

## **ESTRUTURA FACTORIAL DA VERSÃO PORTUGUESA DO *JOB DIAGNOSTIC SURVEY* (JDS): UM ESTUDO CONFIRMATÓRIO DE VALIDAÇÃO DA ESCALA DE CARACTERÍSTICAS DO TRABALHO**

*Helena Almeida*<sup>1</sup>

*Luís Faísca*<sup>2</sup>

*Saúl Neves de Jesus*<sup>3</sup>

**Resumo:** O objectivo deste trabalho é analisar a estrutura factorial do *Job Diagnostic Survey*, construído a partir do Modelo das Características do Trabalho (Hackman & Oldham, 1975, 1980), para avaliar cinco dimensões características do trabalho: variedade, identidade, significado, 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 efectuada pelo programa *Amos*, versão 6.0. Os resultados obtidos mostram que o modelo de Hackman e Oldham, ao qual se adicionou um factor de Método que integra os itens negativos, é o modelo que apresenta um melhor ajustamento aos dados. 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 dimensões características do trabalho definidas por Hackman e Oldham.

**Palavras-chave:** JDS, análise factorial confirmatória, estrutura factorial.

**The factorial structure of the Portuguese version of the Job diagnostic survey (Abstract):** The purpose of this study is to analyse the factorial structure of the *Job Diagnostic Survey*, designed to assess the Model of Work Characteristics (Hackman & Oldham, 1975, 1980), using five dimensions of job characteristics: Variety, identity, significance, autonomy and feedback. We used a heterogeneous sample of 552 workers from a variety of occupational groups. Nine alternative models about the structure of the instrument have been evaluated, using confirmatory factor analysis (*Amos* software, version 6.0). The results showed that Hackman and Oldham's five factor structure, to which a Method factor including the

---

<sup>1</sup> Universidade do Algarve.

<sup>2</sup> Universidade do Algarve.

<sup>3</sup> Universidade do Algarve.

negative items has been added, is the model that presents a better fit for the data. Items associated with these dimensions define six sub-scales with reasonable levels of reliability, which renders them suitable to psychometrically evaluate specific dimensions of work defined by Hackman and Oldham's model.

**Key-Words:** JDS, confirmatory factorial analysis, factorial structure.

### A estrutura factorial do JDS

A necessidade de compreensão do comportamento organizacional nunca foi tão importante para os executivos. Uma reflexão rápida sobre algumas mudanças ocorridas nas organizações confirma esta ideia. Por exemplo, o funcionário tradicional está a envelhecer; cada vez mais as mulheres e os membros de minorias entram para o mercado de trabalho; o *downsizing*<sup>4</sup> e a utilização alargada de trabalhadores temporários minam os laços de lealdade que historicamente prendiam os funcionários aos seus empregadores; a competição globalizada exige, hoje em dia, a flexibilidade dos trabalhadores, com vista, entre outras coisas, à adaptação rápida às mudanças. Na actualidade, são inúmeras as oportunidades e desafios que exigem dos executivos a aplicação de soluções rápidas à força de trabalho, visando a sua adaptação célere, sem que se perca a riqueza e a complexidade do trabalho desempenhado. A compreensão da forma como o trabalho é planeado é, pois, uma ferramenta capital que pode auxiliar os gestores de recursos humanos a projectar e configurar o trabalho, de forma a integrar características essenciais que activam positivamente a motivação dos empregados. Um dos processos mais adoptados para obtenção de informação sobre as características do trabalho é a utilização de questionários.

Têm sido diversos os instrumentos desenvolvidos com o objectivo de avaliar as características do trabalho nas organizações: o *Job Diagnostic Survey* (Hackman & Oldham, 1980) e a sua revisão (Idaszak & Drasgow, 1987), o *Job Characteristics Inventory* (Sims, Szilagyi & Keller, 1976), o *Multimethod Job Design Questionnaire* (Campion, 1988), o *Job Demands and Decision Latitude* (Karasek, 1979), o *Job Characteristics Based on the Dictionary of Occupational Titles* (Roos & Treiman, 1980), o *Job Complexity Based on the Dictionary of Occupational Titles* (Hunter, 1980), o *Job Cognitions* (Williams & Anderson, 1991), o *Job Overload* (Caplan, Cobb, French, Van Harrison & Pinneau, 1980), o *Job Routinization & Formaliza-*

---

<sup>4</sup> Redução de dimensão, 'emagrecimento' (Nota dos autores)

*tion* (Bacharach, Bamberger & Conley, 1990), o *Subjective Monotony* (Melamed, Ben-Avi, Luz & Green, 1995), o *Work Control* (Dwyner & Ganster, 1991), o *Job Control, Cognitive Demand & Production Responsibility* (Jackson, Wall, Martin & Davis, 1993), o *Control and Complexity* (Frese, Kring, Soose & Zempel, 1996), o *Job Uncertainty, Complexity, Variety & Interdependence* (Dean & Snell, 1991), o *Job Interdependence* (Pearce & Gregersen, 1991), o *Extent of Computer Use* (Medcof, 1996), o *Supportive and Non-Controlling Supervision* (Oldham & Cummings, 1996), o *Supervisory Support* (Greenhaus, Parasuraman & Wormley, 1990), o *Developmental Experiences* (Wayne, Shore & Liden, 1997), o *Performance Appraisal System Knowledge* (Williams & Levy, 1992), o *Work-Related Expectancies* (Eisenberger, Fasolo, & Davis-LaMastro, 1990), o *Empowerment at Work Scale* (Spreitzer, 1995), o *Social Support* (Caplan, Cobb, French, Van Harrison & Pinneau, 1975), o *Perceived Organizational Support (POS)* (Eisenberger, Huntington, Hutchinson & Sowa, 1986) e o *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 a compreensão da forma como os indivíduos se adaptam ao trabalho, nomeadamente para a compreensão do impacto das características do trabalho na motivação, na satisfação e no desempenho dos trabalhadores.

A ideia central deste modelo é que a Variedade, a Identidade, o Significado, a Autonomia e o *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 deste 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), uma vez que a estreita relação entre as dimensões essenciais do trabalho e a experiência de estados psicológicos críticos potencia resultados individuais positivos através do desenvolvimento de novas habilidades, da realização e valorização profissional, e uma maior efectividade no trabalho através de um bom nível de execução dos serviços prestados, tanto a nível quantitativo como qualitativo.

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 pelas características do trabalho do 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 insuficiências 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 do JDS que mais controvérsia tem suscitado questiona se as percepções avaliadas pelo JDS acerca das características do trabalho 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 das características do trabalho 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. As características do trabalho do JDS foram concebidas como operacionalização do Modelo das Características do Trabalho e alguns autores têm conseguido validar a estrutura de cinco factores preconizada por este modelo teórico (*e.g.* Abdel-Halim, 1978; Ivancevich, 1978; Katz, 1978; Lee & Klein, 1982; Cordery & Sevastos, 1993; Renn & Swiercz, 1993; Buys, Olckers & Schaap, 2007).

No entanto, outras soluções factoriais advogam uma única dimensão (*e.g.* Dunham, 1976; Hogan & Martell, 1987), que reflectiria a complexidade global do trabalho, apesar de a maioria dos estudos defender uma estrutura multifactorial para as características do trabalho. Assim, para além da estrutura original em cinco factores, é de referir a solução que remete para 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 das características do trabalho deste instrumento. Um dos aspectos apontados refere-se à natureza das amostras utilizadas. Um estudo que pretendia confirmar a transversalidade da estrutura das características do trabalho 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 o *JDS was designed to assess variation across jobs* (p. 208), recomendando a aplicação do JDS a amostras o mais heterogêneas possível, de modo a garantir a transversalidade desejada. Na verdade, as amostras homogêneas 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 na escala (Vorster *et al.*, 2005).

Uma terceira questão relativa à validação das características do trabalho do JDS diz respeito à distintividade dos seus factores, posta em causa pelas correlações elevadas que existem entre eles. Nos estudos iniciais de Hackman e Oldham (1976), os cinco factores (Variedade, Identidade, Significado, Autonomia e *Feedback*) apresentavam valores correlacionais fracos ou 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 um problema sério para a validade da escala de características do trabalho do JDS (Hackman & Oldham, 1980).

Uma outra questão prende-se com o formato da escala de resposta utilizada: 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) recomendaram 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 das características do trabalho do JDS (com três ou sete âncoras verbais) criavam um artefacto metodológico que tem o efeito perverso de aumentar a variância das respostas.

Apesar das críticas constantes à estrutura factorial e às características psicométricas do JDS, a utilização deste instrumento continua a ser proeminente na avaliação das características do trabalho, uma vez que as empresas e os dirigentes se esforçam cada vez mais por proporcionar um trabalho intrinsecamente mais interessante e significativo com vista a que o trabalhador se sinta orgulhoso, valorizado pelo seu desempenho e aumente o compromisso com os objectivos da organização.

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 (*cf.* Harvey, Billings & Nilan, 1985; Fried & Ferris, 1986, 1987). A comparação entre a estrutura factorial obtida e a teoricamente prevista permitia identificar os factores subjacentes às características do 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 model* (p. 15) (*cf.* Harvey *et al.*, 1985; Kim & Mueller, 1978), não permitindo assim fazer confirmações do nível de ajustamento de modelos específicos.

Em contrapartida, as análises de 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 das características do trabalho 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 struc-*

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

Sintetizando, têm surgido diversos problemas associados à validação das características do trabalho 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. Pensamos, no entanto, que este estudo permite resolver algumas das polémicas existentes à volta do instrumento.

### **Objectivo**

Após um levantamento exaustivo da literatura especializada, afiguram-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 das características do trabalho 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 das características do trabalho 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 portugueses da área das organizações. Pretendendo ultrapassar algumas das limitações existentes e explicar algumas das controvérsias referidas pelos estudos realizados, é nosso objectivo analisar a estrutura factorial das características do trabalho do JDS através de uma abordagem confirmatória e não exploratória, de modo a permitir testar os diversos modelos estruturais alternativos revistos pela literatura e, conseqüentemente, avaliar a fidelidade das medidas fornecidas por este instrumento, com vista a apresentar uma versão portuguesa das características do trabalho do JDS.

No que respeita à investigação da estrutura factorial da versão portuguesa da escala, 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 das características do trabalho 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 negativa, 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 das características do trabalho do JDS.

Qualquer um dos modelos em que se acrescentaram factores relativos a artefactos metodológicos é de natureza multidimensional. Ou seja, 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 dos factores de método, como dos factores a que originalmente estão associados pelo Modelo das Características do Trabalho.

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

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 das características do trabalho do JDS e garanta boas qualidades métricas nas diferentes dimensões factoriais identificadas.

Quadro 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)

---

## **Método**

### *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. O Quadro 2 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 25 e 34 anos” (33,9%) e “entre 35 e 45 anos” (31,9%). Em termos de escolaridade, predomina o nível secundário (35,1%) e o nono ano de escolaridade (27,2%).

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).

Quadro 2. Características sócio-demográficas e profissionais dos participantes da amostra ( $N = 552$ ).

	<i>N</i>	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

### *Instrumento*

A adaptação portuguesa da Escala de características do trabalho 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 sub-escalas: Variedade, Identidade, Significado, Autonomia e *Feedback*. O processo de tradução e adaptação da escala à língua portuguesa consistiu no seguinte percurso: 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 da escala consiste num inventário constituído por quinze itens, com a mesma estrutura e formato da escala original. Cada sub-escala é composta por três itens repartidos por duas secções do questionário, 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 apresenta três âncoras verbais que explicitam o significado dos dois extremos e do seu ponto médio. 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, também de sete níveis, o grau de exactidão e precisão com 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 está redigida negativamente ou de forma inversa. Com a introdução de itens negativos, Hackman e Oldham (1976, 1980) pretendiam reduzir a variância comum devida ao método.

### *Procedimento*

O estudo da estrutura factorial das características do trabalho do JDS foi levado a cabo utilizando a técnica de análise factorial confirmatória. A estimativa dos parâmetros dos modelos hipotetizados e a avaliação do seu grau de ajustamento à matriz de variâncias e covariâncias obtida a partir das respostas dos participantes da amostra foram realizadas através do programa AMOS GRAPHICS, versão 6.0 (*cf.* Arbuckle, 2005), que recorre ao méto-

do de estimativa da Máxima Similitude, recomendado por Hair, Anderson e 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 ainda considerar-se 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, e atendendo às recomendações de Kline (2005), seleccionámos os seguintes: 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 ( $\chi^2/\text{gl}$ ), 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 de *Variância Média Extraída* 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>5</sup>. Tal como o coeficiente *alpha de Cronbach*, também o índice de fiabilidade compósita deve ser superior a 0,70 para garantir a fiabilidade das medidas fornecidas pelo JDS.

## Resultados

Os valores médios das cinco subescalas (Variedade, Identidade, 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 (Quadro 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.

A análise dos índices de ajustamento dos nove modelos hipotetizados permite fazer algumas inferências sobre as medidas fornecidas pela versão portuguesa das características do trabalho do JDS (Quadro 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

---

<sup>5</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):

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

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

( $\chi^2 = 396,6$ ,  $gl = 80$ ,  $p = 0,000$ ), 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 ajustamento dos modelos referidos aos dados não é o adequado. Contudo, a razão  $\chi^2/gl$  do Modelo 1 ( $\chi^2/gl = 5,0$ ), mais próxima do valor de referência 5 do que as dos Modelos 2 ( $\chi^2/gl = 6,3$ ) e 3 ( $\chi^2/gl = 6,0$ ), sugere que o modelo de cinco factores oferece um melhor ajustamento. 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 ajustamento do Modelo 1 pode melhorar e que uma fracção significativa da variância não é por ele explicada.

Quadro 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
<b>Variedade</b>		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
<b>Identidade</b>		4,86	0,99	4,67	0,33	-0,20
	ibu3	5,08	1,24	6,00	-0,50	-0,69
	ibd1l	5,59	1,37	5,00	-1,02	-0,57
	ibd3r	3,90	1,94	6,00	0,25	-1,05
<b>Significado</b>		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
<b>Autonomia</b>		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
<b>Feedback</b>		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

Relativamente ao Modelo 4, Modelo 5 e Modelo 6 (derivados dos modelos 1, 2 e 3 com a adição de um factor associado aos itens negativos), podemos referir que, apesar de os três Modelos revelarem um valor significativo de Qui-quadrado (o Modelo 4 ( $\chi^2 = 171,5$ ,  $gl = 70$ ); o Modelo 5 ( $\chi^2 = 382,4$ ,  $gl = 85$ ); e, o Modelo 6 ( $\chi^2 = 320,8$ ,  $gl = 79$ ), apresentando um qui-quadrado normalizado sugestivo de bom ajuste (o Modelo 4 ( $\chi^2/gl = 2,5$ ).

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

O Modelo 5 ( $\chi^2/gl = 4,5$ ); e, o Modelo 6 ( $\chi^2/gl = 4,1$ ), o Modelo 4, composto por cinco factores é, mais uma vez, o que se destaca dos restantes. Os índices GFI (0,96) e AGFI (0,92), superiores ao valor de referência (0,90), reflectem um ajustamento adequado entre a matriz de dados amostrais e a gerada a partir do Modelo 4 e indicam que este modelo explica a maior parte da variância.

A avaliação dos resíduos através da raiz da média quadrática dos resíduos (RMR) e da raiz da média quadrática dos erros de aproximação (RMSEA) mostra que a discrepância entre a matriz de variâncias e de covariâncias dos dados observáveis e a reproduzida a partir do Modelo 4 (RMSEA=0,05) é negligenciável. O mesmo já não sucede em relação ao Modelo 5 (RMSEA=0,09) e ao Modelo 6 (RMSEA=0,08), cujos valores excedem os de referência.

Passando aos Modelos 7, 8 e 9 (derivados dos modelos 1, 2 e 3 com a adição dos dois factores de método), verifica-se que, apesar de o Modelo 7 ( $\chi^2 = 123,4$ ,  $gl = 59$ ), o Modelo 8 ( $\chi^2 = 355,3$ ,  $gl = 80$ ) e o Modelo 9 ( $\chi^2 = 336,0$ ,  $gl = 72$ ) apresentarem uma qualidade razoável de ajustamento, à semelhança dos testes anteriores, o Modelo 7, constituído por cinco factores, é dos três o que mais se destaca, atendendo ao Qui-quadrado normalizado do Modelo 7 ( $\chi^2/gl = 2,1$ ), do Modelo 8 ( $\chi^2/gl = 4,9$ ) e do Modelo 9 ( $\chi^2/gl = 4,7$ ). Os índices de ajustamento incremental (AGFI, NFI e IFI), que penalizam o incremento de parâmetros do modelo, confirmam que o ajustamento dos Modelos 8 e 9 não é o desejável. Os índices GFI (0,96) e AGFI (0,92), superiores ao valor de referência (0,90), reflectem um ajustamento adequado entre a matriz de dados amostrais e a gerada a partir do Modelo 7 e indicam 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) são os que resultam mais bem ajustados e mais parcimoniosos relativamente a todos os modelos analisados.

No entanto, se tomarmos em conta que nenhum dos parâmetros integrados no factor de três âncoras apresenta um valor  $t$  significativo e, por outro lado, que o índice de ajustamento normalizado parcimonioso do Modelo 4 (0,59) é melhor do que o do Modelo 7 (0,51), devemos concluir que a estrutura factorial do JDS é composta por seis factores, cinco correspondentes às dimensões variedade, identidade, significado, autonomia e *feedback*, e um factor de método relacionado com os itens redigidos de forma negativa ou inversa (Modelo 4). Assim, o Quadro 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 das características do trabalho do JDS.

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

<b>Dimensões obtidas pela análise factorial confirmatória</b>							
<b>Subescala original</b>	<b>Item</b>	<b>Variedade</b>	<b>Identidade</b>	<b>Significado</b>	<b>Autonomia</b>	<b>Feedback</b>	<b>Negativos</b>
<b>Variedade</b>	iad1	0,81					
	iau4	0,61					
	iad5r	-0,6 <sup>a</sup>					0,18
<b>Identidade</b>	ibd11		0,58				
	ibu3		0,82				
	ibd3r		-0,72 <sup>a</sup>				0,27
<b>Significado</b>	icd8			0,72			
	icu5			0,87			
	icd14r			-0,41 <sup>a</sup>			0,39
<b>Autonomia</b>	idd13				0,69		
	idu2				0,88		
	idd9r				-0,45 <sup>a</sup>		0,89
<b>Feedback</b>	ied4					0,82	
	ieu7					0,73	
	ied12r					-0,52 <sup>a</sup>	0,23
<b>Alpha de Cronbach</b>		0,45	0,70	0,66	0,66	0,33	
<b>Fiabilidade Compósita</b>		0,71	0,75	0,71	0,72	0,74	
<b>Variância Extraída</b>		0,50	0,51	0,48	0,55	0,49	

Nota: <sup>a</sup> Itens redigidos negativamente.

No que respeita à validade convergente, a convergência de cada factor identificado é posta em evidência pelo facto dos itens que lhe estão associados apresentarem coeficientes padronizados (saturações) estatisticamente significativos e iguais ou superiores a 0,50 na maioria dos casos, indicando correlacionarem mais com a dimensão a que dizem respeito do que com as outras dimensões das características do trabalho do JDS. Também se verifica que a Variância Média Extraída de cada factor é superior ao valor de referência (igual ou superior a 0,50), indicando que cada factor contribui de forma marcada (acima dos 50%) para a explicação da variância das respostas aos itens que lhes estão associados. Tal como o Quadro 5

revela, os índices de fiabilidade de todos os itens são superiores a 0,50, à excepção do item *icdl4r* que, apesar de ser ligeiramente inferior (0,41), nos valores de fiabilidade compósita e de variância extraída da dimensão a que pertence (significado), mantém os valores de referência.

Relativamente à fidelidade das medidas, os valores de fiabilidade compósita são adequados (iguais ou superiores a 0,70). Os valores de *Alpha de Cronbach*, apesar de serem inferiores ao esperado são, no entanto, aceitáveis, uma vez que esta medida assinala o limite inferior das medidas de fidelidade. O Quadro 6 mostra as correlações entre os cinco factores, apresentando-se na diagonal os valores da raiz quadrada da *Variância Média Extraída*. As sub-escalas correlacionam geralmente de forma muito positiva entre si. A força da associação é, no entanto, mais fraca entre variedade e identidade ( $r = 0,04$ ) e entre identidade e significado ( $r = 0,14$ ). É mais forte entre variedade e autonomia ( $r = 0,51$ ), por um lado, e significado ( $r = 0,45$ ), por outro. Apesar destas correlações entre factores, o facto de em nenhum caso a correlação de um factor com os restantes ser superior à raiz quadrada da Variância Média Extraída é prova da validade discriminante das medidas fornecidas pela versão portuguesa das características do trabalho do JDS. Na verdade, este resultado indica que cada uma das características medidas pelo JDS partilha mais variância com os itens que lhe estão associados do que com as outras características do modelo.

Quadro 6. Correlações entre os cinco factores do JDS e respectiva Variância Média Extraída (na diagonal)

	<b>Variedade</b>	<b>Identidade</b>	<b>Significado</b>	<b>Autonomia</b>	<b>Feedback</b>
<b>Variedade</b>	<b>0,5</b>				
<b>Identidade</b>	0,04	<b>0,5</b>			
<b>Significado</b>	0,45**	0,14**	<b>0,5</b>		
<b>Autonomia</b>	0,51**	0,23**	0,30**	<b>0,6</b>	
<b>Feedback</b>	0,33**	0,15**	0,37**	0,29**	<b>0,5</b>

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

## Discussão

Propusemos neste estudo desenvolver uma versão portuguesa da Escala das Características do Trabalho (JDS) e caracterizar as suas propriedades psicométricas. Procurámos também contribuir, de algum modo, para a discus-

são 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 da Escala das características do trabalho (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. Esta 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 encontrada em investigações anteriores (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 um segundo factor de Método, relacionado com os itens com escalas de resposta com três âncoras verbais, revela uma melhoria 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. A hipótese da presença de um factor de Método relacionado com os itens negativos foi confirmada em investigações prévias (Cordey & Sevastos, 1993; Idaszak, Bottom & Drasgow, 1997; Kulik, Oldham & Langner, 1988; Renn, Swiecz & Icenogle, 1993; González, 1997).

No presente estudo, o Modelo 4, que incorpora apenas um factor de Método relacionado com os itens negativos, apresenta um bom ajuste aos dados, muito embora o Modelo 7 que integra dois factores de Método, relacionados com os itens negativos e com as escalas de três âncoras, mostre um melhor ajuste aos dados. Contudo, se tomarmos em conta que nenhum

dos parâmetros integrados no factor de três âncoras apresenta um valor *t* significativo e, por outro lado, que o Modelo 4 apresenta um melhor índice de ajustamento normalizado parcimonioso, devemos concluir que a estrutura factorial das características do trabalho do JDS está melhor representada por seis factores, cinco correspondentes às dimensões variedade, identidade, significado, autonomia e *feedback*, e apenas um factor de Método relacionado com os itens redigidos de forma negativa ou inversa. O que corrobora os resultados obtidos no estudo da versão castelhana do JDS (González, 1997) e o estudo não publicado feito em Portugal (González & Canilhe, 1998).

Como as três dimensões, variedade, identidade e significado, se estiverem presentes no trabalho, se combinam para gerar um trabalho mais rico, isso significa que quem o executa percebe o trabalho realizado como sendo relevante, valioso e gratificante. A presença de autonomia no trabalho, por sua vez, favorece o sentido de responsabilidade pelos resultados individuais e, por último, o *feedback* permite a obtenção de conhecimento acerca da eficácia do desempenho individual. Do ponto de vista motivacional, a recompensa interna é obtida pelo indivíduo quando ele pessoalmente (responsabilidade experimentada) toma consciência (conhecimento dos resultados) de que teve um bom desempenho numa tarefa percebida como importante (experiência de ser significativo). Quanto mais estes três estados psicológicos (conhecimento dos resultados, responsabilidade experimentada e experiência de ser significativo) estiverem presentes, maior será a sua motivação, satisfação e desempenho. Por sua vez, as cinco características essenciais do trabalho (variedade, identidade, significado, autonomia e *feedback*) podem ser combinadas num único índice de previsão, chamado *Potencial Motivador do Trabalho (PMT)*<sup>1</sup>. Quer dizer, as funções que têm alto PMT necessitam ter pontuação elevada em, pelo menos, um dos três factores que conduzem à experiência de perceber o trabalho como sendo significativo, e também em autonomia e *feedback*. Quando o trabalho apresenta uma pontuação elevada em potencial motivacional, isso significa que a motivação, o desempenho e a satisfação serão positivamente afectados e que esse facto certamente irá reduzir a probabilidade de absentismo e de rotatividade.

No que respeita à fidelidade das medidas fornecidas pela presente versão do JDS, a consistência interna da versão portuguesa das características do trabalho do JDS é satisfatória, tal como nos estudos realizados inicialmente com a escala original do JDS (*cf.* Hackman & Oldham, 1975;

---

<sup>1</sup> O cálculo do Potencial Motivador do Trabalho recorre à fórmula seguinte:

$$PMT = \frac{\text{variedade} + \text{identidade} + \text{significado}}{3} \times \text{autonomia} \times \text{feedback}$$

Oldham & Stepina, 1978; Taber & Taylor, 1990; González, 1997; González & Canilho, 1998), oferecendo quinze itens psicometricamente aptos para avaliar as cinco características, variedade, significado, identidade, autonomia e *feedback*, que devem integrar qualquer trabalho, seja qual for o seu sector de actividade e ser utilizadas como ferramentas estratégicas com vista a desenhar/redesenhar o trabalho. O instrumento validado pode, por isso, ajudar os Gestores a projectar o trabalho, de maneira que afecte positivamente a motivação dos trabalhadores, introduzindo tarefas com um potencial elevado de motivação de modo a incrementar no trabalhador o domínio sobre elementos-chave das suas atribuições. Deste modo, o trabalho que oferece autonomia, *feedback* e outras características de tarefas complexas ajuda a alcançar as metas individuais daqueles funcionários que necessitam ter um maior controlo sobre as funções que lhe foram atribuídas. O fundamental é, portanto, conceder ao empregado indícios de que o seu trabalho tem pontuação alta nos factores de variedade, identidade, significado, autonomia e *feedback*.

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 termos 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 das características do trabalho 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 & Canilho, 1998; Canilho & González, 1998). Uma hipótese explicativa desta evidência defende que o JDS não seria indicado para determinados grupos profissionais, corroborando 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, individual e presencial, de modo a evitar respostas rápidas, impensadas e contaminadas pela desejabilidade social.

Dada a sensibilidade do JDS às amostras, seria desejável que, em futuras investigações, se aprofundasse o efeito exercido na sua estrutura por determinadas variáveis pessoais, de natureza demográfica, tais como, a idade, o nível de educação, profissão e categoria profissional.

## Referências

- Abdel-Halim, A. (1978). Individual and interpersonal moderators of the relationship between job characteristics and job attitudes. *Proceedings of the Midwest Division of the Academy of Management*, 21, 155-167.
- Aldag, R. J., Barr, S. H., & Brief, A. P. (1981). Measurement of perceived task characteristics. *Psychological Bulletin*, 90, 415-431.
- Arbuckle, J. L. (2005). *Amos user's guide*, Chicago, II: Small Waters by Amos Development Corporation.
- Bentler, P. M. (1990). Covariance structure analysis with heterogeneous kurtosis parameters. *Biometrika*, 77, 575-585.
- Boonzaaier, B., Ficker, F., & Rust, B. (2001). A review of research on the job characteristics model and the attendant job diagnostic survey. *South African Journal of Business Management*, 32 (1), 11-29.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models*. Newbury Park: Sage Publications.
- Buys, M. A., Olckers, C., & Schaap, P. (2007). The construct validity of the revised Job Diagnostic Survey. *South African Journal Business Management*, 38 (2), 33-38.
- Canilho, H. A., & González, L. (1998). *Avaliação da teoria das características das tarefas com a utilização de modelos de equações estruturais*. Tese de Doutoramento (não publicada).
- Champoux, J. E. (1978). A serendipitous field experiment in job design. *Journal of Vocational Behaviour*, 12, 364-370.
- Cordery, J., Sevastos, O., Mueller, W., & Parker, S. (1993). Correlates of employee attitudes toward functional flexibility. *Human Relations*, 46 (6), 705-723.
- Dunham, R. B. (1976). The Measurement and dimensionality of Job Characteristics. *Journal of Applied Psychology*, 61, 404-409.
- Dunham, R. B., Aldag, R. J., & Brief, A. P. (1977). Dimensionality of task design as measured by the Job Diagnostic Survey. *Academy of Management Journal*, 20, 209-223.
- Ferratt, T., & Reeve, J. M. (1977). The structural integrity of the JDS and JDI when examined together. *Proceedings of The Midwest Division Of The Academy of Management*, 20, 144-155.
- Fields, D. L. (2002). *Taking the measure of work: A guide to validated scales for organizational research and diagnosis*. London: Sage Publications, Inc.
- Fried, Y., & Ferris, G. R. (1986). The dimensionality of job characteristics: Some neglected issues. *Journal of Applied Psychology*, 71 (3), 419-426.
- Fried, Y., & Ferris, G. R. (1987). The validity of the job characteristics model: A review and meta-analysis. *Personnel Psychology*, 40, 287-322.
- Gonzalez, L. (1997). Estructura factorial y propiedades psicométricas de la versión castellana del "Job Diagnostic Survey". *Psicológica*, 18, 227-51.

- González, L., & Canilho, H. (1998). Estudio de la validez de constructo de la version revisada portuguesa de JDS. Madrid: *II Congresso Ibero Americano de Psicologia*.
- Graver, M. S., & Mentzer, J. T. (1999). Logistics research methods: Employing structural equation modelling to test for construct validity. *Journal of Business Logistics*, 20 (1), 33-57.
- Green, S., Armenakis, A., Marbert, L. D., & Bedeian, A. G. (1979). An evaluation of the response format and scale structure of the Diagnostic Survey. *Human Relations*, 32, 181-188.
- Hackman J. R., & Oldham, G. R. (1976). Motivation Through the design of work: Test of a theory. *Organizational Behaviour and Human Decision Processes*, 16 (2), 250-279.
- Hackman, J. R., & Lawler III. (1971). Employee reactions to job characteristics. *Journal of Applied Psychology Monograph*, 55, 259-286.
- Hackman, J. R., & Oldman, G. R. (1980). *Work Redesign*. Reading, MA: Addison Wesley.
- Hackman, J. R., & Pearce, J. (1976). Conditions under which employees respond positively to enriched work. *Journal of Applied Psychology*, 61, 395-403.
- Hair J. F., Anderson R. E., & Tatham R. I. (2005). *Multivariate Data Analysis*. (6<sup>th</sup> Ed.). NJ: Prentice Hall.
- Harvey, R., Billings, R., & Nilan, K. J. (1985). Confirmatory factor analysis of the job diagnostic survey: Good news and bad news. *Journal of Applied Psychology*, 70, 461-468.
- Hogan, E. A., & Martell, D. A. (1987). A confirmatory structural equations analysis of the job characteristics model. *Organizational Behaviour and Human Decision Processes*, 39 (2), 242-263.
- Idaszak, J. R., & Drasgow, F. (1987). A revision of the job diagnostic survey: Elimination of a measurement artefact. *Journal of Applied Psychology*, 72, 69-74.
- Idaszak, J. R., Bottom, W. P., & Drasgow, F. (1988). A test of the measurement equivalence of the revised Job Diagnostic Survey: Past problems and current solutions. *Journal of Applied Psychology*, 73, 647-656.
- Ivancevich, J. M. (1978). The performance to satisfaction relationship: A causal analysis of stimulating and no stimulating jobs. *Organizational Behaviour and Human Performance*, 22, 350-365.
- Joreskog, K. G. (1967). Testing a Simple Structure Hypothesis In Factor Analysis. *Psychometrika*, 31, 165-178.
- Joreskog, K. G. (1969). A general approach to confirmatory factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183-202.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural Equation Modelling With The SIMPLIS Command Language*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Katz, D., & Hahan, R L. (1978). *The social psychology of organizations* (2nd Ed.) New York: John Wiley.

- Kim, J., & Mueller, C. (1978). *Factor Analysis, Papers No. 13*. London: Sage Publications.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd edition). New York: The Guilford Press.
- Kulik, C. T., Oldham, G. R., & Langer, P. H. (1988). Measurement of job characteristics: Comparison of the original and the revised Job Diagnostic Survey. *Journal of Applied Psychology, 73*, 462-466.
- Lee, R. R., & Klein, A. R. (1992). Structure of the Job Diagnostic Survey for public sector occupations. *Journal of Applied Psychology, 67* (4) 515-519.
- Long, B. C. (1993). Coping strategies of male managers: A prospective analysis of predictors of psychosomatic symptoms and job satisfaction. *Journal of Vocational Behaviour, 42*, 184-199.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness of fit indices in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin, 103* (3), 391-410.
- Mulaik, S. A., James, L. R., Van Alstine J., Bennett, N., Lind, S., & Stilwell, C. D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin, 105* (3), 430-445.
- O'Reilly, C. A., Parlette, G. N., & Bloom, J. R. (1980). Perceptual measures of task characteristics: The biasing effects of differing frames of reference and job attitudes. *Academy of Management Journal, 23*, 118-131.
- Oldham, G. R., Hackman, J. R., & Stepina, L. P. (1978). *Norms for the Job Diagnostic Survey*. New Haven: Yale University School of Organization and Management.
- Pokorney, J. J., Gilmore, D. C., & Beehr, T. A. (1980). Job Diagnostic Survey dimensions: Moderating effect of growth needs and correspondence with dimensions of the rating form. *Organizational Behaviour and Human Performance, 26*, 222-237.
- Rebelo, M. S., Teixeira, O., & Madeira M. A. P. (1990). *Enfermagem – análise de funções – Cadernos de formação 5*. Lisboa: Departamento de Recursos Humanos do Ministério da Saúde.
- Renn, R. W., & Swiercz, P. M. (1993). Measurement properties of the revised Job Diagnostic Survey. *Educational and Psychological Measurement, 53* (4), 1011-1022.
- Roberts, K. H., & Glick, W. H. (1981). Job characteristics approach to redesign: A review and critique. *Journal of Applied Psychology, 66*, 193-217.
- Taber, T., & Taylor, E. (1990). A review and evaluation of the psychometric properties of the job Diagnostic Survey. *Personnel Psychology, 43* (3), 467-501.
- Turner, A. N., & Lawrence, P. R. (1965). *Industrial jobs and the worker*. Boston: Harvard Graduate School of Business Administration.
- Vorster, M., Olckers, C., Buys, M. A., & Schaap, P. (2005). The construct equivalence of the Job Diagnostic Survey for diverse South African cultural groups. *South African Journal of Industrial Psychology, 31* (1) 31-37.