

NOTAS ECONÓMICAS

25

**ÓSCAR LOURENÇO / CARLOTA QUINTAL
PEDRO L. FERREIRA / PEDRO P. BARROS**

A EQUIDADE NA UTILIZAÇÃO DE CUIDADOS DE SAÚDE
EM PORTUGAL: UMA AVALIAÇÃO BASEADA EM MODELOS
DE CONTAGEM

MIGUEL LEBRE DE FREITAS

SOBRE A PERDÀ DE ÍMPETO NO PROCESSO DE CONVERGÊNCIA DA ECONOMIA
PORTUGUESA: UMA ABORDAGEM DOGMÁTICA

JOÃO PEREIRA

MOBILIDADE GEOGRÁFICA E DISTÂNCIA DA DESLOCAÇÃO EM PORTUGAL

**ANTÓNIO GOMES DE MENEZES /
DARIO SCIULLI**

INTER-HOUSEHOLD PRIVATE TRANSFERS AND UNDERLYING MOTIVES:
EVIDENCE FOR BULGARIA



A Equidade na Utilização de Cuidados de Saúde em Portugal: uma avaliação em modelos de contagem*

Oscar Lourenço / Carlota Quintal / Pedro L. Ferreira / Pedro P. Barros

Faculdade de Economia da UC / CEIS-UC / Faculdade de Economia da UNL

resumo

Desde a criação do Serviço Nacional de Saúde, a promoção da equidade no acesso aos cuidados médicos tem sido parte integrante dos objectivos da política de saúde. O objectivo do presente artigo é o de avaliar a existência ou não de equidade na utilização de cuidados médicos. Recorrendo à técnica de regressão especificaram-se dois modelos de contagem: o modelo binomial negativo e o de classes latentes. Os dados provêm do Inquérito Nacional de Saúde, 1998/99. Para medir a utilização de cuidados usamos o número de consultas efectuadas num período de três meses.

Concluimos que para o caso da população global persistem factores não relacionados com o estado de saúde inibidores do acesso. No entanto, o modelo de classes latentes revela dois cenários distintos: na classe latente dos utilizadores ocasionais conclui-se pela ausência de equidade, enquanto que na classe dos utilizadores recorrentes não se pode rejeitar a hipótese de equidade.

résumé / abstract

Depuis la création du Service National de Santé, la promotion de l'équité dans l'accès aux soins médicaux a toujours fait pleinement partie des objectifs de la politique de santé. Le présent article a pour but d'évaluer l'existence ou non d'équité dans le recours aux soins médicaux. A partir de la technique de régression, il a été spécifié deux modèles de comptage: le modèle binomial négatif et celui de classes latentes. Les données sont celles de l'Enquête Nationale de Santé, effectuée en 1998/99. Pour mesurer le recours aux soins, nous avons considéré le nombre de consultations effectuées sur une période de trois mois. Nous en avons conclu que, en ce qui concerne la population globale, des facteurs, sans rapport avec l'état de santé, et inhibiteurs d'accès subsistent. Toutefois, le modèle de classes latentes révèle deux cas de figure distincts: dans la classe latente des utilisateurs occasionnels, on peut conclure à l'absence d'équité, alors que dans la classe des utilisateurs réguliers, on ne peut écarter l'hypothèse d'équité.

Since the creation of the National Health Service, equity in the access to health care has been one key objective of health policy. This paper aims at assessing whether this goal of equity has been achieved or not. To attain this objective, we specify two count data regression models: the negative binomial and the latent class. The data set comes from the National Health Survey, 1998/99. As a measure of health care utilisation, we use the total number of doctor visits in a three month period.

We conclude that for the overall population there are non-need factors that still affect medical care utilisation. The latent class model reveals however two distinct scenarios: for the latent class of occasional users, the results suggest that equity is not achieved, while for the latent class of regular users, we cannot disregard the hypothesis of equity.

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de um avaliador anónimo que contribuíram para melhorar o presente artigo.

Classificação JEL: C14; I19

1. Introdução



A promoção da equidade aparece como um dos objectivos centrais da política de saúde em Portugal, tal como num conjunto generalizado de países, nomeadamente, os países da União Europeia. O reconhecimento político da equidade como um objectivo no domínio da saúde pode ser considerado relativamente tardio no nosso país pois é apenas com a Constituição da Republica Portuguesa, em 1976, que as questões do direito à saúde e do acesso universal aos cuidados de saúde emergem pela primeira vez como uma meta a atingir e numa época conturbada da sociedade portuguesa. Mais tarde, em 1979, a criação do Serviço Nacional de Saúde (SNS) vem reforçar esta intenção de colocar a equidade entre os objectivos primordiais da política de saúde. Posteriormente, a Lei de Bases da Saúde (LBS) reitera a relevância que havia sido atribuída à equidade, podendo ler-se neste documento que “É objectivo fundamental obter a igualdade dos cidadãos no acesso aos cuidados de saúde, seja qual for a sua condição económica e onde quer que vivam” – Lei nº48/90 de 24 de Agosto, na Base II, 1-a).

Sendo consensual o reconhecimento da equidade como uma meta fundamental a atingir, não há, em Portugal, um enquadramento normativo bem definido para o conceito de equidade a prosseguir em termos de política de saúde (Oliveira e Bevan, 2003). Da análise de documentos legais e programáticos, Pereira (1990) conclui que uma das interpretações principais do conceito de equidade, no contexto português, seguindo aliás o exemplo de outros países, é a de “igual acesso para igual necessidade”, dissociando assim o acesso aos cuidados de saúde de qualquer capacidade de pagar. De facto, é notória a preocupação do legislador com as possíveis restrições no acesso aos cuidados de saúde, motivadas por factores de ordem económica, social ou geográfica, isto é, restrições motivadas por factores independentes da necessidade de receber cuidados. Torna-se pertinente, no entanto, questionar se esta meta tem sido atingida ou, se pelo contrário, no sistema de saúde português ainda persiste algum grau de iniquidade relacionada com variáveis que não reflectem necessidade de cuidados de saúde.

Equidade não implica contudo igual acesso para todos os cidadãos, dado que há uns que têm maior necessidade do que outros. Uma diferenciação no acesso com base em diferentes graus de necessidade é pois compatível com a noção de equidade, mais concretamente com a noção de equidade vertical. Contudo, para um dado nível de necessidade, o acesso aos cuidados de saúde deve ser igual para todos os cidadãos, independentemente do seu rendimento, género, local de residência, etc., estando neste caso envolvido o conceito de equidade horizontal (Wagstaff e van Doorslaer, 2000). É esta última vertente da equidade que é abordada no presente estudo.

O objectivo deste artigo é o de avaliar a existência ou não de equidade na utilização de cuidados de saúde em Portugal, recorrendo à estimação e especificação de um modelo de classes latentes.

Esta metodologia permite gerar grupos (latentes) de indivíduos, que podem diferir entre si no grau de necessidade (não observado), permitindo assim analisar a existência de equidade separadamente em cada um destes grupos. Por exemplo, num cenário em que a população se divide em duas sub-populações latentes, se numa das classes se verificar a existência de iniquidade na utilização de cuidados de saúde relacionada, por exemplo com o rendimento, e na outra verificar-se a existência de equidade, então, uma especificação econométrica que não seja sensível à existência dessas sub-populações latentes, produzirá um resultado quanto à existência de equidade que será apenas uma média ponderada do que acontece em cada uma das sub-populações. A conclusão final dependerá assim da intensidade de equidade ou de iniquidade na sub-população latente dominante.

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes do Inquérito Nacional de Saúde, 1998/99. Para medir a utilização de cuidados usamos o número total de consultas efectuadas num período de três meses. As variáveis explicativas são o rendimento, variáveis sócio económicas,



variáveis representativas do estado de saúde, para além de outras que podem influenciar a utilização de cuidados.

O presente artigo está organizado da seguinte forma: na secção 2, são abordadas questões metodológicas; na secção 3, apresentam-se os dados e variáveis; na secção 4, apresentam-se os principais resultados avançando-se possíveis explicações para os coeficientes gerados pelos modelos; enquanto que na secção 5 se discutem as implicações dos resultados em termos de política de saúde; e finalmente, na secção 6, apresentamos uma conclusão global.

2. Metodologia de Análise

2.1. Aspectos metodológicos em testes de existência de equidade

A avaliação da existência de equidade ou iniquidade relativa a uma dada variável, utilizando técnicas de regressão, pode ser apresentada nos seguintes termos: Seja m_i um indicador de consumo de cuidados de saúde do indivíduo i (por exemplo o número de consultas médicas num dado período de tempo), h_i o seu estado de saúde, r_i o seu rendimento, e finalmente, x_i um vector de características, do indivíduo i , determinantes do consumo de cuidados de saúde. Pretende-se estimar a equação de regressão que se especifica a seguir

$$m_i = \beta_0 + \beta_h h_i + \beta_r r_i + \beta_x' x_i + \epsilon_i \quad (1)$$

Naturalmente, para concluir acerca da existência ou inexistência de equidade relativa, por exemplo, ao rendimento, testa-se a hipótese estatística que a seguir se formula

$$H_0 : \beta_r = 0 \text{ vs } H_1 : \beta_r \neq 0$$

Na utilização desta técnica de regressão levantam-se, porém, algumas questões (Wagstaff e van Doorslaer, 2000).

Uma primeira questão é como medir h_i , encarada como uma proxy de necessidade. Neste artigo medimos estado de saúde principalmente através de um vector de variáveis que indicam a presença ou ausência de doença. Reconhecemos, contudo, que medir a saúde dos indivíduos desta forma não é o ideal pois estas medidas imperfeitas apenas reflectem uma parte do verdadeiro estado de saúde dos indivíduos. Assim, as dimensões de estado de saúde não observadas vão contribuir para a existência de heterogeneidade individual não observada, o que, como veremos adiante, terá de ser explicitamente incorporada no modelo de regressão a especificar.

Uma outra questão diz respeito à inclusão, na equação de regressão, de variáveis de interacção entre estado de saúde (h_i) e, por exemplo, rendimento (r_i). Se a equação de regressão não incluir o referido termo de interacção, isso equivale a assumir *a priori* que o resultado de equidade ou de iniquidade relativo ao rendimento é independente do estado de saúde dos indivíduos. O problema fundamental com a execução desta sugestão tem a ver, mais uma vez, com as dificuldades de medição da saúde através de inquéritos individuais. Como referido atrás, é comum avaliar a saúde através de um vector de variáveis, geralmente variáveis binárias, que conjuntamente dão alguma informação, mas que isoladamente pouco significam, donde é muito provável que as interacções entre cada uma destas variáveis e o rendimento não revelem qualquer significância estatística, indicando assim que os resultados de equidade, relativa ao rendimento, são independentes do estado de saúde do indivíduo¹. Contudo, estes resultados

1 De facto, estimámos alguns modelos de regressão em que introduzimos termos de interacção entre o rendimento e cada variável representativa do estado de saúde e concluímos pela inexistência de significância estatística.

podem ser enganadores e derivarem do modo como se está a medir estado de saúde. O adequado seria introduzir na equação de regressão a interação entre o rendimento e uma medida latente de estado de saúde cujo espectro fosse de muito doente a muito saudável, permitindo assim avaliar a equidade para a população dos doentes e para a população dos saudáveis.

Ultrapassados estes desafios metodológicos, pareceria simples especificar um modelo para avaliar a existência de equidade. Bastaria estimar o modelo de regressão [1] apresentado atrás. Contudo, a natureza da variável indicadora de consumo de cuidados de saúde condiciona a gama de opções do investigador relativamente ao modelo de regressão mais adequado.

No caso deste artigo a variável dependente tem características próprias que inviabilizam a utilização de modelos de regressão linear porque a variável a explicar – o número total de consultas médicas efectuadas num período de três meses – representa o número de eventos ocorridos num período de tempo, tomando apenas valores não negativos e inteiros. Consequentemente, as técnicas de máxima verosimilhança baseadas em distribuições de suporte discreto são potencialmente mais eficientes permitindo fazer inferência mais válida, relativamente ao que aconteceria se se usasse o modelo de regressão linear (Cameron e Trivedi, 1986; Grootendorst, 1995).

2.2. Modelos de regressão baseados em dados de contagem

O modelo de regressão de Poisson é o modelo de referência quando se trata de especificar modelos econométricos para variáveis dependentes inteiras e não negativas (Cameron e Trivedi, 1986; Mullahy, 1986).

Seja y_i a variável de contagem e \mathbf{x}_i um vector ($k \times 1$) de variáveis independentes explicativas. O modelo de regressão de Poisson é obtido assumindo que a variável dependente ($y_i | \mathbf{x}_i$) segue uma distribuição de Poisson, cuja função de probabilidade é dada por

$$P(Y_i = y_i | \mathbf{x}_i) = \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (2)$$

onde o parâmetro

$$\lambda_i = E(y_i | \mathbf{x}_i) = \exp(\mathbf{x}_i' \beta) \quad (3)$$

representa a média condicional da distribuição. Apesar de este ser o modelo de referência na análise de variáveis de contagem, raramente se tem mostrado adequado para modelar fenómenos que ocorrem na realidade que o sector da saúde representa. O modelo de regressão de Poisson impõe que o fenómeno subjacente se enquadre numa estrutura demasiado rígida, assumindo, por exemplo, a hipótese de 'equidispersão', ou seja a hipótese de igualdade entre a média e a variância condicionais da distribuição, ou seja

$$E(y_i | \mathbf{x}_i) = V(y_i | \mathbf{x}_i) \quad (4)$$

Vários estudos têm provado empiricamente que esta imposição do modelo raramente é verificada, sendo a situação mais corrente aquela em que variância condicional excede a média condicional, situação denominada por 'sobredispersão'. Uma outra constatação empírica na





análise de dados de contagem é a existência de uma maior proporção de zeros do que aquilo que é consistente com a distribuição de Poisson (Mullahy, 1997; Cameron e Trivedi, 1998), problema denominado como 'excesso de zeros'. Estes dois resultados empíricos, 'sobredispersão' e 'excesso de zeros', fazem com que a aplicação do modelo de regressão de Poisson não se tenha revelado adequada, sendo necessário especificar modelos alternativos que não imponham restrições tão exigentes.

Segundo vários autores, 'sobredispersão' e o 'excesso de zeros' são o efeito da existência de heterogeneidade individual não observada e não integrada na especificação do modelo (Grootendorst, 1995; Gourieroux e Visser, 1997; Mullahy, 1997). Assim, vários modelos de regressão alternativos têm sido propostos. Geralmente são modelos baseados em distribuições discretas mais gerais, que correspondem a especificações que integram um termo aleatório para representar a heterogeneidade não observada. Note-se que, no caso concreto da especificação de modelos explicativos da utilização de cuidados de saúde, é muito importante considerar a heterogeneidade não observada, que advém principalmente das limitações na medição do estado de saúde dos indivíduos.

Os modelos alternativos mais utilizados do ponto de vista das aplicações no âmbito da economia da saúde são o modelo Binomial Negativo (BINEG), o modelo de Barreira (modelo Hurdle na sua denominação original) e o modelo de Classes Latentes (MCL). Neste artigo vamos apenas considerar modelos de regressão binomiais negativos e de classes latentes.

2.2.1. Modelos de regressão baseados em dados de contagem

O modelo de regressão Binomial Negativo (BINEG) pode ser obtido a partir do modelo de regressão de Poisson incluindo na especificação da média deste último uma componente aleatória (contínua) para representar a heterogeneidade não observada. Marginalizando, e sob algumas condições acerca da distribuição dos factores não observados, obtém-se o modelo de regressão binomial negativo (Hausman et al., 1981; Cameron e Trivedi, 1986; Cameron e Trivedi, 1998; Winkelmann, 2003; Cameron e Trivedi, 2005).

A função de probabilidade deste é dada por

$$f(y_i | \mathbf{x}_i) = \frac{\Gamma(y_i + \eta_i)}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\eta_i)} \left(\frac{\eta_i}{\lambda_i + \eta_i} \right)^{\eta_i} \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_i + \eta_i} \right)^{y_i} \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (5)$$

onde $\Gamma(\cdot)$ representa a função Gama(\cdot), $y_i = \exp(\mathbf{x}_i' \beta)$, $\eta_i = \left(\frac{1}{\alpha} \right) \lambda_i^k$ e o parâmetro $\alpha (> 0)$ mede o grau de sobredispersão. A constante k é arbitrária e determina a relação funcional existente entre a média e a variância condicionais, dadas respectivamente por

$$E(y_i | \mathbf{x}_i) = \lambda_i = \exp(\mathbf{x}_i' \beta) \quad \text{e} \quad V(y_i | \mathbf{x}_i) = \lambda_i + \alpha \lambda_i^{2-k} \quad (6)$$

Nas aplicações empíricas k é um parâmetro fixo. Fazendo $k = 1$ dá origem ao modelo de regressão binomial negativo I (BINEG I), enquanto que fazendo $k = 0$ obtém-se o modelo binomial negativo II (BINEG II). A diferença entre estas duas versões do modelo é a forma como se especifica a variância, que no caso do modelo binomial negativo I é especificada como uma função linear da média, enquanto que no caso da binomial negativa II, é especificada como uma função quadrática da média.

2.2.2. Modelo de Classes Latentes

Os modelos de classes latentes (MCL), também denominados modelos de mistura finita, são outra alternativa para incluir a heterogeneidade não observada (que se assume de natureza discreta) na especificação do modelo. Esta classe de modelos tem sido aplicada ao estudo de problemas de vários domínios desde há algum tempo (Gritz, 1993; Wedel et al., 1993; Wang et al., 1998). Foram Deb e Trivedi (1997) os pioneiros da aplicação desta metodologia ao estudo de problemas no âmbito da economia da saúde. São múltiplas as suas aplicações ao estudo e análise da utilização de cuidados de saúde. A título de exemplo, podemos citar, Deb e Trivedi (1997; 2002), Deb e Holmes (2000), Bago d'Uva (2005; 2006), Lourenço e Ferreira (2005), Sarma e Simpson (2006), entre outros.

A especificação de um modelo de classes latentes assume que a população está dividida em P sub-populações (latentes) em proporções (desconhecidas) $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_p$, onde $0 < \pi_p < 1, c = 1, \dots, P$ e $\sum_{c=1}^P \pi_c = 1$. A função de probabilidade do modelo com P -pontos de suporte é definida como,

$$f(y_i | \mathbf{x}_i; \theta) = \sum_{c=1}^P \pi_c f_c(y_i | \mathbf{x}_i, \theta_c) \quad (7)$$

Nesta especificação os π_c são parâmetros a estimar juntamente com todos os outros parâmetros do modelo, e $\pi_p = 1 - \sum_{c=1}^{P-1} \pi_c$. As funções de probabilidade $f_c(y_i | \mathbf{x}_i, \theta_c)$ são denominadas as distribuições componentes da mistura. Apesar destas poderem ser especificadas como pertencendo a diferentes famílias de funções probabilidade, as aplicações práticas têm privilegiado as especificações onde estas distribuições pertencem à mesma família.

A utilização do modelo MCL requer que se escolha, por um lado, o número de classes latentes, e por outro lado, uma forma funcional para as distribuições componentes da mistura. Neste artigo consideramos apenas modelos com duas classes latentes. Esta opção deve-se a que, por um lado, a maior parte dos resultados empíricos obtidos sugerem que duas classes são suficientes para um bom ajustamento estatístico (Deb e Trivedi, 1997; Deb e Holmes, 2000; Deb e Trivedi, 2002; Atella et al., 2004; Bago d'Uva, 2005; Lourenço e Ferreira, 2005)², por outro lado, mais do que duas classes latentes poderia levar a uma sobreparameterização do modelo com a consequente instabilidade no processo de estimação³. Relativamente à forma funcional para as distribuições componentes consideramos funções de probabilidade da família binomial negativa, ambas as versões, BINEG I e BINEG II (Deb e Trivedi, 1997; Deb e Holmes, 2000; Gerdtham e Trivedi, 2001; Deb e Trivedi, 2002; Bago d'Uva, 2006).

Deb e Trivedi (1997; 2002) e Wedel et al. (1993) apresentam um conjunto de vantagens desta especificação sobre outras especificações mais standard. Destas vantagens destacamos a sua simplicidade conceptual e o facto de ser uma abordagem semi-paramétrica, no sentido em que não é necessário especificar qualquer distribuição que governe o termo aleatório que representa a heterogeneidade não observada. Mais importante, esta especificação fornece uma representação natural e intuitiva da heterogeneidade não observada num número finito de classes latentes, em que cada uma delas pode ser vista como um grupo ou tipo de indivíduos que partilham certas características não observadas (Cameron e Trivedi, 1998). A geração das classes, ou segmentos da população, é motivada por factores que contribuem para explicar a

2 Contudo, pelo menos dois estudos concluíram que três classes latentes seriam o número apropriado (Deb, 2001; Bago d'Uva, 2005).

3 De facto, em algumas experiências tentámos estimar modelos com três classes latentes encontrando dificuldades no processo de optimização.





utilização de cuidados de saúde, mas que não são observados. Deb e Trivedi (2002) argumentam que a heterogeneidade não observada que gera as classes latentes é constituída por aspectos do estado de saúde de longo prazo não 'representados' de forma completa pelas variáveis de estado de saúde existentes nos inquéritos. Como os mesmos autores referem, no caso de duas populações latentes, uma delas será vista como a população dos 'doentes', caracterizada por conter indivíduos com um elevado consumo de cuidados de saúde, e a população dos indivíduos 'saudáveis', formada por indivíduos que apresentam, em média, uma baixa utilização de cuidados médicos. Finalmente, uma outra vantagem dos MCLs é que permitem enriquecer as análises do ponto de vista da interpretação dos resultados. Nesta realidade conceptual, para além da análise dos resultados com o objectivo de fazer inferência para a (*super*)população, esta metodologia, ao permitir estimar os parâmetros de distribuições associadas a diferentes grupos latentes, permite-nos fazer um estudo parcelar por sub-população.

Do ponto de vista do estudo da equidade, tal como referido na parte introdutória desta secção, também os modelos de classes latentes apresentam a vantagem de poderem ser interpretados como um modelo de regressão em que existem variáveis de interacção entre todos os regressores e as P medidas compósitas de estado de saúde (não observadas) que caracterizam os indivíduos pertencentes a cada classe latente. Assim, o modelo de classes latentes permite avaliar o impacto das variáveis de não necessidade em cada uma das classes latentes cujos indivíduos são caracterizados por um determinado estado de saúde não observado.

Os MCLs são estimados recorrendo ao método da máxima verosimilhança, cuja função foi programada e maximizada recorrendo ao Stata 9.0.

3. Dados e Variáveis

Todos os resultados empíricos apresentados neste artigo são baseados em dados do Inquérito Nacional de Saúde (INS), levado a cabo pelo Instituto Nacional de Saúde Dr. Ricardo Jorge. Foram inquiridos entre Outubro de 1998 e Setembro de 1999 48,606 indivíduos. O INS fornece-nos dados socioeconómicos, de estilos de vida, indicadores de estado de saúde, bem como dados acerca da utilização dos serviços de saúde, tudo isto a um nível individual, o que torna este inquérito um importante instrumento para analisar, por entre outras, a vertente económica dos cuidados de saúde (Ministério da Saúde – Instituto Nacional de Saúde, 1999).

Apesar de a amostra completa relativa ao INS incluir informação relativa a 48,606 indivíduos, os nossos resultados baseiam-se numa amostra mais reduzida, de 42,501. Por um lado eliminámos todos os indivíduos que indicaram serem subscritores de um seguro de saúde privado (cerca de 4.8% da amostra total) e por outro eliminámos também todos os registos com *missing values* em alguma das variáveis consideradas na análise. Os beneficiários de seguros de saúde de natureza privada foram excluídos para evitar os possíveis problemas de endogeneidade associados a esta variável (Cameron *et al.*, 1998).

Como variável indicadora do consumo de cuidados médicos usámos o número total de consultas realizadas ao médico nos três meses anteriores à realização da entrevista. Esta variável apresenta uma média de 1.29 consultas por período de três meses, com uma variância de 4.24. A Tabela 1 apresenta a distribuição empírica da variável dependente.

Tabela 1 – Distribuição empírica da variável dependente

| Número de consultas | Freq. Relativa (%) |
|---------------------|--------------------|
| 0 | 46.01 |
| 1 | 23.75 |
| 2 | 12.4 |
| 3 | 9.19 |
| 4 | 3.25 |
| 5 | 1.92 |
| 6 | 1.61 |
| 7 | 0.4 |
| 8 | 0.32 |
| 9 | 0.11 |
| 10 | 0.4 |
| 11 | 0.03 |
| 12 | 0.28 |
| 13 | 0.03 |
| 14 | 0.01 |
| 15 | 0.09 |
| > = 16 | 0.19 |
| Média | 1.29 |
| Variância | 4.24 |
| Variância/média | 3.29 |
| <i>N</i> | 42.501 |



De notar a elevada percentagem de indivíduos sem qualquer consulta num período de três meses, e ainda o facto de apenas aproximadamente 5% dos indivíduos terem tido quatro ou mais consultas em três meses. Por uma questão de espaço, não é apresentada a cauda da distribuição, contudo, é de referir que alguns indivíduos (0.04%) referiram ter consultado o médico 30 vezes num período de três meses.

A Tabela 2 contém a lista dos regressores, que naturalmente assumimos como determinantes do número de consultas. A escolha destas variáveis baseia-se principalmente no modelo de Grossman (Grossman, 1972; Muurinen, 1982; Wagstaff, 1986). Estas variáveis aparecem agrupadas em cinco diferentes categorias: variáveis demográficas e socioeconómicas, variáveis de estado de saúde, de oferta de cuidados, um quarto grupo de variáveis que reflecte o tipo de cobertura de “seguro de saúde”. Finalmente, o quinto grupo reflecte a estação do ano em que decorreu o período de observação.

**Tabela 2 – Definição das variáveis independentes e estatísticas descritivas**

| Nome da Variável | Definição da Variável | Média | d.p. | Min | Max |
|---------------------------------------|--|-------|------|-------|------|
| Demográficas e socioeconómicas | | | | | |
| Idade [/10] | Idade, em anos, dividido por 10 | 4.24 | 2.33 | 0 | 10.3 |
| Idade_quadrado | O quadrado da idade | - | - | - | - |
| Feminino | = 1 se feminino | 0.53 | 0.50 | 0 | 1 |
| Casado | = 1 se casado | 0.54 | 0.50 | 0 | 1 |
| Educação | Número de anos de escolaridade; no caso de indivíduos menores de idade – escolaridade dos pais | 5.91 | 4.29 | 0 | 24 |
| Reformado | = 1 se reformado | 0.20 | 0.40 | 0 | 1 |
| Desempregado | = 1 se desempregado | 0.03 | 0.17 | 0 | 1 |
| (log) Rendimento | Logaritmo do rendimento mensal equivalente em centenas de euros | 1.07 | 0.68 | -1.46 | 3.22 |
| Norte | = 1 se reside na região Norte | 0.31 | 0.46 | 0 | 1 |
| Centro | = 1 se reside na região Centro | 0.20 | 0.40 | 0 | 1 |
| LTV | = 1 se reside em Lisboa e Vale do Tejo | 0.25 | 0.43 | 0 | 1 |
| Alentejo | = 1 se reside na região do Alentejo | 0.12 | 0.32 | 0 | 1 |
| area_rural | = 1 se reside numa freguesia rural | 0.17 | 0.38 | 0 | 1 |
| Não_trabalha | = 1 se não trabalhou nas duas semanas anteriores à entrevista | 0.59 | 0.49 | 0 | 1 |
| Estado de Saúde | | | | | |
| Diabetes | = 1 se sofre da diabetes | 0.06 | 0.23 | 0 | 1 |
| Insulina | = 1 se é dependente de insulina | 0.006 | 0.08 | 0 | 1 |
| Hipertensão | = 1 se sofre de hipertensão | 0.18 | 0.38 | 0 | 1 |
| Asma | = 1 se sofre de asma | 0.06 | 0.24 | 0 | 1 |
| Bronquite | = 1 se sofre de bronquite | 0.03 | 0.17 | 0 | 1 |
| Alergia | = 1 se sofre de alguma alergia | 0.14 | 0.35 | 0 | 1 |
| Costas | = 1 se sofre de dores nas costas | 0.41 | 0.49 | 0 | 1 |
| Doente_LP | = 1 se sofre de alguma doença por mais de três meses | 0.01 | 0.10 | 0 | 1 |
| Doente_CP | = 1 se esteve doente nas duas semanas anteriores à entrevista | 0.34 | 0.48 | 0 | 1 |
| Limitação | = 1 se sofre de alguma limitação impeditiva de algumas actividades físicas | 0.04 | 0.21 | 0 | 1 |
| Stress | = 1 se tomou comprimidos para dormir nas duas semanas anteriores à entrevista | 0.11 | 0.32 | 0 | 1 |
| Nunca_fumou | = 1 se nunca fumou | 0.63 | 0.48 | 0 | 1 |
| Sedentário | = 1 se actividade diária não envolve actividade física | 0.61 | 0.49 | 0 | 1 |

(cont.)

| Nome da Variável | Definição da Variável | Média | d.p. | Min | Max |
|------------------------|--|-------|------|------|------|
| Exercício_moderado | = 1 se pratica desporto moderado pelo menos 4 horas por semana | 0.15 | 0.36 | 0 | 1 |
| Oferta | | | | | |
| Médicos_1000_hab | Número de médicos por 1000 habitantes na região de residência | 2.77 | 2.22 | 0.58 | 9.15 |
| Seguro de saúde | | | | | |
| SNS | = 1 se beneficiário apenas do SNS | 0.85 | 0.36 | 0 | 1 |
| ADSE | = 1 se beneficiário da ADSE | 0.09 | 0.29 | 0 | 1 |
| Sazonalidade | | | | | |
| Inverno | = 1 se período de observação é no Inverno | 0.25 | 0.43 | 0 | 1 |
| Primavera | = 1 se período de observação é na Primavera | 0.25 | 0.43 | 0 | 1 |
| Verão | = 1 se período de observação é no Verão | 0.24 | 0.43 | 0 | 1 |

A maior parte dos regressores incluídos no grupo de variáveis socioeconómicas e demográficas são auto-explicativos, tanto na sua construção como nas razões para a sua inclusão como determinantes da procura de cuidados de saúde.

A idade do indivíduo (também ao quadrado na equação de regressão) é incluída para controlar a taxa de depreciação do stock de saúde, que aumenta com a idade. Alguns autores referem ainda que a idade deve ser incluída como proxy do estado de saúde do indivíduo (Bago d'Uva, 2005). O género ('feminino'), o estado civil ('casado') e o nível de escolaridade ('educação') são três factores que podem influenciar tanto a taxa de depreciação do stock de saúde como a eficiência na produção de saúde (Wagstaff, 1986), pelo que são geralmente importantes variáveis a ter em conta neste tipo de estudos. No nosso estudo a 'educação' é medida pelo número de anos de escolaridade do indivíduo, ou, no caso de menores, do adulto com mais anos de escolaridade que reside com o menor, geralmente um dos pais.

As variáveis, 'reformado', 'desempregado' e 'não_trabalha', podem ser consideradas como indicadoras do custo de oportunidade do tempo na utilização de cuidados médicos. Um outro regressor considerado é o rendimento. De acordo com Grossman (1972) a utilização de cuidados de saúde tende a aumentar com o rendimento, que na nossa aplicação é representado pelo rendimento equivalente. Esta variável foi construída a partir das classes de rendimento de cada agregado familiar. Para cada agregado familiar calculou-se o número de adultos equivalentes (AE), utilizando a escala modificada da OCDE que atribui uma ponderação de 1 ao primeiro adulto do agregado familiar e de 0.5 aos restantes, sendo as crianças (<= 14 anos) ponderadas com 0.3. Assim, o número de adultos equivalentes do agregado é dado por $AE = 1 + 0.5 \times (A - 1) + 0.3 \times C$, onde A representa o número de adultos do agregado familiar e C o número de crianças. Assim, admitindo que a marca da classe de rendimento é representativa do rendimento do agregado familiar, calculámos o rendimento equivalente do indivíduo i como $RE_i = \frac{R}{AE}$ onde R representa a marca da classe de rendimento do agregado

familiar e AE o número de adultos equivalentes⁴. O último factor no grupo socioeconómico incluído como regressor no nosso modelo é o local de residência. Temos por um lado variáveis

4 Para a última classe de rendimento, ilimitada superiormente, considerou-se um rendimento de 2494 €.



que reflectem a área de residência em termos regionais ('norte', 'centro', 'lvt', 'alentejo' e 'algarve'- categoria excluída), e por outro, uma variável que reflecte a freguesia de residência em termos de rural vs urbana ('area_rural'). Esta variável foi construída a partir da classificação, realizada pelo INE, de cada freguesia em predominantemente urbana, medianamente urbana e predominantemente rural (Instituto Nacional de Estatística, 1999). Após classificar cada indivíduo como residente num e num só tipo de freguesia, fundimos as categorias predominantemente urbana e medianamente urbana.

Relativamente ao segundo tipo de variáveis incluídas, aquelas que reflectem o estado de saúde do indivíduo, para além das variáveis representativas do estado de saúde, que são apresentadas na Tabela 2, é comum utilizar o estado de saúde auto-avaliado, medido numa escala ordinal⁵. Contudo, como o estado de saúde é avaliado após a consulta, e se esta teve alguma utilidade, é provável que tal melhore a percepção do doente sobre o seu estado de saúde. Por outro lado, o indivíduo recebe informação adicional do médico, e poderá reavaliar o seu estado de saúde em função da nova informação que recebe. Existe assim a possibilidade de esta variável ser endógena, pelo que optámos por não a utilizar. Note-se que Windmeijer e Santos-Silva (1997) sugerem precisamente esta possibilidade.

Relativamente à oferta de cuidados de saúde, foi possível construir um indicador de oferta de cuidados médicos a nível de NUT III. Com dados do Instituto Nacional de Estatística foi possível obter o número total de médicos, em cada NUT III, para o ano de 1999, bem como a população de cada NUT III. Incluímos assim como variável indicadora da oferta de cuidados médicos, o número de médicos por 1000 habitantes ('Médicos_1000_hab').

Finalmente, um importante factor que contribui decisivamente para explicar as diferenças de comportamento individual em matéria de consumo de cuidados médicos é o tipo de cobertura de seguro de saúde que o indivíduo possui. No nosso caso, inserimos duas variáveis, cobertura apenas pelo Serviço Nacional de Saúde e cobertura pela ADSE⁶, sendo omitida a categoria que agrega todos os restantes subsistemas de saúde, designada por OSS (outros sub-sistemas). É de referir por fim que ser beneficiário de um subsistema de saúde, tanto da ADSE como de um dos subsistemas do grupo OSS, está associado ao tipo de emprego do indivíduo, pelo que no nosso estudo as variáveis que reflectem o tipo de seguro de saúde são exógenas.

4. Resultados e Discussão

Neste artigo foram estimados quatro modelos de regressão alternativos: dois modelos de regressão BINEG I e BINEG II, bem como dois modelos de classes latentes com duas classes e distribuições componentes BINEG I e BINEG II, modelos denominados, respectivamente, por MCL_BNI e MCL_BNII. Para determinar que modelo apresenta o melhor comportamento em termos estatísticos, utilizámos duas metodologias alternativas. Por um lado, comparámos os modelos através da execução de testes de Vuong (1989), e por outro lado, usámos critérios de selecção de modelos baseados na verosimilhança, com penalidades para o número de parâmetros. Para cada modelo, calculámos o critério de informação bayesiano [$BIC = -2\log L + k \log(N)$] e o critério consistente de informação de Akaike [$CAIC = -2\log L + k(1 + \log(N))$] onde $\log L$ representa o máximo valor da verosimilhança, k é o número de parâmetros do modelo e N é o tamanho da amostra. Do ponto de vista deste critério, os modelos com menores valores para estas estatísticas são preferíveis (Sin e White, 1996; Cameron e Trivedi, 2005).

Relativamente aos resultados da aplicação dos testes de Vuong, os modelos BINEG II e MCL_BNII foram ambos rejeitados quando comparados, respectivamente, com os modelos, BINEG I e MCL_BNI ($V1 = -6.71$ e $V2 = -10.5$).

5 Por limitações de espaço, optamos por não fazer uma descrição exaustiva das variáveis de estado de saúde incluídas como regressores. A tabela 2 fornece a informação que consideramos relevante.

6 A ADSE, como se sabe, é o subsistema de saúde dos funcionários públicos e seus dependentes.

Relativamente à comparação dos modelos utilizando o outro critério, a Tabela 3 apresenta os resultados:

Tabela 3 – Log L, BIC e CAIC de vários modelos estimados

| Modelo | N | Param | Log-likelihood | BIC | CAIC |
|----------|--------|-------|----------------|-----------|-----------|
| BINEG I | 42,501 | 36 | -61,83711 | 124,057.9 | 124,093.9 |
| MCL_BNI | 42,501 | 73 | -61,17076 | 123,119.5 | 123,192.5 |
| BINEG II | 42,501 | 36 | -62,20067 | 124,785.0 | 124,821.0 |
| MCL_BNII | 42,501 | 73 | -61,38950 | 123,557.0 | 123,630.0 |

Os resultados apresentados na tabela anterior revelam que o modelo BINEG I é preferível relativamente ao modelo BINEG II, pois observa-se que o primeiro apresenta os menores valores para as estatísticas BIC e CAIC. O mesmo acontece na comparação entre os modelos MCL_BNI e MCL_BNII, onde a especificação com menores valores BIC e CAIC é o modelo MCL_BNI.

A combinação destes resultados sugere pois que os modelos baseados na distribuição BINEG I são aqueles que apresentam um melhor ajustamento aos dados, pelo que é desses que apresentamos (ver Tabela 4) as estimativas que são analisadas e discutidas neste artigo⁷.

Tabela 4 – Estimativas dos parâmetros do modelo com duas classes latentes e respectivos desvios padrão robustos

| Modelo de Classes Latentes: BINEGI como distribuições componentes | | |
|---|--|--|
| N = 42.501 | Classe I utilizadores recorrentes (13.8%) | Classe II utilizadores ocasionais (86.2%) |
| Constante | -0.282 (0.309) | -0.826 (0.07) |
| Socioeconómicas e Demográficas | | |
| Idade [10] | 0.044 (0.129) | -0.095 (0.028) |
| Idade_quadrado | -0.013 (0.015) | 0.012 (0.003) |
| Feminino | -0.065 (0.074) | 0.202 (0.019) |
| Casado | 0.085 (0.103) | 0.177 (0.022) |
| Educação | 0.009 (0.012) | 0.009 (0.003) |
| Reformado | 0.261 (0.13) | 0.118 (0.029) |
| Desempregado | 0.212 (0.159) | -0.115 (0.053) |
| (log) Rendimento | 0.069 (0.059) | 0.042 (0.014) |
| Norte | -0.067 (0.11) | 0.211 (0.031) |
| Centro | 0.185 (0.113) | 0.294 (0.031) |
| LVT | -0.046 (0.125) | 0.221 (0.032) |
| Alentejo | -0.03 (0.118) | 0.205 (0.033) |
| Área_rural | -0.062 (0.093) | -0.091 (0.023) |
| Não_trabalha | 0.397 (0.12) | 0.149 (0.027) |
| Estado de Saúde | | |
| Diabetes | 0.276 (0.151) | 0.262 (0.027) |

(cont.)

7 As estimativas relativas ao modelo BINEG I serão enviadas a quem as requerer.



| N = 42.501 | Classe I utilizadores recorrentes (13.8%) | Classe II utilizadores ocasionais (86.2%) |
|------------------------|--|--|
| Insulina | 0.929 (0.197) | 0.178 (0.062) |
| Hipertensão | 0.167 (0.097) | 0.285 (0.02) |
| Asma | 0.338 (0.121) | 0.094 (0.028) |
| Bronquite | -0.021 (0.237) | 0.123 (0.044) |
| Alergia | 0.278 (0.086) | 0.156 (0.02) |
| Costas | 0.189 (0.095) | 0.206 (0.021) |
| Doente_LP | 0.967 (0.19) | 0.693 (0.051) |
| Doente_CP | 0.971 (0.09) | 0.551 (0.023) |
| Limitação | 0.503 (0.103) | -0.074 (0.036) |
| Stress | 0.548 (0.089) | 0.315 (0.021) |
| Nunca_fumou | -0.218 (0.081) | -0.084 (0.018) |
| Sedentário | 0.139 (0.1) | -0.001 (0.026) |
| Exercício_moderado | 0.005 (0.128) | -0.051 (0.031) |
| Oferta | | |
| Médicos_1000_hab | 0.041 (0.017) | 0.004 (0.004) |
| Seguro de saúde | | |
| SNS | -0.145 (0.133) | -0.106 (0.031) |
| ADSE | -0.199 (0.163) | -0.09 (0.037) |
| Sazonalidade | | |
| Inverno | -0.088 (0.083) | 0.052 (0.021) |
| Primavera | 0.063 (0.085) | 0.112 (0.021) |
| Verão | -0.16 (0.096) | 0.081 (0.023) |
| α | 4.262 (0.351) | 0.507 (0.035) |

Começamos então por avaliar em que medida a utilização de cuidados de saúde é influenciada pelos diversos factores considerados neste estudo. Damos especial atenção ao modelo de classes latentes, começando por analisar as estimativas obtidas com este modelo, pois, como demonstrado pelos resultados da comparação dos vários modelos, este é o modelo que apresenta o melhor ajustamento estatístico.

Os nossos resultados sugerem que a população pode ser dividida em duas classes latentes, caracterizadas em primeiro lugar por apresentarem diferentes proporções de indivíduos. Uma classe latente (seja a I) inclui 13.8% dos indivíduos enquanto que a outra (seja a II) inclui os restantes 86.2%. Numa tentativa de ir mais além na caracterização destas classes, estimámos a utilização de consultas (baseadas no modelo) prevista em cada classe latente⁸. Os resultados revelam que a classe latente I apresenta uma utilização média de 4.29 consultas por período de três meses, enquanto que a outra classe, a designada por II, apresenta uma utilização média estimada em 1.13 consultas. Assim, baseando-nos nestes valores, sugerimos que a classe latente I seja designada como a classe dos utilizadores recorrentes de cuidados de saúde, enquanto que a classe latente II se designe por classe latente dos utilizadores ocasionais de cuidados de saúde.

8 A média de cada indivíduo da classe j foi estimada utilizando $E(y_j | x_j, \beta_j) = \exp(x_j^t \beta_j)$. A média da população latente j é a média simples da distribuição das médias individuais.



Uma consequência da dificuldade em medir a necessidade de cuidados de saúde é, como refere Deb e Holmes (2000), que as diferenças ao nível da necessidade tornam-se uma importante fonte de heterogeneidade não observada nos estudos empíricos. Os modelos de classes latentes, ao modelarem explicitamente esta heterogeneidade não observada, produzem sub-populações mais homogêneas do ponto de vista da necessidade. Assim, uma interpretação que tem vindo a ser defendida é a de que a classe dos utilizadores recorrentes representa o grupo de indivíduos com maior necessidade (que são geralmente designados por 'doentes'), sendo a classe dos utilizadores ocasionais representativa dos indivíduos com menor necessidade (geralmente designados por 'saudáveis') (Deb e Trivedi, 1997; 2002).

Numa tentativa de dar suporte a esta classificação das classes latentes em 'doentes' vs 'saudáveis' seguimos a metodologia sugerida por Atella *et al.* (2004), que permite identificar os factores determinantes da pertença a cada classe latente. Assim, começámos por estimar a probabilidade à *posteriori* de o indivíduo i ($i=1,2,\dots,N$) pertencer à classe j ($j = 1,2$), de acordo com,

$$P(I_i \in C_j | Y_i = y_i, \mathbf{x}_i, \beta) = \frac{\pi_j^* f_j(Y_i | \mathbf{x}_i, \beta_j)}{\sum_{k=1}^2 \pi_k^* f_k(Y_i | \mathbf{x}_i, \beta_k)} \quad j = 1,2 \quad (8)$$

O indivíduo i é classificado como pertencente à classe latente j se, e só se,

$$P(I_i \in C_j | Y_i = y_i, \mathbf{x}_i, \beta_j) \geq P(I_i \in C_k | Y_i = y_i, \mathbf{x}_i, \beta_k), \quad \forall k=1,2, e j \neq k \quad (9)$$

De seguida estimámos um modelo de regressão probit em que a variável dependente é uma variável binária que vale 1 se o indivíduo pertence à classe latente dos utilizadores ocasionais e zero caso contrário, e as variáveis independentes são as que constam na Tabela 2. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados de um modelo probit para explicar os factores determinantes de afectação à classe latente dos utilizadores ocasionais

| Variáveis | Coef | p |
|---------------------------------------|--------|-------|
| Socioeconómicas e Demográficas | | |
| Idade [10] | -0.100 | 0.018 |
| Idade_quadrado | 0.018 | 0.000 |
| Feminino | 0.168 | 0.000 |
| Casado | 0.022 | 0.581 |
| Educação | -0.001 | 0.815 |
| Reformado | -0.073 | 0.198 |
| Desempregado | -0.214 | 0.006 |
| (log) Rendimento | -0.017 | 0.554 |
| Norte | 0.147 | 0.006 |
| Centro | 0.011 | 0.840 |
| LTV | 0.116 | 0.040 |
| Alentejo | 0.085 | 0.190 |
| Área_rural | -0.036 | 0.414 |

(cont.)



| Variáveis | Coef | p |
|------------------------|--------|-------|
| Não_trabalha | -0.249 | 0.000 |
| Estado de Saúde | | |
| Diabetes | -0.038 | 0.567 |
| Insulina | -0.586 | 0.000 |
| Hipertensão | 0.056 | 0.199 |
| Asma | -0.141 | 0.011 |
| Bronquite | -0.041 | 0.606 |
| Alergia | -0.058 | 0.167 |
| Costas | -0.060 | 0.114 |
| Doente_lp | -0.341 | 0.001 |
| Doente_cp | -0.494 | 0.000 |
| Limitação | -0.436 | 0.000 |
| Stress | -0.218 | 0.000 |
| Não_fuma | 0.092 | 0.012 |
| Sedentário | -0.114 | 0.028 |
| Exercício_moderado | -0.066 | 0.296 |
| Oferta | | |
| Médicos_1000_hab | -0.021 | 0.005 |
| Seguro de saúde | | |
| SNS | 0.019 | 0.789 |
| ADSE | 0.043 | 0.607 |
| Sazonalidade | | |
| Inverno | 0.109 | 0.013 |
| Primavera | -0.001 | 0.989 |
| Verão | 0.142 | 0.002 |

Os resultados mostram que as variáveis que reflectem o estado de saúde dos indivíduos contribuem para explicar a afectação às classes latentes, mostrando que a presença de doença é um factor que diminui a probabilidade de afectação à classe dos utilizadores ocasionais. Note-se que as variáveis 'Insulina', 'asma', 'doente_lp', 'doente_cp', 'limitação' e 'stress' apresentam significância estatística e sinal negativo. Os resultados mostram ainda que para além do estado de saúde outros factores explicam a probabilidade de pertencer à classe dos utilizadores ocasionais, nomeadamente a idade (através de uma parábola), o género ('feminino' +), a ocupação ('desempregado' – e 'não_trabalha' –) e a região de residência ('norte' +).

Em suma, dada a importância das variáveis que reflectem o estado de saúde na explicação da probabilidade de afectação às classes latentes, conjugado com a sua interpretação (apresentam um sinal negativo), podemos concluir que a classe latente dos utilizadores recorrentes é formada pelos indivíduos 'doentes' e que a outra classe é formada pelos indivíduos 'saúdáveis'.

Retomando a nossa análise do efeito dos regressores na utilização dos cuidados de saúde (ver tabela 4), constata-se que as variáveis do estado de saúde têm um impacto estatisticamente significativo sobre a utilização de consultas, tanto na classe I como na classe II. O teste de igualdade do vector dos coeficientes (das variáveis de estado de saúde) associado a cada classe latente revelou diferenças estatisticamente significativas ($p < 0.001$), indicando que esta classe de regressores desempenha um papel diferente em cada classe.

Consoante as variáveis medem a existência de doença (por exemplo, diabetes, asma, etc.) ou a adopção de estilos de vida saudáveis (por exemplo, nunca fumou), o impacto das variáveis do estado de saúde sobre a utilização é positivo ou negativo. Estes resultados são conforme o esperado e são compatíveis com o conceito de equidade vertical, embora esteja fora do âmbito do presente estudo, avaliar se as diferenças na utilização são proporcionais às diferenças na necessidade. Estes resultados significam também que as variáveis do estado de saúde utilizadas no estudo captam diferenças de necessidade dentro do grupo dos 'doentes' bem como dentro do grupo dos 'saudáveis'.

Relativamente às restantes variáveis explicativas, o seu impacto é, em termos gerais, estatisticamente significativo apenas na classe dos utilizadores ocasionais. Note-se que, também para o caso das variáveis que reflectem os factores socioeconómicos e demográficos, o teste de igualdade do vector dos coeficientes associado a cada classe latente revelou diferenças estatisticamente significativas ($p < 0.001$), sugerindo que globalmente estes factores têm um impacto diferente sobre a utilização de cuidados em função da classe a que dizem respeito.

Quanto ao sinal do impacto das variáveis demográficas sobre a utilização de cuidados pelos indivíduos 'saudáveis', os resultados são globalmente conforme o esperado. As mulheres utilizam mais cuidados de saúde do que os homens, com Deb e Trivedi (1997) e também Acton (1975) a argumentarem que os homens tendem a esperar mais até tomarem a decisão de procurar cuidados de saúde e que quando o fazem, a sua necessidade entretanto aumentou; assim, faz algum sentido que, no contexto da procura de cuidados de saúde por indivíduos 'saudáveis', os homens procurem menos cuidados por tratar-se de situações associadas a estados de saúde menos graves. O ser reformado ou desempregado implica uma maior utilização de cuidados (nestes casos, a maior disponibilidade de tempo, ou dito de outro modo, um menor custo de oportunidade, pode funcionar como um incentivo à utilização de cuidados). O ser casado tem também um impacto positivo sobre o número de consultas (uma possível explicação pode estar relacionada com o facto do indivíduo saber que a sua saúde tem impacto não só sobre o seu próprio bem estar como também sobre o bem estar dos restantes membros do agregado familiar, e assim sendo, existe um incentivo adicional para procurar os serviços de saúde; ou, no caso do indivíduo descurar o seu estado de saúde, pode existir algum estímulo/pressão exterior por parte do cônjuge no sentido de obter tratamento). O facto de viver no Norte, Centro, Lisboa e Vale do Tejo ou Alentejo, implica uma maior utilização de cuidados face aos residentes no Algarve. Viver numa área rural implica a utilização de menos 0.091 consultas por comparação com as áreas urbanas. O efeito do local de residência pode advir da variação ao nível das preferências ou ao nível da oferta de cuidados. Por fim, os anos de escolaridade afectam positivamente a utilização de cuidados. No entanto, os efeitos são semelhantes nas duas classes. Se aceitarmos que diferentes níveis de escolaridade representam diferentes graus de informação, seria de esperar um maior impacto da educação sobre a utilização no caso dos cuidados mais de carácter preventivo (classe II). Embora também se possa argumentar que indivíduos mais informados são mais eficientes a 'produzir saúde', necessitando por essa via de menos consultas para obter os mesmos resultados. Pode assim existir alguma compensação entre estes efeitos.

O tipo de cobertura de seguro é significativo na explicação da utilização de consultas para o caso do SNS comparado com outros subsistemas para além da ADSE, sendo o efeito de sinal negativo. Isto é, ter uma cobertura do SNS, implica uma utilização de menos 0.106 consultas, por parte dos indivíduos 'saudáveis', quando comparados com os indivíduos também 'saudáveis' e com uma cobertura de outros subsistemas, excepto ADSE.

A tabela 6 apresenta alguns resultados estimados para a população total através do modelo de classes latentes bem como do modelo binomial negativo.





Tabela 6 – Efeito de diversos factores na utilização de cuidados de saúde estimados por duas especificações alternativas

| | BINEGI | MCL_BNI | | |
|---------------------------|------------------------|--------------------------|-------------------------|------------------------|
| | Efeito total População | Utilizadores recorrentes | Utilizadores ocasionais | Efeito total População |
| Elasticidade – rendimento | 0.045** | 0.070 | 0.042** | 0.048** |
| Efeito Educação | 0.011** | 0.037 | 0.010** | 0.011** |
| Área_rural | -0.107** | -0.658 | -0.100** | -0.106** |
| Efeito SNS | -0.143** | -0.260 | -0.124** | -0.156** |

** Estatisticamente significativo ao nível de 1%

Nota: Os desvios-padrão (não apresentados) destas estimativas foram calculados recorrendo ao método de Delta.

Estes resultados permitem-nos concluir que a significância estatística das variáveis explicativas não se altera de um modelo para outro, quando se considera a população total. Os efeitos marginais produzidos pelo modelo binomial negativo e pelo modelo de classes latentes são semelhantes, sendo que em alguns casos são mesmo reforçados quando se passa do primeiro modelo para o segundo. Assim, confirma-se a presença de iniquidade horizontal na prestação de cuidados de saúde. O modelo de classes latentes sugere, no entanto, que esta iniquidade resulta em particular das diferenças na utilização de cuidados de saúde verificadas na classe dos utilizadores ocasionais.

5. Implicações para a política de saúde

Se atentarmos aos resultados produzidos, quer pelo modelo binomial negativo quer pelo modelo de classes latentes, para a população no seu todo, conclui-se que de facto persistem factores inibidores da utilização de cuidados de saúde, não relacionados com a necessidade, e que contrariam os objectivos de equidade da política de saúde em Portugal. A aplicação do modelo de classes latentes permitiu no entanto refinar estes resultados, revelando uma situação curiosa: o impacto do rendimento e das variáveis demográficas sobre a utilização de cuidados de saúde é no geral significativo para o caso da classe II, isto é, para o caso dos utilizadores ocasionais, enquanto que para o grupo dos utilizadores recorrentes, aquele impacto não é significativo. Do ponto de vista da política de saúde, este é um resultado pertinente e que não havia ainda sido relatado por outros estudos empíricos, em Portugal.

Uma possível explicação para aquela diferença entre as classes reside nos diferentes tipos de cuidados envolvidos nas duas situações. Se a proporção dos cuidados preventivos, relativamente aos cuidados curativos, for maior na classe dos 'saúdáveis' do que na classe dos 'doentes', então o resultado atrás referido adquire algum significado. Parece razoável admitir que variáveis como o rendimento ou o local de residência exerçam um efeito restritivo no acesso aos cuidados de saúde sobretudo quando a urgência destes cuidados, ou a gravidade da doença, se coloca com menos intensidade. Uma vez atingido determinado patamar em termos de necessidade, essas eventuais barreiras tenderão a ser ultrapassadas.

Estes resultados sugerem que as diligências no sentido de alcançar maior equidade na utilização de cuidados de saúde, devem centrar-se na classe dos utilizadores ocasionais. Mais, se uma maior utilização de cuidados preventivos originar, posteriormente, menos episódios de doença e com menor gravidade, então, reduzir as diferenças no consumo de cuidados preventivos é não só uma questão de equidade horizontal na utilização de cuidados, como também uma forma de evitar que os 'pobres' adoeçam sistematicamente mais do que os 'ricos', o que em si mesmo pode ser visto como uma forma de iniquidade em saúde. Como dizia Daniels (1985), um maior consumo de cuidados (curativos) de saúde não compensa um maior

risco de doença. Mas neste caso a discussão sobre a equidade desvia o seu enfoque dos processos (cuidados de saúde) para os resultados (o próprio estado de saúde).

É claro que, embora a face mais visível e mensurável do acesso seja a própria utilização dos cuidados de saúde, a opção de considerar que igual utilização representa igual acesso não está isenta de limitações. Por exemplo, uma igual utilização não significa necessariamente que os custos (monetários ou de tempo) subjacentes sejam iguais. Assim, o facto de indivíduos 'doentes' e com diferentes rendimentos ou locais de residência utilizarem os mesmos cuidados de saúde, não significa que o esforço realizado, para obterem os cuidados efectivamente recebidos, tenha sido o mesmo. Ao medirmos a equidade pela utilização de cuidados, estamos implicitamente a aceitar que, em última instância, o que é realmente relevante do ponto de vista da equidade é que a utilização seja igual dentro de cada grupo de necessidade.

Por outro lado, ao medirmos a equidade tendo em conta todos os cuidados de saúde recebidos, exigindo que, para que exista equidade, exista igualdade na utilização, estamos a admitir que todos estes cuidados são necessários. É no entanto razoável admitir a existência de utilização excedentária, face à necessidade.

Na verdade, e no que diz respeito à medição da necessidade, a dificuldade começa desde logo com a sua definição conceptual, existindo para esse efeito diversas alternativas (ver a este respeito Culyer e Wagstaff, 1993). Tem sido comum, nos estudos empíricos, medir-se a necessidade pela presença/ausência de doença (*ill-health*). No presente estudo, recorre-se a um conjunto de variáveis do estado de saúde de forma a controlar precisamente o grau de necessidade de cuidados de saúde. Uma das limitações apontadas a esta interpretação de necessidade tem que ver com o facto dela ignorar o benefício esperado dos cuidados de saúde (no limite, um doente terminal dificilmente terá necessidade de cuidados de saúde se estes já não têm a capacidade de alterar o seu estado de saúde; por outro lado, ausência de doença não significa ausência de necessidade, por exemplo, no caso dos cuidados preventivos).

Ou seja, é admissível que existam cuidados efectivamente recebidos pelos indivíduos mas cujo benefício marginal é diminuto (por exemplo, a multiplicação de consultas de acompanhamento ou a realização de múltiplos testes de diagnóstico). Assim sendo, da perspectiva da política de saúde e dos seus objectivos de equidade, diferenças na utilização de cuidados que derivam da utilização de cuidados não necessários não devem constituir uma preocupação nem tão pouco devem integrar estudos empíricos sobre a equidade.

O grande obstáculo que aqui se coloca, e que de resto não foi ainda ultrapassado ao nível da literatura internacional, prende-se com a dificuldade de determinar o que é ou não necessário. Ainda assim, se admitirmos que os cuidados não necessários são mais prováveis na classe dos utilizadores ocasionais do que na classe dos utilizadores recorrentes, então, o impacto positivo de variáveis como o rendimento deixa de ser tão preocupante.

Os cuidados não necessários podem perfeitamente estar sujeitos às preferências dos indivíduos sem que os objectivos da equidade na utilização de cuidados sejam prejudicados. De facto, uma diferente utilização de cuidados de saúde pode reflectir apenas diferentes preferências individuais e não necessariamente diferentes condições de acesso aos cuidados. Mooney *et al.* (1991; 1992), por exemplo, argumentam que acesso não é o mesmo que utilização e que portanto os estudos empíricos têm medido o indicador "errado". Culyer *et al.*, (1992a; 1992b), pelo contrário, defendem que a utilização é de facto o aspecto mais relevante no acesso aos cuidados de saúde e que mesmo quando os políticos falam em acesso, na realidade têm em mente e estão a basear-se em dados sobre a utilização.

6. Conclusões

Com este artigo pretendíamos averiguar se os objectivos da política de saúde, em Portugal, no que diz respeito à equidade na utilização de cuidados de saúde, têm sido alcançados. A metodologia empregue constitui uma inovação face ao que tem sido realizado em Portugal. Os





resultados apresentados foram obtidos através da aplicação da técnica de regressão, mais concretamente de dois modelos de contagem: o modelo binomial negativo e o modelo de classes latentes.

Os resultados gerados para a população total apontam para a existência de iniquidade na utilização de cuidados de saúde (número de consultas), uma vez que persistem determinantes da utilização destes cuidados, não relacionadas com a necessidade.

O modelo de classes latentes permitiu no entanto distinguir duas classes de utilizadores, recorrentes e ocasionais, sendo que os resultados diferem de uma para a outra classe. Assim, conclui-se pela ausência de equidade para o caso dos utilizadores ocasionais enquanto que para o caso dos utilizadores recorrentes não se pode rejeitar a hipótese da existência de equidade na utilização de cuidados de saúde. Da perspectiva da política de saúde, estes resultados sugerem que o alvo privilegiado de intervenção deve ser a classe dos utilizadores ocasionais, o que pode significar a adopção de políticas de discriminação positiva e o abandono de uma atitude passiva no sentido de esperar que o cidadão procure os serviços de saúde.

Urge contudo fazer algumas ressalvas neste ponto, já que as conclusões extraídas a partir dos resultados obtidos se baseiam em algumas premissas que poderão ser consideradas pertinentes pelo decisor político. Por um lado, apesar de não se rejeitar a hipótese da existência de equidade na classe dos utilizadores recorrentes, podem existir diferenças em termos dos custos de utilização e este facto pode em si mesmo constituir uma preocupação de política. Por outro lado, permanece em aberto a questão das preferências e dos cuidados não necessários. A análise aqui desenvolvida constitui uma peça relevante, a qual deve ser agora complementada com outras formas de abordagem para que o desenho de estratégias de intervenção seja o mais abrangente e sólido possível, contribuindo para que a equidade na prestação dos cuidados de saúde em Portugal se torne uma realidade cada vez mais próxima.

Referências Bibliográficas



- Acton, J. P. (1975) Nonmonetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence, *The Journal of Political Economy*, 83, 3, 595-614.
- Atella, V., F. Brindisi *et al.* (2004) Determinants of Access to Physician Services in Italy: A Latent Class Seemingly Unrelated Probit Approach, *Health Economics*, 13, 7, 657-668.
- Bago d'Uva, T. (2005) Latent Class Models for Use of Primary Care: Evidence from a British Panel, *Health Economics*, 14, 9, 873-892.
- Bago d'Uva, T. (2006) Latent Class Models for Utilisation of Health Care, *Health Economics*, 15, 4, 329-343.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. (1986) Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Applications of Some Estimators and Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 1, 29-53.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. (1998) *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge, UK, New York, Cambridge University Press.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York, Cambridge University Press.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. *et al.* (1998) A Microeconomic Model of the Demand for Health-Care and Health-Insurance in Australia, *Review of Economic Studies*, 55, 1, 85-106.
- Culyer, A.; van-Vandoorlaer, E.; Wagstaff, A. (1992a) Access, Utilization and Equity: A Further Comment, *Journal of Health Economics*, 11, 2, 207-210.
- Culyer, A.; van-Vandoorlaer, E.; Wagstaff, A. (1992b) Utilization as a Measure of Equity, *Journal of Health Economics*, 11, 1, 93-98.
- Culyer, A. J. and A. Wagstaff (1993) Equity and Equality in Health and Health-Care. *Journal of Health Economics*, 12(4), 431-457.
- Daniels, N. (1985) *Just Health Care*. Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- Deb, P. (2001) A discrete random effects probit model with application to the demand for preventive care, *Health Economics*, 10, 5, 371-383.
- Deb, P.; Holmes, A. M. (2000) Estimates of Use and Costs of Behavioural Health Care: A Comparison of Standard and Finite Mixture Models, *Health Economics*, 9, 6, 475-489.
- Deb, P.; Trivedi, P. K. (1997) Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 3, 313-336.
- Deb, P.; Trivedi, P. K. (2002) The Structure of Demand for Health Care: Latent Class Versus Two-Part Models, *Journal of Health Economics*, 21, 4, 601-625.
- Gerdtham, U. G.; Trivedi, P. K. (2001) Equity in Swedish Health Care Reconsidered: New Results Based on the Finite Mixture Model, *Health Economics*, 10, 565-572.
- Gourieroux, C.; Visser, M. (1997) A Count Data Model with Unobserved Heterogeneity. *Journal of Econometrics*, 79(2), 247-268.
- Gritz, R. M. (1993) The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment. *Journal of Econometrics*, 57(1 3), 21-51.
- Grootendorst, P. V. (1995) A Comparison of Alternative Models of Prescription Drug Utilization. *Health Economics*, 4(3), 183-198.
- Grossman, M. (1972) Concept of Health Capital and Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223-225.



Hausman, J.; Hall, B.; Griliches, Z. (1984) *Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship*, NBER Working Paper 17.

Instituto Nacional de Estatística (1999) *Indicadores Urbanos do Continente*, Lisboa, Instituto Nacional de Estatística.

Lourenço, Ó. D.; Ferreira, P. L. (2005) Utilization of Public Health Centres in Portugal: Effect of Time Costs and Other Determinants. Finite Mixture Models Applied to Truncated Samples, *Health Economics*, 14, 9, 939-953.

Ministério da Saúde – Instituto Nacional de Saúde (1999) *INS 1998/1999. Continente. Dados Gerais*, INSA – Instituto Nacional de Saúde.

Mooney, G.; J. Hall *et al.* (1991) Utilization as a Measure of Equity: Weighing Heat. *Journal of Health Economics*, 10, 4, 475-480.

Mooney, G.; Hall, J. *et al.* (1992) Reweighing Heat: Response. *Journal of Health Economics*, 11, 2, 199-205.

Mullahy, J. (1986) Specification and Testing of Some Modified Count Data Models. *Journal of Econometrics*, 33, 3, 341-365.

Mullahy, J. (1997) Heterogeneity, Excess Zeros, and the Structure of Count Data Models. *Journal of Applied Econometrics*, 12, 337-350.

Muurinen, J.-M. (1982) Demand for Health: A Generalised Grossman Model. *Journal of Health Economics*, 1, 1, 5-28.

Oliveira, M. D.; Bevan, G. (2003) Measuring Geographic Inequities in the Portuguese health Care System: An Estimation of Hospital Care Needs, *Health Policy*, 66, 277-293.

Pereira, J. (1990) Equity Objectives in Portuguese Health-Policy, *Social Science & Medicine*, 31, 1, 91-94.

Sarma, S.; Simpson, W. (2006) A Microeconomic Analysis of Canadian Health Care Utilization, *Health Economics*, 15, 3, 219-239.

Sin, C. Y.; White, H. (1996) Information Criteria for Selecting Possibly Misspecified Parametric Models, *Journal of Econometrics*, 71, 207-225.

Vuong, Q. H. (1989) Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses, *Econometrica*, 57, 2, 307-333.

Wagstaff, A. (1986) The Demand for Health – Some New Empirical: Evidence, *Journal of Health Economics*, 5, 3, 195-233.

Wagstaff, A.; Doorslaer, E. van (2000) Equity in Health Care Finance and Delivery, in A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds), *Handbook of Health Economics*, New York, Elsevier, 1803-1862.

Wang, P. M., I. M. Cockburn, *et al.* (1998) Analysis of Patent Data: A Mixed-Poisson-Regression-Model Approach, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 1, 27-41.

Wedel, M., W. S. Desarbo, *et al.* (1993) A Latent Class Poisson Regression-Model for Heterogeneous Count Data, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 4, 397-411.

Windmeijer, F. A. G.; Silva, J. M. C. S. (1997) Endogeneity in Count Data Models: An Application to Demand for Health Care, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 281-294.

Winkelmann, R. (2003) *Econometric Analysis of Count Data*, Berlin/New York, Springer.