

CPO E MID — ALGUNS RESULTADOS OBTIDOS EM MENINOS BRANCOS, DE 8 A 12 ANOS

José Maria Pacheco de SOUZA *

RSPU-B/163

SOUZA, J. M. P. de — CPO e MID — alguns resultados obtidos em meninos brancos, de 8 a 12 anos. *Rev. Saúde públ., S. Paulo, 7:93-102, 1973.*

RESUMO: São apresentados alguns dados sobre CPO e MID (índice de ataque ao 1.º molar permanente inferior direito). São estudadas as distribuições do MID e do CPO/MID = 0, ajustando-se a binomial e binomial negativa, respectivamente, tendo o teste de aderência acusado bom ajuste em 10 casos, dos 12 testados.

UNITERMOS: CPO (ajuste de distribuição)*; MID (ajuste de distribuição)*; Binomial (distribuição)*; Binomial negativa (distribuição).

1 — INTRODUÇÃO

Um dos índices mais usados em epidemiologia dentária é o CPO, proposto por KLEIN & PALMER⁶. Ele é definido como a soma do número de dentes permanentes cariados, perdidos ou obturados em um indivíduo. CPO médio é a média aritmética dos CPO de um grupo de indivíduos. Neste trabalho, sempre que houver necessidade, nos referiremos a CPO médio ou CPO individual, usando CPO como caso genérico.

Em levantamentos de saúde pública há sempre preocupação quanto a tempo, custo e mão de obra consumidos. Como na medição do CPO há necessidade de se examinar todos os dentes de cada indivíduo, tem-se procurado estimar este índice através de outros indicadores, que usem informações mais rápidas e eficien-

temente obteníveis. Assim sendo, KNUTSON⁷ introduziu uma equação baseada na porcentagem de indivíduos de uma população com CPO de valor um ou mais. VIEGAS¹⁴ apresenta várias equações de regressão, como funções de medição em um e 3 dentes, quais sejam o primeiro molar permanente inferior direito e este mais os incisivos centrais superiores. GUIMARÃES⁴ desenvolve fórmulas a fim de achar a composição percentual do CPO com base na observação de 6 dentes "representativos". SOUZA¹² tenta usar o primeiro molar permanente inferior esquerdo a fim de estimar os componentes do CPO, mas informa que seus resultados não são satisfatórios, e apresenta algumas sugestões.

Aparentemente o primeiro molar per-

* Do Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da USP — Av. Dr. Arnaldo, 715 — São Paulo, S.P. — Brasil.

manente atrai a atenção para servir de base para métodos rápidos de estimação. Ele é usado diretamente por VIEGAS¹⁴ e SOUZA¹² e indiretamente por KNUTSON⁷. No campo de Odontologia Sanitária em geral, este dente é também estudado por HUGHES⁵, SOUZA¹⁰ e MURPHY & YOUNG⁹.

Achamos que seria útil apresentarmos algumas informações sobre o primeiro molar permanente inferior direito, relacionadas em geral com o CPO. Assim sendo, no capítulo 3 deste trabalho mostramos alguns resultados inter-relacionando o CPO e o ataque de cárie ao primeiro molar (medido pela variável MID, definida no item 2.2), além da distribuição de frequências do MID, segundo idade. No capítulo 4 fazemos uma primeira tentativa de explicar o fenômeno de ataque de cárie, apresentando dois modelos estatísticos, um para o MID, e outro para o CPO.

2 — MATERIAL E MÉTODOS

2.1 — Examinamos 915 crianças, pertencentes a 24 grupos escolares sorteados entre grupos da Capital, estando representadas na amostra todas as Delegacias de Ensino, havendo ainda diversificação quanto a bairros, tamanho da escola e número de dentistas.

Eram todas de cor branca, sexo masculino, sendo 198 de 8 anos, 228 de 9 anos, 220 de 10 anos, 172 de 11 anos e 97 de 12 anos, que tivessem nascido e vivido sempre na Capital. Na data do exame as crianças estavam numa faixa de idade que abrangia a idade completa \pm 45 dias.

2.2 — Os critérios de diagnóstico foram os mesmos descritos por Souza et al.¹³, quanto ao CPO. Estes mesmos critérios foram aplicados no exame de cada uma das faces do primeiro molar permanente inferior direito.

Definimos um índice de ataque do mo-

lar — MID — correspondente ao total de superfícies atacadas por cárie, podendo assumir valores, obviamente, de 0 a 5. Em caso do molar ter sido extraído, atribuímos MID igual a 5.

No capítulo 3 descrevemos os resultados, utilizando média aritmética, variância e desvio padrão, complementando com gráficos. No capítulo 4 usamos o método dos momentos⁸ para estimação do parâmetro do modelo binomial proposto. O método proposto por ANSCOMBE¹ e descrito sob número 2 por BLISS² foi utilizado para estimar os parâmetros relativos ao ajuste da distribuição binomial negativa. Os testes de aderência foram feitos pelo χ^2 .

3 — INTER-RELAÇÕES MID, CPO, IDADE

Na Tabela 1 apresentamos as médias, variâncias e desvios padrão do CPO individual, de acordo com o valor do MID e idade.

A Figura 1 é complementar à Tabela 1. Mostramos graficamente o comportamento dos CPO médios segundo MID e idade, deixando de apresentar os valores correspondentes ao MID = 4 devido ao pequeno número de observações. Parece-nos lícito visualizar uma certa semelhança no comportamento das curvas segundo as idades, pelo menos para 8, 9 e 11 anos. Para 12 anos, o CPO médio relativo a MID = 3 foge bastante ao que seria de se esperar, mas nesse caso, o número de observações é bem pequeno, apenas 7. E é também para MID = 3 que temos um CPO médio diferente do esperado, na idade de 10 anos; neste caso, apesar do número de observações ainda ser pequeno — 13 —, acreditamos haver outro tipo de perturbação, pois esta idade foge à razoável regularidade apresentada pelas outras, como veremos mais adiante e no capítulo 4.

T A B E L A 1

Número de observações (n), média (\bar{x}), variância (S^2) e desvio padrão (S) do CPO, segundo MID e idade.

MID \ Idade		8	9	10	11	12
		n	69	47	34	28
0	\bar{x}	0,8696	0,8936	1,5882	0,8929	2,1000
	S^2	1,1740	1,4014	2,9162	1,4326	7,6557
	S	1,0835	1,1838	1,7077	1,1969	2,7669
	n	79	100	81	51	27
1	\bar{x}	3,4430	3,6700	4,2840	4,4510	6,1852
	S^2	1,0704	1,6172	2,6808	6,2926	9,1567
	S	1,0346	1,2717	1,6373	2,5085	3,0260
	n	36	41	50	29	20
2	\bar{x}	3,5278	4,1707	4,6400	5,3793	5,9000
	S^2	1,2848	1,0952	2,0719	5,1000	8,6211
	S	1,1335	1,0465	1,4394	2,2585	2,9362
	n	8	12	13	13	7
3	\bar{x}	3,1250	4,7500	3,8462	5,3077	10,2857
	S^2	2,1250	3,2955	1,4744	3,7308	8,5714
	S	1,4577	1,8153	1,2142	1,9315	2,9277
	n	—	4	6	2	2
4	\bar{x}		5,2500	6,5000	6,0000	6,0000
	S^2		3,5833	5,1000	8,0000	2,0000
	S		1,8930	2,2583	2,8284	1,4142
	n	6	24	36	49	31
5	\bar{x}	3,8333	5,2083	7,2778	7,2449	9,0323
	S^2	6,5667	5,2156	9,9206	13,6885	16,9656
	S	2,5626	2,2838	3,1497	3,6998	4,1189

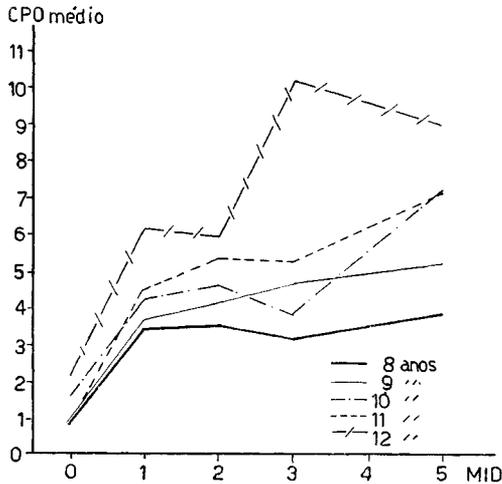
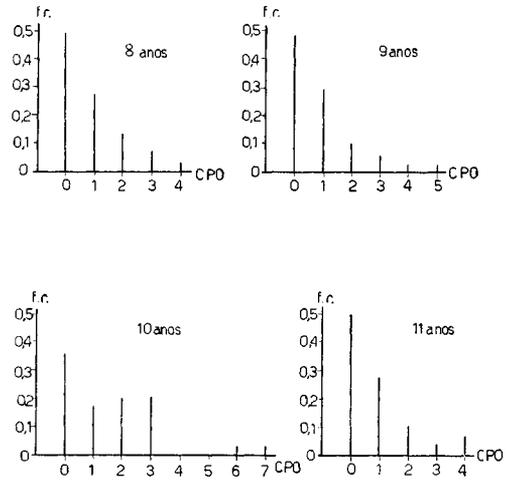


Fig. 1 — CPO médios segundo MID e idade.

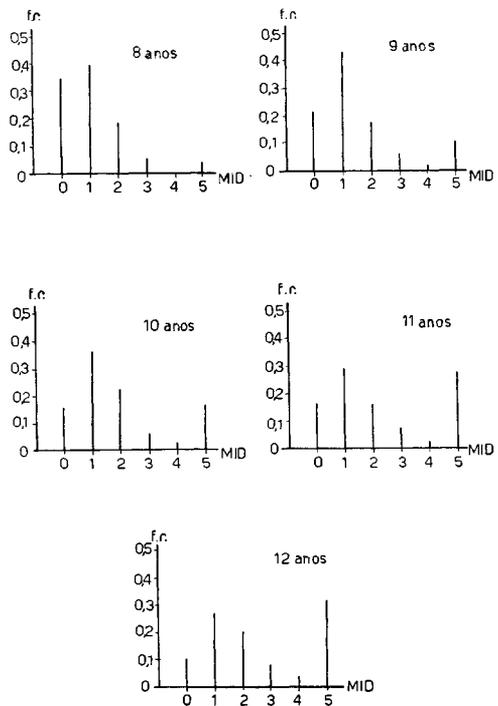
Quisemos ressaltar o comportamento do CPO quando o MID é igual a zero, e, para isso, construímos as Figuras 2 a 5. Há uma regularidade muito grande nas idades 8, 9 e 11 anos, sugerindo a existência de um padrão de comportamento. Aos 10 anos voltamos a observar algum tipo de perturbação, com uma distribuição de freqüências bastante irregular. Deixamos de apresentar a figura para 12 anos devido ao pequeno número de observações. As médias de dentes irrompidos para estes indivíduos com MID = 0 foram 9,26, 11,77, 14,85, 18,11 e 23,60 dentes, respectivamente para as idades de 8 a 12 anos.

As Figuras 6 a 10 representam a distribuição do MID segundo idades, sugerindo um comportamento cinemático. Podemos sentir sucessivas e suaves transformações no modelo de curva de 8 até aos 12 anos. Aliás, a mesma impressão quanto ao CPO é expressa no trabalho apresentado por SOUZA¹¹. No capítulo 4 teremos a oportunidade de voltar ao assunto, propondo um modelo, após certa alteração na distribuição.



Obs. f.r. — freqüência relativa

Figs. 2 a 5 — Distribuição de freqüências do CPO para MID = 0, segundo as idades 8 a 11 anos.



Figs. 6 a 10 — Distribuição de freqüências do MID segundo as idades.

4 — MODELOS PROPOSTOS PARA O MID
E PARA CPO / MID = 0

4.1 — Na tentativa de ajuste de um modelo para o índice MID, observamos que o valor 5 era um fator de dificuldade. Na verdade o molar recebia este escore em duas situações: ou ele tinha de fato suas cinco superfícies cariadas ou ele tinha sido extraído. Pela simples observação das vezes em que apareceu o valor MID = 4, parece-nos permitida a ilação de que são muito raros os casos em que temos MID = 5, restando, então, apenas os molares extraídos. Mas cada molar poderia ter sido extraído por ter apresentado uma, duas, três ou quatro faces atacadas (e muito raramente cinco). Assim sendo, redistribuímos cada uma das frequências de MID = 5 proporcionalmente para MID 1, 2, 3 e 4, em cada idade. A esta nova disposição de frequências, onde temos $0 \leq \text{MID} \leq 4$, chamaremos de *MID redistribuído*.

Temos, então, uma variável — MID — que pode assumir apenas 5 valores (0 a 4 faces atacadas). Esta quantidade de faces atacadas no molar de cada indivíduo seria consequência de uma “força de ataque de cárie”; quanto maior a força de ataque, maior número de faces atacadas, mesmo considerando que as faces não são igualmente susceptíveis. Um modelo simples que permitiria estimar facilmente esta força de ataque é o da distribuição binomial, com $n = 4$, e $p =$ “força de ataque” como parâmetro a ser estimado.

Se todas as faces fossem igualmente susceptíveis, haveria uma similaridade muito grande a um experimento em que quatro moedas fossem jogadas — ou uma moeda fosse jogada quatro vezes. Cada moeda (superfície dentária) — ou cada jogada da mesma moeda pode apresentar um resultado: cara (ataque por cárie) ou coroa (higidês); podendo-se ob-

servar, então, para cada experimentação completa, qual o número de caras (superfícies atacadas) que saiu. Repetindo-se o experimento inúmeras vezes é possível estimar empiricamente qual a probabilidade de se obter cara no arremesso da moeda. No nosso caso, a repetição do experimento é a observação de vários indivíduos. Estamos conscientes de que a comparação é passível de críticas, pois indivíduos diferentes têm susceptibilidades diferentes e também as faces dentárias entre si. Todavia, podemos aceitar os resultados como uma média, valendo como uma primeira aproximação bem simplificada do fenômeno.

Pelo método dos momentos para a distribuição binomial temos $np = \bar{x}$ e $\hat{p} = \frac{\bar{x}}{n}$. Em nosso caso. Estimado $p =$ força de ataque para cada idade, temos o ajuste, calculando a estatística $X^2 = \sum \frac{(O - E)^2}{E}$, com distribuição

aproximadamente X^2 com 3 graus de liberdade. Na Tabela 2 encontram-se as frequências observadas e esperadas do MID redistribuído para cada idade, além do p estimado, do X^2 observado e da respectiva probabilidade P associada. Notamos que em 3 idades (8, 11 e 12 anos) o ajuste é bom, não podendo aceitá-lo para 9 e 10 anos. Independentemente do ajuste, nota-se que \hat{p} tende a aumentar com a idade, como era de se esperar.

4.2 — Estudamos também a distribuição do CPO, dado que o MID fosse zero (CPO / MID = 0). Aqui tivemos que nos restringir às idades 8, 9 e 11 anos, pois para 12 anos o número de observações foi muito pequeno e para 10 anos não temos regularidade, como mostra a Figura 4.

T A B E L A 2

Valores observados e esperados, força de ataque estimada (\hat{p}), χ^2 observado e significância P do teste de ajustamento da variável MID redistribuído, segundo idade.

MID Redistribuído	Idade N.º	8		9		10		11		12	
		Obs.	Esp.	Obs.	Esp.	Obs.	Esp.	Obs.	Esp.	Obs.	Esp.
0		69	69,60	47	57,74	34	44,33	28	30,70	10	14,93
1		83	83,16	115	93,85	101	87,34	77	66,13	42	35,14
2		38	37,26	47	60,33	62	64,53	44	53,41	32	32,31
3		8	7,42	14	17,24	16	21,19	20	19,17	11	13,20
4		0	0,56	5	1,84	7	2,61	3	2,59	2	2,02
Total		198		228		220		172		97	
\hat{p}		0,23		0,30		0,34		0,35		0,38	
χ^2		0,63		14,84		13,30		3,78		5,04	
P		0,90 > P > 0,80		0,01 > P > 0,001		0,01 > P > 0,001		0,30 > P > 0,20		0,20 > P > 0,10	

Como as variâncias são maiores do que as médias fomos levados a tentar o ajuste da binomial negativa. Parte da Tabela 3 apresenta as frequências observadas e esperadas, além dos parâmetros k estimados, dos valores de X^2 (com 2 ou 3 graus de liberdade) e das respectivas significâncias. Para as três idades o ajuste foi muito bom.

A seguir combinamos as três idades e testamos o ajuste, que também pôde ser aceito. Utilizamos então o valor do k estimado para estes dados agrupados num novo ajuste para cada idade e pudemos aceitar, mais uma vez, a hipótese de que a distribuição binomial negativa pode ser ajustada aos dados. Os resultados estão apresentados na Tabela 3. Deve-se notar que o valor de \hat{k} decresce à medida que a idade aumenta. Outro fato interessante é que o valor de \hat{k} para as idades agrupadas e para 9 anos é o mesmo, 1,657.

5 — CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, além de apresentar alguns resultados obtidos em determinado levantamento de dados, procuramos verificar se se podia aceitar o ajuste de distribuições estatísticas às frequências observadas.

De 12, pudemos considerar 10 como bons ajustes. Ao ajustarmos a distribuição binomial, interpretamos o parâmetro estimado, p , como força de ataque à uma superfície do 1.º molar permanente inferior direito. Já para a distribuição binomial negativa é bastante difícil interpretar o parâmetro k ; GRAINGEB e REID³

consideraram-no como um indicador do grau de homogeneidade dos indivíduos examinados, mas não definem os possíveis limites para avaliar esta graduação; acreditamos por k variar de 0 a $+\infty$. De qualquer forma, se aceitarmos esta interpretação de k , podemos dizer então, que os indivíduos de 8, 9 e 11 são homogêneos, pelo menos quanto ao ataque ao primeiro molar, pois foi possível usar a mesma estimativa \hat{k} para estas três idades, com bastante sucesso.

Deve-se ressaltar o aspecto quanto ao uso, na prática, do índice MID. Nossos resultados indicam que, pelo menos nas idades 8, 9 e 11 anos, pode-se estimar a probabilidade de ocorrência de um determinado valor CPO dado que o MID seja igual a zero, usando-se a distribuição binomial negativa (Item 4.2). Estudos posteriores podem trazer mais informações para outras idades e para MID diferente de zero.

Sugerimos que em futuros estudos relativos ao molar se procure determinar qual a distribuição de superfícies atacadas em caso de extração. Também observações no comportamento do CPO para MID diferente de zero talvez fossem desejáveis. Outros trabalhos podem ser lembrados, entre eles o estudo da distribuição do CPO segundo os arcos dentários, assim como da distribuição de ataque de cárie aos quatro molares. E, sempre que possível, procurar ajustar um modelo geral, permitindo então o estudo da variação dos parâmetros estimados de acordo com variáveis de interesse, tais como idade, sexo, uso de flúor, etc.

T A B E L A 3

Valores observados e esperados, k estimado, χ^2 observado e significância do teste de ajustamento da variável CPO / segundo idade. MID = 0

Idade	8			9			11			8, 9, 11		
	Obs.	Esp.	Esp. *	Obs.	Esp.	Esp. *	Obs.	Esp.	Esp. *	Obs.	Esp.	Esp.
0	34	34,00	34,30	23	23,00	23,00	14	14,00	13,71	71	71,01	
1	19	19,84	19,56	14	13,35	13,35	8	7,68	7,95	41	40,87	
2	9	9,05	8,95	5	6,21	6,21	3	3,59	3,70	17	18,86	
3	5	3,75	3,75	3	2,65	2,65	1	1,58	1,58	9	7,99	
4	2	2,36	2,44	1	1,08	1,08	2	1,15	1,06	5	3,23	
5	—	—	—	1	0,71	0,71	—	—	—	1	2,04	
Total		70		48			29			144		
\hat{k}		1,775	1,657	1,657	1,657	1,657	1,424	1,657		1,657		
χ^2		0,51	0,52	0,44	0,44	0,44	0,95	1,19		1,81		
P		0,80 >	P > 0,70	0,95 >	P > 0,90		0,70 >	P > 0,50		0,70 >	P > 0,50	

* Esperado usando \hat{k} para dados agrupados.

RSPU-B/163

SOUZA, J. M. P. de — [DMF and RLM — some results in white children, eight to twelve years old]. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 7:93-102, 1973.

SUMMARY: Data on DMF and right lower first permanent molar (RLM) are presented. Binomial and negative binomial distributions are fitted to the data, and the goodness of fit test indicates good fitting in 10 out of 12 cases.

UNITERMS: DMF Index (fitting)*; RLM index (fitting)*; Binomial (distribution)*; Binomial, negative (distribution).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ANSCOMBE, F. J. — The statistical analysis of insect counts based on the negative binomial distribution. *Biometrics*, 5:165-73, 1949.
2. BLISS, C. I. — Fitting the negative binomial distribution to biological data. *Biometrics*, 9:176-200, 1949.
3. GRAINGER, R. M. & REID, D. B. W. — Distribution of dental caries in children. *J. dent. Res.*, 33:613-23, 1954.
4. GUIMARAES, L. O. C. — *Contribuição para o estudo de métodos para estimar o índice CPO, em crianças de 7 a 12 anos.* São Paulo, 1969. [Tese de doutoramento — Faculdade de Odontologia da USP].
5. HUGHES, J. I. — *A study of the six year molar in the Person, Orange, Chatham, Lee County District Health Department.* Chapel Hill, 1958. [Marter's thesis — School of Public Health, University of North Carolina].
6. KLEIN, H. & PALMER, C. E. — Dental caries in American Indian children. *Pub. Health Bull.* (249):1-41, 1937.
7. KNUTSON, J. W. — An index of prevalence of dental caries in school children. *Publ. Hlth Rep.*, 59:253-63, 1944.
8. MOOD, A. M. & GRAYBILL, F. A. — *Introduction to the theory of statistics.* 2nd edition. New York, McGraw-Hill, 1963. p. 186-7.
9. MURPHY, R. F. & YOUNG, R. A. — Evaluation of the components of a dental public health program through the screening of lower first permanent molars. *Amer. J. publ. Hlth*, 62:547-50, 1972.
10. SOUZA, J. M. P. — Atendimento dentário de crianças de oito a 12 anos de idade, nos grupos escolares estaduais da Capital de São Paulo. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 4:61-70, 1970.
11. SOUZA, J. M. P. — *Índice CPOD, índice de ataque, número de dentes irrompidos: comportamento em escolares do Município de São Paulo.* São Paulo, 1970. p. 12 [Tese de doutoramento — Faculdade de Saúde Pública da USP].
12. SOUZA, J. M. P. — *Models for estimation of components of the mean DMF and dj indexes a first approach.* Raleigh, North Carolina State Board of Health, 1971.
13. SOUZA, J. M. P. et al. — Prevalência da cárie dental em brancos e não brancos. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo 1:38-43, 1967.
14. VIEGAS, A. R. — Simplified indices for estimating the prevalence of dental caries — experience in children seven to twelve years of age. *J. Publ. Hlth Dent.*, 29:76-91, 1969.

Recebido para publicação em 15-3-1973

Aprovado para publicação em 4-4-1973