o nono ano de escolaridade (27,2%).

**Tabela 2:** Características sócio-demográficas e profissionais dos participantes da amostra (N = 552)

	N	Percentagem
<b>Sexo</b>		
Feminino	289	52,4
Masculino	263	47,6
<b>Idade</b>		
Menos de 25 anos	99	17,9
Entre 25 e 34 anos	187	33,9
Entre 35 e 45 anos	176	31,9
Mais de 46 anos	90	16,3
<b>Estado Civil</b>		
Solteiro	211	38,2
Casado	259	46,9
Divorciado	39	7,1
Viúvo	5	0,9
Outro (união de facto)	38	6,9

<b>Escolaridade</b>		
4 Anos de escolaridade	128	23,2
9 Anos de escolaridade	150	27,2
Ensino Secundário	194	35,1
Ensino Superior	80	14,5
<b>Vínculo com a organização</b>		
Efectivo	422	76,4
Contratado a prazo	123	22,3
Outro (regime de avença e requisição)	7	1,3
<b>Antiguidade na função</b>		
Menos de 1 ano	101	18,3
Entre 1 e 2 anos	217	39,3
Entre 2 e 3 anos	165	29,9
Mais de 3 anos	69	12,5

Em suma, trata-se de uma amostra heterogénea que, em termos de dimensão, cumpre os critérios sugeridos por Kline (2005) sobre o número mínimo de participantes que um estudo de análise factorial confirmatória deve envolver (a proporção entre o número de participantes e o número de parâmetros a estimar deve ser, no mínimo, 5:1).

### 3.2. Instrumento

A adaptação portuguesa do JDS partiu da versão original do *Job Diagnostic Survey* (JDS) de Hackman e Oldham (1976, 1980), que avalia a percepção das características do trabalho através de quinze itens que se organizam, segundo os seus autores, em cinco subescalas: Variedade de aptidões, Identidade no trabalho, Significado no trabalho, Autonomia e *Feedback*. Assim, cada subescala é composta por três itens que se encontram repartidos por duas secções que exigem um formato de resposta diferente. Na primeira secção, cada característica é avaliada por um único item: o participante deve responder-lhe de forma directa, numa escala de *Likert* de sete pontos, indicando o grau em que percebe que cada característica está presente no seu

trabalho; esta escala de *Likert* apresenta três âncoras verbais que explicitam o significado dos dois extremos e do ponto médio da escala. Na segunda secção, cada característica é avaliada por dois itens que consistem em afirmações sobre o trabalho que o participante desempenha. O respondente deve assinalar numa escala de *Likert* também de sete níveis o grau de exactidão e precisão que cada uma das afirmações descreve o seu trabalho. Nesta secção, todos os níveis da escala de resposta possuem âncora verbal (de 1=Muito inexacto a 7=Muito exacto). Metade dos itens da segunda secção estão redigidos negativamente ou de forma inversa. Com a introdução de itens negativos, Hackman e Oldham (1976, 1980) pretendiam reduzir a variância comum devida ao método.

### 3.3. Procedimento

O processo de tradução e adaptação do JDS à língua portuguesa consistiu nas seguintes fases: numa primeira fase, procedeu-se à tradução dos itens da língua inglesa para a língua portuguesa; depois procedeu-se à retroversão para a língua original, para garantir que o conteúdo de cada item da versão portuguesa correspondia efectivamente ao conteúdo do item original da escala. Para o efeito, foi formada uma comissão que reunia dois grupos de docentes da Universidade do Algarve: um grupo de especialistas de língua inglesa e um grupo de especialistas de língua portuguesa. Sempre que necessário, os dois grupos discutiram para chegarem a acordo em relação à formulação final de cada item. A versão final portuguesa do JDS consiste num inventário constituído por quinze itens, com a mesma estrutura e formato da escala original (Anexo).

O estudo da estrutura factorial do JDS foi levado a cabo utilizando a técnica de análise factorial confirmatória. A estimação dos parâmetros dos modelos hipotetizados e a avaliação do seu grau de ajuste à matriz de variâncias e covariâncias obtida a partir das respostas dos sujeitos da amostra foram realizadas através do programa AMOS GRAPHICS, versão 6.0 (*cf.* Arbuckle, 2005), que recorre ao método de estimação da Máxima Verosimilhança recomendado por Hair, Anderson & Tatham (2005).

Para avaliar o ajustamento dos diferentes modelos aos dados dispomos de variados índices (*e.g.* Bentler, 1990; Browne & Cudeck, 1993, Joreskög & Sorbom, 1993; Marsh, Balla & McDonald, 1988; Mulaik, Jones, Van Alstine, Bennett, Lind & Stiwell, 1989, Hair *et al.*, 2005), que podem ser classificados em duas categorias: índices de ajustamento absoluto (avaliam directamente o grau em que o modelo consegue reproduzir os dados) e índices de ajustamento incremental (que avaliam em que medida o modelo em teste se ajusta melhor aos dados do que o modelo de independência que assume que não existe relação entre as variáveis); pode-se ainda considerar a categoria dos índices de ajustamento parcimonioso, que entre dois modelos com o mesmo poder explicativo favorecem aqueles com menos parâmetros. De entre a diversidade de índices disponíveis, seleccionámos os seguintes, atendendo às recomendações de Kline (2005): o Qui-quadrado ( $\chi^2$ ), o Índice de Adequação de Ajustamento (GFI), a raiz da média quadrática dos resíduos (RMR) e a raiz da média quadrática dos erros de aproximação (RMSEA), que podem ser considerados índices de ajustamento absoluto; a razão entre o Qui-quadrado e os graus de liberdade ( $\chi^2/df$ ), o Índice de Adequação de Ajustamento Ajustado (AGFI) e o índice de Ajustamento Normalizado Parcimonioso (PNFI), que podem ser considerados índices de ajustamento

parcimonioso; e os índices de Ajustamento Normalizado (NFI) e de Ajustamento Incremental (IFI), que podem ser considerados índices de ajustamento incremental.

Analisou-se ainda a validade das medidas proporcionadas pelo modelo factorial final (validade convergente e validade discriminante), bem como a sua fiabilidade (índices de consistência interna e de fiabilidade compósita). Assim, a validade convergente foi avaliada verificando se nenhum item satura mais num outro factor do que naquele que pretende medir. Para isso, confirmou-se se os coeficientes padronizados de cada factor são elevados ( $> 0,50$ ) e se os respectivos valores T são superiores a 1,96 (estatisticamente significativos para  $\alpha = 0,05$ ) (*cf.* Graver & Mentzer, 1999). Calculou-se ainda o índice Variância Extraída Média AVE (*Average Variance Extracted*, Fornell & Larcker, 1981) para cada factor. O índice AVE reflecte a percentagem de variância dos itens que é capturada pelo respectivo factor e o seu valor deverá ser superior a 0,50 para garantir que o factor contribui significativamente para os seus indicadores. No que respeita à validade discriminante, considera-se adequada quando os factores apresentam variâncias extraídas mais elevadas do que as variâncias partilhadas entre factores e expressas pelos quadrados dos respectivos coeficientes de correlação (*cf.* Kline, 2005). Finalmente, a fidelidade das medidas foi avaliada recorrendo ao coeficiente *alpha de Cronbach* (medida de consistência interna dos factores). No entanto, como este índice assume igual contributo dos itens associados a um factor e tem tendência a subestimar a verdadeira fidelidade das medidas, procedeu-se ao cálculo de um índice de fiabilidade adicional (índice de fiabilidade compósita) que leva em conta o valor das saturações factoriais de cada item<sup>1</sup>. Tal como o coeficiente

---

<sup>1</sup> Por serem índices menos comuns do que o *alpha de Cronbach*, apresentam-se as fórmulas de cálculo da AVE e da fidelidade compósita (Hair *et al.*, 1998):

*alpha de Cronbach*, também o índice de fiabilidade compósita deve ser superior a 0,70 para garantir a fiabilidade das medidas fornecidas pelo JDS.

#### 4. RESULTADOS

Os valores médios das cinco subescalas (Variedade de aptidões, Identidade da tarefa, Significado, Autonomia e *Feedback*) oscilam entre 3,89 e 4,86 (numa escala de 1 a 7 pontos) e com uma dispersão que varia entre 0,96 e 1,33. Os valores médios dos itens são, na sua maioria, superiores a 4, variando entre 3,07 e 5,59, o que indica níveis tendencialmente elevados para as diferentes características do trabalho (Tabela 3). No que respeita à assimetria, os coeficientes obtidos sugerem distribuições com assimetria negativa, embora em apenas um caso o coeficiente ultrapasse a unidade. A distribuição das respostas parece também ser tendencialmente platicúrtica, ultrapassando os coeficientes de curtose a unidade apenas nos itens formulados na negativa. Embora estes resultados não nos permitam garantir a normalidade da distribuição das respostas aos itens, a dimensão da amostra e a magnitude dos coeficientes levam-nos admitir que os desvios face à normalidade não terão grande expressão na análise que iremos realizar.

---

$$\text{Variância Extraída Média} = \frac{\sum \lambda^2}{\sum \lambda^2 + \sum \varepsilon_j} \quad \text{e} \quad \text{Fiabilidade Compósita} = \frac{(\sum \lambda)^2}{(\sum \lambda)^2 + \sum \varepsilon_j},$$

onde  $\lambda$  é o coeficiente de regressão padronizado entre o factor latente e o item (saturação factorial) e  $\varepsilon$  é o erro de medição do item.

**Tabela 3:** Estatísticas descritivas da distribuição dos itens e subescalas do JDS (os itens assinalados com r estão redigidos na negativa).

Subescala	Itens	Média	DP	Amplitude	Assimetria	Curtose
Variedade		3,89	1,33	5,67	-0,16	-0,64
	iau4	4,06	1,75	6,00	-0,13	-0,92
	iad1	4,53	1,73	6,00	-0,49	-0,61
	iad5r	3,07	1,85	6,00	0,25	-1,05
Identidade		4,86	0,99	4,67	0,33	-0,20
	ibu3	5,08	1,24	6,00	-0,50	-0,69
	ibd11	5,59	1,37	5,00	-1,02	-0,57
	ibd3r	3,90	1,94	6,00	0,25	-1,05
Significado		4,66	1,32	6,00	-0,23	-0,36
	icu5	4,77	1,80	6,00	-0,50	-0,72
	icd8	4,92	1,83	6,00	-0,67	-0,53
	iad14r	4,28	2,24	6,00	-0,11	-1,47
Autonomia		4,46	1,09	5,33	-0,13	-0,34
	idu2	4,33	1,33	6,00	-0,28	0,05
	idd13	4,75	1,67	6,00	-0,64	-0,41
	idd9r	4,32	1,79	6,00	-0,12	-0,96
<i>Feedback</i>		4,76	0,96	5,33	-0,08	-0,16
	ieu7	4,68	1,35	6,00	-0,40	-0,22
	ied4	5,33	1,46	6,00	-0,88	0,35
	ied12r	4,26	1,77	6,00	-0,02	-1,07

Coefficientes de assimetria que, em valor absoluto, sejam superiores a 0,21 são estatisticamente significativos ( $\alpha = 0,05$ ); coeficientes de curtose que, em valor absoluto, sejam superiores a 0,41 são estatisticamente significativos ( $\alpha = 0,05$ ).

A análise dos índices de ajustamento dos nove modelos hipotetizados permite fazer algumas inferências sobre as medidas fornecidas pela versão portuguesa do JDS (Tabela 4). Em primeiro lugar, as hipóteses segundo as quais a estrutura factorial do JDS seria melhor representada por cinco factores (Modelo 1), por um único factor (Modelo 2) ou por três factores (Modelo 3) parecem inadequadas na amostra por nós estudada. Os valores do Qui-quadrado do Modelo 1 ( $\chi^2 = 396,6$ , gl = 80, p = 0,000), do Modelo 2 ( $\chi^2 = 563,7$ , gl = 90, p = 0,000) e do Modelo 3 ( $\chi^2 = 522,5$ , gl = 87, p = 0,000) evidenciam que o ajuste dos modelos referidos aos dados não é o adequado. A razão

$\chi^2/\text{gl}$  do Modelo 1 ( $\chi^2/\text{gl} = 5,0$ ), mais próxima do valor de referência 5 do que as dos Modelos 2 ( $\chi^2/\text{gl} = 6,3$ ) e 3 ( $\chi^2/\text{gl} = 6,0$ ), sugere um que a estrutura com cinco factores oferece um melhor ajuste. No entanto, os índices GFI, AGFI, NFI e PNFI e IFI, assim como o valor de RMR e RMSEA, cujos valores são claramente distantes dos valores de referência, denotam que o ajuste do modelo 1 pode melhorar e que uma fracção significativa da variância não é por ele explicada.

Relativamente aos Modelo 4, 5 e 6 (derivados dos Modelos 1, 2 e 3 pela adição de um factor associado aos itens negativos), podemos referir que, apesar de todos eles revelarem um valor significativo de Qui-quadrado (Modelo 4:  $\chi^2 = 171,5$ ,  $\text{gl} = 70$ ,  $p = 0,000$ ; Modelo 5:  $\chi^2 = 382,4$ ,  $\text{gl} = 85$ ,  $p = 0,000$ ; Modelo 6:  $\chi^2 = 320,8$ ,  $\text{gl} = 79$ ,  $p = 0,000$ ), o índice qui-quadrado normalizado é sugestivo de bom ajuste. No entanto, o Modelo 4 ( $\chi^2/\text{gl} = 2,5$ ), ao contrário dos restantes (Modelo 5:  $\chi^2/\text{gl} = 4,5$ ; Modelo 6:  $\chi^2/\text{gl} = 4,1$ ), destaca-se por se situar abaixo do critério de ajustamento mais exigente ( $\chi^2/\text{gl} < 3$ ) e pelos seus índices GFI (0,96) e AGFI (0,92) serem superiores ao valor de referência (0,90), resultados que reflectem um ajuste adequado entre a matriz de dados amostrais e a gerada a partir da estrutura especificada pelo modelo 4. A avaliação dos resíduos através da raiz da média quadrática dos resíduos (RMR = 0,14) e da raiz da média quadrática dos erros de aproximação (RMSEA = 0,05) mostra que a discrepância entre a matriz de variâncias e covariâncias dos dados observáveis e a reproduzida a partir deste modelo 4 é negligenciável. O mesmo não sucede nem em relação ao Modelo 5 (RMSEA=0,09) nem ao Modelo 6 (RMSEA=0,08), cujos valores excedem os de referência.

No que respeita aos Modelos 7, 8 e 9 (derivados dos modelos 1, 2 e 3 pela adição dos dois factores de método), verifica-se que, atendendo ao qui-quadrado

normalizado, todos eles apresentam uma qualidade razoável de ajuste (Modelo 7:  $\chi^2/\text{gl} = 2,1$ , Modelo 8:  $\chi^2/\text{gl} = 4,9$ ; Modelo 9:  $\chi^2/\text{gl} = 4,7$ ). No entanto, apenas o Modelo 7 mostra obedecer aos critérios mais exigentes de ajustamento ( $\chi^2/\text{gl} < 3$ ). Os índices de ajustamento incremental (NFI e IFI), que expressam a vantagem de um modelo face ao modelo nulo de independência, confirmam que o ajuste dos dois modelos 8 e 9 não é o desejável. No geral, os índices reflectem um ajuste adequado entre a matriz de dados amostrais e a gerada a partir do Modelo 7, indicando que este modelo explica a maior parte da variância.

Em suma, o Modelo 4 (de cinco factores mais um factor de método constituído pelos itens negativos) e o Modelo 7 (de cinco factores mais dois factores, constituídos pelos itens negativos e pelo formato de resposta de três âncoras) resultam os mais bem ajustados de todos os modelos analisados. O teste das diferenças do qui-quadrado, que permite avaliar a significância estatística do contributo diferencial de dois modelos aninhados, leva a concluir que há diferenças no grau de ajustamento entre os Modelos 4 e 7 ( $\chi^2_{\text{dif}} = 171,5 - 123,4 = 48,1$ ,  $\text{gl}_{\text{dif}} = 70 - 59 = 11$ ,  $p < 0,001$ ), significando que a matriz de variâncias e covariâncias gerada pelo Modelo 7 se ajusta melhor a matriz de variâncias e covariâncias amostral. No entanto, se tomarmos em consideração os índices de ajustamento normalizado parcimonioso (PNFI), que penaliza o incremento de parâmetros, verificamos que do Modelo 4 (PNFI = 0,59) permite um ajustamento ligeiramente melhor face ao número de parâmetros que inclui do que o Modelo 7 (PNFI = 0,51). Por outro lado, e ao contrário do Modelo 4, alguns dos coeficientes de regressão do Modelo 7 não são estatisticamente significativos ( $p > 0,05$ ). Por estas

**Tabela 4:** Análise Factorial Confirmatória – medidas de ajustamento dos nove modelos em estudo.

Medidas de ajustamento	Sigla	Valores de referência	Modelo teórico 1	Modelo teórico 2	Modelo teórico 3	Modelo teórico 4	Modelo teórico 5	Modelo teórico 6	Modelo teórico 7	Modelo teórico 8	Modelo teórico 9
<b>Medidas de Ajustamento Absoluto</b>											
Qui-quadrado	$\chi^2$	--	396,6	563,7	522,5	<b>171,5</b>	382,4	320,8	<b>123,4</b>	355,3	336,0
Graus de Liberdade	gl	--	80	90	87	<b>70</b>	85	79	<b>59</b>	80	72
Índice de Qualidade de Ajustamento	GFI	> 0,90	0,89	0,85	0,86	<b>0,96</b>	0,90	0,92	<b>0,97</b>	0,91	0,92
Raiz da Média Quadrática dos Resíduos	RMR	--	0,28	0,27	0,27	<b>0,14</b>	0,17	0,16	<b>0,12</b>	0,17	0,17
Raiz da Média Quadrática dos Erros de Aproximação	RMSEA	> 0,05	0,09	0,10	0,10	<b>0,05</b>	0,09	0,08	<b>0,05</b>	0,08	0,09
<b>Medidas de Ajustamento Incremental</b>											
Índice de Ajustamento Incremental	IFI	> 0,90	0,76	0,64	0,67	<b>0,93</b>	0,77	0,82	<b>0,95</b>	0,79	0,80
Índice de Ajustamento Normalizado	NFI	> 0,90	0,72	0,60	0,63	<b>0,88</b>	0,73	0,77	<b>0,91</b>	0,75	0,76
<b>Medidas de Ajustamento Parcimonioso</b>											
Índice Ajustado de Qualidade de Ajustamento	AGFI	> 0,90	0,83	0,80	0,80	<b>0,92</b>	0,86	0,87	<b>0,94</b>	0,86	0,86
Índice de Ajustamento Normalizado Parcimonioso	PNFI	> 0,60	0,55	0,51	0,52	<b>0,59</b>	0,59	0,59	<b>0,51</b>	0,57	0,52
Qui-quadrado Normalizado	$\chi^2$ /gl	< 5 ou < 3	5,0	6,3	6,0	<b>2,5</b>	4,5	4,1	<b>2,1</b>	4,9	4,7

razões devemos concluir que a estrutura factorial da versão portuguesa do JDS integra seis factores, cinco correspondentes às dimensões variedade, identidade, significado, autonomia e *feedback*, preconizadas pelo Modelo das Características do Trabalho, e um factor adicional de método relacionado com os itens redigidos, de forma negativa ou inversa (Modelo 4).

A Tabela 5 apresenta os coeficientes de regressão padronizados (saturações) do Modelo 4, bem como os índices adequados à avaliação da validade e da fidelidade das medidas fornecidas pelas cinco subescalas da versão portuguesa do JDS.

**Tabela 5:** Coeficientes de regressão padronizados do modelo seleccionado. Valores de fiabilidade (*alpha de Cronbach e Fiabilidade Compósita*) e *Variância Extraída Média (AVE)*

Dimensões obtidas pela análise Confirmatória							
Subescala original	Item	Variedade	Identidade	Significado	Autonomia	Feedback	Negativos
<b>Variedade</b>	iad1	0,81					
	iau4	0,61					
	iad5r <sup>a</sup>	-0,56					0,18
<b>Identidade</b>	ibd11		0,59				
	ibu3		0,82				
	ibd3r <sup>a</sup>		-0,69				0,27
<b>Significado</b>	icd8			0,72			
	icu5			0,88			
	icd14r			-0,41			0,39
<b>Autonomia</b>	idd13				0,69		
	idu2				0,88		
	idd9r <sup>a</sup>				-0,38		0,89
<b>Feedback</b>	ied4					0,82	
	ieu7					0,68	
	ied12r <sup>a</sup>					-0,49	0,23
<b>Alpha de Cronbach</b>		0,45	0,70	0,66	0,66	0,33	
<b>Fiabilidade Compósita</b>		0,70	0,74	0,73	0,70	0,71	
<b>AVE</b>		0,47	0,50	0,49	0,46	0,46	

<sup>a</sup> Itens redigidos negativamente

No que respeita à validade convergente, a validade de cada factor identificado é posta em evidência pelo facto dos itens que lhes estão associados apresentarem

coeficientes padronizados (saturações) estatisticamente significativos e iguais ou superiores a 0,50, indicando correlacionarem mais com a dimensão a que dizem respeito do que com as outras dimensões do JDS; exceptuam-se, naturalmente, os itens formulados negativamente, que se associam igualmente ao factor de método definido pelo Modelo 4. De igual modo, se verifica que a Variância Extraída Média de cada factor é próxima (embora inferior) valor de referência (0,50), indicando que cada factor contribui para a explicação de perto de 50% da variância das respostas aos itens que lhe estão associados.

Relativamente à fidelidade das medidas, os valores de *alpha de Cronbach* são inferiores ao recomendado, sobretudo para as dimensões *Variedade* e *Feedback*; no entanto, atendendo ao facto de este índice corresponder ao limite inferior das medidas de fidelidade e de cada factor estar a ser medido por apenas três itens, podemos considerar que os valores de *alpha* obtidos não constituem ameaça à fidelidade das medidas fornecidas pela versão portuguesa do JDS. Na verdade, recorreremos a um índice que teve em conta as saturações distintas de cada item no factor para dispormos de uma medida de fidelidade mais adequada. Assim, o índice de fiabilidade compósita toma valores satisfatórios para qualquer uma das dimensões consideradas (iguais ou superiores a 0,70).

A Tabela 6 mostra as correlações entre os cinco factores, apresentando-se na diagonal os valores da raiz quadrada da Variância Extraída Média. Os factores correlacionam de forma substancial e positiva entre si, exceptuando a relação entre as dimensões *Variedade* e *Identidade* (0,04) e entre a *Identidade* e *Significado* (0,14). Apesar da significância destas correlações entre factores, em nenhum caso os valores da correlação de um factor com os restantes são superiores à raiz quadrada da Variância Extraída Média. Este resultado indicia a validade discriminante das medidas fornecidas

pela versão portuguesa do JDS, pois mostra que cada uma das dimensões medidas pelo JDS partilha mais variância com os itens que lhe estão associados do que com as outras dimensões do modelo.

**Tabela 6:** Correlações entre os cinco factores do JDS e raiz quadrada da respectiva Variância Extraída Média (diagonal).

	Variedade	Identidade	Significado	Autonomia	<i>Feedback</i>
Variedade	<b>0,69</b>				
Identidade	0,04 <sup>ns</sup>	<b>0,71</b>			
Significado	0,45**	0,14**	<b>0,70</b>		
Autonomia	0,51**	0,23**	0,30**	<b>0,68</b>	
<i>Feedback</i>	0,33**	0,15**	0,37**	0,29**	<b>0,68</b>

\* Correlação significativa para  $\alpha = 0,05$ ; \*\* Correlação significativa para  $\alpha = 0,01$ .

## 5. DISCUSSÃO

Propusemo-nos neste estudo a desenvolver uma versão portuguesa do JDS e a caracterizar as suas propriedades psicométricas. Procurámos também contribuir, de algum modo, para a discussão em torno da dimensionalidade deste inventário, com base nos resultados de uma amostra alargada que englobava um rol diversificado de profissionais.

Em primeiro lugar, a estrutura factorial da versão portuguesa do JDS caracteriza-se pela sua multidimensionalidade, contrariamente à hipótese unifactorial defendida por Dunham (1976) e Hogan e Martell (1987). O presente estudo vai ao encontro da tese original defendida por Hackman e Oldham (1980), secundada por autores como Fried e Ferris (1986) ou González (1997), de que o trabalho, devido à sua natureza complexa, deve ser caracterizado por mais do que uma dimensão. A hipótese de um único factor geral continua a revelar-se inadequada mesmo quando se adicionam

um ou dois factores de método, relacionados com itens negativos e com itens com três âncoras verbais.

Em segundo lugar, a hipótese defendida por inúmeros investigadores (*e.g.* Champoux, 1978; Dunham, Aldag & Brief, 1977; Fried & Ferris, 1986; O'Reilly, Parlette & Bloom, 1980; Pokorney, Gilmore & Beeher, 1980) de uma estrutura tridimensional para o JDS, reunindo num só factor as dimensões “Variedade”, “Significado” e “Autonomia” e mantendo independentes as duas restantes (“Identidade” e “Feedback”), também não se mostra apropriada para dar conta das respostas da amostra portuguesa.

Em terceiro lugar, a estrutura de cinco dimensões revela-se muito mais aceitável do que as estruturas anteriores, mas ainda não possui a qualidade desejada. A presença de um factor de método, relacionado com os itens formulados na negativa, e que já fora confirmada em investigações prévias (*e.g.* Cordey & Sevastos, 1993; Idaszak, Bottom & Drasgow, 1988; Idaszak & Drasgow, 1987; Kulik, Oldham & Langner, 1988; Renn, Swiecz & Icenogle, 1993; González, 1997, González & Canilhe, 1998), permite um ajustamento aos resultados obtidos com a presente versão portuguesa do JDS. A adição de segundo factor de método, relacionado com os itens com escalas de resposta com três âncoras verbais, leva a uma melhoria adicional face ao ajustamento do modelo anterior. Assim, os nossos resultados apoiam as hipóteses de Havey, Billings & Nilan (1985) sobre a presença de dois factores de método no JDS, relacionados com os itens redigidos negativamente e com os itens com escalas de valoração de três âncoras. No entanto, se tomarmos em conta que diversos parâmetros integrados no Modelo 7 (cinco factores + 2 factores de método) não têm saturações estatisticamente significativas e que o Modelo 4 (cinco factores + 1 factor de método) apresenta um melhor índice de ajustamento normalizado parcimonioso, devemos concluir que a

estrutura factorial do JDS está melhor representada por seis factores, cinco correspondentes às dimensões Variedade, Identidade, Significado, Autonomia e *Feedback*, e apenas um factor de método adicional, relacionado com os itens redigidos de forma negativa. Corroboram-se, assim, os resultados obtidos no estudo da versão castelhana do JDS (González, 1997) e no estudo não publicado feito em Portugal (González & Canilhe, 1998).

No que respeita à validade, podemos aceitar que há razões para considerar válidas as medidas fornecidas pela presente versão do JDS, tanto numa perspectiva convergente como divergente. Apesar do índice AVE (Variância Extraída Média) ser ligeiramente inferior ao valor de referência e dos itens formulados na negativa nem sempre apresentarem saturações superiores a 0,50 nos factores representativos das cinco dimensões do JDS, o certo é que a estrutura em cinco factores mostra um ajustamento claramente superior às restantes estruturas hipotetizadas. Além do mais, constatou-se que cada uma dessas cinco dimensões partilha mais variância com os itens que lhe estão associados do que com as restantes dimensões do modelo.

A consistência interna da versão portuguesa do JDS é satisfatória tal como nos estudos realizados inicialmente com a escala original do JDS (*cf.* Hackman & Oldham, 1975; Oldham & Stepina, 1978; Taber & Taylor, 1990; González, 1997; González & Canilho, 1998). Apesar dos valores de *alpha de Cronbach* serem inferiores ao recomendado em algumas dimensões, é sabido que este índice corresponde ao limite inferior das medidas de fidelidade, sendo muito sensível ao número de itens que integra cada factor. No presente caso, o *alpha de Cronbach* torna-se especialmente inadequado pois, além de cada factor dispor apenas de três indicadores, um deles tem um peso secundário por se associar ao factor de método. Assim, recorreremos a um índice que leva em conta as saturações distintas de cada item, o índice de fiabilidade compósita. Este

toma valores satisfatórios para qualquer uma das cinco dimensões (iguais ou superiores a 0,70), podendo assim considerar fidedignas as medidas fornecidas pela versão portuguesa do JDS.

Finalmente, considera-se importante chamar a atenção para uma das conclusões a que chegámos neste estudo e que, embora não seja de carácter psicométrico, é reveladora da sensibilidade do JDS à natureza das amostras e ao procedimento de recolha da informação. O facto de só se ter começado a obter índices de ajustamento quando a amostra portuguesa atingiu determinada dimensão e determinado grau de heterogeneidade (em termos dos grupos profissionais inquiridos) apoia a ideia defendida por outros autores de que a validação do JDS é tarefa difícil em amostras homogéneas e pouco numerosas (*e.g.* Harvey, Billings & Nilan, 1985, Roberts & Glick, 1981; Idaszak, Bottom & Drasgow, 1988, González, 1995; González & Canilhe, 1998; Canilhe & González, 1998). Uma hipótese explicativa desta evidência defende que o JDS não seria indicado para determinados grupos profissionais corroborando, daí a necessidade de extensão da aplicação do JDS a amostras numerosas e a profissões variadas com vista a garantir a transversalidade desejada. Um outro aspecto não menos importante consiste na metodologia adoptada na aplicação do JDS, sendo desejável uma aplicação, individual e presencial, de modo a evitar respostas rápidas, impensadas e contaminadas pela desejabilidade social.

Dada a sensibilidade do JDS à natureza das amostras, teria todo o interesse que, em futuras investigações, se aprofundasse o efeito exercido na sua estrutura por determinadas variáveis pessoais, de natureza demográfica e profissional, tais como a idade, o nível de educação e a profissão.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABDEL-HALIM, A. Individual and interpersonal moderators of the relationship between job characteristics and job attitudes. *Proceedings of the Midwest Division of the Academy of Management*, n. 21, p. 155-167, 1978.
- ALDAG, R. J.; BARR, S. H., e BRIEF, A. P. Measurement of perceived task characteristics. *Psychological Bulletin*, n. 90, p. 415-431, 1981.
- ARBUCKLE, J. L. *Amos user's guide, Chicago, II: Small Waters* by Amos Development Corporation, 2005.
- BENTLER, P. M. Covariance structure analysis with heterogeneous kurtosis parameters. *Biometrika*, n. 77, p. 575-585, 1990.
- BOONZAAIER, B.; FICKER, F., e RUST, B. A review of research on the job characteristics model and the attendant job diagnostic survey. *South African Journal of Business Management*, n. 32, (1), p. 11-29, 2001.
- BROWNE, M. W., e CUDECK, R. Alternative ways of assessing model fit. In K. A. BOLLEN e J. S. LONG (eds.). *Testing structural equation models*. Newbury Park: Sage Publications, 1993.
- BUYS, M. A.; OLCKERS, C., e SCHAAP, P. The construct validity of the revised Job Diagnostic Survey. *South African Journal Business Management*. n. 38 (2), p. 33-38, 2007.
- CANILHO, H. A., e GONZÁLEZ, L. *Avaliação da teoria das características das tarefas com a utilização de modelos de equações estruturais*. Tese de Doutorado (não publicada), 1998.
- CHAMPOUX, J. E. A Serendipitous field experiment In Job Design. *Journal of Vocational Behaviour*, n. 12, p. 364-370, 1978.

- CORDERY, J.; SEVASTOS, O.; MUELLER, W., e PARKER, S. Correlates of employee attitudes toward functional flexibility. *Human Relations*, n. 46 (6), p. 705-723, 1993.
- DUNHAM, R. B. The Measurement and dimensionality of Job Characteristics. *Journal of Applied Psychology*, n. 61, p. 404-409, 1976.
- DUNHAM, R. B.; ALDAG, R. J., e BRIEF, A. P. Dimensionality of task design as measured by the Job Diagnostic Survey. *Academy of Management Journal*, n. 20, p. 209-223, 1977.
- FERRATT, T., e REEVE, J. M. The structural integrity of the JDS and JDI when examined together. *Proceedings of The Midwest Division Of The Academy of Management*, n. 20, p. 144-155, 1977.
- FIELDS, D. L. *Taking the measure of work: a guide to validated scales for organizational research and diagnosis*. London: Sage Publications, Inc, 2002.
- FRIED, Y., e FERRIS, G. R. The dimensionality of job characteristics: some neglected issues. *Journal of Applied Psychology*, n. (71), 3, p. 419-426, 1986.
- FRIED, Y., e FERRIS, G. R. The validity of the job characteristics model: a review and meta-analysis. *Personnel Psychology*, n. 40, p. 287-322, 1987.
- GONZALEZ, L. Estructura factorial y propiedades psicométricas de la versión castellana del "Job Diagnostic Survey", *Psicológica*, n. 18, p. 227-51, 1997.
- GONZÁLEZ, L. e CANILHO, H. in: Estudio de la validez de constructo de la version revisada portuguesa de JDS. Madrid: II Congresso Ibero Americano de Psicologia, 1998.
- GRAVER, M. S. e MENTZER, J. T. Logistics research methods: employing structural equation modelling to test for construct validity. *Journal of Business Logistics*, n. 20 (1), p. 33-57, 1999.

- GREEN, S.; ARMENAKIS, A. A.; MARBERT, L. D. e BEDEIAN, A. G. An evaluation of the response format and scale structure of the Diagnostic Survey. *Human Relations*, n. 32, p. 181-188, 1979.
- HACKMAN J. R. e OLDHAM, G. R. Motivation Through the design of work: test of a theory. *Organizational Behaviour and Human Decision Processes*, n. 16, (2), p. 250-279, 1976.
- HACKMAN, J. R. e LAWLER III. Employee reactions to job characteristics. *Journal of Applied Psychology Monograph*. n. 55, p. 259-286, 1971.
- HACKMAN, J. R., e OLDMAN, G.R. *Work Redesign*. Reading, MA: Addison Wesley, 1980.
- HACKMAN, J. R. e Pearce, J. Conditions under which employees respond positively to enriched work. *Journal of Applied Psychology*, n. 61, p. 395-403, 1976.
- HAIR J. F., ANDERSON R. E., e TATHAM R.I. *Multivariate Data Analysis*. (6ªEd.) NJ: Prentice Hall, 2005.
- HARVEY, R.; BILLINGS, R., e NILAN, K. J. Confirmatory factor analysis of the job diagnostic survey: good news and bad news. *Journal of Applied Psychology*, n. 70, p. 461-468, 1985.
- HOGAN, E. A. e MARTELL, D. A. A confirmatory structural equations analysis of the job characteristics model. *Organizational Behaviour and Human Decision Processes*, n. 39, (2), p. 242-263, 1987.
- IDASZACK, J. R., e DRASGOM, F. A revision of the job diagnostic survey: elimination of a measurement artefact. *Journal of Applied Psychology*, n. 72, p. 69-74, 1987.

IDASZAK, J. R.; BOTTOM, W. P., e DRASGOW, F. A test of the measurement equivalence of the revised Job Diagnostic Survey: past problems and current solutions. *Journal of Applied Psychology*, n. 73, p. 647-656, 1988.

IVANCEVICH, J. M. The performance to satisfaction relationship: a causal analysis of stimulating and no stimulating jobs. *Organizational Behaviour and Human Performance*, n. 22, p. 350-365, 1978.

JORESKOG, K. G. Testing a Simple Structure Hypothesis In Factor Analysis. *Psychometrika*, n. 31, p. 165-178, 1967.

JORESKOG, K. G. A general approach to confirmatory factor analysis. *Psychometrika*, n. 34, p. 183-202, 1969.

JORESKOG, K. G., e SORBOM, D. *LISREL 8: Structural Equation Modelling With The SIMPLIS Command Language*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 1993.

KATZ, D., e HAHAN, R L. *The social psychology of organizations (2nd Ed.)* New York: John Wiley, 1978.

KIM, J. e MUELLER, C. *Factor Analysis, Papers No. 13*. London: Sage Publications, 1978.

KLINE, R. B. *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd edition). New York: The Guilford Press, 2005.

KULIK, C. T.; OLDHAM, G. R., e LANGER, P. H. (1988). Measurement of job characteristic: comparison of the original and the revised Job Diagnostic Survey. *Journal of Applied Psychology*, n. 73, p. 462-466, 1988.

LEE, R. R. e KLEIN, A. R. Structure of the Job Diagnostic Survey for public sector occupations. *Journal of Applied Psychology*, n. 67 (4), p. 515-519, 1992.

LONG, B. C. Coping strategies of male managers: a prospective analysis of predictors of psychosomatic symptoms and job satisfaction. *Journal of Vocational Behaviour*, n. 42, p. 184-199, 1993.

MARSH, H. W., BALLA, J. R. e MCDONALD, R. P. Goodness of fit indices in confirmatory factor analysis: the effect of sample size. *Psychological Bulletin*. n. 103, (3), p. 391-410, 1988.

MULAIK, S. A.; JAMES, L. R.; Van ALSTINE J.; BENNETT, N.; LIND, S. e STILWELL, C. D. Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, n. 105, (3), p. 430-445, 1989.

O'REILLY, C. A.; PARLETTE, G. N., e BLOOM, J. R. Perceptual measures of task characteristics: the biasing effects of differing frames of reference and job attitudes. *Academy of Management Journal*, n. 23, p. 118-131, 1980.

OLDHAM, G. R.; HACKMAN, J. R. e STEPINA, L. P. **Norms for the Job Diagnostic Survey**. New Haven: Yale University School of Organization and Management. 1978.

POKORNEY, J. J.; GILMORE, D. C. e BEEHR, T A. Job Diagnostic Survey dimensions: moderating effect of growth needs and correspondence with dimensions of the rating form. *Organizational Behaviour and Human Performance*, n. 26, p. 222-237, 1980.

REBELO, M. S.; TEIXEIRA, O. e MADEIRA M. A. P. Enfermagem – análise de funções —. **Cadernos de formação 5**. Lisboa: Departamento de Recursos Humanos do Ministério da Saúde, 1990

RENN, R. W. e SWIERCZ, P. M. Measurement properties of the revised Job Diagnostic Survey. *Educational and Psychological Measurement*, n. 53 (4), p. 1011-1022, 1993.

ROBERTS, K. H. e GLICK, W. H. Job characteristics approach to redesign: a review and critique. *Journal of Applied Psychology*, n. 66, p. 193-217, 1981.

TABER, T. e TAYLOR, E. A review and evaluation of the psychometric properties of the job Diagnostic Survey. *Personnel Psychology*, n. 43 (3), p. 467-501, 1990.

TURNER, A. N. e LAWRENCE, P. R. *Industrial jobs and the worker*. Boston: Harvard Graduate School of Business Administration, 1965.

VORSTER, M.; OLCKERS, C.; BUYS, M. A. e SCHAAP, P. The construct equivalence of the Job Diagnostic Survey for diverse South African cultural groups. *South African Journal of Industrial Psychology*, n. 31 (1), p. 31-37, 2005.

## ANEXO

### JOB DIAGNOSTIC SURVEY (JDS)

Este questionário foi desenvolvido com base num estudo da Universidade de Yale sobre o trabalho e a forma como as pessoas reagem ao mesmo. O questionário ajuda a melhor redefinir o trabalho, através da obtenção de informação de como as pessoas reagem aos diferentes tipos de trabalho.

Nas páginas que se seguem encontrará várias questões sobre o seu trabalho. No início de cada secção ser-lhe-ão dadas instruções. Por favor, leia-as com atenção. Não deverá levar mais de 25 minutos a preencher todo o questionário. Por favor, responda com rapidez.

As questões destinam-se a conhecer a sua percepção sobre o trabalho e sobre a forma como reage a ele.

Não existem “rasteiras” nas questões. As suas respostas serão completamente confidenciais. Por favor, responda a cada item tão honesta e francamente quanto possível.

Obrigado pela sua cooperação.

#### SECÇÃO UM

Esta parte do questionário pede-lhe para *descrever o seu trabalho* o mais objectivamente possível.

Por favor, não utilize esta parte do questionário para expressar se gosta ou não gosta do trabalho que faz. As perguntas referentes a esse assunto virão mais à frente. Assim, tente tornar a sua descrição o mais precisa e objectiva possível.

Em baixo apresenta-se uma pergunta exemplo.

A. Até que ponto o seu trabalho lhe exige utilizar equipamento mecânico?

1 ----- 2 ----- 3 ----- 4 ----- 5 ----- 6 ----- 7

**Muito pouco:** o meu trabalho quase não exige contacto com qualquer tipo de equipamento mecânico

Moderadamente

**Muito:** o meu trabalho exige uma quase constante utilização de equipamento mecânico

Deve colocar um círculo no número que melhor descreve o seu trabalho.

Se, por exemplo, o seu trabalho lhe exigir utilizar equipamento mecânico durante uma grande parte do tempo – mas também exige algum trabalho com papéis – deve colocar um círculo no número seis, tal como foi feito no exemplo acima.

Se não entendeu estas instruções, por favor peça ajuda. Se entendeu, vire a página e comece.

1. Que autonomia existe no seu trabalho? Quer dizer, até que ponto o seu trabalho lhe permite tomar decisões na sua execução?

1 ----- 2 ----- 3 ----- 4 ----- 5 ----- 6 ----- 7

**Muito pouca:** o trabalho quase não me dá hipóteses de “dar” uma opinião pessoal sobre como e quando o trabalho é feito.

**Autonomia Moderada:** há muitas coisas pré-estabelecidas e fora do meu controlo, mas posso tomar algumas decisões no trabalho.

**Muita:** o meu trabalho dá-me quase total responsabilidade para decidir como e quando o trabalho é feito.

2. Até que ponto o seu trabalho pressupõe fazer uma porção “inteira” e identificável de trabalho? Quer dizer, o seu trabalho é uma totalidade que tem obviamente um princípio e um fim ou é apenas uma pequena parte do todo que é completado por outras pessoas ou por máquinas automáticas?

1 ----- 2 ----- 3 ----- 4 ----- 5 ----- 6 ----- 7

O meu trabalho é apenas uma **pequena parte** do trabalho total: os resultados das minhas actividades não são visíveis no produto final ou serviço.

O meu trabalho é apenas uma parte, de **tamanho moderado**, do trabalho total: a minha contribuição é visível no resultado final.

O meu trabalho envolve fazer a **totalidade do trabalho**, do princípio ao fim: os resultados das minhas actividades podem facilmente ser vistas no produto final ou serviço.

3. Que variedade existe no seu trabalho? Quer dizer, até que ponto o seu trabalho lhe exige fazer coisas diferentes, aplicando algumas das suas aptidões e talentos?

1 ----- 2 ----- 3 ----- 4 ----- 5 ----- 6 ----- 7

**Muita pouca:** o trabalho exige-me a mesma rotina, fazer sempre o mesmo

**Variedade Moderada**

**Muita:** o trabalho exige-me fazer muitas coisas diferentes, aplicando várias aptidões e talentos.

4. De uma forma geral, que significado ou importância tem o seu trabalho? Quer dizer, há probabilidade dos resultados do seu trabalho afectarem a vida ou o bem-estar de outras pessoas?

1 ----- 2 ----- 3 ----- 4 ----- 5 ----- 6 ----- 7

**Não muito significativo:** não é provável que os resultados do meu trabalho tenham efeitos importantes noutras pessoas.

**Moderadamente Significativo**

**Altamente Significativo:** os resultados do meu trabalho podem afectar aspectos importantes da vida de outras pessoas.

5. Até que ponto ao executar o seu trabalho obtém informação sobre o seu desempenho? Quer dizer, o próprio trabalho fornece-lhe pistas sobre o seu desempenho – à parte de qualquer “feedback” que colegas ou chefes lhe possam fornecer – ?

1 ----- 2 ----- 3 ----- 4 ----- 5 ----- 6 ----- 7

**Muito pouca:** o próprio trabalho está definido de modo a que eu trabalhe sem ter acesso a uma avaliação do meu desempenho.

**Moderadamente:** às vezes, o trabalho fornece-me “feedback”; outras vezes não.

**Muitas vezes:** o trabalho está definido de modo a que, durante a sua execução receba quase sempre “feedback” sobre o meu desempenho.

## SECÇÃO DOIS

A seguir apresenta-se uma lista de várias afirmações que podem ser utilizadas para descrever um trabalho.

Deve indicar se cada afirmação é uma *descrição precisa ou imprecisa do seu trabalho*.

Por favor, tente ser tão objectivo quanto possível ao referir a precisão com que cada afirmação descreve o seu trabalho – sem tomar em conta se gosta ou não do seu trabalho.

Escreva um número no espaço em branco que antecede cada afirmação, baseando-se na seguinte escala:

Qual o grau de precisão com que cada afirmação descreve o seu trabalho?

1	2	3	4	5	6	7
Muito imprecisa	Quase imprecisa	Ligeiramente imprecisa	Incerta	Ligeiramente precisa	Quase precisa	Muito precisa

- \_\_\_ 1 O trabalho exige-me a utilização de várias aptidões complexas ou de nível elevado.
- \_\_\_ 2 O meu trabalho está organizado de forma a que não tenha possibilidade de o fazer na sua totalidade (apenas uma pequena parte), do princípio ao fim.
- \_\_\_ 3 Só o facto de realizar o trabalho exigido pela minha função permite-me ter a possibilidade de avaliar o meu desempenho.
- \_\_\_ 4 O trabalho é muito simples e repetitivo.
- \_\_\_ 5 Este é um tipo de trabalho em que muitas pessoas podem ser afectadas pelo modo como ele é executado.
- \_\_\_ 6 O trabalho nega-me qualquer possibilidade de utilizar a minha iniciativa ou de tomar decisões na sua execução.

- \_\_\_\_\_ 7 O trabalho dá-me a possibilidade de completar totalmente as tarefas que inicio.
- \_\_\_\_\_ 8 O trabalho fornece-me poucas pistas sobre o meu desempenho.
- \_\_\_\_\_ 9 O trabalho dá-me uma oportunidade considerável de independência e liberdade no modo como o executo.
- \_\_\_\_\_ 10 O trabalho em si não tem muito significado ou importância no contexto geral da vida.