

Tempo decorrido desde a última consulta: análise de um modelo estatístico aplicado ao caso das mulheres na Espanha

PAULO REIS MOURÃO¹

¹ Professor Auxiliar na Universidade do Minho, Portugal

RESUMO

Objetivo: Os objetivos deste artigo são dois: I) Desenvolver um modelo que caracterize a distribuição da variável “tempo decorrido desde a última consulta médica” e II) testar empiricamente esse modelo. **Métodos:** Para desenvolver o modelo teórico, recorrerá a uma demonstração de natureza estatística. Para testar o modelo teórico serão usados os dados da “Encuesta Nacional de Espana” de 2006, referentes ao gênero feminino. **Resultados:** Os resultados alcançados mostram que a distribuição do tempo decorrido desde a última consulta médica segue uma distribuição de Poisson. Empiricamente, foi validada essa conclusão e adicionalmente verificou-se que algumas condicionantes aumentam a probabilidade de uma mulher espanhola recorrer a consulta médica, nomeadamente, a situação de inatividade, a residência em lugares de menor densidade e idade superior. **Conclusão:** O trabalho conclui que o tempo decorrido desde a última consulta médica, seguindo uma distribuição de Poisson, revela implicitamente que a ida a uma consulta é ainda encarada como um fenômeno raro para as mulheres na Espanha. Cruzando esta evidência com os resultados, salienta-se que maior razão de clínicos por população, maior disponibilidade temporal de cada mulher (sobretudo em situações de inatividade laboral) e maior conhecimento pessoal poderão levar a maior uso das consultas médicas, diminuindo, assim, o tempo decorrido desde a última consulta.

Unitermos: Consulta médica; distribuição de Poisson; Saúde Pública Espanhola.

SUMMARY

Time elapsed since the last medical visit: analysis of a statistical model applied to the case of Spanish women

Objective: This study aims at two objectives: I) to develop a model capable of predicting the statistical distribution of the variable “time elapsed since the last medical visit”; II) to empirically test the theoretical model. **Methods:** To develop the theoretical model, the author will use a demonstration that is statistical in nature. In order to test the theoretical distribution, the 2006 *Encuesta Nacional de España* data regarding females will be used. **Results:** The results found show that the distribution of the time elapsed since the last medical visit follows a Poisson distribution. This conclusion was empirically validated, and additionally, a few determinants were found that increase the likelihood that Spanish women will resort to a doctor, namely, inactivity, residence in small places and being older. **Conclusion:** The study concluded that the time elapsed since the last medical visit follows a Poisson distribution; thus, going to a medical appointment is still seen as a rare phenomenon for Spanish women. By comparing this data with our results, we found that a higher ratio of physicians to population, a higher time availability for each woman (especially in a labor inactivity setting) and strong personal relationships can lead to a higher medical visit rate, thus reducing the time elapsed since the last visit.

Keywords: Medical referral and visit; Poisson distribution; Spanish Public Health.

Trabalho realizado no
Departamento de Economia da
Universidade do Minho & Núcleo
de Investigação em Políticas
Econômicas, Portugal

Artigo recebido: 03/09/2010
Aceito para publicação: 03/01/2011

Correspondência para:
Paulo Reis Mourão
Campus de Gualtar –
Universidade do Minho
Department of Economics
Economics & Management School
University of Minho
4700 Braga - Portugal
paulom@eeg.uminho.pt

Conflito de interesse: Não há.

INTRODUÇÃO

Cada indivíduo decide sobre a gestão da saúde pessoal em função de diversas condicionantes. O conjunto de condicionantes não se limita a fatores pessoais, mas também entra neste conjunto um rol de fatores familiares e sociais mais amplos.

Uma das consequências da interligação de todos estes fatores é sinalizada pela frequência com que cada indivíduo recorre a serviços de assistência médica ou de apoio à saúde por profissionais.

Por norma, indivíduos mais atentos sobre questões de saúde tendem a realizar um plano, ainda que implícito, de consultas em um dado período de tempo, por exemplo, durante um ano. Em contrapartida, indivíduos mais irregulares tendem a protelar as consultas médicas, por um lado, ou então a realizar as visitas ao médico em uma frequência considerada muito elevada.

Este artigo desenvolve um modelo que demonstra a razão pela qual as visitas aos médicos por uma população seguem uma distribuição de Poisson. Para efeitos demonstrativos, utiliza dados oficiais coletados junto da população feminina espanhola, no relatório oficial *Encuesta Nacional de Salud*, de 2006.

Fazendo uma revisão da literatura, verifica-se que existem percepções diferentes nos indivíduos do sexo masculino face aos indivíduos do sexo feminino, relativamente às questões de saúde pessoal, familiar ou pública. Alguns dos trabalhos que assim o demonstram são *Alan Guttmacher Institute*², *OECD*²³ ou *Jones*²⁰.

Por exemplo, verifica-se que, por norma, indivíduos do sexo feminino tendem a realizar despesas mais volumosas em bens e serviços de saúde do que indivíduos do sexo masculino. Como contribuição para a explicação deste fenómeno, poderá estar a razão de que indivíduos do sexo feminino apresentam uma atenção superior sobre as questões de saúde do que indivíduos do sexo masculino, assim como uma certa tendência cultural que atribui maior papel de vulnerabilidade aos indivíduos femininos face a problemas de doença.

Por outro lado, indivíduos do sexo feminino seguem um comportamento menos padronizado/normalizado no acesso a bens e serviços de saúde. Enquanto indivíduos do sexo masculino tendem a seguir uma rotina de consultas, por exemplo, com uma frequência delineada em termos temporais, os indivíduos do sexo feminino são mais receptivos a apelos da publicidade, da informação oficial sobre necessidades de rastreio e/ou prevenção, assim como a fatores idiossincráticos, o que leva a um agendamento de consultas mais irregular.

É vasta a literatura da área. Por exemplo, o modelo de Andersen e Newman⁵ ou o *Black report inglês*¹¹ são duas referências citadas na discussão genérica do uso de serviços de saúde. Os trabalhos subsidiários, como Aday e Andersen¹ ou Andersen⁶, procuram atualizar este *fra-*

mework com base em um conjunto de três condicionantes no acesso a serviços de saúde – as características socioculturais dos indivíduos, as características logísticas (como o rendimento individual) e a percepção (autopercepção e/ou percepção alheia) da necessidade de recurso ao serviço de saúde. Outros documentos¹⁰ enfatizaram a desigualdade econômica como causa da desigualdade no acesso aos serviços de saúde.

Outros trabalhos reforçam a necessidade de se atender a todo o complexo de características sociais, individuais e institucionais para melhor compreensão da utilização de serviços de saúde pública, nomeadamente em realidades ibero-latinoamericanas. São exemplos desses trabalhos os assinados por Doval, Borracci, Darú, Giorgi e Samarelli¹⁷, por Albernaz e Victoria³, por Fernandez, Vasquez e Martini¹⁸, por Bos¹³, ou por Barata, Almeida, Monteiro e Silva⁹.

Existe ainda um conjunto alargado de autores que tem estudado a problemática da frequência da ida ao médico e quais os determinantes associados. Por exemplo, Boing *et al.*¹² observaram que as mulheres, os mais ricos, os doentes com *diabetes mellitus*, os fumantes e ex-fumantes, assim como os alcoólicos, tendem a recorrer mais vezes a consultas médicas. Diaz-Quijano *et al.*¹⁶ reconheceram, por seu turno, que alterações climáticas (por exemplo, na pluviosidade) também influenciam a decisão individual de ida ao médico. Calderon-Ospina e Orozco-Diaz¹⁴ estudaram as reações adversas a medicamentos como motivos de consulta médica. Já Araújo e Leitão⁸ debruçaram-se sobre as motivações explicativas da relativa aversão dos indivíduos do sexo masculino em se deslocarem ao médico. Por sua vez, Dias-da-Costa *et al.*¹⁵ discutiram a utilização de serviços de saúde em uma faixa de indivíduos adultos, utilizando a observação das motivações individuais. Sanchis-Bayarri *et al.*²⁶ exploraram a problemática de como consultas prévias orientadas podem ajudar em um comportamento mais regular da ida a consultas médicas especializadas.

No entanto, a literatura consultada não explora a problemática do tempo decorrido entre duas consultas médicas. Com o propósito de preencher essa lacuna, este trabalho procura contribuir para tal discussão com o desenvolvimento de um modelo teórico e de um teste empírico a esse modelo.

MÉTODOS

CONTRIBUIÇÃO PARA UM MODELO DO TEMPO DECORRIDO DESDE A ÚLTIMA CONSULTA MÉDICA

Neste sentido, importa-nos construir um modelo abstrato que possa contemplar o tempo decorrido desde a última consulta médica e procurá-lo testar usando testes estatísticos apropriados para observar qual a distribuição que caracteriza esta variável, assim como perceber que condicionantes modificam a mesma distribuição.

Para modelizarmos o comportamento feminino face ao número de vezes em que um indivíduo do sexo femini-

no recorre a uma consulta médica, apresenta-se o modelo seguinte.

Identifique-se por xi o tempo decorrido desde a última consulta médica feita a um indivíduo aleatório do sexo feminino. Griffiths¹⁹ e Alexander *et al.*⁴ demonstraram que xi segue uma distribuição binomial, em que ni indica o número de indivíduos observados e em que pi é a probabilidade de ir a uma consulta médica:

$$xi \sim B(ni, pi)$$

Para um dado conjunto de indivíduos alargado, o tempo decorrido desde a última consulta médica é dado por uma distribuição de Poisson:

$$X \sim \text{Poisson}(np)$$

Neste caso, o produto n^*p associa-se ao tradicional parâmetro $lambda$ da distribuição de Poisson. n refere-se à dimensão do conjunto de indivíduos e p deve ser interpretado como a probabilidade de todos os indivíduos de um dado conjunto ou de uma dada categoria (por exemplo, da mesma faixa etária ou do mesmo nível de rendimento) em fazerem uma consulta médica. Assim, se fixarmos n (por exemplo, considerando que todas as categorias têm a mesma dimensão ou que a soma das subcategorias perfaz 100%) concluiremos que $lambda$ crescerá em função de p .

Demonstra-se, em seguida e formalmente, como a população de indivíduos segue uma distribuição de Poisson.

A prova de que um modelo de comportamento no qual um indivíduo é caracterizado por uma distribuição binomial

$$xi \sim B(ni, pi)$$

para um determinado período fixo e por

$$X \sim \text{Poisson}(np)$$

para uma população de indivíduos segue a tradicional derivação da distribuição de Poisson a partir da distribuição binomial.

Assim, recorda-se que

$$B(ni, pi) = \text{Probabilidade}(xi = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

E que em uma distribuição de Poisson com um dado $lambda$ esperado [$Poisson(lambda)$] temos que

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

O nosso $lambda$ é dado pelo produto n^*p , ou seja,

$$\lambda = np$$

ou se preferirmos, $p = lambda/n$

Assim, à medida que n tende para infinito, o limite de probabilidade da distribuição binomial é

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n = k) = \lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

Desdobrando, vem

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n = k) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{(n-k)!k!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

Sabemos que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = e^{-\lambda}$$

E que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k = 1$$

Por meio da aproximação de Stirling para n tender para infinito,

$$\log(n!) \sim n \log(n) - n$$

o que leva a

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{(n-k)n^k} = 1$$

Logo, após alguma álgebra, conclui-se que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n = k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

Como queríamos demonstrar.

MÉTODOS

ANÁLISE ESTATÍSTICA DO MODELO

DADOS E FONTES

No sentido de se verificar que dimensões sociais e econômicas estão associadas à maior probabilidade de recurso a consultas médicas por parte da população, este trabalho usará os dados de Espanha, recolhidos para o ano de 2006, no relatório *Encuesta Nacional de Salud de España* (disponível on-line em <http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/home.htm>). Este endereço ainda é extremamente detalhado no sentido de averiguar as normas éticas observadas na *Encuesta*, assim como os procedimentos metodológicos usados.

A *Encuesta Nacional* é a maior base de dados sobre saúde pública na Espanha. Suas edições começaram em 1987. No entanto, só na edição de 2006 a variável relativa ao tempo decorrido desde a última consulta médica (*Tiempo transcurrido desde la ultima consulta médica*) foi detalhada por diversas categorias socioeconômicas que permitem discutir, com maior acuidade, as dimensões que explicam

por que determinados indivíduos protelam ou por que outros antecipam as consultas em comparação com indivíduos de outras classes socioeconômicas. Assim, a *Encuesta Nacional*, na sua edição de 2006, é a fonte de dados para a análise empírica do nosso modelo.

O local de estudo da *Encuesta Nacional* foi o território espanhol, e a população abrangeu um conjunto de 38.600 indivíduos entrevistados entre junho de 2006 e junho de 2007. O endereço mostrado anteriormente detalha os vários momentos, assim como os procedimentos metodológicos seguidos. Por exemplo, as entrevistas foram efetuadas em duas fases: em uma primeira fase, houve lugar para entrevistas genéricas aos agregados familiares e, em uma segunda fase, houve lugar às entrevistas individualizadas. A amostra foi calculada considerando a proporcionalidade da representação dos lugares no todo nacional; os lugares de residência foram classificados em sete grupos, desde lugares com menos de 10 mil habitantes até lugares com mais de 500 mil habitantes. Essa proporcionalidade foi posteriormente corrigida por vários estimadores (detalhados na *Encuesta Nacional*) que consideravam as coortes etárias e a distribuição dos gêneros. A informação era recolhida majoritariamente por entrevista pessoal (e minoritariamente por entrevista telefônica). Depois, os dados eram compilados em sistemas de arquivo digital em formato que possibilitasse a análise estatística posterior por programas compatíveis. Finalmente, os resultados, assim como os microdados, foram disponibilizados em três meios de difusão: sínteses, resultados detalhados e arquivos de microdados (todos estes elementos também disponíveis no endereço eletrônico sinalizado anteriormente). Em termos éticos e deontológicos, os indivíduos e as famílias mantinham todo o direito de não responder às questões que desejassem, assim como foram previamente contatados e explicitados sobre os objetivos da “*Encuesta*”, dos resultados previstos, dos meios de difusão potenciais, bem como do formato dos relatórios finais, tendo a amostra sido constituída só pelas famílias e pelos indivíduos que voluntariamente, com aquela informação prévia, aceitaram responder.

Os valores da nossa variável de interesse (“*Tiempo transcurrido desde la última consulta médica*”) são apresentados enquanto percentagem para cada categoria, cujo tempo decorrido foi o assinalado em um dos intervalos considerados na *Encuesta Nacional*. Estes intervalos foram:

- Intervalo 1: menos de 15 dias
- Intervalo 2: entre 15 dias e 3 meses
- Intervalo 3: entre 3 meses e 12 meses
- Intervalo 4: mais de 12 meses
- Intervalo 5: nunca foi ao médico.

No entanto, seguimos como significativos os quatro primeiros intervalos, dado que o Intervalo 5 (“Nunca foi ao médico”), de acordo com a fonte, pode estar afetado por erros de medição significativos.

Dada a amplitude distinta em cada intervalo, recorremos a uma técnica habitual de centralização do intervalo, usando como referência central o logaritmo natural do valor mediano do intervalo medido na unidade do primeiro período (15 dias). Por exemplo, a referência central para o Intervalo 2 foi o logaritmo natural do valor mediano que correspondia a 2,7 quinzenas; portanto, 0,99.

Recorda-se que a soma das percentagens, por categoria, perfaz 100%. Assim, esses valores permitem-nos construir uma função de densidade de probabilidade. Esta função de densidade de probabilidade associa cada intervalo de tempo assinalado à percentagem de indivíduos da categoria amostral aí observados (por exemplo, informa-nos sobre que percentagem de indivíduos com menos de 15 anos realizou uma consulta médica nos últimos 15 dias).

Se nos pedissem, *a priori*, qual o valor médio para o tempo decorrido desde a última consulta médica, por categoria, teríamos a tendência para “normalizar” a distribuição e calcularíamos uma média ponderada. No entanto, essa resposta estaria enviesada se a função de densidade de probabilidade da distribuição em causa não fosse a de uma distribuição normal. Assim, o procedimento conveniente passa por realizar desde logo um Teste Anscombe⁷, cuja hipótese nula é “A função densidade de probabilidade testada não caracteriza uma distribuição de Poisson”. Este teste é realizado por categoria para a respectiva função de densidade de probabilidade.

No caso de o teste rejeitar a hipótese nula, então a variável tem uma distribuição dos valores observados que segue uma distribuição de Poisson, tendendo a estar associada a fenômenos raros, como, por exemplo, a frequência de estados de doença. Assim, se a nossa variável em teste (X , o tempo decorrido desde a última consulta médica) seguir uma distribuição de Poisson, isso significa que as consultas são uma resposta a estados individuais raros, como estados de doença (ou de percepção de doença).

No caso de o teste não rejeitar a hipótese nula, então a variável não tem uma distribuição dos valores observados que segue uma distribuição de Poisson. Neste caso, haveria lugar para a realização dos testes *Lilliefors Normal* (para avaliar se se trataria de uma distribuição normal) ou *Lilliefors Exponencial* (para avaliar se se trataria de uma distribuição exponencial).

Se a função densidade de probabilidades for caracterizada como estatisticamente próxima da função densidade de probabilidade de uma distribuição normal, então o fenômeno do tempo decorrido desde a última consulta seria um fenômeno tendencialmente frequente. No nosso caso, significaria que existe um tempo decorrido desde a última consulta considerado como um tempo central, e que a probabilidade de o tempo decorrido exceder, por exemplo, seis meses essa medida central seria equivalente à probabilidade de o tempo decorrido ser menor em seis meses essa medida central. Esta função de densidade de probabilidades seguiria a tradicional configuração gráfica em “sino”.

No outro caso (distribuição exponencial), estaríamos perante um fenômeno cujas observações estão concentradas nas primeiras classes da distribuição. Neste caso, a função densidade de probabilidades seguiria uma distribuição exponencial, indicando que a maioria dos casos observados realizaria consultas de alta frequência (por exemplo, todos os meses), sendo poucos os indivíduos que realizariam uma só visita anual.

TESTES E RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta os valores para o λ esperado por categoria de indivíduos do sexo feminino estudados na *Encuesta Nacional* de 2006, assim como o valor estatístico do Quiquadrado que, na leitura do teste Anscombe⁷, permite rejeitar a hipótese nula para os casos em que o p -value é superior a 10% (ver, para mais detalhes, Best¹⁰).

Os dados da Tabela 1 mostram que todas as categorias observadas têm *funções densidade de probabilidades* associadas que nos permitem classificá-las como distribuições de Poisson.

Como tal, podemos assinalar quais categorias apresentam uma probabilidade maior de visita ao médico em um dado espaço de tempo. Para o efeito, colocaremos o foco da nossa atenção nos λ s esperados.

Atendendo às categorias de rendimento consideradas, observa-se que à medida que o nível de rendimento sobe, aumenta também a probabilidade de consulta. Por exemplo, o λ esperado (recorda-se que traduz o produto de $n \cdot p$, isto é, o produto da dimensão da categoria, considerada fixa, pela probabilidade em visitar o médico) é de 0,83 para a categoria de rendimentos mais baixa, enquanto o λ esperado para a categoria mais alta de rendimentos é de 0,95.

A população feminina inativa (sobretudo crianças do sexo feminino e idosas) apresenta também maior probabilidade de ir a uma consulta médica do que a população feminina considerada população ativa. A diferença entre os λ s é de 1,16 (λ esperado da população inativa) para 0,85 (λ esperado da população ativa).

Em nível de escolaridade, os λ s nas duas categorias que consideramos não apresentam diferenças significativas. Nesse caso, o λ esperado para a população com habilitação secundária é de 0,84; a população com habilitação superior é caracterizada por um λ esperado de 0,85, podendo indiciar-se que existirá uma propensão maior para recorrer à consulta médica na população com uma formação de competências superior.

Olhando para a categoria do município de residência, observamos o λ esperado maior no caso das residentes em municípios de reduzida dimensão (o λ

Tabela 1 – Resultados estatísticos

| Categorias | Subcategorias | λ estimado | Qui-quadrado | p-value |
|-------------------------|-------------------|--------------------|--------------|---------|
| Mulheres | | 0,927 | 3,818 | 0,148 |
| Rendimento | | | | |
| | I | 0,83 | 2,37 | 0,31 |
| | II | 0,85 | 2,69 | 0,26 |
| | III | 0,93 | 3,09 | 0,21 |
| | IV-a | 0,96 | 3,58 | 0,17 |
| | IV-b | 0,95 | 3,64 | 0,16 |
| Ocupação | | | | |
| | Ativos | 0,85 | 3,47 | 0,18 |
| | Inativos | 1,16 | 4,53 | 0,104 |
| Escolaridade | | | | |
| | Ensino secundário | 0,84 | 2,62 | 0,27 |
| | Universitários | 0,85 | 2,69 | 0,26 |
| Município de residência | | | | |
| | [0;2000[| 1,00 | 2,56 | 0,28 |
| | [2000;50000[| 0,96 | 4,42 | 0,11 |
| | [50000; 100000[| 0,89 | 3,21 | 0,20 |
| | [100000; 1000000[| 0,93 | 2,51 | 0,29 |
| | [1000000;+00[| 0,87 | 3,88 | 0,14 |
| Idade | | | | |
| | menos 15 anos | 0,77 | 3,55 | 0,17 |
| | de 15 a 34 anos | 0,77 | 3,86 | 0,15 |
| | de 35 a 44 anos | 0,79 | 3,51 | 0,17 |
| | de 45 a 64 anos | 1,23 | 1,83 | 0,40 |
| | mais de 65 anos | 1,66 | 3,01 | 0,22 |

Fonte: Dados do autor sobre *Encuesta Nacional de Salud de Espana* (2006)

esperado é de 1,00). Poderá explicar-se esse valor por uma questão de proximidade entre os serviços dos prestadores de consultas médicas e a população feminina usuária. Já em um município metropolitano (por exemplo, com uma população superior a um milhão de habitantes), o λ é inferior (0,87), indicando que, para a mesma proporção de população (lembre-se que avaliamos a oscilação da probabilidade mantendo fixo o n), a probabilidade de recorrer a uma consulta médica é menor. Nesse caso, poderão pesar os custos de deslocação e de espera (significativamente superiores em uma metrópole), que reduzirão a probabilidade nesses municípios mais povoados.

Finalmente, em termos de faixas etárias, à medida que a mulher espanhola envelhece, tende a aumentar a probabilidade de se deslocar para consultas médicas. Para esse efeito, poderá concorrer não só a probabilidade maior de doença, mas também o acúmulo de experiência que a leva a recorrer a uma consulta médica quando antecipa sinais de problemas em matéria de saúde.

Em síntese, nossos resultados demonstram que são fatores propiciadores de maior probabilidade de que a população feminina da Espanha recorra a uma consulta médica os seguintes:

- aumento do nível de rendimento;
- pertencer à população inativa;
- residir em municípios menos povoados;
- e pertencer a uma faixa etária mais elevada.

DISCUSSÃO, CONCLUSÕES E IMPLICAÇÕES

Este estudo analisou o tempo decorrido desde a última visita a um médico em duas dimensões.

A primeira dimensão foi teórica, e a segunda dimensão foi empírica, usando como base de dados a *Encuesta Nacional de Salud de España*, edição de 2006, mais particularmente os dados da dimensão *Tiempo transcurrido desde la última consulta médica*.

Na primeira dimensão, confirmou-se que o tempo decorrido desde a última visita médica tende a seguir uma função de distribuição de Poisson, tradicionalmente associada a *eventos raros*. Assim, prova-se que a distribuição do tempo decorrido desde a última consulta mostra que a maioria dos indivíduos analisados (neste caso, mulheres espanholas) encara a ida ao médico como uma resposta a estados de doença. Essa dimensão subscreve, assim, as conclusões de Martins *et al.*²² que também detalharam o fenômeno do recurso a consultas médicas pelo universo feminino.

Na segunda dimensão, privilegiou-se a leitura do λ esperado da distribuição para cada categoria. Ficamos com uma percepção de quais categorias apresentam uma probabilidade maior de, em um dado período de tempo, recorrerem ao médico. Essas categorias são as caracterizadas por um nível de rendimento mais elevado, por uma situação de inatividade, pela residência em lugares menos densos e por uma faixa etária superior.

Esses resultados, que subscrevem as conclusões alçadas por Lacerda *et al.*²¹ ou por Rodrigues *et al.*²⁵ para outras amostras populacionais, comportam três implicações relevantes. Em primeiro lugar, provam que, para a amostra estudada, a ida ao médico é encarada, sobretudo, como um comportamento reativo (à doença) e não tanto como um comportamento preventivo (que estaria denotado por distribuições diferentes, tendencialmente distribuições normais).

Em segundo lugar, observando as categorias que maximizam a probabilidade do recurso ao médico, ficamos com uma sugestão das qualidades necessárias para otimizar esta opção: o aumento do rendimento, um maior tempo disponível para autopercepção de problemas de saúde (caso da população inativa), assim como uma experiência sobre sintomas (no caso de uma faixa etária superior).

Por último, na medida em que a tendência da amostra vai no sentido de algumas das categorias convergirem para as qualidades apontadas (por exemplo, crescimento econômico ou o envelhecimento populacional), advoga-se que exista uma resposta adequada da formação de profissionais de saúde de modo a não se sentirem estrangulamentos por parte da oferta de serviços de saúde no futuro, assim como se sublinha a necessidade de, em concordância com Rios e Vieira²⁴, o espaço de consulta médica ser também aproveitado para oportunidades de educação de saúde pública.

Finalmente, como desafio decorrente, coloca-se a necessidade de controlar a variável da “idade” através de técnicas de regressão múltipla ou por técnicas de estratificação de modo a depurar os resultados aqui discutidos que, no entanto, desde já, são relevantes para a tomada de decisões na gestão de serviços de saúde pública.

REFERÊNCIAS

1. Aday LA, Andersen RM. Equity to access to medical care: a conceptual and empirical overview. *Med Care* 1981;19(Suppl):4-27.
2. Alan Guttmacher Institute. Their own right: addressing the sexual and reproductive health needs of men worldwide. New York (NY): AGI; 2003.
3. Albernaz E, Victora CG. Impacto do aconselhamento face a face sobre a duração do aleitamento exclusivo. *Rev Panam Salud Pública*. 2003;14(1):17-24.
4. Alexander N, Moyeed R, Stander J. Spatial modelling of individual-level parasite counts using the negative binomial distribution. *Biostatistics* 2000;1(4):453-63.
5. Andersen R, Newman J. Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. *Milbank Memorial Fund Quarterly Health and Society* 1973;51(1):95-124.
6. Andersen RM. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *J Health Soc Behav*. 1995;36(3):1-10.
7. Anscombe F. The transformation of poisson, binomial and negative-binomial data. *Biometrika* 1948;35:246-54.
8. Araújo M, Leitão G. Acesso à consulta a portadores de doenças sexualmente transmissíveis: experiências de homens em uma unidade de saúde de Fortaleza, Ceará, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2005;21(2):396-403.
9. Barata RB, Almeida MF, Montero CV, Silva ZP. Gender and health inequalities among adolescents and adults in Brazil, 1998. *Rev Panam Salud Publica* 2007;21(5):320-7.
10. Best D. The difference between two poisson expectations. *Aust N Z J Stat*. 1974;17(1):29-33.

11. Black Report. Inequalities in health. Report of a research working group, London: Department of Health and Social Security; 1980.
12. Boing A, Matos IB, Arruda MP, Oliveira MC, Njaine K. Prevalência de consultas médicas e fatores associados: um estudo de base populacional no sul do Brasil. *Rev Assoc Med Bras*. 2010;56(1):41-6.
13. Bos AM. Health care provider choice and utilization among the elderly in a state in Brazil: a structural model. *Rev Panam Salud Pública* 2007;22(1):41-50.
14. Calderon-Ospina C, Orozco-Diaz J. Reacciones adversas a medicamentos como motivo de consulta en un servicio de atención prioritaria. *Rev Salud Pública* 2008;10(2):315-21.
15. Dias-da-Costa J, Gigante D, Horta B, Barros F, Victora C. Utilização de serviços de saúde por adultos da coorte de nascimentos de 1982 a 2004-5, Pelotas, RS. *Rev Saúde Pública* 2008;42(1):51-9.
16. Diaz-Quijano F, Gonzalez-Rangel A, Gomez-Capacho A, Espindola-Gómez R, Martinez-Veja R, Villar-Centeno L. Pluviosidad como predictor de consulta por síndrome febril agudo en un área endémica de dengue. *Rev Salud Pública* 2008;10(2):250-9.
17. Doval HC, Borracci RA, Darú VD, Giorgi MA, Samarelli M. Perception of consultation length in cardiology and its ethical implications. *Rev Panam Salud Pública* 2008;24(1):31-5.
18. Fernandez MIT, Vasquez OC, Martinic JG. Modelamiento y simulación computacional de la red de consultas médicas de un servicio público de salud chileno. *Rev Panam Salud Pública* 2010;27(3):203-10.
19. Griffiths D. Maximum Likelihood estimation for the beta-binomial distribution and an application to the household distribution of the total number of cases of diseases. *Biometrics* 1973;29(6):637-48.
20. Jones W. Women's mental health. Washington (DC): U.S. Department of Health and Human Services; 2009.
21. Lacerda J, Simionato E, Peres K, Peres M, Traebert J, Marcenes W. Dor de origem dental como motivo de consulta odontológica em uma população adulta. *Rev Saúde Pública* 2004;38(3):453-8.
22. Martins D, Amara J, Dourado M, Gomes N. Consulta coletiva: o espaço da mulher. *Cad Saúde Pública* 1991;7(2):267-83.
23. OECD. Women and men in OECD countries. Paris: OECD; 2006.
24. Rios C, Vieira N. Ações educativas no pré-natal: reflexão sobre a consulta de enfermagem como espaço para educação em saúde. *Ciênc Saúde Colectiva* 2007;12(2):477-86.
25. Rodrigues M, Facchini L, Piccini R, Tomasi E, Thumé E, Silveira D *et al*. Uso de serviços básicos de saúde por idosos portadores de condições crônicas, Brasil. *Rev Saúde Pública* 2009;43(4):604-12.
26. Sanchis-Bayarri Bernal V, Rull Segura S, Moral López L, García Ferrer E, Aparasi Romero J, Escandón Alvarez J *et al*. Consulta de orientación de pacientes: una iniciativa para reducir listas de espera. *Rev Clin Esp*. 2003;203(1):133-5.