

Antônio Lima Netto¹, Virginia Maria Muniz¹,
 Eliana Zandonade², Ethel Leonor Noia Maciel³,
 Rodrigo Nichio Bortolozzo¹, Nélcio Ferreira Costa¹,
 Rosane da Silva de Araujo Limongi¹

Desempenho do *Pediatric Index of Mortality 2* em unidade de cuidados intensivos pediátrica

Performance of the Pediatric Index of Mortality 2 in a pediatric intensive care unit

1. Núcleo de Trabalho Unidade de Cuidados Intensivos Pediátricos e Neonatologia, Hospital Infantil Nossa Senhora da Glória, Secretaria Estadual de Saúde do Espírito Santo - Vitória (ES), Brasil.
 2. Departamento de Estatística, Centro de Ciências Exatas, Universidade Federal do Espírito Santo - Vitória (ES), Brasil.
 3. Departamento de Enfermagem, Centro Biomédico, Universidade Federal do Espírito Santo - Vitória (ES), Brasil.

RESUMO

Objetivo: Avaliar a discriminação e a calibração do *Pediatric Index of Mortality 2* em pacientes de uma unidade de cuidados intensivos pediátrica.

Métodos: Estudo de coorte contemporânea realizado no período de novembro de 2005 a novembro de 2006. Os limites de idade foram 29 dias de vida e 18 anos. Excluídos aqueles com óbito em menos de 12 horas após admissão e readmissões. Para o desempenho do *Pediatric Index of Mortality 2*, foram aplicados o teste de Hosmer-Lemeshow, o índice padronizado de mortalidade *standardized mortality ratio* e área sob a curva ROC, intervalo de confiança de 95%. O nível de significância foi de 5%.

Resultados: Foram estudadas 276 admissões de pacientes. A taxa de mortalidade foi de 14,13%, com eficiência de admissão de 0,88%. A mediana de idade foi de 42,22 meses, havendo predomínio

do gênero masculino com 60,1%. O setor de emergência foi responsável por 48,91% das admissões. Tempo de permanência foi de 6,43±5,23 dias (média). As admissões clínicas corresponderam a 72,46% e associaram-se ao óbito (*odds ratio*: 2,9; intervalo de confiança de 95%: 1,09-7,74; p=0,017). O *Pediatric Index of Mortality 2* apresentou calibração com qui-quadrado de 12,2686 (p=0,1396) no teste de Hosmer-Lemeshow, e índice padronizado de morte de 1,0. A discriminação relacionada à área abaixo da curva ROC foi de 0,778.

Conclusão: O escore *Pediatric Index of Mortality 2* apresentou desempenho satisfatório.

Descritores: Unidades de terapia intensiva pediátrica; Avaliação de resultados (Cuidados de saúde); Mortalidade; Indicadores de qualidade em assistência à saúde; Medição de risco; Criança

Conflitos de interesse: Nenhum.

Submetido em 2 de outubro de 2013

Aceito em 29 de dezembro de 2013

Autor correspondente:

Antônio Lima Netto
 Alameda Mary Ubirajara, 205 - Santa Lucia
 CEP: 29027-090 - Vitória (ES), Brasil
 E-mail: al-netto@uol.com.br

DOI: 10.5935/0103-507X.20140007

INTRODUÇÃO

Desde o seu surgimento, em 1955, na Suécia⁽¹⁾ as unidades de cuidados intensivos pediátricos (UCIP) têm contribuído para assistência à criança gravemente doente, a partir da concepção da melhor utilização de recursos humanos e equipamentos de alto custo, com monitorização contínua dos pacientes, possibilitando intervenções precoces, alcançando-se melhores resultados terapêuticos, e uma recuperação com prevenção ou redução de lesões incapacitantes permanentes. No entanto, essa forma de assistência requer elevados investimentos de financiamento. Nos Estados Unidos, em 1994, os custos com terapia intensiva representaram cerca de 1% do produto interno bruto, ou \$ 67 bilhões.⁽²⁾

Resultados das investigações sobre perfil demográfico, mortalidade, morbidade, média de permanência são distintos, conforme as características locais de cada país ou mesmo de cada serviço em um mesmo país. Há concordância, entretanto,

sobre a necessidade de estudos que contribuam para melhor compreensão dos resultados da assistência intensiva pediátrica, procurando adequar, da melhor forma, o emprego de recursos humanos, tecnológicos e financeiros.

Nesse contexto, situam-se as pesquisas sobre diferentes métodos de predição de gravidade e risco de mortalidade pediátrica, entre eles: *Pediatric Risk of Mortality* (PRISM),⁽³⁾ PRISM III,⁽⁴⁾ *Paediatric Index of Mortality* (PIM),⁽⁵⁾ PIM2⁽⁶⁾ e PIM3.⁽⁷⁾ Assim, o objetivo deste estudo foi verificar o desempenho do escore PIM2 na UCIP do Hospital Infantil Nossa Senhora da Glória (HINSG), por meio da análise de sua calibração e discriminação.

MÉTODOS

O HINSG integra a rede hospitalar pública da Secretaria de Estado da Saúde do Espírito Santo e constitui um serviço de referência estadual e regional para diversas atenções especializadas de alta complexidade em pediatria. A UCIP do HINSG tem perfil assistencial e de ensino, e conta com 6 leitos, nos quais podem ser internados pacientes até a idade de 18 anos, registrando média anual de admissão de 340 pacientes.

Pesquisa de coorte contemporânea com coleta prospectiva de dados foi realizada entre novembro de 2005 a novembro de 2006. Foram incluídos todos os pacientes com idade entre 29 dias de vida e 18 anos. Foram excluídos do estudo pacientes que evoluíram a óbito nas primeiras 12 horas de admissão, reinternações e pacientes com idade entre zero e 28 dias de vida. O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa do HINSG, sob número 43/2005 que isentou a necessidade de obtenção de termo de consentimento.

Como eficiência da admissão entende-se a razão da admissão de pacientes com PIM2 >1% no dia da admissão. O escore PIM2⁽⁶⁾ utiliza informações clínicas e laboratoriais já estabelecidas na rotina da assistência intensiva até 1 hora da admissão (pressão arterial, uso de ventilação mecânica, reação pupilar à luz, gasometria arterial, recuperação de procedimento cirúrgico, diagnóstico de alto ou baixo risco, admissão eletiva ou não). Não houve, desse modo, qualquer intervenção exclusiva em função da pesquisa, ou risco para o paciente. A equação do sistema de escore é de domínio público, e os autores consentiram com sua aplicação para este estudo específico.

O desempenho do escore é obtido por meio da análise de sua calibração e discriminação. A calibração do escore analisa se o modelo classifica adequadamente os pacientes em categorias de baixo, médio e alto risco. Esse procedimento emprega o teste de boa adequação de Hosmer-Lemeshow,

que, a partir dos valores individuais de PIM2, demonstra em decis ou em categorias padronizadas de risco a não sobrevivência observada e esperada (<1%, 1-4%, 5-15%, 16-29%, ≥30%) - para este teste, $p > 0,05$ indica bom ajuste. A mortalidade total esperada é a soma das probabilidades de morte em cada categoria. A SMR representa a proporção entre mortes observadas e esperadas. Valores <1 para SMR representam bom desempenho.⁽⁸⁾

A discriminação do escore é deduzida por meio da área sob a curva ROC, obtida a partir dos valores do PIM2. A curva ROC traduz a relação entre sensibilidade e especificidade de um dado teste.⁽⁹⁾ Desse modo, a área sob a curva ROC expressará o desempenho do modelo PIM2 em distinguir os pacientes que sobreviverão daqueles que não sobreviverão. Área sob a curva ROC de 0,75 ou mais é considerada satisfatória.⁽⁸⁾ Para outros autores, uma área sob a curva ROC de 0,70 é julgada adequada.⁽¹⁰⁾

Os dados foram analisados utilizando-se os programas estatísticos *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) versão 11.0, Epi InfoTM versão 3.3.2 e MedCalc versão 9.2.1.0. Realizaram-se estatísticas descritivas (tabelas de frequência, cálculo de médias e desvios padrões) e também testes de hipóteses exploratórios e qui-quadrado de associação. O nível de significância foi de 5%.

Para o desempenho do PIM2, foram aplicados o teste de boa adequação de Hosmer-Lemeshow,⁽¹¹⁾ o índice padronizado de mortalidade *standardized mortality ratio* (SMR) e área sob a curva *receiver operating characteristic* (ROC),⁽¹²⁾ com respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%).

RESULTADOS

Admitiram-se 333 pacientes na UCIP-HINSG no período do estudo sendo excluídos do estudo 57 (30 eram recém-nascidos, 18 eram reinternações, 6 foram a óbito com menos de 12 horas de admissão, 2 foram transferidos para outra unidade hospitalar e 1 paciente tinha idade acima de 18 anos).

Dentre os 276 pacientes incluídos no estudo, a taxa de mortalidade verificada foi de 14,13%. Observaram-se eficiência de admissão de 88%, com mediana de idade de 42,2 meses, e predomínio do gênero masculino (60,1% das admissões), aspectos demográficos estes que, neste estudo, não apresentaram associação estatística significativa em relação ao óbito (Tabela 1). Quanto à procedência, 48,9% dos pacientes eram do setor de emergência, e manifestaram diferença significativa em relação ao óbito, se comparados aos demais ($p=0,03$). A mediana de permanência foi de 5 dias, com média de de $6,43 \pm 5,23$ dias. A tabela 2 apresenta a

distribuição interquartis para idade em meses, permanência em dias e PIM2 da população estudada. As admissões clínicas representaram 72,4% do total e associaram-se ao óbito (*odds ratio* - OR: 2,9; intervalo de confiança de 95% - IC95%: 1,09-7,74; $p=0,01$) (Tabela 3).

Tabela 1 - Características gerais da amostra

Variáveis	Resultados
Número de pacientes/óbitos	276/39
Taxa de mortalidade	14,13
Eficiência da admissão	88
Idade (meses)	42,22 (5,38-122,25)
Origem	
Emergência	48,91
Enfermaria	25,00
Centro cirúrgico	17,03
Outros hospitais	9,06
Tempo de internação (dias)	5 (3-8)
Admissões	
Clínicas	72,46
Cirúrgicas	27,54

Eficiência da admissão: número de admissões com *Pediatric Index of Mortality 2* >1% no dia da internação. Resultados expressos por número (%), média±desvio padrão, ou mediana (25%-75%).

Tabela 2 - Distribuição interquartis para idade, permanência e *Pediatric Index of Mortality 2* (N=276)

	Idade em meses	Permanência em dias	PIM2
Percentis			
25	5,38	3,00	1,6892
50	42,22	5,00	4,8373
75	122,25	8,00	10,1550

PIM 2 - *Pediatric Index of Mortality 2*.

Tabela 3 - Variáveis de procedência e condição clínica, segundo a evolução

Variáveis	Evolução		Valor de p
	Alta	Óbito	
Origem			
Emergência	117 (49,37)	18 (46,15)	0,03
Enfermaria	57 (24,05)	12 (30,77)	
Centro cirúrgico	45 (18,99)	2 (5,13)	
Outros hospitais	18 (7,59)	7 (17,95)	
Admissão			
Clínica	166 (70,04)	34 (87,18)	0,01
Cirúrgica	71 (29,96)	5 (12,82)	
Total	237 (100)	39 (100)	

Resultados expressos como número (%).

As tabelas 4 e 5 apresentam o teste Hosmer-Lemeshow e SMR em decis, de acordo com as cinco categorias de risco de mortalidade normalmente estudadas na literatura científica. Os resultados revelaram qui-quadrado de 12,26 e $p=0,13$ para a análise em decis, com qui-quadrado de 1,34 e $p=0,71$ quando empregadas as categorias em cinco estratos de risco. Ambas demonstraram SMR geral de 1,0, embora com variações superestimadas nos segmentos com menores e maiores escores de riscos. A figura 1 compara a mortalidade estimada e observada em cada estrato de risco de mortalidade. A área sob a curva ROC deste estudo foi de 0,77 (IC95%=0,72-0,82), como pode ser observado na figura 2.

Tabela 4 - Hosmer-Lemeshow por decil do *Pediatric Index of Mortality 2* e resultado do *standardized mortality ratio* de acordo com a não sobrevivência observada e esperada

PIM2	Evolução				SMR
	Sobrevivência		Não sobrevivência		
	Observada	Esperada	Observada	Esperada	
1	28	26,112	0	1,888	0
2	27	26,028	1	1,972	0,51
3	27	25,950	1	2,05	0,49
4	26	25,781	2	2,219	0,90
5	25	25,602	3	2,398	1,25
6	25	25,399	3	2,601	1,15
7	23	25,137	5	2,863	1,75
8	25	24,390	3	3,61	0,83
9	17	21,934	11	6,066	1,81
10	14	10,668	10	13,332	0,75
Total	237	237,001	39	38,999	1,00

PIM 2 - *Pediatric Index of Mortality 2*; SMR - *standardized mortality ratio*. $\chi^2=12,26$; $p=0,13$.

Tabela 5 - Hosmer-Lemeshow por categorias do *Pediatric Index of Mortality 2* e resultado do *standardized mortality ratio* de acordo com a não sobrevivência observada e esperada

PIM2	Evolução				SMR
	Sobrevivência		Não sobrevivência		
	Observada	Esperada	Observada	Esperada	
0 I--1	33	32,22	0	0,78	0
1 I--5	102	102,54	7	6,46	1,08
5 I--15	72	72,11	12	11,89	1,01
15 I--30	19	20,26	10	8,74	1,14
>30	11	9,87	10	11,14	0,90
Total	237	237,00	39	39,01	1,00

PIM 2 - *Pediatric Index of Mortality 2*; SMR - *standardized mortality ratio*. $\chi^2=1,34$; $p=0,71$.

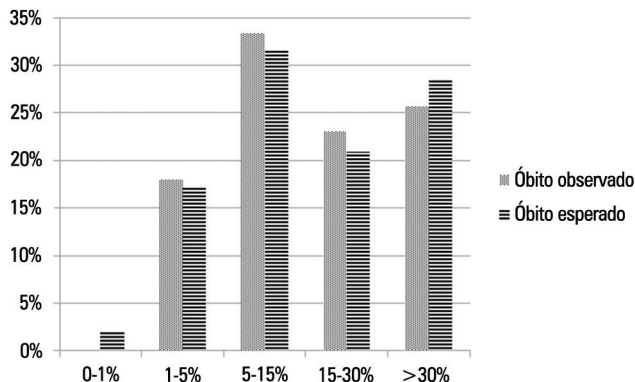


Figura 1 - Óbitos conforme categorias de risco - *Pediatric Index of Mortality 2*.

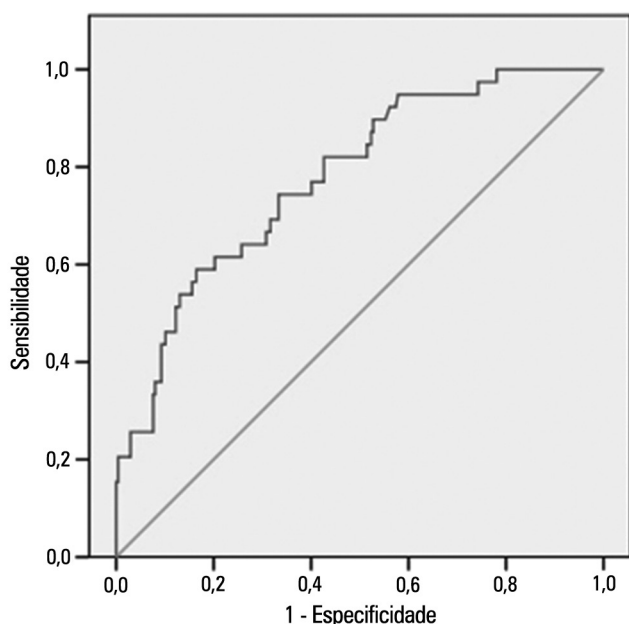


Figura 2 - Área sob a curva ROC do *Pediatric Index of Mortality 2* de 0,77 (intervalo de confiança de 95%: 0,72-0,82).

DISCUSSÃO

Esse estudo demonstrou bom desempenho do escore PIM2. Além disso, foi possível demonstrar associação entre mortalidade e a presença de condições clínicas e origem do paciente do setor de emergência do hospital. A permanência foi similar a de outros estudos, com taxa de mortalidade de 14,13%. Este estudo compreendeu o segmento de dissertação sobre a epidemiologia de uma UCIP, cujos aspectos nosológicos da população de pacientes e seus recursos assistenciais mantiveram-se estabilizados após o período do estudo. Neste contexto, estão asseguradas as recomendações atualizadas da Agência Nacional de Vigilância Sanitária (ANVISA) para atenção à saúde de

pacientes pediátricos graves. O serviço não contempla intervenções terapêuticas como uso de *extracorporeal membrane oxygenation* (ECMO), óxido nítrico inalatório, ventilação oscilatória de alta frequência, realização de transplantes e emprego de cateter de Swan-Ganz.

A condição relativa à oferta de leitos especializados de UCIP determina, em nossa realidade, uma prevalência de admissões de indivíduos que apresentam estados clínicos com maior nível de gravidade. Ainda dessa perspectiva, por se tratar de uma instituição hospitalar de referência regional para especialidades pediátricas, cerca de 30% da população admitida na UCIP apresenta comorbidade.

No entanto, os resultados da assistência, a partir do desempenho do escore PIM2, demonstraram-se similares aos de outras unidades para o mesmo tipo de paciente. Pesquisadores em países com recursos limitados registram 32% de taxa de mortalidade.⁽¹³⁾ Briassoulis⁽¹⁴⁾ relata taxa de mortalidade de 12% em determinado serviço na Grécia. No Reino Unido, Brady⁽¹⁵⁾ apresentou taxas de mortalidade que variaram de 3,2 a 10,1% entre diversos serviços.

A idade tem sido associada ao óbito, entre as variáveis demográficas. Einloft et al.⁽¹⁶⁾ encontraram mortalidade de 13,22% entre menores de 1 ano com risco relativo (RR) de 1,86 (IC95: 1,65-2,10; $p < 0,0001$). De Freitas Aragão et al.⁽¹⁷⁾ relataram associação estatisticamente significativa entre mortalidade e pacientes menores de 2 anos ($p = 0,007$). O presente estudo, entretanto, não demonstrou diferença significativa em relação a esse aspecto.

Estudo conduzido por EL-Nawawy,⁽¹⁸⁾ em hospital pediátrico de ensino no Egito, determinou taxa de mortalidade de 38%, entre 406 crianças admitidas no período de 13 meses. O autor relatou que as internações provenientes da sala de emergência representaram 57,9% de todos os casos, embora sem diferença significativa. Nesse cenário, também devem ser considerados os aspectos inerentes ao cuidado do paciente grave em emergência, que impõem intervenções em ambiente e condições distintas daquelas de outros setores de uma unidade hospitalar.⁽¹⁹⁾ Essa condição encerra diversos determinantes possíveis, entre eles: as práticas de cuidados exercidas; as questões relacionadas ao acesso aos serviços de saúde, sobretudo aqueles de alta complexidade; a organização da rede de assistência e dificuldades quanto a regionalização desses cuidados especializados, havendo portanto, a necessidade de outros estudos que investiguem tais aspectos.

A associação entre admissões clínicas e óbito encontra correspondência com outros serviços. López-Herce et al.⁽²⁰⁾ registraram 66,5% de admissões clínicas com mortalidade maior do que aquela dos pacientes cirúrgicos $6,5 \pm 3,7\%$ versus $2,6 \pm 3,2\%$.

O tempo de permanência dos pacientes graves em unidade de cuidados intensivos, diversifica-se conforme o serviço verificado. A literatura refere médias de permanência de 6,8 a 11,6 dias.^(21,22) Neste estudo, cerca de 43% dos não sobreviventes situaram-se na categoria de 4 a 7 dias de permanência, e aproximadamente 70% dos óbitos ocorreram até o 7º dia de admissão.

Briassoulis et al.⁽¹⁴⁾ em pesquisa realizada na Grécia, demonstraram aumento no tempo de permanência em 2001 após um período de estabilidade (1997-2000), fenômeno atribuído pelos autores ao aumento das internações de pacientes com doenças crônicas. Em contraste, estudo caso-controle realizado por van der Heide et al.⁽²³⁾ não demonstrou diferenças significativas entre as características dos pacientes de longa permanência e o grupo controle.

O teste de Hosmer-Lemeshow demonstrou qui-quadrado de 12,26 e $p=0,13$ para a análise em decis. Para as categorias em cinco estratos de risco, verificaram-se qui-quadrado de 1,34 e $p=0,71$. A SMR geral foi de 1,0, embora com variações superestimadas nos segmentos com menores e maiores escores de riscos. Esses resultados são condizentes com calibração satisfatória.

Thukral et al.⁽¹³⁾ encontraram SMR geral de 1,57, o teste de Hosmer-Lemeshow teve qui-quadrado de 7,64 ($p=0,47$). Os autores chamaram atenção para o fato da população estudada na Índia ter um perfil demográfico e socioeconômico distinto do país de origem do escore, com escassez de recursos e práticas de cuidados igualmente diferenciadas, as quais podem ter contribuído para a subestimação do risco de mortalidade.

Eulmesekian et al.⁽²⁴⁾ apesar de terem demonstrado uma SMR de 0,85, não obtiveram resultado significativo com o teste de Hosmer-Lemeshow. Os autores discutem que algumas preocupações têm sido direcionadas quanto ao emprego dessa ferramenta estatística por diversos pesquisadores. Os próprios autores do PIM2 propõem maior cautela a propósito do uso do teste de Hosmer-Lemeshow, uma vez que diferenças pequenas e sem importância clínica de uma grande amostra podem ter o mesmo valor de p que uma diferença ampla e clinicamente importante de uma pequena amostra.

Outra circunstância a ser considerada diz respeito à coleta de dados dos pacientes na admissão, quando, em função de medidas de suporte adotadas, a criança sustenta uma condição clínica estabilizada, porém com diagnóstico de gravidade cuja evolução poderá se conflitar com o resultado de PIM2 baixo, como discutiram Martha et al.⁽²²⁾ em relação ao PIM.

Slater et al.⁽⁶⁾ discutem que a flutuação na calibração do PIM2 pode ser compreendida pelas seguintes condições: os resultados das intervenções sobre os pacientes; a repercussão sobre a evolução quanto aos limites para o início e suspensão do suporte de vida; a observação do momento adequado para admissão; e o perfil clínico dos pacientes. Não obstante os autores estimam ponto de corte de 1,0 para SMR do PIM2.

A área sob a curva ROC tem demonstrado boa discriminação do PIM2 entre diversos autores: 0,90 (IC95%=0,89-0,92);⁽²⁴⁾ 0,81 (IC95%=0,75-0,87);⁽¹³⁾ 0,84 (IC95%=0,82-0,86);⁽¹⁵⁾ 0,97 (IC95%=0,96-0,99).⁽²⁵⁾ A amplitude destes resultados corresponde às discussões realizadas neste estudo, quanto ao impacto do perfil de cada serviço no desempenho do escore. A área sob a curva ROC deste estudo foi de 0,778 (IC95%=0,725-0,826) e revela um desempenho discriminatório satisfatório do modelo na população estudada.

A aplicação do PIM2 apresentou resultados diversos em populações distintas daquelas da pesquisa original. Assim Straney et al. desenvolveram uma atualização do PIM2 em sua recente versão PIM3,⁽⁷⁾ publicada em 2013. Foi adotado um modelo de pesquisa internacional, multicêntrico, em coorte prospectiva no período de 2010 a 2011. Adotou-se nova estratificação nas variáveis de recuperação cirúrgica (cirurgia cardíaca com *bypass*, cirurgia cardíaca sem *bypass* e outro procedimento cirúrgico) e em relação às categorias de risco, agora com: baixo-risco, alto-risco e muito alto risco. A discriminação do modelo teve melhor resultado na Austrália e na Nova Zelândia com área sob curva ROC de 0,91 (0,90-0,93) em relação ao Reino Unido e Irlanda com área sob curva ROC de 0,85 (0,84-0,86).

Atualmente há evidência de que a coleta de dados para cálculo do escore, com 4h de admissão, não afeta a capacidade preditiva do (PIM)2.⁽²⁶⁾ Outros autores constataram adequada capacidade de discriminação do escore, e destacaram o emprego do (PIM)2 na estratificação das intervenções.⁽²⁷⁾ Em unidade de cuidados intensivos mista, houve ressalva quanto ao emprego do escore, uma vez que obsevou-se predição de mortalidade superestimada no grupo de pacientes em pós-operatório de cirurgia cardíaca.⁽²⁸⁾ Ajuste que foi adotado a partir do PIM3.⁽⁷⁾

Os escores de predição de risco devem ser tratados como ferramenta auxiliar na gestão dos serviços, de modo crítico diante de cada realidade, sendo aplicados a grupos de pacientes e não devendo influenciar os cuidados individuais. Esse estudo tem algumas limitações. Dado o desenho descritivo transversal, nossos resultados

encerram limitações na investigação de fenômenos. A pesquisa realizada em uma única unidade de cuidados intensivos com características próprias não possibilita a inferência dos resultados para outros serviços. Além disso, os dados colhidos para análise são antigos, porém o perfil epidemiológico e estrutural da unidade não sofreu modificação, com resultados que encontram correspondência em outras investigações mais recentes.

CONCLUSÃO

Esse estudo demonstrou apropriada discriminação e calibração do *Pediatric Index of Mortality 2*. Demonstrou-se também associação entre não sobrevivência com presença de condições clínicas na admissão e origem dos pacientes do setor de emergência do hospital. Por sua característica operacional o *Pediatric Index of Mortality 2* revela-se como dispositivo auxiliar na gestão de unidades de cuidados intensivos.

ABSTRACT

Objective: To assess the discrimination and calibration of the Pediatric Index of Mortality 2 in patients admitted to a pediatric intensive care unit.

Methods: The study was conducted with a contemporary cohort from November 2005 to November 2006. Patients aged 29 days to 18 years were included in the study. Patients who died within 12 hours of admission and cases of readmission were excluded from the study. The performance of the Pediatric Index of Mortality 2 was assessed by means of the Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test, the standardized mortality ratio and the area under receiver operating characteristic (ROC) curve with 95% confidence interval. The significance level was established as 5%.

Results: A total of 276 admissions to the pediatric intensive care unit were included in the analysis. The mortality rate was 14.13%, and the efficiency of admission 0.88%. The median

age of the sample was 42.22 months, and most participants were male (60.1%). Most admissions were referrals from the emergency department. The mean duration of stay in pediatric intensive care unit was 6.43 ± 5.23 days. Approximately 72.46% of admissions were for clinical reasons and exhibited an association with the outcome death (*odds ratio*: 2.9; 95%CI: 1.09-7.74; $p=0.017$). Calibration of the Pediatric Index of Mortality 2 with the chi-square statistic was 12.2686 ($p=0.1396$) in the Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test, and the standardized mortality ratio was 1.0. The area under the ROC curve assessing model discrimination was 0.778.

Conclusion: Pediatric Index of Mortality 2 exhibited satisfactory performance.

Keywords: Intensive care units, pediatric; Outcomes assessment (Health care); Mortality; Quality indicators, health care; Risk assessment; Child

REFERÊNCIAS

- Cútulo LR, Furtado Júnior JR, Botelho L. Perfil dos pacientes internados na unidade de terapia intensiva pediátrica do Hospital Infantil Joana de Gusmão no Ano de 1993. *ACM Arq Catarin Med.* 1994; 23(2):95-100.
- Chalfin DB, Cohen IL, Lambrinos J. The economics and cost-effectiveness of critical care medicine. *Intensive Care Med.* 1995;21(11): 952-61.Review.
- Pollack MM, Ruttimann UE, Getson PR. Pediatric risk of mortality (PRISM) score. *Crit Care Med.* 1988;16(11):1110-6.
- Pollack MM, Patel KM, Ruttimann UE. PRISM III: an updated Pediatric Risk of Mortality score. *Crit Care Med.* 1996;24(5):743-52.
- Shann F, Pearson G, Slater A, Wilkinson K. Paediatric index of mortality(PIM): a mortality prediction model for children in intensive care. *Intensive Care Med.* 1997;23(2):201-7.
- Slater A, Slater A, Shann F, Pearson G; Paediatric Index of Mortality (PIM) Study Group. PIM2: a revised version of the Paediatric Index of Mortality. *Intensive Care Med.* 2003;29(2):278-85.
- Straney L, Clements A, Parslow RC, Pearson G, Shann F, Alexander J, Slater A; ANZICS Paediatric Study Group and the Paediatric Intensive Care Audit Network. Paediatric index of mortality 3: an updated model for predicting mortality in pediatric intensive care. *Pediatr Crit Care Med.* 2013;14(7):673-81.
- Pearson GA, Stickley J, Shann F. Calibration of the paediatric index of mortality in UK paediatric care units. *Arch Dis Child.* 2001;84(2):125-8.
- Fletcher RH, Fletcher SW. Diagnóstico. In: Fletcher RH, Fletcher SW. *Epidemiologia clínica: elementos essenciais.* 4ª ed. Porto Alegre: Artmed; 2006. p. 56-81.
- Lemeshow S, Le Gall JR. Modeling the severity of illness of ICU patients. A systems update. *JAMA.* 1994;272(13):1049-55.
- Lemeshow S, Hosmer DW Jr. A review of goodness of fit statistics for use in the development of logistic regression models. *Am J Epidemiol.* 1982;115(1):92-106.
- Hanley JA, McNeil BJ. The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve. *Radiology.* 1982;143(1):29-36.
- Thukral A, Lodha R, Irshad M, Arora NK. Performance of Pediatric Risk of Mortality (PRISM), Pediatric Index of Mortality (PIM), and PIM2 in a pediatric intensive care unit in a developing country. *Pediatr Crit Care Med.* 2006;7(4):356-61.
- Briassoulis G, Filippou O, Natsi L, Mavrikiou M, Hatzis T. Acute and chronic paediatric intensive care patients: current trends and perspectives on resources utilization. *QJM.* 2004;97(8):507-18.
- Brady AR, Harrison D, Black S, Jones S, Rowan K, Pearson G, Ratcliffe J, Parry GJ; UK PICOS Study Group. Assessment and optimization of mortality prediction tools for admissions to pediatric intensive care in the United Kingdom. *Pediatrics.* 2006;117(4):e733-42.

16. Einloft PR, Garcia PC, Piva JP, Bruno F, Kipper DJ, Fiori RM. Perfil epidemiológico de dezesseis anos de uma unidade de terapia intensiva pediátrica. *Rev Saúde Pública*. 2002;36(6):728-33.
17. De Freitas Aragão, de Fátima M, Albuquerque PM, Gonçalves de Mello MJ, Ximenes RA. Risk factors associated with death in children admitted to a paediatric intensive care unit. *J Trop Pediatr*. 2001;47(2):86-91.
18. EL-Nawawy A. Evaluation of the outcome of patients admitted to the pediatric intensive care unit in Alexandria using the pediatric risk of mortality (PRISM) score. *J Trop Pediatr*. 2003;49(2):109-14.
19. Carvalho PR, Torreão LA. Aspectos éticos e legais na emergência. *J Pediatr (Rio J)*. 1999;75(Supl 2):S307-14.
20. López-Herce J, Sancho L, Martínón JM. Study of paediatric intensive care units in Spain. Spanish Society of Paediatric Intensive Care. *Intensive Care Med*. 2000;26(1):62-8.
21. Prieto Españes S, Medina Villanueva A, Concha Torre A, Rey Galán C, Menéndez Cuervo S, Crespo Hernández M. Asistencia a los niños críticamente enfermos en Astúrias: características y efectividad. *An Esp Pediatr*. 2002;57(1):22-8.
22. Martha VF, Garcia PC, Piva JP, Einloft PR, Bruno F, Rampon V. Comparação entre dois escores de prognóstico (PRISM e PIM) em unidade de terapia intensiva pediátrica. *J Pediatr (Rio J)*. 2005;81(3):259-64.
23. van der Heide P, Hassing MB, Gemke RJ. Characteristics and outcome of long-stay patients in a paediatric intensive care unit: a case-control study. *Acta Paediatr*. 2004;93(8):1070-4.
24. Eulmesekian PG, Pérez A, Mincos PG, Ferrero H. Validation of pediatric index of mortality 2 (PIM2) in a single pediatric intensive care unit of Argentina. *Pediatr Crit Care Med*. 2007;8(1):54-7.
25. Mestrovic J, Kardum G, Polic B, Omazic A, Stricevic L, Sustic A. Applicability of the Australian and New Zealand Paediatric Intensive Care Registry diagnostic codes and Paediatric Index of Mortality 2 scoring system in a Croatian paediatric intensive care unit. *Eur J Pediatr*. 2005;164(12):783-4.
26. Sankar J, Chandel A, Dubey NK, Sreenivas V, Sankar MJ. Do interventions in an ICU affect the predictive ability of pediatric index of mortality and pediatric index of mortality-2 scores in a tertiary care hospital? *Pediatr Crit Care Med*. 2013;14(2):e70-6.
27. Gandhi J, Sangareddi S, Varadarajan P, Suresh S. Pediatric index of mortality 2 score as an outcome predictor in pediatric Intensive Care Unit in India. *Indian J Crit Care Med*. 2013;17(5):288-91.
28. Degli Atti ML, Cuttini M, Ravà L, Rinaldi S, Brusco C, Cogo P, et al. Performance of the pediatric index of mortality 2 (PIM-2) in cardiac and mixed intensive care units in a tertiary children's referral hospital in Italy. *BMC Pediatr*. 2013;13(1):100.