

Validade do Grau de Incapacidades como Indicador de Diagnóstico Tardio da Hanseníase

Dr. Jair Ferreira

Departamento de Medicina Social da
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Um dos problemas com que se deparam os administradores de programas de controle da hanseníase, é o de estimar a real magnitude da doença, uma vez que um baixo número de novos diagnósticos e uma baixa prevalência de registro, tanto podem significar que a endemia não é importante naquela área, como podem ser o resultado de problemas de ordem operacional, tais como incapacidade dos serviços locais de firmarem diagnósticos, e/ou alta proporção de subnotificações.

Assim sendo, é de grande interesse para os epidemiologistas e gerentes de programas, que sejam identificados indicadores de saúde pouco influenciados pela qualidade intrínseca dos dados básicos, que permitam avaliar indiretamente a real magnitude da doença ou, pelo menos, classificar as diferentes áreas segundo o nível endêmico, independentemente do número de casos conhecidos da moléstia.

A Organização Mundial da Saúde recomenda que se utilize, para essa finalidade, três indicadores epidemiológicos, a saber: 1) a proporção de casos novos multibaciares; 2) a proporção de menores de 15 anos entre os casos novos detectados; 3) a proporção de doentes já com incapacidades físicas por ocasião do diagnóstico (7,11).

No que se refere aos dois primeiros indicadores acima citados, embora pareça inegável que os mesmos são úteis para discriminar regiões com grande diferença de nível endêmico, ou para validar as alterações na incidência da hanseníase observadas numa mesma região no decorrer de uma longa série histórica, seu poder discriminatório se mostra reduzido, ou mesmo nulo, quando se pretende utilizá-los para validar os dados de registro de

áreas cujo nível endêmico pode ser classificado como médio ou baixo. Isso significa que, provavelmente, não terão utilidade se estivermos interessados em confirmar a consecução da meta de eliminação em determinada área, pois esses indicadores não diferirão estatisticamente em duas regiões com coeficientes de prevalência real de, por exemplo, 0,5 e 2,0 casos por 10000 habitantes, isto é, pouco abaixo ou pouco acima de 1,0/10000, valor estabelecido para a meta de eliminação (4).

O terceiro indicador, proporção de doentes com incapacidades entre os casos novos, não teria, em princípio, as mesmas limitações dos dois primeiros, uma vez que não há evidências de que a ocorrência de incapacidades esteja relacionada com o nível endêmico (1,5,10,16). Esse indicador epidemiológico estaria, na realidade, relacionado com os fatores operacionais que influenciam o atraso no diagnóstico (15,19,20), considerando-se como atraso o tempo decorrido desde o surgimento dos primeiros sinais e sintomas até o momento em que a hanseníase é identificada por um médico.

Essa característica do indicador *proporção de casos novos com incapacidades*, poderia ser de grande utilidade para estimar a "prevalência oculta" da hanseníase, desde que se pudesse estabelecer que tempo médio de atraso no diagnóstico, corresponderia ao conjunto de casos detectados com um determinado grau de incapacidade, (medido pelo grau máximo observado em qualquer dos segmentos avaliados: mãos, pés e olhos). O método a ser utilizado seria o seguinte: o número médio anual de casos novos com grau zero de incapacidade (CN-zero) de uma determinada região, seria multiplicado pelo atraso médio (em anos) dos doentes diagnosticados com grau zero (AM-zero); o número médio de casos novos com grau 1 (CN-1) seria multiplicado pelo atraso médio dos doentes

grau 1(AM-1), e assim por diante até o grau 3. O somatório dos 4 produtos assim obtidos $CM\text{-zero} \times AM\text{-zero} + CM\text{-1} \times AM\text{-1} + CM\text{-2} \times AM\text{-2} + CM\text{-3} \times AM\text{-3}$) corresponderia ao total de casos da prevalência oculta, desde que a cobertura do programa de controle da hanseníase na região fosse de 100%, e desde que 100% dos casos novos tivessem seu grau de incapacidade avaliado.

O raciocínio que justifica a utilização do método acima descrito, pode ser resumido pelo seguinte exemplo: suponhamos que o tempo médio de atraso dos casos diagnosticados com grau 1 de incapacidade física seja de 2 anos e que, ao longo de 1996, numa determinada região foram diagnosticados 200 casos novos que apresentavam grau 1 no momento do diagnóstico. Pode-se presumir que esses 200 casos adoeceram em 1994 e só dois anos após tiveram seu diagnóstico firmado. Pode-se, ainda, seguindo a mesma linha de raciocínio, presumir que em 31/12/1996, existem nessa região 200 casos de hanseníase que adoeceram em 1995 e que só serão diagnosticados em 1997, já com grau 1 de incapacidade, e outros 200 casos que adoeceram ao longo de 1996 e que só serão diagnosticados em 1998, também já com grau 1 de incapacidade. Portanto a prevalência oculta correspondente aos casos que serão diagnosticados no futuro com incapacidade grau 1, nessa região, pode ser estimada em 400 casos, isto é, 200 casos/ano \times 2 anos.

Para que essa associação entre o grau de incapacidade e o tempo referente ao atraso no diagnóstico possa ser utilizada como estimador da prevalência oculta, é preciso, entretanto, demonstrar haver forte evidência de que o atraso no diagnóstico é realmente um fator de risco independente para o desenvolvimento de incapacidades físicas. Isso faz-se necessário porque, além do tempo de evolução, outros fatores predisponentes têm sido apontados por distintos estudos epidemiológicos: segundo esses estudos, os casos detectados por métodos passivos (notificações, demanda espontânea aos serviços de saúde) têm mais risco de ser diagnosticados já com deformidades, do que os casos detectados por

exame de contatos ou outros métodos ativos; o risco aumenta progressivamente com a idade e é mais alto para os indivíduos do sexo masculino e para os pacientes com formas multibaciares da doença (2. 6. 8. 9.12.13, 14, 15, 17, 18,19, 20).

Esses achados nos trazem algumas indagações : pode-se questionar, por exemplo, se o aumento do risco da ocorrência de incapacidades, à medida que aumenta o atraso no diagnóstico, não poderia ser explicado pelo consequente aumento da idade do próprio paciente (sendo o atraso, nesse caso, apenas um fator de confusão). Poder-se-ia, ainda, indagar se numa área onde predominem doentes idosos, casos do sexo masculino e formas MB, uma alta proporção de casos novos com incapacidades não poderia ser explicada pela situação epidemiológica em si, e não pelo desempenho operacional dos programas de controle.

Como todos os estudos até aqui realizados com a finalidade de identificar fatores de risco lançaram mão unicamente de análise bivariada, se desconhece a interação das diferentes variáveis e qual sua contribuição individual para o surgimento das incapacidades. Essas questões, portanto, somente poderiam ser respondidas por um estudo que abordasse simultaneamente todos os fatores envolvidos aplicando, para tanto, um modelo de análise multivariável.

No Estado do Rio Grande do Sul está se desenvolvendo um estudo com essa abordagem. Foram incluídos nesse estudo um total de 3291 doentes de hanseníase, diagnosticados no Estado entre 01 de janeiro de 1970 e 30 de abril de 1991, os quais tinham registrados em sua ficha de notificação os dados referentes ao tempo de evolução da doença em meses e ao grau de incapacidade no momento do diagnóstico. Essas duas variáveis foram consideradas, respectivamente, variável independente principal e variável dependente, num modelo de análise multivariável por regressão logística, no qual foram também incluídos alguns potenciais fatores de confusão, a saber: sexo e idade do paciente, forma clínica, modo de detecção do

caso, período (mês e ano) em que ocorreu o diagnóstico e qualificação do médico responsável pelo diagnóstico (se especialista ou não).

Inicialmente, as três variáveis de caráter contínuo incluídas na amostra - atraso no diagnóstico (tempo de evolução em meses), idade do paciente e data do diagnóstico - foram transformadas em variáveis categóricas. Assim se procedeu, tendo em vista que a principal variável em estudo, o atraso no diagnóstico, embora sendo teoricamente uma variável contínua, na prática comporta-se como uma variável categórica. Isso se dá, porque, mesmo quando a informação fornecida pelo paciente é confiável, o que nem sempre ocorre, o que se registra não passa de uma aproximação grosseira, havendo a tendência do arredondamento de dados e da concentração dos mesmos nos números de meses correspondentes a números inteiros de anos.

Para fins de categorização, os dados dessas três variáveis foram agrupados em quintis. No caso do atraso no diagnóstico, o primeiro quintil, referência para o cálculo das razões de chance, correspondia aos atrasos de menos de 5 meses; o segundo quintil, correspondia ao intervalo de 5 a 11 meses, o terceiro, ao intervalo de 12 a 23 meses, o quarto ao intervalo de 24 a 47 meses e o quinto, aos atrasos de 48 meses ou mais. Como o modelo de regressão logística pressupõe uma variável dependente dicotômica(3), os pacientes foram agrupados em duas categorias de grau de incapacidade: pacientes sem deformidades (grau de incapacidade zero ou 1) e pacientes com deformidades (grau de incapacidade 2 ou 3).

A tabela 1 apresenta os resultados da análise multivariável por regressão logística, sem levar em consideração as interações da variável principal em estudo (atraso no diagnóstico), com as possíveis variáveis de confusão. Segundo essa análise, o risco de apresentar deformidades no momento do diagnóstico cresce significativamente à medida que aumenta o atraso no diagnóstico. O risco mostrou-se ainda progressivamente maior para os mais idosos, com razões de chance

estatisticamente significantes para os três últimos quintis. O período em que o caso foi detectado, também apresentou associação com a presença de deformidades no momento do diagnóstico; as razões de chance foram significativamente menores para os casos diagnosticados nos dois últimos quintis da série histórica. O risco estimado foi ainda significativamente mais alto para os indivíduos do sexo masculino e para os casos multibacilares. Não se observaram diferenças de risco significantes (para = 0,05) no que se refere ao modo de detecção dos casos e ao tipo de profissional responsável pelo diagnóstico (se especialista ou não).

Os resultados da análise multivariável, portanto, confirmam que o *atraso no diagnóstico* é um fator de risco independente para a presença de incapacidades físicas no momento do diagnóstico, estando assim, em princípio, justificada a utilização associada das duas variáveis para estimar a prevalência oculta.

A tabela 2 apresenta uma estimativa da prevalência oculta, tomando como base os seguintes dados:

- Média anual de casos novos diagnosticados no período de 21 anos e 4 meses da série histórica estudada (01/01/1970 a 30/04/1991). Nesse período diagnosticaram-se 4142 casos de hanseníase residentes no Rio Grande do Sul, correspondendo a uma média anual de 194.16 casos novos diagnosticados.
- Distribuição proporcional, segundo o grau de incapacidade no momento do diagnóstico, dos 3291 casos da amostra selecionada para o presente estudo. Essa distribuição era a seguinte: grau zero -50,6% (1665 casos); grau 1 - 28,5% (938 casos); grau 2 - 17,7% (582 casos); grau 3 - 3,2% (106 casos). O produto dessas proporções pela média anual de casos novos, foi usado como estimativa do número médio anual de casos novos por grau de incapacidade.
- tempo médio de atraso no diagnóstico, em anos, categorizando os pacientes por grau de incapacidade.

Tabela 1 - Risco de apresentar deformidades no momento do diagnóstico da hanseníase, estimado por regressão logística, segundo o atraso no diagnóstico (variável principal em estudo) e segundo potenciais variáveis de confusão (idade, sexo, forma clínica, período do diagnóstico, modo de detecção e responsável pelo diagnóstico. Rio Grande do Sul, 01.01.1970 a 30.04.1991

Variável	Razão de Chance	I.C. 95%	p
Atraso no Diagnóstico			
menos de 5 meses	(1,00)	-	-
5 — 12 meses	1,92	1,24 — 2,97	0,004
12 — 24 meses	2,29	1,51 — 3,47	< 0,001
24 — 48 meses	4,37	2,96 — 6,46	< 0,001
48 meses ou mais	13,67	9,36 — 19,99	< 0,001
Idade no Momento do Diagnóstico			
menos de 27 anos	(1,00)	-	-
27 — 36 anos	1,07	0,75 — 1,54	0,697
36 — 47 anos	1,65	1,17 — 2,32	0,004
47 — 58 anos	2,37	1,69 — 3,30	< 0,001
58 anos ou mais	2,68	1,93 — 3,74	< 0,001
Período do Diagnóstico			
jan 70 — ago 75	(1,00)	-	-
set 75 — set 79	1,32	0,99 — 1,74	0,057
out 79 — fev 83	0,84	0,63 — 1,14	0,268
mar 83 — jan 87	0,61	0,45 — 0,83	0,002
fev 87 — abr 91	0,53	0,39 — 0,72	< 0,001
Sexo			
feminino	(1,00)	-	-
masculino	1,61	1,32 — 1,95	< 0,001
Forma Clínica			
Paucibacilar	(1,00)	-	-
Multibacilar	2,57	2,04 — 3,23	< 0,001
Não Classificável	1,20	0,76 — 1,88	0,436
Modo de Detecção			
Ativo	(1,00)	-	-
Passivo	1,16	0,89 — 1,52	0,271
Não Especificado	0,95	0,63 — 1,44	0,810
Responsável pelo Diagnóstico			
Especialista	(1,00)	-	-
Não Especialista	1,07	0,83 — 1,37	0,605

Tabela 2 - Distribuição proporcional dos graus de incapacidade entre os casos novos com grau avaliado, número médio anual estimado de casos novos por grau de incapacidade, tempo médio de atraso do diagnóstico segundo o grau de incapacidade e número de casos estimados da prevalência oculta. Rio Grande do Sul, 01.01.1970 a 30.04.1991

Grau de Incapacidade	Distribuição Proporcional dos Casos Novos	Número Médio Anual Estimado de Casos Novos (A X 194,16*)	Tempo Médio de Atraso do Diagnóstico	Número de Casos Estimados da Prevalência Oculta (B X C)
0	0,506	98,24	1,5085	148,20
1	0,285	55,34	2,1413	118,50
2	0,177	34,37	4,4586	159,24
3	0,032	6,21	9,6387	59,86
Total	1,000	194,16	-	479,80

* 194,16 = número médio anual de casos novos

A estimativa da endemia oculta foi obtida, multiplicando, em cada categoria de grau de incapacidade, o número médio anual de casos diagnosticados pelo tempo médio de atraso no diagnóstico, em anos. O somatório dos produtos assim calculados, foi de 479,8, ou aproximadamente 480 casos, que representam o número estimado de indivíduos na população que já se encontravam doentes mas que não haviam sido ainda detectados pelos serviços de saúde, isto é, a prevalência oculta.

Para o Rio Grande do Sul, Estado que possuía cerca de 9.135.000 habitantes em 1991, segundo o Censo realizado naquele ano, essa prevalência oculta corresponderia a um coeficiente de aproximadamente 0,53 casos/10.000 habitantes. Como a OMS estabelece que, para se considerar como atingida a meta de eliminação, a prevalência de hanseníase deve ser reduzida a menos de 1,0 caso/10.000 hab., poder-se-ia dizer que, em 1991 no Rio Grande do Sul, a eliminação só teria sido atingida se a prevalência conhecida fosse inferior a 0,47 casos/10.000 hab.

Os resultados apresentados acima são ainda preliminares e, como tal, devem ser interpretados com cautela. Não foram avaliadas as possíveis interações entre o atraso no diagnóstico e as potenciais variáveis de confusão incluídas no modelo de regressão logística. Interações significam modificação de efeito e, no caso de existirem, isso implicaria, talvez, a necessidade de substituir o modelo simples, de apenas 4 estratos, apresentado na tabela 2, por outro mais complexo, com maior número de estratos e com a inclusão de outras variáveis para estimar a prevalência oculta. Além disso, o modelo apresentado na tabela 2 é aplicável a regiões onde a cobertura do programa de hanseníase é próxima de 100% e onde as ações de controle vêm se mantendo regulares há vários anos, tal como ocorre no Rio Grande do Sul; sua aplicação em áreas com baixa cobertura ou em áreas cujo programa tenha sofrido recentemente soluções de continuidade, poderia conduzir a estimativas não condizentes com a realidade local.

Referências

1. BOERRIGTER, G. & PONNIGHAUS, J.M: Does the introduction of WHO-MDT influence trends in the incidence of leprosy? - The Malawian experience. *Lepr Rev* 1993, 64: 227-235.
2. CHRISTIAN, M.; JESUDASAN, K.; PANNIKAR, V.K. - Deformity profile in Gudiyathan Taluk: 1956 - 1978. Trabalho apresentado no INTERNATIONAL MEETING ON EPIDEMIOLOGY OF LEPROSY IN RELATION TO CONTROL. Genebra, Suíça 7-11 de novembro, 1983 - Documento Impresso, 19p.
3. CONCATO, J. ; FEINSTEIN, A.R. ; HOLFORD, T.R. **The Risk of Determining Risk with Multivariate Analysis** Annals of Internal Medicine. 1993; 118 :201 -210.
4. FERREIRA, J.; DUNCAN, B.; WAGNER, M. Poder Discriminatório dos Indicadores Proporção de casos novos multibacilares e proporção de casos novos menores de 15 anos na identificação de Regiões de Média e de Baixa Endemicidade. *Hansen. Int.*, v. 22(1), p. 53., 1997.
5. JAKEMAN, P.; JAKEMAN, N.R.P.; SINGAY, J. - Trends in Leprosy in the Kingdom of Bhutan, 1982-1992. *Lepr Rev*, 1995; 66:69-75.
6. KUSHWAH, S.S.; GOVILA, A.K.; KUSHWAH, J.- An Epidemiological Study of Disabilities Among Leprosy Patients Attending Leprosy Clinic in Gwalior. *Lepr India*, 1981;53(2):240-247.
7. LECHAT, M.F.; MISSON, C.B.I.; WALTER, J. OMSLEP - Système d'Enregistrement et de Notification des Malades de la Lépre. Organization Mondiale de la Santé: Troisième édition, Genève, 1987, 137p.
8. LEWIS R. & EDWARDS, R. - A Statistical study of 1000 cases of leprosy observed in Rangoon for approximately two years. *Int J Lepr* 1958 Jul- Sep; 26(3):236-51.
9. MARTINEZ DOMINGUEZ, V.; BECHELLI, L.M.; PATWARY, K.M. - WHO surveys of disabilities in Leprosy in Northern Nigeria (Katsina), Cameroon and Thailand (Khon Keen). *Int J Lepr*, 1966; 34(3):244-254
10. NAIR, N.G.; RADHAKRISHNA, S.; CHRISTIAN, M.; RAMAKRISHNAN, R.; GOPI, P.G. - A 20-year study of the Leprosy control programme at the Hemerijcky Leprosy centre in Polambakkam in South India. *Indian J Lepr*, 1985;57(3):562-574.
11. ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD - Epidemiologia de la lepra en relación con la lucha antileprosa. Série de Informes Técnicos 716. Organización Mundial de la Salud, Ginebra 1985, 64p.
12. PÓNIGNHAUS, I.M.; BOERRIGTER, G.; FINE; P.E.M.; PÓNIGNHAUS, J.M.; RUSSEL, J. - Disabilities in leprosy patients ascertained in a total survey in Karonga District, Northern Malawi. *Lepr Rev*, 1990;61(4):366-374.
13. REDDY, S.C.; RAJU, B.D.; ACRARY, N.R. - Survey of eye complications in Prakasan District (Andhra Pradesh). *Lepr India*, 1981;53(2):231-237.
14. SAHA, S.P. & DAS, K.K. - Disability pattern amongst Leprosy Cases in an Urban Area (Calcutta). *India J Lepr*, 1993; 65(3)305-314.
15. SOSHAMA, G. & SURYAWANSHI, N. - Eye lesions in leprosy. *Lepr Rev*, 1989;60(1):33-38
16. TARE, S.P. - Report on Three Decades of Leprosy Control in T. Narsipur by GMLF. *Ind J Lepr*, 1986; 58(3) 441-450.
17. TRINDADE, M.A.B.; LIMA, F.D.; ALMEIDA, R.G. - Incapacidades Físicas em Hanseníase no Momento do Diagnóstico. I - Avaliação das Incapacidades. *Hansen Int.* 1987;12(2):21-28.
18. TRINDADE, M.A.B.; TEIXEIRA, P.R.; PAULA, S.R. - Incapacidades Físicas em Hanseníase no Momento do Diagnóstico. II - Indicador para Avaliação do Programa de Controle da Hanseníase. *Hansen Int*, 1987;12(2):29-37.
19. TRINDADE, M.A.B. ; NEMES, M.I.B. Incapacidades Físicas em Hanseníase no Momento do Diagnóstico : Características dos Casos Registrados de 1983 a 1988 no Estado de São Paulo. *Hansen Int*, 1992; 17 (1/2): 8- 14.
20. ZHANG GUOCHENG.; WENZOHONG, L.; LIANGBIN, Y.; ZHONGMIN, Y.; XIANGSHENG, C.; TISHENG, Z.; GANYUN, Y.. - An epidemiological survey of deformities and disabilities among 14.257 cases of leprosy in 11 counties. *Lepr Rev*, 1993;64:143-149.