

Avaliações subjectivas sobre qualidade em saúde: um contributo para o estudo da equidade

PEDRO LOPES FERREIRA
ÓSCAR DOMINGOS LOURENÇO

A equidade em saúde é normalmente encarada como justiça na obtenção, uso e acesso dos cidadãos aos cuidados de saúde. Em nosso entender, este conceito pode e deve ser estendido para abranger outros aspectos da relação dos cidadãos com o sistema de saúde, nomeadamente a forma como são recebidos e tratados técnica e humanamente pelas instituições. A avaliação da satisfação que os cidadãos manifestam após uma experiência de prestação de cuidados é assim reveladora da percepção dessa equidade.

No entanto, tratamento igual pode ser avaliado pelos doentes com diferentes valores de satisfação. Isto deve-se principalmente à relação existente entre as características dos doentes e as escalas usadas por eles na avaliação.

O objectivo deste artigo é contribuir para a constatação de que as pontuações fornecidas pelos doentes, quando é avaliada a sua satisfação, são sensíveis às características pessoais, como o grupo etário, o sexo, as habilitações e o rendimento.

Com a ajuda de vários milhares de respostas de satisfação dos doentes, aplicámos modelos *probit* ordenados com pontos de corte variáveis. Neste estudo, estes pontos de corte são função das características pessoais dos doentes.

□

Pedro Lopes Ferreira é professor associado da Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra e investigador no Centro de Estudos e Investigação em Saúde da Universidade de Coimbra (CEISUC).

Óscar Domingos Lourenço é assistente da Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra e investigador no Centro de Estudos e Investigação em Saúde da Universidade de Coimbra (CEISUC).

De entre as principais conclusões que pudemos retirar da utilização do modelo *probit* ordenado, podemos referir que as pessoas mais velhas são menos exigentes face ao sistema de cuidados, assim como os homens e doentes com menos habilitações. Este último enquadramento não tem em conta as diferentes expectativas que as pessoas têm. No entanto, um modelo *probit* ordenado generalizado permite analisar o impacto das diferentes escalas (expectativas) nas pontuações finais.

Concluindo, os valores obtidos nos questionários de satisfação devem ser ponderados de modo a serem comparados e usados pelos profissionais de saúde para uma melhor avaliação da equidade.

Palavras-chave: avaliação auto-relatada, equidade, satisfação, qualidade de cuidados

1. Introdução

A equidade em saúde é frequentemente associada à equidade na obtenção, uso e acesso dos cuidados. Em nosso entender, o conceito de equidade, na sua mais geral designação como equidade em saúde, pode e deve ser estendido para abranger outros aspectos da relação dos cidadãos com o sistema de saúde. Nomeadamente, achamos que também deverá ser objecto de preocupação a equidade na forma como os utentes são atendidos pelas instituições de saúde. É também possível associar-se este conceito às avaliações que os utentes dos serviços de saúde fazem da qualidade dos serviços prestados. A avaliação subjec-

tiva aparece, assim, como fundamental para o estudo desta nova abordagem à noção de equidade.

E aqui, em termos conceptuais, há que distinguir o conceito de resposta de um sistema de saúde do conceito de satisfação dos doentes face aos cuidados prestados por uma determinada instituição. No entanto, em termos de aspectos a ter em conta, isto é, variáveis a medir, à semelhança dos requisitos da OMS para qualquer sistema de saúde (WHO, 2000), também as instituições de prestação de cuidados de saúde devem encarar os seus utilizadores na dupla perspectiva de pessoas/cidadãos com direitos e de consumidores dos serviços de saúde. Os utilizadores devem ser tratados com respeito e com dignidade, devem ver facilitada a sua participação nas tomadas de decisão relativas aos cuidados de saúde, devem manter uma comunicação clara com os prestadores e ver garantida a confidencialidade dos vários encontros médicos. Enquanto consumidores de serviços, devem ter uma resposta pronta às suas necessidades, um acesso fácil a apoio social, devem poder, sempre que possível e aconselhados, escolher o prestador e devem ter asseguradas as amenidades básicas.

Quando qualquer um destes aspectos não está garantido, cria-se um espaço para a legitimidade da insatisfação. A falta de equidade ocorre sempre que diferentes pessoas ou diferentes grupos populacionais sentem que não estão a receber o mesmo tipo de tratamento em situações semelhantes.

Ora, se analisarmos os resultados de qualquer inquérito de satisfação ou de avaliação da qualidade em saúde, verificamos que a forma como as pessoas respondem aos questionários de satisfação e as avaliações que fazem não são independentes das suas próprias características e da experiência que têm do sistema. Esta discrepância — se não for tida em conta — pode afectar a determinação da equidade dos cuidados de saúde, uma vez que valores diferentes podem não representar desigualdade e, muito menos, iniquidade. Por outro lado, idênticos valores de avaliação da qualidade da prestação de cuidados podem esconder iniquidade.

No entanto, alguns autores defendem duas perspectivas para se abordar este assunto. A primeira é ter em conta a relação hipotética entre observações e valores auto-relatados; a segunda pode ser resumida como a alteração dos pontos de corte das categorias de resposta.

De uma forma mais pormenorizada e relativamente ao primeiro aspecto, considera-se que a qualidade é coerentemente avaliada se o valor auto-relatado for idêntico à qualidade observada, significando qualquer desvio uma avaliação incoerente. No entanto, este fenómeno é exactamente o que surge quando são tidas em conta as características dos doentes. Na

verdade, grupos populacionais mais velhos, com menores níveis de rendimento ou apenas formados por homens apresentam sistematicamente avaliações mais positivas do que os níveis de qualidade observados. Por outro lado, observa-se o contrário nas pontuações auto-relatadas por indivíduos jovens, de níveis mais altos de rendimentos ou por mulheres (Groot, 2000).

Analisando o segundo aspecto, e tendo como referência a escala latente da qualidade dos cuidados prestados, os resultados mostram que os extremos das escalas apercebidas e os próprios pontos de corte diferem em diferentes grupos de pessoas (Sadana *et al.*, 2000). Assim, as pessoas com menos expectativas sobre a qualidade dos cuidados prestados utilizam, nas suas avaliações, escalas bem mais curtas, com os extremos mais próximos entre si, do que as pessoas com expectativas mais elevadas. Os próprios intervalos entre estes pontos de corte podem nem sempre ser constantes, acontecendo, por exemplo, que pessoas de um grupo pontuem os cuidados prestados como bons, enquanto outras avaliam os mesmos cuidados como médios ou fracos.

O objectivo deste texto é contribuir para a demonstração de que as pontuações fornecidas pelos doentes, quando é avaliada a satisfação dos cuidados prestados, não dependem apenas da qualidade dos cuidados recebidos, mas são também sensíveis às suas características, incluindo variáveis como grupo etário, sexo, habilitações ou local de residência. Por exemplo, dois indivíduos, um novo e outro idoso, mesmo que recebam o mesmo nível de qualidade de cuidados, poderão avaliar de modo distinto essa mesma qualidade de cuidados. Isto é, se nos referirmos à verdadeira qualidade recebida como Y^* e à sua avaliação como Y , poderemos afirmar que $Y = f(Y^*, C)$, onde C representa um vector de características individuais e Y é medida numa escala de Likert.

Assim, para atingir o objectivo do presente estudo foi estimado um modelo *probit* ordenado com os pontos de corte como função das características pessoais dos indivíduos. Empiricamente, foi utilizada uma amostra de 5322 respostas obtidas de inquiridos de satisfação realizados em 19 hospitais de Portugal continental.

2. Métodos

2.1. Especificação econométrica e técnicas de estimação

Na sequência do que foi anteriormente apresentado, a nossa variável dependente é medida numa escala

ordinal categórica, devendo os métodos analíticos escolhidos ter em conta a sua natureza ordinal. Deste modo, para explicar as variáveis de escolha discreta ordinal foi usado o modelo *probit* ordenado paramétrico. Segue-se uma breve descrição deste modelo. Seja S_i uma variável aleatória ordinal, representando, por exemplo, a satisfação que o indivíduo i tem relativamente aos cuidados recebidos no hospital, podendo tomar valores de 1 a 5 numa escala de Likert. Vamos também supor que Q_i^* é uma variável latente não observada, tentando representar a «verdadeira» qualidade dos cuidados recebidos, e que x_i é um vector coluna contendo o conjunto de variáveis explicativas (com o primeiro elemento de cada vector igual a 1) que explica Q_i^* . Partimos do princípio de que esta variável latente Q_i^* é gerada por uma estrutura de regressão linear, como a que se segue:

$$Q_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde $\varepsilon_i \sim N(0,1)$ é um erro aleatório e β é um vector coluna contendo os coeficientes do modelo.

No entanto, como é sabido, este modelo de regressão não pode ser estimado porque a variável dependente Q_i^* é uma variável latente e, por definição, não observada. A que é observada é a variável ordinal S_i . Por isso, para estimar os parâmetros β na equação (1), temos de definir uma regra que relacione ambas as variáveis e que permita avaliar o impacto de cada regressor na variável latente Q_i^* .

O modo habitual de relacionar a variável latente Q_i^* com a variável S_i é partir do conceito de que as respostas observadas são o resultado de uma relação entre Q_i^* e S_i , como a que se segue:

$$S_i = g[Q_i^*(x_i)] = \begin{cases} 1 & \text{se } -\infty < Q_i^* < \delta_1 \\ 2 & \text{se } \delta_1 \leq Q_i^* < \delta_2 \\ 3 & \text{se } \delta_2 \leq Q_i^* < \delta_3 \\ 4 & \text{se } \delta_3 \leq Q_i^* < \delta_4 \\ 5 & \text{se } \delta_4 \leq Q_i^* < +\infty \end{cases} \quad (2)$$

onde os $\delta_k (k = 1, \dots, 4)$ são pontos de corte na variável latente que caracteriza a transição de uma pontuação categórica observada à seguinte (Tandon *et al.*, 2000).

A partir desta função é fácil gerar a função de probabilidade da variável ordinal S_i como,

$$\begin{aligned} P(S_i = k/x_i) &= P(\delta_{k-1} \leq Q_i^* \leq \delta_k) \\ &= P(\delta_{k-1} \leq x_i' \beta + \varepsilon_i \leq \delta_k) \\ &= P(\delta_{k-1} - x_i' \beta \leq \varepsilon_i \leq \delta_k - x_i' \beta) \quad (3) \\ &= \Phi(\delta_k - x_i' \beta) - \Phi(\delta_{k-1} - x_i' \beta) \end{aligned}$$

para $k = 1, \dots, 5$, onde Φ representa a função de distribuição normal padrão e x_i é, de novo, um vector

coluna contendo o conjunto de variáveis explicativas. Para identificar estatisticamente este modelo precisamos ainda de impor a restrição $\delta_1 = 0$. A forma normal para estimar este modelo é recorrer ao método da máxima verosimilhança.

O modelo *probit* ordenado que acabámos de apresentar, ainda que de um modo breve, pressupõe, entre outras coisas, que cada pessoa i partilhe o mesmo conjunto de pontos de corte com as restantes, ou seja, que a escala usada para avaliar a qualidade dos cuidados recebidos seja a mesma para todas, independentemente das características pessoais. É como se todas as pessoas tivessem o mesmo referencial comum para avaliar a qualidade dos cuidados recebidos. Assim, duas pessoas que tenham recebido a mesma qualidade (não medida) de cuidados Q_i^* relatariam a mesma qualidade, independentemente da sua idade ou de qualquer outra característica pessoal. Dito de outra forma, para o mesmo nível da variável latente, todas as pessoas pontuam um igual nível de satisfação.

Ora, como já foi aflorado anteriormente, isto não é um pressuposto seguro, pois há indícios de que a idade, o sexo, o estilo de vida e a experiência de vida de uma pessoa condicionam as próprias expectativas e moldam-nas no que respeita à avaliação da qualidade dos cuidados.

Por essa razão, no nosso modelo tivemos de relaxar esta restrição implícita dos pontos de corte constantes e deixá-los ser função de algumas características pessoais (por exemplo, sexo, idade) que irão alterar o referencial da avaliação.

Deste modo, no nosso novo modelo, a função que liga Q_i^* e S_i é agora alterada para

$$S_i = h[Q_i^*(x_i), p_1(z_i), p_2(z_i), p_3(z_i), p_4(z_i)] = \begin{cases} 1 & \text{se } Q_i^* < p_1(z_i) \\ 2 & \text{se } p_1(z_i) \leq Q_i^* < p_2(z_i) \\ 3 & \text{se } p_2(z_i) \leq Q_i^* < p_3(z_i) \\ 4 & \text{se } p_3(z_i) \leq Q_i^* < p_4(z_i) \\ 5 & \text{se } Q_i^* \geq p_4(z_i) \end{cases} \quad (4)$$

onde os pontos de corte são $p_k(z_i) = z_i' \beta_k (k = 1, \dots, 4)$. O vector coluna z_i , que se presume ter um impacto nos pontos de corte, pode coincidir com o vector x_i , que influencia a variável Q_i^* . De facto, foi o que fizemos na nossa especificação, utilizando o modelo inicialmente proposto por Bolduc e Poole (1990).

Por isso, quando os vectores coluna z_i e x_i coincidem — condição aqui por nós assumida —, a função de probabilidade de S_i é dada por $P(S_i = k/x_i, z_i) = \Phi(x_i' \beta_k - x_i' \beta) - \Phi(x_i' \beta_{k-1} - x_i' \beta)$. A partir desta equação é fácil ver que este modelo não é estatisticamente identificado. Como fizemos anteriormente no outro modelo, uma restrição normalmente usada para identificar o modelo e, assim, separar os efeitos de

cada variável tanto na variável latente como nos pontos de corte é colocar o primeiro ponto de corte a zero, ou seja, $p_1(x_i) = 0$. Após impor esta restrição no primeiro ponto de corte, a função de probabilidade da variável aleatória S_i é

$$P(S_i = k/x_i) = \begin{cases} P(S_i = 1) = \Phi(-x_i'\beta) \\ P(S_i = 2) = \Phi(x_i'\beta_2 - x_i'\beta) - \Phi(-x_i'\beta) \\ P(S_i = 3) = \Phi(x_i'\beta_3 - x_i'\beta) - \Phi(x_i'\beta_2 - x_i'\beta) \\ P(S_i = 4) = \Phi(x_i'\beta_4 - x_i'\beta) - \Phi(x_i'\beta_3 - x_i'\beta) \\ P(S_i = 5) = 1 - \Phi(x_i'\beta_4 - x_i'\beta) \end{cases} \quad (5)$$

A partir desta função de probabilidade constrói-se a função da verosimilhança logaritimizada, e assim se estimam os parâmetros do modelo.

Da comparação dos modelos agora descritos podemos concluir que, quando aplicamos o modelo *probit* ordenado com pontos de corte constantes, os parâmetros do modelo medem não só o efeito dos regressores na variável latente, mas também o efeito da existência de escalas diferentes. Depois de estimar o modelo *probit* ordenado generalizado temos as seguintes estimativas:

- β , medindo o impacto das variáveis do vector x_i na verdadeira qualidade de cuidados Q^* [não esquecer que pusemos como hipótese o modelo linear de regressão (1)];
- β_k ($k = 2,3,4$), medindo o impacto das variáveis nos diferentes pontos de corte. Recordamos que, como restrição identificadora, partimos do princípio de que o primeiro ponto de corte é marcado em zero, sendo, assim, igual para todos.

Assumindo isto, o modelo (3) é um caso especial de modelo (5) quando todos os vectores β_k são iguais a zero. Para impor que as variáveis tenham igual impacto em todos os pontos de corte temos de assumir que todos os vectores β_k sejam iguais, ou seja, $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$.

Resumindo, para o resto deste artigo, o modelo (3) será chamado *probit* ordenado simples (POS), o modelo (5) será chamado *probit* ordenado generalizado (POG) e a sua versão que apenas impõe que os vectores β_k sejam iguais, isto é, $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$, será chamada *probit* ordenado semigeneralizado (POSG).

Como os nossos modelos são encaixados, para decidir qual o modelo preferível para se ajustar aos dados podemos usar testes de *ratio* de verosimilhança. Por isso, começamos por testar se podemos assumir igualdade entre os β_k (teste POSG vs. POG); se os dados sustentarem o POSG, podemos testar se é exequível presumir que os β_k são iguais a zero (teste POS vs. POSG).

É, assim, essencial começar por testar a hipótese de igualdade entre os β_k . Por isso, em princípio, a equidade é alcançada se os parâmetros β , que mede o impacto de cada regressor em Q_i^* , forem estatisticamente insignificantes, implicando que as diferenças encontradas quando procedemos a comparações simples entre os dados originais se devem à utilização de diferentes escalas para avaliar a qualidade dos cuidados recebidos, e não ao facto de ter havido um tratamento realmente diferente.

2.2. Dados e variáveis

Os resultados empíricos apresentados neste trabalho baseiam-se em 5322 respostas de doentes recentemente internados em 19 hospitais. Estas respostas foram obtidas de questionários enviados ao domicílio dos doentes após a alta e recebidos anonimamente em sobrescritos de resposta sem franquia, também por via postal.

Partimos do princípio de que as características sócio-demográficas e económicas dos doentes e a percepção do seu próprio estado de saúde influenciam a satisfação face aos cuidados hospitalares no que respeita a médicos e enfermeiros. Coloca-se a hipótese de internamentos anteriores também influenciarem as nossas variáveis dependentes. A *Figura 1* apresenta o modelo conceptual utilizado.

No *Quadro 1* apresentamos as definições das variáveis explicativas usadas na análise de regressão.

Com base nestas variáveis, o *Quadro 2* apresenta as principais estatísticas descritivas. Os valores associados às variáveis não numéricas correspondem à proporção de indivíduos da amostra com as referidas características.

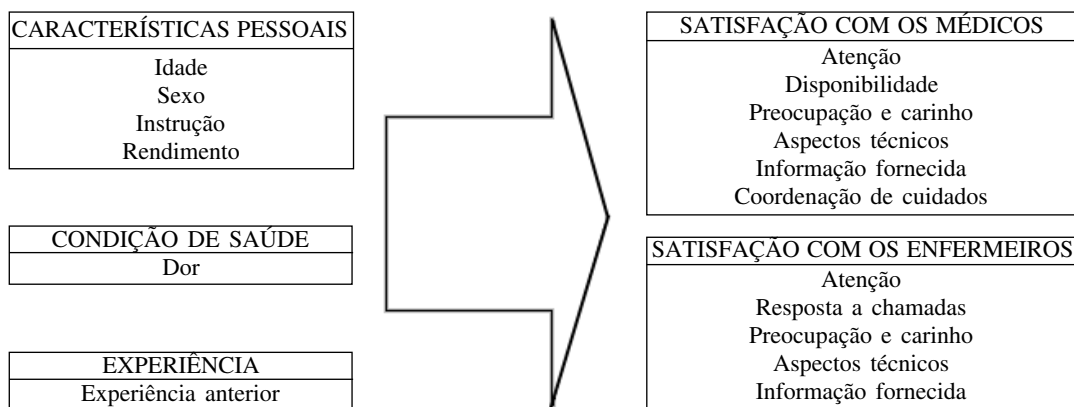
A variável dependente é cada um dos indicadores usados para avaliar a satisfação com os cuidados prestados pelos médicos e pelos enfermeiros. O *Quadro 3* mostra as perguntas associadas a cada variável dependente tratada isoladamente.

Após a estimação do modelo, nas secções seguintes apresentamos os resultados e alguma discussão sobre as conclusões.

3. Resultados

Para evitar repetições desnecessárias seleccionámos apenas os resultados da estimação de algumas variáveis dependentes. Assim, quanto aos médicos, seleccionámos as avaliações de qualidade sobre a sua disponibilidade para com os doentes (*doc_disp*) e a informação a eles fornecida (*doc_info*). Quanto aos enfermeiros, seleccionámos as variáveis correspon-

Figura 1
Modelo conceptual



Quadro I
Definição das variáveis explicativas

Variável	Regressor	Descrição
Idade	Idade	Idade, em anos
Sexo	Feminino	= 1 se o indivíduo é do sexo feminino
	Masculino	= 1 se o indivíduo é do sexo masculino (categoria omitida)
Instrução	baix_inst	= 1 se o indivíduo tem, no máximo, 4 anos de instrução
	med_inst	= 1 se o indivíduo tem um grau de nível secundário (categoria omitida)
	alta_inst	= 1 se o indivíduo tem um grau de nível universitário
Rendimento	baix_rend	= 1 se o indivíduo tem um grau de nível universitário
	med_rend	= 1 se o indivíduo tem um rendimento entre 400 • e 1500 • (categoria omitida)
	alto_rend	= 1 se o indivíduo tem um rendimento > 1500 •
Dor	Dor	= 1 se o indivíduo referiu ter sentido dores durante o internamento
Experiência anterior	Experiência	= 1 se é o primeiro internamento do indivíduo

Quadro II
Estatísticas descritivas das variáveis independentes

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Idade	52,61	19,07	16	98
Feminino	0,61	0,49	0	1
Baix_inst	0,65	0,48	0	1
Alta_inst	0,16	0,37	0	1
Baix_rend	0,74	0,44	0	1
Alto_rend	0,02	0,13	0	1
Dor	0,53	0,50	0	1
Experiência	0,51	0,50	0	1

dentes ao tempo que levaram a responder às chamadas dos doentes (enf_cham), assim como a variável sobre a qualidade de informação por eles prestada (enf_info).

A apresentação dos resultados seguirá os seguintes passos: primeiro, na presença dos modelos *probit* ordenado simples (uma única escala para todos os indivíduos), *probit* ordenado generalizado (diferença de escalas entre indivíduos) e *probit* ordenado semi-generalizado (diferença de escalas entre indivíduos, assumindo que as características pessoais têm igual

efeito sobre todos os pontos de corte), serão feitos testes de *ratio* de verosimilhança para apurar quais os modelos que melhor se adequam aos dados; segundo, serão apresentados e discutidos os resultados do modelo seleccionado.

Por isso, se analisarmos a avaliação da qualidade da disponibilidade dos médicos para com os doentes (variável doc_disp), o modelo mais adequado para descrever os dados é o modelo *probit* ordenado generalizado ($p < 0,001$), com os resultados apresentados no *Quadro IV*.

Quadro III
Perguntas associadas a cada variável dependente

Área de interesse	Variável dependente	Descrição
Médicos	Atenção à situação	Frequência com que os médicos verificaram a evolução do seu estado de saúde
	Disponibilidade	Facilidade de falar com o seu médico
	Preocupação e carinho	Cortesia, respeito, amizade e gentileza com que foi tratado/a pelos médicos
	Aspectos técnicos	Forma como o seu médico fez o diagnóstico, o/a examinou e o/a tratou
	Informação fornecida	Forma como o seu médico o/a informou acerca da sua doença, do tratamento e do que fazer depois da alta
	Coordenação dos cuidados	Forma como os médicos trabalharam em equipa para o/a tratar
Enfermeiros	Atenção à situação	Frequência com que os enfermeiros verificaram a evolução do seu estado de saúde
	Resposta às chamadas	Rapidez com que acorreram a ajudá-lo/a
	Preocupação e carinho	Cortesia, respeito, amizade e gentileza com que foi tratado/a pelos enfermeiros
	Aspectos técnicos	Forma como os enfermeiros desempenharam as actividades de dar os medicamentos ou injeções, de alimentação, higiene e conforto
	Informação fornecida	Forma como os enfermeiros comunicaram com doentes, familiares e médicos

Quadro IV
Resultados do modelo *probit* ordenado generalizado (doc_disp)

	$c_0 + x'c$	$m_2(x)$	$m_3(x)$	$m_4(x)$
Experiência	0,009	- 0,066	- 0,047	- 0,042
Dor	- 0,506**	- 0,019	- 0,124	- 0,234**
Feminino	0,000	0,111	0,193**	0,194*
Idade	0,043**	- 0,004	0,006	0,015
Idade ^2	0,000**	0,000	0,000	0,000
Baix_inst	0,084	0,055	0,043	0,156
Alta_inst	- 0,081	- 0,079	- 0,118	0,018
Baix_rend	0,214**	0,084	0,243**	0,163
Alto_rend	- 0,092	- 0,292	- 0,305	- 0,571*
Constante	0,401	0,911**	1,235**	1,675**

$N = 3,795 - \log L = 5,675$.

* $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

Se analisarmos a avaliação da qualidade da informação fornecida pelos médicos (variável *doc_info*), o teste de *ratio* de verosimilhança revela que o modelo mais apropriado é o modelo *probit* ordenado generalizado ($p < 0,001$), com os resultados apresentados no *Quadro V*.

Analisando a avaliação da qualidade referente ao tempo de resposta dos enfermeiros às chamadas dos doentes

(variável *enf_cham*), o modelo mais adequado é o modelo *probit* ordenado semigeneralizado ($p < 0,001$), com os resultados apresentados no *Quadro VI*.

Olhando para as avaliações da qualidade de informação prestada pelos enfermeiros (variável *enf_info*), a escolha recai sobre o modelo *probit* ordenado simples ($p = 0,07$), com os resultados apresentados no *Quadro VII*.

Quadro V
Resultados do modelo *probit* ordenado generalizado (*doc_info*)

	$c_0 + x'c$	$m_2(x)$	$m_3(x)$	$m_4(x)$
Experiência	0,019	-0,014	-0,105	-0,051
Dor	-0,330**	-0,135	-0,169*	-0,212*
Feminino	0,050	0,239**	0,202*	0,203*
Idade	0,045**	0,020	0,028*	0,031*
Idade ^2	0,000**	0,000	0,000*	0,000
Baix_inst	0,007	0,064	0,154	0,080
Alta_inst	0,012	0,104	0,128	0,159
Baix_rend	0,110	0,077	0,225*	0,259**
Alto_rend	0,092	-0,425	-0,262	-0,155
Constante	0,559	0,176	1,751*	1,295**

$N = 3,70 - \log L = 5,533$.

* $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

Quadro VI
Resultados do modelo *probit* ordenado semigeneralizado (*enf_cham*)

	$c_0 + x'c$	$m_2(x)$	$m_3(x)$	$m_4(x)$
Experiência	0,168*	-0,040	-0,040	-0,040
Dor	-0,365**	-0,114	-0,114	-0,114
Feminino	-0,176*	-0,005	-0,005	-0,005
Idade	0,029**	0,008	0,008	0,008
Idade ^2	0,000**	0,000	0,000	0,000
Baix_inst	0,071	0,108	0,108	0,108
Alta_inst	-0,285**	-0,095	-0,095	-0,095
Baix_rend	0,129	0,130	0,130	0,130
Alto_rend	-0,215	-0,315*	-0,315*	-0,315*
Constante	1,133	0,784**	1,694**	2,390**

$N = 3,735 - \log L = 5,486$.

* $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

4. Discussão

Dos resultados do modelo *probit* ordenado generalizado para a variável *doc_disp* (Quadro IV) podemos realçar que os doentes que sentiram mais dores durante a sua estada no hospital utilizaram uma

escala mais curta do que os que não passaram por tanto sofrimento. Isto é, os coeficientes dos pontos de corte atribuídos à variável «dor» são negativos, em especial o correspondente ao ponto de corte entre as categorias de qualidade muito boa e qualidade excelente, conforme o ilustrado na Figura 2. Isto significa

Quadro VII
Resultados do modelo *probit* ordenado simples (*enf_info*)

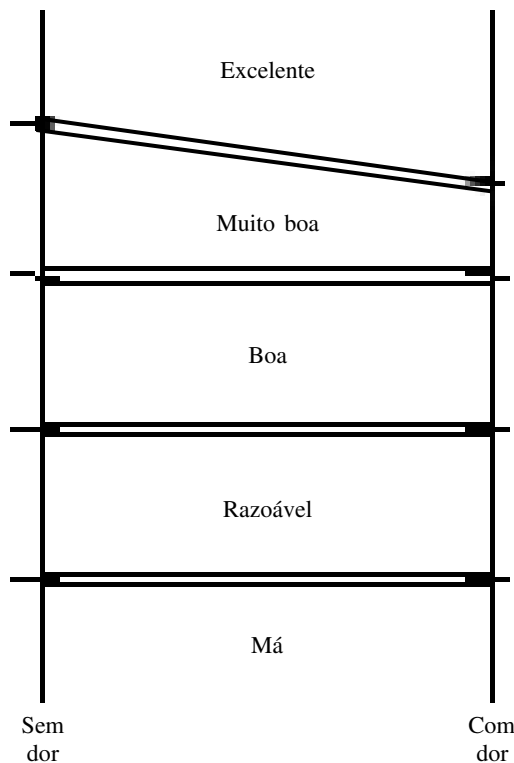
	$c_0 + x'c$	$m_2(x)$	$m_3(x)$	$m_4(x)$
Experiência	0,087*			
Dor	-0,181**			
Feminino	-0,206**			
Idade	0,017**			
Idade ^2	0,000**			
Baix_inst	-0,026			
Alta_inst	-0,114			
Baix_rend	-0,011			
Alto_rend	0,080			
Constante	1,528**	0,990**	1,913**	2,632**

$N = 3,774 - \log L = 5,525.$

* $p < 0,05.$

** $p < 0,01.$

Figura 2
Simulação do impacto da dor na escala da avaliação da qualidade da disponibilidade dos médicos para com os doentes



que, talvez devido à sua grande dependência dos médicos, estes doentes estão mais dispostos a aceitar como boa a disponibilidade do médico e a avaliarem como excelente uma prestação de cuidados que outros indivíduos sem dor ainda poderiam avaliar apenas como muito boa.

No entanto, se olharmos para o impacto da variável independente «dor» na disponibilidade latente dos médicos ($-0,506^{**}$), os resultados apontam para o facto de os médicos estarem, em média, menos disponíveis para os indivíduos que durante o seu internamento tiveram dores.

Partindo do pressuposto de que estes doentes apresentam um estado de saúde mais grave — embora controlado —, o papel esperado dos médicos é mais o de uma prescrição de medicamentos que permitam aliviar os doentes do que estar constantemente a interagir com estes. Até porque, nestas circunstâncias, pouco há que esperar de colaboração dos doentes. Pode também existir um certo fenómeno de «evitação», dado o desconforto de se estar com alguém em sofrimento e, além disso, a incapacidade sentida de se alterar, no imediato, este sofrimento.

Já quanto ao impacto do sexo na escala de referência, passa-se o contrário. As mulheres, em comparação com os homens, parecem usar uma escala mais estendida (os coeficientes dos pontos de corte são positivos, em especial os dois últimos), o que é um sinal claro de que são mais exigentes (ou menos tolerantes) quanto à disponibilidade dos médicos. Esta extensão da escala poderá ser uma explicação da sua menor satisfação em geral no que respeita à qualidade dos cuidados — independentemente dos cuidados que realmente receberam.

Além disso, o parâmetro associado à variável «sexo» no modelo variável latente (0,000) não é estatisticamente relevante, o que significa que a verdadeira disponibilidade do médico parece ser igualmente distribuída por todos os seus doentes, independentemente do sexo. No entanto, quando analisamos o impacto do sexo na qualidade da disponibilidade dada pelo modelo *probit* ordenado simples ($-0,144^{**}$), não presente no *Quadro IV*), podemos comprovar que é um valor bastante significativo. A contradição aparente entre ambas as conclusões deve-se ao facto de o modelo *probit* ordenado simples não levar em conta as diferentes escalas referenciais usadas por homens e mulheres quando avaliam a disponibilidade dos médicos. Em suma, relativamente à dimensão da equidade que este trabalho aborda parece não haver qualquer diferença de qualidade de tratamento entre homens e mulheres.

Quanto ao impacto da idade na escala usada para avaliar a disponibilidade dos médicos [colunas $m_2(x)$ a $m_4(x)$], parece não haver qualquer valor significativo. No entanto, é interessante verificar que o

impacto da idade na variável latente — a verdadeira disponibilidade dos médicos — é positivo, embora pequeno ($0,043^{**}$), e significativo, o que informa que os médicos estão mais disponíveis para os mais idosos do que para os mais jovens. Na nossa opinião, esta discriminação positiva não denuncia qualquer situação de iniquidade, uma vez que os mais idosos estão, de um modo geral, numa situação de maior dependência e, possivelmente, a necessitar de uma maior disponibilidade por parte dos médicos.

Como também se pode ver no *Quadro IV*, a instrução não desempenha qualquer papel na explicação da disponibilidade dos médicos para os doentes. O mesmo acontece com as pessoas de maior rendimento. No entanto, os nossos resultados mostram que os médicos estão mais disponíveis para pessoas com menos recursos, como é indicado no coeficiente de baixo rendimento estatisticamente significativo ($0,214^{**}$). Um alto rendimento não desempenha qualquer papel na explicação da verdadeira disponibilidade dos médicos ($-0,092$), mas tem impacto na escala. Na verdade, o último ponto de corte usado pelos doentes para distinguir entre as categorias «muito bom» e «excelente» ($-0,571^*$) está numa posição mais baixa relativamente ao usado por pessoas de rendimento médio, a categoria excluída. Isto pode ser explicado pelo facto de os indivíduos desta categoria de rendimentos poderem estar mais informados relativamente ao que é realista esperar-se da disponibilidade dos médicos. Assim sendo, podem avaliar como excelente uma prestação que outros ainda classificam como muito boa.

No modelo *probit* ordenado generalizado utilizado para explicar a variável *doc_info* (*Quadro V*), encontramos uma situação semelhante relativamente ao impacto dos regressores na variável latente. Por outras palavras, a dor e a idade têm parâmetros estatisticamente relevantes; a dor tem um valor negativo ($-0,330^{**}$), enquanto a idade tem um valor positivo ($0,045^{**}$). Todas as outras variáveis são estatisticamente não significativas nos níveis normais, o que significa que não contribuem para explicar a variável latente.

Analisando agora o efeito dos diferentes regressores nas escalas usadas para avaliar as informações dadas pelos médicos, a escala de referência usada pelas pessoas com dores é curta quando comparada com a das pessoas sem dores. Este resultado está em sintonia com o anteriormente encontrado.

Já quando consideramos as avaliações fornecidas por mulheres comparadas com as dos homens, passa-se o contrário. Mais uma vez, este efeito na escala de referência é coerente com a evidência empírica de que as mulheres são mais exigentes do que os homens no que diz respeito às informações prestadas pelos médicos. Contrariamente aos resultados encontrados na variável dependente *doc_disp*, onde a idade não era um

factor capaz de influenciar a escala de referência, aqui a idade expande a escala de referência. O rendimento baixo tem exactamente o mesmo efeito. Pessoas mais velhas e com menor rendimento têm mais expectativas quanto aos cuidados recebidos do que indivíduos jovens e ricos. Diferenças de avaliações podem não ser consequência de iniquidade.

Relativamente às variáveis referentes aos enfermeiros, «enf_cham» e «enf_info», é interessante verificar que o modelo que melhor se adequa já não é o *probit* ordenado generalizado, mas sim o *probit* ordenado semigeneralizado e o *probit* ordenado simples, respectivamente. Esta alteração de *probit* ordenado generalizado para *probit* ordenado semigeneralizado corresponde a uma assunção de impacto igual de cada variável em todos os pontos de corte. A mudança de *probit* ordenado generalizado para *probit* ordenado simples corresponde a uma presunção de pontos de corte constantes, ou seja, cada doente partilha a mesma escala de referência. Especulando um pouco, estas alterações de modelos podem ser uma consequência de uma maior importância dada pelos doentes aos médicos comparada com a importância dada aos enfermeiros.

Os principais resultados dos *Quadros VI e VII* são, em geral, semelhantes aos apresentados nos dois quadros anteriores. A única excepção digna de realce é a variável relacionada com anterior experiência, em que o valor 1 significa a primeira estada ou sem experiência (como é explicado no *Quadro I*). Na verdade, a falta de experiência anterior (não há expectativas baseadas na experiência) parece ter um impacto positivo tanto no tempo que os doentes têm de esperar pela resposta dos enfermeiros (0,168*) como na qualidade das informações dadas por eles (0,087*). Ou seja, a qualidade dos cuidados prestados pelos enfermeiros aos doentes com frequentes estadas no hospital parece ser inferior. Pode ser porque se trata de situações mais crónicas com necessidade de uma menor intensidade de cuidados. De qualquer modo, parece ser um caso de aparente iniquidade, pelo menos aos olhos dos doentes, como resultado de uma menor atenção dispensada à informação necessária para termos utilizadores dos serviços de saúde cada vez mais informados e esclarecidos. O tratamento com dignidade e respeito exige este tipo de cuidados.

5. Conclusões

As principais conclusões que se podem retirar deste estudo são de duas ordens:

- Ao analisar as pontuações de avaliação dadas pelos doentes quando julgam a qualidade dos cui-

dados prestados, temos de ter em conta a influência de características como a idade, sexo, rendimento e experiência anterior na escala de referência usada para fazer estas avaliações.

Se as características dos doentes não forem tidas em conta, poderemos proceder a inferências erradas no que respeita ao impacto das variáveis na verdadeira qualidade dos cuidados. Por exemplo, as mulheres tendem a dar uma pontuação inferior porque normalmente usam uma escala mais estendida na avaliação, não porque tenham recebido cuidados de qualidade inferior. A sua aparente maior experiência reflecte-se na utilização de uma escala de avaliação maior do que a dos homens;

- As pontuações mais baixas que alguns grupos de doentes dão quando estão a julgar a qualidade de cuidados que lhes foram prestados não significam necessariamente que tenham recebido tratamentos de qualidade inferior nem que os cuidados tenham sido prestados sem equidade.

Por exemplo, a idade tende a estar associada a parâmetros positivos, querendo isto dizer que foram prestados «mais cuidados» nos indivíduos mais idosos, o que, na nossa opinião, não significa necessariamente um sinal de falta de equidade em relação a doentes mais jovens. Os mais idosos têm normalmente mais necessidade de cuidados do que os doentes mais novos. Por isso, dar mais cuidados a um doente que tem mais necessidade desses cuidados é sinónimo de uma prestação de cuidados equitativa e apropriada.

Resumindo, os nossos resultados não comprovam falta de equidade na resposta dada aos doentes pelos prestadores de cuidados nos hospitais.

Tal como explicado atrás, pretendeu-se delinear um modelo econométrico que tivesse a capacidade de discriminar, por um lado, os efeitos das características pessoais na variável latente e, por outro, os efeitos das mesmas características nos pontos de corte. O modelo por nós utilizado foi baseado nos trabalhos de Bolduc e Poole (1990), tendo como principal objectivo a especificação de um modelo que permitisse generalizar o modelo *probit* ordenado, reflectindo o facto de os indivíduos poderem ter pontos de corte diferentes. Também Groot (2000) usa uma especificação econométrica similar, apenas com a diferença de, ao modelar a variável ordinal estado de saúde auto-avaliado, não utilizar pontos de corte estocásticos dependentes de uma componente de erro, mas sim determinísticos. O problema da identificação matemática do modelo (as mesmas variáveis entrarem no modelo estrutural e nas expressões dos pontos de corte), à semelhança de outros autores, foi

por nós ultrapassado através da colocação a zero do primeiro ponto de corte.

É importante aqui realçar que esta não é a única forma de abordar a questão inicial de discriminar efeitos das características pessoais na variável latente e nos pontos de corte. Por exemplo, Lindeboom e Doorslaer (2003), num documento de trabalho, propõem uma alternativa à utilização do modelo *probit* ordenado generalizado. No entanto, esta alternativa requer a existência de mais variáveis, nomeadamente de natureza mais objectiva.

O problema da imposição de cardinalidade em respostas ordinais como a que usámos na avaliação da satisfação dos doentes está também a ser objecto de estudo e de investigação (Doorslaer e Jones, 2003). Deste modo, é nossa intenção estarmos atentos ao desenvolvimento de novas abordagens de modo a validarmos o modelo e os resultados obtidos neste estudo.

□ Referências bibliográficas

BOLDUC, D.; POOLE, E. — Ordinal probit model with random bounds. *Economics Letters*. 33 (1990) 239-244.

DOORSLAER, E. van; JONES, A. — Inequalities in self-reported health : validation of a new approach to measurement. *Journal of Health Economics*. 22 (2003) 61-87.

GROOT, W. — Adaptation and scale of reference bias in self-assessments of quality of life. *Journal of Health Economics*. 19 (2000) 403-420.

LINDEBOOM, M.; DOORSLAER, E. van — Cut-point shift and index shift in self-reported health. Rotterdam, The Netherlands : Tinbergen Institute, 2003. (Discussion paper; TI 2003-042/3).

SADANA, R., *et al.* — Comparative analyses of more than 50 household surveys on health status. Geneva : Global Programme on Evidence for Health Policy. World Health Organization, 2000 (GPE Discussion Paper Series, 15).

TANDON, A., *et al.* — Statistical models for enhancing cross-population comparability : the global burden of disease 2000. Cambridge, MA : Harvard Burden of Disease Unit. Center for Population and Development Studies, 2001. (The Global Burden of Disease 2000 in Aging Populations. Research Paper; 14)

WHO — World Health Report 2000. Geneva : World Health Organization, 2000.

□ Summary

SUBJECTIVE ASSESSMENTS ABOUT QUALITY: CONTRIBUTION TO STUDIES OF EQUITY

Equity in health is usually seen by citizens as justice in the attainment, use and access of health care. In our understanding, the meaning of this concept may and should include other aspects about the relationship of the citizens with the health system, e. g., the way they are received and treated technically and humanly by the health care settings. The assessments of the satisfaction citizen have after experiencing the provision of care is revealing of their perception of equity.

However, equal treatment may be assessed by patients with different satisfaction scores. This is mainly due to the relationship between the patients' personal characteristics and the scales actually used by them in the assessments.

The current paper aims at contributing to the evidence that the scores provided by patients when assessing their own satisfaction are sensitive to personal characteristics such as age group, gender, education and income.

Based on several thousands of patients' satisfaction answers, we estimated ordered probit models with variable thresholds. In this study, these thresholds were a function of the patients' personal characteristics.

Among the main conclusions we were able to withdraw from the utilization of the ordered probit model, we may state that older people are less demanding regarding the health care system, as well as, men and less educated patients. This last framework does not take into account the different expectations people have. However, a generalized ordered probit model allows us to analyze the impact of different scales (expectations) in the final scores.

Summarizing, the scores obtained from satisfaction questionnaires, should be weighted in order to be able to be comparable and used by health professionals towards a better equity.