

Índices prognósticos em Medicina Intensiva

III. Modelo UNICAMP

Renato G. Terzi, Marta I. Gómez, Sebastião Araújo,
Desanka Dragosavac, Antonio Luis E. Falcão e Helymar da Costa Machado

INTRODUÇÃO

Os objetivos propostos para o emprego dos índices prognósticos em pacientes graves podem ser resumidos em quatro grandes áreas de interesse para o intensivista:

- 1. Permitem aos médicos focalizarem sua atenção àqueles pacientes que podem mais se beneficiar do tratamento intensivo.*
- 2. Permitem complementar o juízo clínico na limitação ou suspensão do suporte avançado de vida.*
- 3. Permitem a comparação de desempenho entre diferentes unidades.*
- 4. Permitem estratificar grupos de pacientes para a avaliação de novas tecnologias e procedimentos terapêuticos.*

Renato G. Terzi – Professor Titular do departamento de Cirurgia. Coordenador da disciplina de Fisiologia e Metabologia Cirúrgica do departamento de Cirurgia da Faculdade de Ciências Médicas da UNICAMP

Marta I. Gómez – Mestre em Estatística. Assistente de Informática da UTI do Hospital das Clínicas da FaUNICAMP.

Sebastião Araújo – Professor assistente doutor do departamento de Cirurgia da Faculdade de Ciências Médicas da UNICAMP. Coordenador da Unidade de Terapia Intensiva do Hospital das Clínicas da UNICAMP.

Desanka Dragosavac – Professora assistente doutora do departamento de Cirurgia da Faculdade de Ciências Médicas da UNICAMP. Preceptora dos Residentes de Medicina Intensiva.

Antonio Luis Eiras Falcão – Professor assistente doutor do Curso de Pós-graduação em Cirurgia da Faculdade de Ciências Médicas da UNICAMP.

Helymar da Costa Machado – Mestre em Estatística. Serviço de Bioestatística da Comissão de Pesquisa da Faculdade de Ciências Médicas da UNICAMP. Endereços para correspondência: Prof. Renato G. G. Terzi – Rua Conceição 233 sala 810 – 13010-916 – Campinas, SP

Telefones: Unicamp: 19-3788-7830 – CBMI: 19-3233-2969 – Residência: 19-3251-7738 – FAX: 19-3252-3459

e-mail: terzi@fcm.unicamp.br

Até 1988, os sistemas de índices prognósticos disponíveis se baseavam em bancos de dados coletados nos Estados Unidos e na Europa. Um estudo multicêntrico foi realizado no Brasil aplicando o modelo APACHE III a 1734 pacientes em internações consecutivas em 10 hospitais brasileiros. Os dados coletados no Brasil por Paulo Bastos, foram analisados pela equipe de William Knaus em Washington (1). Os resultados mostraram importantes diferenças de SMR (Standardized Mortality Rate) - relação entre a mortalidade prevista e a mortalidade observada - em cada faixa de risco de óbito. De uma maneira geral, a mortalidade observada foi superior à estimada pelo modelo APACHE III. Estes resultados só vieram confirmar as comunicações de nossas observações no Congresso Panamericano de Medicina Intensiva em 1991 (2).

Alguns dados preliminares sugeriam que diferentes populações de diferentes países, com diferentes graus de nutrição e diferentes mecanismos de defesa à doença, assim como com diferentes sistemas de atendimento pré-hospitalar, poderiam influenciar, de forma significativa, os resultados de sistemas convencionais aplicados em nosso meio (2).

Recentemente, estas suspeitas foram confirmadas por outros autores que aplicaram o APACHE II ou o APACHE III a populações mistas (3,4,5).

No sentido de ajustar melhor a mortalidade prevista com a mortalidade observada foram desenvolvidos sistemas calibrados para grupos de pacientes sépticos (6), para pacientes oncológicos (7) e pacientes submetidos a transplante de fígado (8). É evidente que a sugestão de calibração de um modelo para um determinado grupo de pacientes, quer por diagnóstico, quer por população, questiona o uso universal de um modelo único.

Pareceu-nos, portanto, razoável, que um sistema de índices prognósticos pudesse ser desenvolvido com base em uma experiência brasileira, utilizando um banco de dados coletado em um hospital universitário.

O sistema UNICAMP nasceu dentro de todas estas incertezas, buscando um modelo que fosse de fácil aplicação sem, contudo, perder a essência prognóstica. Para

o cálculo do risco de óbito não seria incluído um coeficiente para as doenças, pelas dificuldades inerentes à correta identificação do diagnóstico nosológico no momento da internação.

Os coeficientes das variáveis seriam calculados pela análise de regressão logística como descrito por Lemeshow (9), sendo uma das variáveis a pontuação APS, isto é, a somatória dos pontos atribuídos aos desvios fisiológicos agudos, como descrito por Knaus e cols (10).

MÉTODO

Para todos os pacientes internados na UTI do Hospital das Clínicas da UNICAMP uma ficha foi preenchida pelo residente responsável pelo paciente. Esta ficha incluiu dados de internação, complicações e procedimentos durante a internação, assim como um resumo de alta. Estas fichas incluíam trinta variáveis facilmente obtidas e que descreviam a condição do paciente por ocasião de sua internação.

Foram estudados 862 pacientes clínicos e cirúrgicos internados de abril de 1988 a outubro de 1989 na Unidade de Terapia Intensiva. Foram excluídos pacientes com doença coronariana isquêmica e óbitos nas primeiras vinte e quatro horas após a internação. Os primeiros 500 casos foram analisados usando o método estatístico de regressão logística por inclusão (*forward procedure*) (11,12,13,14,15,16) para gerar uma equação preditiva de óbito na UTI, baseado em dados colhidos por ocasião da internação. O ajuste adequado desta equação foi verificado nos 362 casos subsequentes. O procedimento estatístico foi previamente publicado (17).

As equações publicadas por Knaus e col. (10) e Lemeshow, Teres e col. (9) são para óbito hospitalar. Nossos dados se referiam a óbito na UTI, em vez de morte hospitalar. Acreditamos que uma parcela de pacientes venham a falecer após a alta da UTI. De qualquer forma, isto significa que a equação gerada pela análise de nossos dados não é diretamente comparável com às dos autores acima citados.

A ANÁLISE DE REGRESSÃO LOGÍSTICA DOS PRIMEIROS 500 CASOS

As variáveis incluídas e estudadas individualmente para entrada no modelo de óbito em UTI são apresentadas na tabela I.

A pontuação APS do APACHE II é o conjunto de pontos atribuídos aos desvios fisiológicos agudos de 12 variáveis no momento da internação na UTI. Embora o APACHE II, como descrito por Knaus e col. (10), use o pior (mais desviado) valor das 12 medidas fisiológicas, para facilidade de coleta de dados, foram computados os valores do primeiro exame disponível. Para exames de

laboratório, o primeiro e pior exame geralmente coincidem. É verdade que, em alguns casos, este fato pode subestimar a gravidade por ignorar a eventual piora do quadro nas 24 horas subsequentes.

TABELA I. Variáveis incluídas no modelo original

1	Idade
2	Sexo
3	Internação por Insuficiência respiratória
4	Internação por Insuficiência renal
5	Internação por coma
6	Internação por Pós-operatório imediato
7	Internação por Distúrbio metabólico
8	Internação por Instabilidade hemodinâmica
9	Internação para Observação
10	Cirurgia programada
11	Emergência clínica ou cirúrgica
12	Frequência cardíaca
13	Pressão arterial média
14	Temperatura axilar
15	Frequência respiratória
16	Diurese
17	Uréia
18	Glasgow Coma Score
19	Uso do respirador
20	Ritmo sinusal
21	Enfarte agudo do miocárdio
22	Hemorragia gastrointestinal
23	Foco de infecção
24	Insuficiência renal aguda
25	Hematócrito
26	Contagem de glóbulos brancos
27	Sódio
28	Potássio
29	pH do sangue
30	Pontuação APS

PRIMEIRO PASSO

No primeiro passo de seleção de variáveis por inclusão, as variáveis foram colocadas no modelo individualmente. Em cada modelo, o coeficiente da variável é calculado e sua significância estatística é verificada através do teste qui-quadrado de Wald (16). As variáveis que obtiveram significância estatística são apresentadas na tabela II.

TABELA II. Variáveis significativas selecionadas no primeiro passo (Análise de regressão logística univariada)

VARIÁVEL	Qui-quadrado valor de p
Internação por Insuficiência respiratória	< 0,001
Internação por Insuficiência renal	0,002
Internação por Coma	0,005
Internação por Instabilidade hemodinâmica	< 0,001
Emergência clínica ou cirúrgica	< 0,001
Frequência cardíaca	< 0,001
Glasgow Coma Score	< 0,001
Insuficiência renal aguda	< 0,001
Uso de respirador	< 0,001
Foco de infecção	< 0,001
APS	< 0,001

Comparando os valores do qui-quadrado (com o cuidado para considerar as diferenças em graus de liberdade produzidas por dados faltantes), a pontuação do APS foi o mais forte preditor de óbito em UTI.

SEGUNDO PASSO

Neste passo, a pontuação APS foi permanentemente incluída no modelo e as variáveis remanescentes que haviam atingido significância no primeiro passo foram individualmente adicionados ao modelo.

A tabela III mostra o valor de p do qui-quadrado para as variáveis restantes, quando adicionadas à pontuação APS.

TABELA III. Variáveis significativas selecionadas no segundo passo (Análise de regressão logística univariada usando APS como co-variável)

VARIÁVEL	Qui-quadrado valor de p
Internação por Insuficiência respiratória	0,020
Internação por Insuficiência renal	0,584
Internação por Coma	0,168
Internação por Instabilidade hemodinâmica	0,001
Emergência clínica ou cirúrgica	0,001
Frequência cardíaca	0,095
Glasgow Coma Score	0,051
Insuficiência renal aguda	< 0,001
Uso de respirador	0,007
Foco de Infecção	0,113

Neste passo, a insuficiência renal aguda foi o preditor mais significativo quando adicionada ao modelo após a pontuação APS.

Neste passo ficou claro que a pontuação APS havia captado informações contidas em algumas outras variáveis, por exemplo, frequência cardíaca e a pontuação da Escala de Coma de Glasgow (GCS). A insuficiência renal como causa primária de internação, coma e foco de infecção, tornaram-se não significativas.

TERCEIRO PASSO

As variáveis remanescentes (que mantinham ainda significância no segundo passo, ou não estavam contidas na pontuação APS) foram testadas individualmente no modelo com a pontuação APS e insuficiência renal aguda. A tabela IV mostra o valor de p do qui-quadrado para as variáveis restantes.

TABELA IV. Variáveis significativas selecionadas no terceiro passo (Análise de regressão logística univariada usando APS e Insuficiência Renal Aguda como co-variável)

VARIÁVEL	Qui-quadrado valor de p
Internação por Insuficiência respiratória	0,058
Internação por instabilidade hemodinâmica	0,009
Emergência clínica ou cirúrgica	< 0,001
Uso do respirador	0,009
Foco de infecção	0,312

Neste passo, a situação de emergência clínica ou cirúrgica foi a variável preditiva mais significativa, quando somada ao modelo já contendo a pontuação APS e a insuficiência renal aguda. A “insuficiência respiratória” continuava perdendo significância e estava, provavelmente, embutida na variável “uso do respirador”.

QUARTO PASSO

As variáveis restantes (excluindo insuficiência respiratória) foram testadas individualmente no modelo já contendo a pontuação APS, insuficiência renal e emergência clínica ou cirúrgica.

TABELA V. Variáveis significativas selecionadas no quarto passo (Análise de regressão logística univariada já incluindo APS, Insuficiência Renal Aguda e Emergência Clínica ou Cirúrgica)

VARIÁVEL	Qui-quadrado valor de p
Internação por instabilidade hemodinâmica	0,046
Uso do respirador	0,020
Foco de infecção	0,494

O uso de respirador na internação foi o preditor mais significativo quando adicionado ao modelo do terceiro passo.

Deve ser mencionado que, neste passo, o coeficiente das quatro variáveis no modelo ainda eram significativamente não zero. Além disso, havia 13 pacientes sem informações relativas ao uso, ou não, de respirador na entrada.

A regressão logística requer que sejam eliminados da análise casos com dados incompletos. Portanto, o modelo, neste passo, contava com somente 487 casos em vez

dos 500 originais. Não há razão para acreditar que este grupo de pacientes seja uma seleção sistematicamente enviesada de casos.

QUINTO PASSO

A instabilidade hemodinâmica foi adicionada ao quinto passo. Isto deu um valor de p do qui-quadrado de 0,024. Ficou decidido que a definição de instabilidade hemodinâmica não era tão clara como a das outras variáveis e que a sua fraca contribuição para o modelo não justificaria a sua inclusão.

O MODELO DE REGRESSÃO LOGÍSTICA FINAL PARA ESTIMAR ÓBITO EM UNIDADE DE TERAPIA INTENSIVA BASEADO EM 487 (DE 500) CASOS

O modelo final inclui as variáveis descritas na Tabela VI (apresentadas com os seus correspondentes coeficientes, erros-padrão dos coeficientes, os coeficientes padronizados e os seus valores de p).

TABELA VI. Variáveis significativas selecionadas no modelo de desenvolvimento baseado em 487 dos 500 casos

Variável	Coeficiente	E.P	Coef/E.P.	Valor de p
Constante	-4,3509			
APS	0,1047	0,00295	3,55	<0,0001
Insuf Renal Aguda	1,4534	0,3586	4,05	0,0001
Uso do Respirador	1,2126	0,2957	4,10	0,0001
Emergência clínica ou cirúrgica	0,9138	0,3297	2,77	0,0058

A equação preditiva do risco de óbito foi :

$$\text{Risco de Óbito} = 1 / ([1 + \exp (-Y)])$$

onde $Y = -4,3509$
 $+ 0,1047 \times \text{APS}$
 $+ 1,2126 \text{ se Respirador em uso}$
 $+ 1,4534 \text{ se Insuficiência Renal Aguda}$
 $+ 0,9138 \text{ se Emergência Clínica ou Cirúrgica}$

As tabelas VII e VIII dão a mortalidade prevista e a observada para os 487 casos de óbito na UTI baseadas nas variáveis fisiológicas coletadas na admissão do paciente na Unidade e utilizadas para gerar a

equação de risco de óbito na Unidade de Terapia Intensiva.

A primeira tabela foi construída para calcular a estatística de adequação do ajuste Hg e a segunda para calcular a estatística de adequação do ajuste Cg sugeridas por Hosmer e Lemeshow (14,15,16).

TABELA VII. Mortalidade prevista e observada nos 487 pacientes que constituíram o grupo no qual foi desenvolvido o modelo, divididos por faixas de risco com intervalos de 10%

Intervalo de risco de óbito previsto	Pacientes		Mortalidade		SMR
	Total	Óbitos	Observada	Estimada	
0-10	217	9	4,2%	5,3%	0,79
10-20	104	15	14,4%	14,0%	1,03
20-30	53	14	26,4%	25,6%	1,03
30-40	36	14	38,9%	34,6%	1,12
40-50	23	11	47,8%	45,3%	1,06
50-60	18	11	61,1%	54,3%	1,13
60-70	8	6	75,0%	66,8%	1,12
70-80	14	12	85,7%	74,7%	1,15
80-90	12	7	58,3%	84,8%	0,69
90-100	2	1	50,0%	93,0%	0,54
TOTAL	487	100	20,53	20,53	1,00

$Hg = 14,64$ (8 GL) $p = 0,0665$.

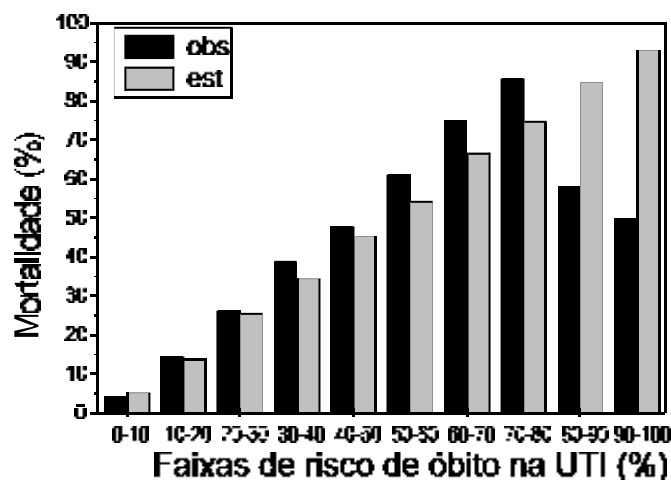


Fig. 1. Gráfico que compara a mortalidade observada (obs) e a mortalidade estimada (est) para os 487 pacientes que geraram a equação por análise de regressão logística, divididos por faixas de risco de 10%.

TABELA VIII. Mortalidade prevista e observada nos 487 pacientes que constituíram o grupo no qual foi desenvolvido o modelo, divididas por faixas de risco com intervalos contendo igual número de pacientes

Intervalo de risco de óbito previsto	Pacientes		Mortalidade		SMR
	Total	Óbitos	Observada	Estimada	
1,3 - 2,9%	49	0	0,0%	2,1%	-
2,9 - 4,7%	49	0	0,0%	3,7%	-
4,7 - 6,8%	48	3	6,3%	5,6%	1,13
6,8 - 9,1%	49	5	10,2%	7,8%	1,31
9,1 - 11,8%	49	4	8,2%	10,1%	0,81
11,8 - 16,0%	48	8	16,7%	13,5%	1,24
16,0 - 23,6%	49	9	18,4%	19,8%	0,93
23,6 - 34,2%	49	17	34,7%	29,1%	1,19
34,2 - 52,0%	48	22	45,8%	42,1%	1,09
52,0 - 94,2%	49	32	65,3%	71,5%	0,91
TOTAL	487	100	20,53	20,53	1,00

Cg = 5,98 (8 GL) p = 0,649.

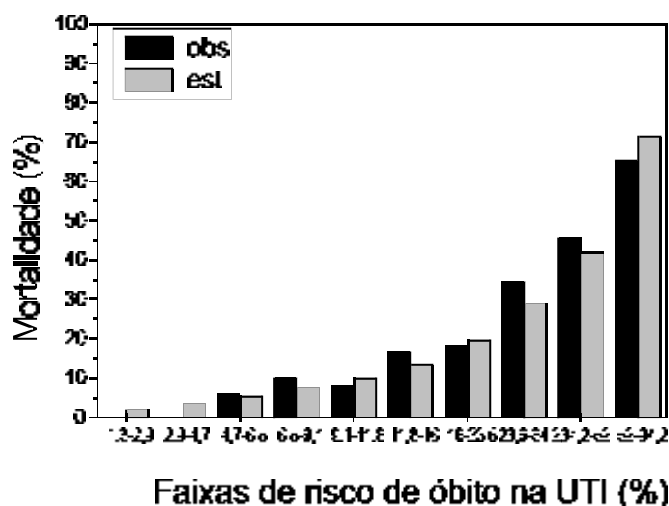


Fig. 2. Gráfico que compara a mortalidade observada (obs) e a mortalidade estimada (est) para os 487 pacientes que geraram a equação por análise de regressão logística, divididos em grupos com o mesmo número de pacientes.

Ao observar a tabela VII pode-se verificar que, nas faixas de risco com maior número de pacientes, a correlação entre a mortalidade prevista e a mortalidade observada é muito boa. Entretanto, nas faixas de risco com menor número de pacientes (60 a 100%), a mortalidade prevista superestima (nas faixas de 80 a 90 e de 90 a

100%) e subestima (nas faixas de 60 a 70 e de 70 a 80%) a mortalidade observada. Este comportamento aleatório foi atribuído ao pequeno número de pacientes nestas faixas de risco. Por este motivo, os pacientes foram distribuídos por faixas com igual número de pacientes. O *p valor* calculado para a estatística Hg da tabela VII (0,0665) não permite rejeitar a hipótese de que o modelo se ajusta adequadamente, porém o valor de *p* está muito próximo do nível de rejeição (0,05). Baseados nesta estatística, questionou-se se esta equação seria realmente representativa da mortalidade observada.

Novamente a interpretação desta quase rejeição de ajuste adequado corre por conta do pequeno número de pacientes nas faixas de risco acima de 60%. Esta diferença fica notável ao se apreciar a Fig. 1. A despeito desta discrepância observada nas faixas de risco mais elevadas a SMR global é de 0,93 indicando uma boa correlação entre a mortalidade observada e a mortalidade estimada.

Quando o mesmo conjunto de pacientes é subdividido em dez grupos com igual número de pacientes em cada grupo (Tabela VIII), o *p valor* é de 0,65, concluindo-se com segurança que, a partir desta estatística (Cg), o modelo se ajusta perfeitamente. Este ajuste pode ser melhor apreciado observando-se a figura 2.

Note-se que o valor de Cg é significativamente menor que o de Hg para o mesmo conjunto de dados. Isto, provavelmente, se deve a dois fatos. Inicialmente, Lemeshow e Hosmer citam que Cg teria menor poder discriminativo para detectar diferenças do que Hg. Isto é, Hg é mais sensível a diferenças entre o número de óbitos previstos e observados, o que resultaria em valores de *p* mais baixos. Em segundo lugar, quando os pacientes são divididos por intervalos de risco estimado, como foi feito com o Hg, incidem poucos pacientes nos intervalos acima de 60%, aumentando o erro e falseando os valores de mortalidade observada nestas faixas.

A partir das tabelas VII e VIII foram derivadas as mortes e sobrevidas estimadas. Quando estas foram correlacionadas com as mortes e sobrevidas observadas neste grupo de pacientes, foi possível determinar a sensibilidade e a especificidade do modelo. A curva ROC (*Receiving Operating Curve*) foi construída correlacionando os dados de sensibilidade com a variável (1-especificidade) de acordo com o método previamente apresentado (17). Evidentemente, o bom resultado obtido nesta curva não surpreende, visto que os dados que geraram a equação foram os mesmos que aqueles utilizados para estimar a mortalidade. A área calculada sob a curva ROC no grupo de desenvolvimento, quando foi aplicada a equação UNICAMP I, foi de 83,86%.

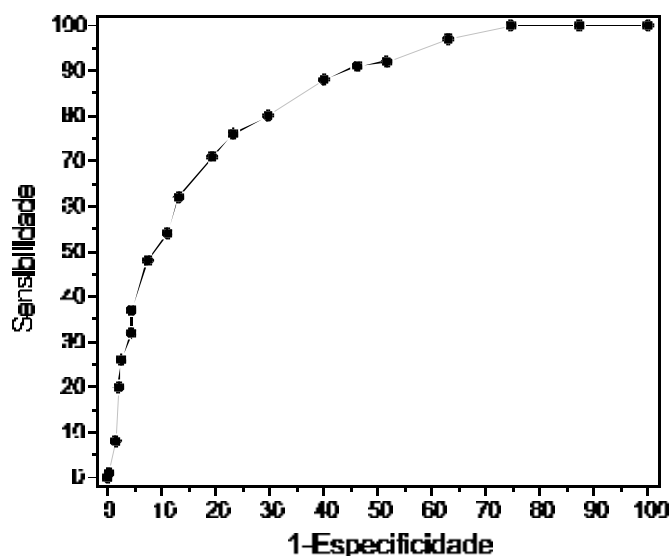


Figura 3. Curva ROC para a equação gerada por análise de regressão logística, no grupo inicial de 487 pacientes considerando os primeiros dados de entrada e a mortalidade na UTI. A área sob a curva é de 83,86%.

VERIFICAÇÃO DA VALIDADE DO MODELO PARA O RISCO DE ÓBITO EM UTI NOS 362 CASOS SUBSEQÜENTES

O que verdadeiramente atesta a aplicabilidade do modelo em pacientes admitidos na UTI é a verificação do ajuste da equação a uma série independente de pacientes. A equação foi, então, aplicada aos dados de cada paciente em uma série independente de 362 casos.

As mesmas estatísticas Hg e Cg foram tabuladas e calculadas para esta série (todos os 362 casos tinham dados completos e foram incluídos na análise). Os resultados da correlação entre a mortalidade prevista pela equação e a observada nesta série independente podem ser observados nas Tabelas IX e X.

TABELA IX. Mortalidade prevista e observada nos 362 pacientes que constituíram o grupo testado para validar o modelo, divididos por faixas de risco com intervalos de 10%

Intervalo de risco de óbito previsto	Pacientes		Mortalidade		SMR
	Total	Óbitos	Observada	Estimada	
0-10%	182	8	4,4%	4,6%	0,955566
10-20%	69	10	14,5%	13,7%	1,057865
20-30%	33	9	27,3%	25,2%	1,082251
30-40%	22	11	50,0%	36,1%	1,385042
40-50%	20	10	50,0%	45,5%	1,098901
50-60%	15	9	60,0%	55,2%	1,086957
60-70%	10	6	60,0%	65,9%	0,91047
70-80%	6	4	66,7%	73,8%	0,903342
80-90%	4	2	50,0%	85,3%	0,586166
90-100%	1	1	100,0%	91,0%	1,098901
TOTAL	362	70	19,34	18,45	0,95

Hg = 6,66 (8 GL) p = 0,574

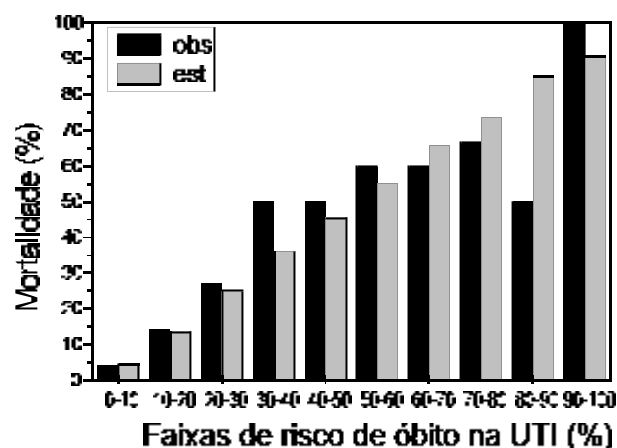


Fig. 4. Gráfico que compara a mortalidade observada (obs) e a mortalidade estimada (est) para os 362 pacientes do grupo de validação da equação original gerada por análise de regressão logística,, divididos por faixas de risco de 10%..

TABELA X. Mortalidade prevista e observada nos 362 pacientes que constituíram o grupo testado para validar o modelo, divididos por faixas de risco com intervalos contendo igual número de pacientes

Intervalo de risco de óbito previsto	Pacientes		Mortalidade		SMR
	Total	Óbitos	Observada	Estimada	
1,3 - 2,4%	37	1	2,7%	2,0%	1,35
2,4 - 3,5%	36	2	5,6%	2,9%	1,92
3,5 - 4,8%	36	0	0,0%	4,1%	-
4,8 - 6,8%	36	2	5,6%	5,7%	0,97
6,8 - 9,5%	36	3	8,3%	8,1%	1,03
9,5 - 13,2%	36	4	11,1%	11,3%	0,98
13,2 - 20,7%	36	6	16,7%	16,5%	1,01
20,7 - 31,9%	36	10	27,8%	26,4%	1,05
31,9 - 47,5%	36	20	55,6%	41,5%	1,34
47,5 - 90,6%	37	22	59,5%	65,2%	0,91
TOTAL	362	70	19,34	18,45	0,95

Cg = 6,04 (8 GL) p = 0,642

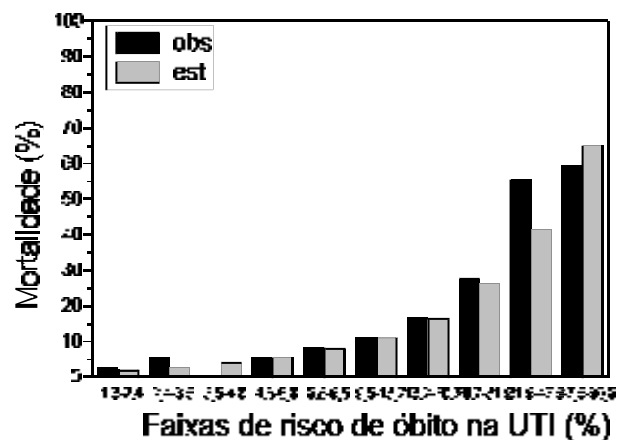


Fig. 5. Gráfico que compara a mortalidade observada (obs) e a mortalidade estimada (est) para os 362 pacientes do grupo de validação da equação original gerada por análise de regressão logística, divididos em grupos com o mesmo número de pacientes.

Ambas as estatísticas nos levam a concluir que o modelo se ajusta perfeitamente à série subsequente e independente de pacientes críticos.

Nesta segunda série independente também foi construída a curva ROC (Fig.6), cuja área sob a curva resultou em 83,31%, muito semelhante à área obtida no grupo de desenvolvimento do modelo

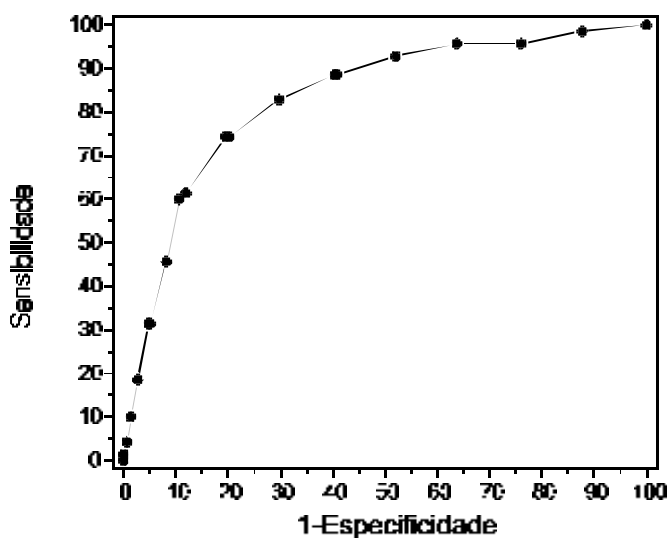


Figura 6. Curva ROC para a equação gerada por análise de regressão logística, no grupo independente de 362 pacientes baseada nos primeiros dados de entrada e a mortalidade na UTI. A área sob a curva é de 83,31%.

Como o modelo baseado na primeira série de 500 pacientes foi validado pela segunda série, a equação preditiva foi novamente calculada, utilizando agora todos os pacientes. Foram novamente excluídos os 13 pacientes da primeira série que não tinham informação quanto ao uso de respirador, de forma que foram reanalisados 849 pacientes. Uma nova análise de regressão logística aplicada a todos os pacientes resultou na seguinte equação definitiva:

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

onde, $Y = -4,5312$

+ 0,1117 x APS

+ 1,2237 se Respirador em uso

+ 0,9414 se Insuficiência Renal Aguda

+ 1,1596 se Emergência Clínica ou Cirúrgica

Devemos enfatizar que o critério do sistema APACHE II avalia os maiores desvios fisiológicos ocorridos nas primeiras 24 horas de internação e utiliza a mortalidade hospitalar como mortalidade observada. A equação acima se baseia nos desvios fisiológicos

registrados na entrada do paciente na UTI e a mortalidade se restringe à mortalidade na Unidade de Terapia Intensiva. Esta equação foi denominada UNICAMP I. A previsão de mortalidade por esta equação deverá ser mais favorável do que o modelo APACHE II, porque os desvios fisiológicos de entrada, embora sejam, presumidamente, os piores das 24 horas na grande maioria dos pacientes, podem não ser os piores em uma série não documentada de pacientes. Ainda, porque uma pequena parcela de pacientes não foi computada na elaboração do modelo, visto que pacientes que faleceram no Hospital, após a alta da UTI, foram computados como sobreviventes. Por isso, os dados da equação UNICAMP II não podem ser comparados àqueles derivados da equação do APACHE II.

Por este motivo uma segunda análise foi realizada, sendo revistos os prontuários médicos dos 849 pacientes da série, identificando e registrando o pior valor das primeiras 24 horas de internação para todas as 12 variáveis do APS. Além disto, pelo SAME do Hospital das Clínicas foi rastreada a evolução de todos os pacientes após a alta da UTI. Desta forma, foi possível registrar o óbito hospitalar até seis meses após a internação inicial do paciente na UTI. Uma nova análise de regressão logística foi então realizada com os novos dados seguindo os passos anteriormente relatados. A equação obtida em todo o grupo de 849 pacientes é apresentada abaixo:

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

onde, $Y = -3,7594$

+ 0,1162 x APS

+ 0,7178 se Respirador em uso

+ 0,7318 se Insuficiência Renal Aguda

+ 0,8367 se Emergência Clínica ou Cirúrgica

Como esta equação, denominada equação UNICAMP II foi obtida baseada nos piores dados fisiológicos agudos computados nas primeiras 24 horas de internação na UTI e a mortalidade computada é a mortalidade hospitalar até seis meses após a internação ela é passível de comparação com o modelo APACHE II.

VERIFICAÇÃO DA VALIDADE DO MODELO PARA O RISCO DE ÓBITO HOSPITALAR, BASEADA NOS PIORES VALORES DE APS NAS PRIMEIRAS 24 HORAS DE UTI EM 208 CASOS SUBSEQUENTES

A equação do APACHE II foi aplicada uma nova série independente de 208 pacientes consecutiva e

prospectivamente internados na UTI. As mesmas estatísticas Hg e Cg foram tabuladas e calculadas para esta série (todos os 208 casos tinham dados completos e foram incluídos na análise). Os resultados da correlação entre a mortalidade prevista pela equação APACHE II e a observada nesta série independente podem ser observados nas Tabelas XI e XII.

TABELA XI. Avaliação de ajuste do modelo APACHE II. Mortalidade observada e prevista nos 208 pacientes que constituíram o grupo testado para validar o modelo, divididos por faixas de risco com intervalos de 10%

Intervalo de risco de óbito previsto	Pacientes		Mortalidade		SMR
	Total (%)	Óbitos (%)	Observada (%)	Estimada (%)	
0-10	108	9	8,33	5,28	1,58
10-20	56	11	19,64	14,08	1,40
20-30	20	6	30,00	24,63	1,22
30-40	6	3	50,00	33,58	1,49
40-50	5	3	60,00	44,23	1,36
50-60	2	2	100,00	56,94	1,76
60-70	4	1	25,00	62,43	0,40
70-80	4	4	100,00	75,86	1,32
80-90	3	3	100,00	86,07	1,16
90-100	0	0	-	-	-
TOTAL	208	42	20,19	15,38	1,31

Hg = 10,65 (8 GL) p = 0,226

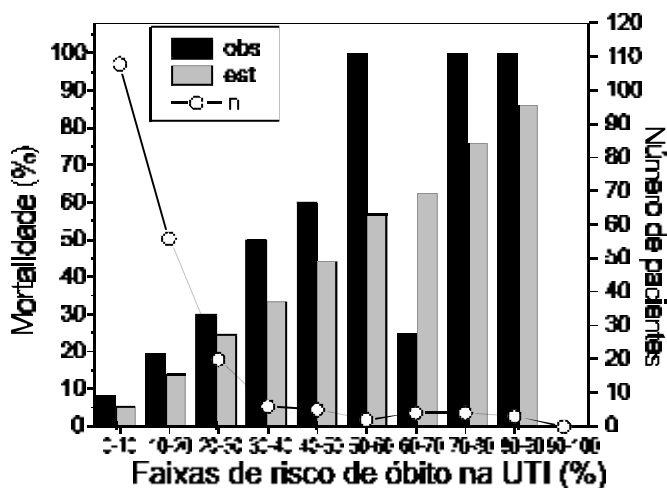


Fig. 7. Gráfico que compara a mortalidade observada (obs) e a mortalidade estimada (est) pelo MODELO APACHE II para o grupo independente de 208 pacientes baseada nos piores desvios fisiológicos nas primeiras 24 horas de internação na UTI e na mortalidade hospitalar até os seis meses de internação. Distribuição por faixas de risco de 10%.

TABELA XII. Avaliação de ajuste do modelo APACHE II. Mortalidade observada e prevista nos 208 pacientes que constituíram o grupo testado para validar o modelo, divididos por faixas de risco com intervalos contendo igual número de pacientes

Intervalo de risco de óbito previsto	Pacientes		Mortalidade		SMR
	Total (%)	Óbitos (%)	Observada (%)	Estimada (%)	
1,1 - 2,83%	20	1	5,00	2,00	2,50
2,9 - 4,30%	21	2	8,52	3,81	2,50
4,3 - 5,40%	21	1	4,76	4,76	1,00
5,8 - 7,10%	21	4	19,05	5,67	3,36
7,5 - 9,40%	21	1	4,76	8,57	0,56
9,4 - 12,0%	21	3	14,28	10,95	1,30
12,4 - 15,20%	21	4	19,05	13,81	1,38
15,5 - 21,70%	21	4	19,05	18,10	1,05
21,7 - 33,8%	21	7	33,33	26,67	1,25
35,3 - 87,0%	20	15	75,00	58,10	1,29
TOTAL	208	42	20,19	15,01	1,31

Cg = 13,76 (8 GL) p = 0,0881

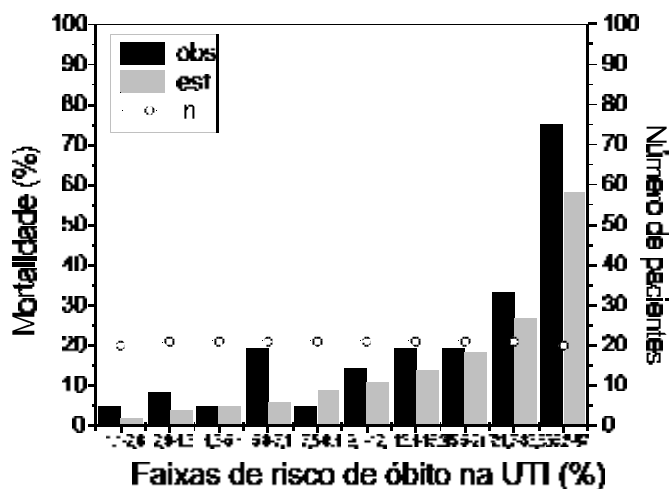


Fig. 8. Gráfico que compara a mortalidade observada (obs) e a mortalidade estimada (est) pelo MODELO APACHE II para o grupo independente de 208 pacientes baseada nos piores desvios fisiológicos nas primeiras 24 horas de internação na UTI e na mortalidade hospitalar até os seis meses de internação. Distribuição por faixas com igual número de pacientes.

Os dados das Tabelas XI e XII foram submetidos à mesma análise anteriormente utilizada para o cálculo da sensibilidade e da especificidade resultando na Curva ROC apresentada na Figura 9. Observe-se que a área sob a curva ROC foi inferior àquela observada anteriormente com equação UNICAMP I, tanto para o modelo de desenvolvimento como para o modelo de validação. Possivelmente este resultado decorra do menor número de pacientes nesta série, possibi-

litando alguma discrepância entre a mortalidade estimada e a mortalidade observada em algumas faixas de risco, como pode ser apreciado nas faixas de risco acima de 50% na Figura 7. Um outro fator de diferença de área é que nesta primeira equação UNICAMP I os dados foram colhidos na entrada e não são necessariamente os maiores desvios fisiológicos das primeiras 24 horas de internação. A mesma curva ROC foi obtida nos mesmos 208 pacientes empregando a equação UNICAMP II (Fig. 12), esta sim, passível de comparação com o APACHE II, porque os dados utilizados para o seu desenvolvimento eram os piores desvios fisiológicos nas primeiras 24 horas de internação na UTI e a mortalidade considerada foi a mortalidade hospitalar.

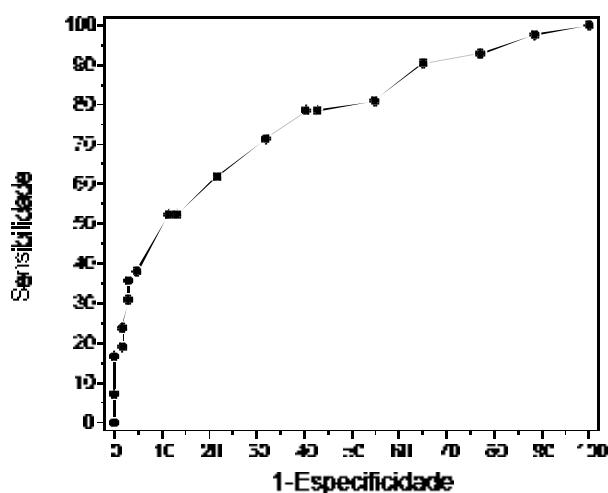


Figura 9. Curva ROC para a equação APACHE II no grupo independente de 208 pacientes baseada nos piores desvios fisiológicos nas primeiras 24 horas de internação na UTI e na mortalidade hospitalar até os seis meses de internação. A área sob a curva é de 76,77%.

TABELA XIII. Avaliação de ajuste do modelo UNICAMP. Mortalidade observada e prevista nos 208 pacientes que constituíram o grupo testado para validar o modelo, divididos por faixas de risco com intervalos de 10%

Intervalo de risco de óbito previsto	Pacientes		Mortalidade		SMR
	Total (%)	Óbitos (%)	Observada (%)	Estimada (%)	
0-10	70	4	5,71	6,46	0,8839
10-20	49	5	10,20	13,52	0,75444
20-30	22	4	18,18	24,04	0,75624
30-40	25	8	32,00	34,50	0,92754
40-50	10	2	20,00	43,57	0,45903
50-60	14	6	42,86	51,93	0,82534
60-70	7	3	42,86	62,77	0,68281
70-80	3	2	66,67	76,46	0,87196
80-90	6	6	100,0	83,45	1,19832
90-100	2	2	100,00	94,13	1,06236
TOTAL	208	42	20,19	24,17	0,84

Hg = 6,39 (8 GL) p = 0.6035

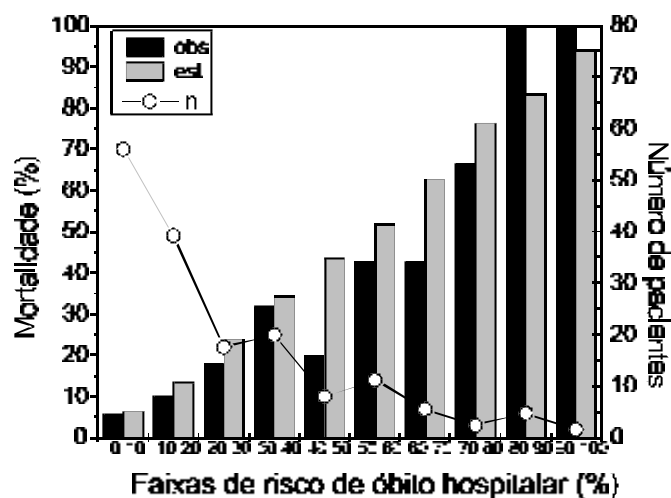


Fig. 10. Gráfico que compara a mortalidade observada (obs) e a mortalidade estimada (est) pelo MODELO UNICAMP II para o grupo independente de 208 pacientes baseada nos piores desvios fisiológicos nas primeiras 24 horas de internação na UTI e na mortalidade hospitalar até os seis meses de internação. Distribuição por faixas de risco de 10%.

TABELA XIV. Avaliação de ajuste do modelo UNICAMP. Mortalidade observada e prevista nos 208 pacientes que constituíram o grupo testado para validar o modelo, divididos por faixas de risco com intervalos contendo igual número de pacientes

Intervalo de risco de óbito previsto	Pacientes		Mortalidade		SMR
	Total (%)	Óbitos (%)	Observada (%)	Estimada (%)	
2,3 - 5,00%	20	0	0	3,50	0
5,1 - 7,7%	21	2	8,52	6,19	1,37641
7,7 - 8,8%	21	2	8,52	8,09	1,05315
9,6 - 11,8%	21	1	4,76	10,48	0,4542
11,8 - 14,4%	21	1	4,76	12,85	0,37043
14,6 - 21,7%	21	3	14,28	18,10	0,78895
21,8 - 30,8%	21	5	23,81	26,19	0,90913
30,8 - 40,4%	21	7	33,33	35,71	0,93335
41,4 - 53,3%	21	6	28,57	48,10	0,59397
53,3 - 93,1%	20	15	75,00	70,00	1,07143
TOTAL	208	42	20,19	23,80	0,85

Cg = 6,91 (8 GL) p = 0.5464

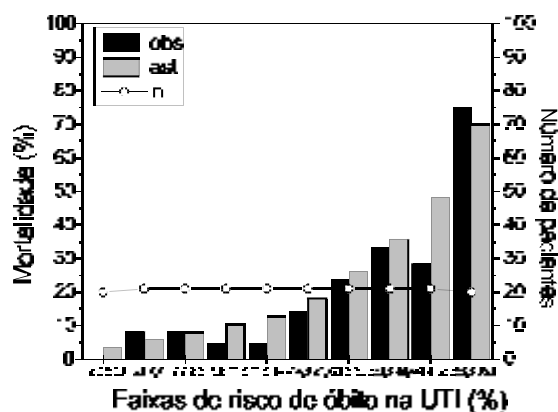


Fig. 11. Gráfico que compara a mortalidade observada (obs) e a mortalidade estimada (est) pelo MODELO UNICAMP II para o grupo independente de 208 pacientes baseada nos piores desvios fisiológicos nas primeiras 24 horas de internação na UTI e na mortalidade hospitalar até os seis meses de internação. Distribuição por faixas com igual número de pacientes.

Com a equação UNICAMP II observa-se que nas faixas de risco com maior número de pacientes, a correlação entre a mortalidade prevista e a mortalidade observada é muito boa. Entretanto, nas faixas de risco com menor número de pacientes (60 a 100%), a mortalidade prevista subestima (nas faixas de 80 a 90 e de 90 a 100%) e superestima (nas faixas de 60 a 70 e de 70 a 80%) a mortalidade observada. Este comportamento aleatório foi atribuído ao pequeno número de pacientes nestas faixas de risco. Por este motivo, novamente, os pacientes foram distribuídos por faixas com igual número de pacientes.

Observando os dados da Tabela XIV conclui-se que, a partir desta estatística (Cg), o modelo se ajusta perfeitamente.

A área sob a curva ROC foi de 80,5%, portanto, superior à área calculada para o APACHE II. A comparação entre estes dois sistemas é válida visto que as variáveis de entrada e a mortalidade foram registradas em condições idênticas em ambos os sistemas.

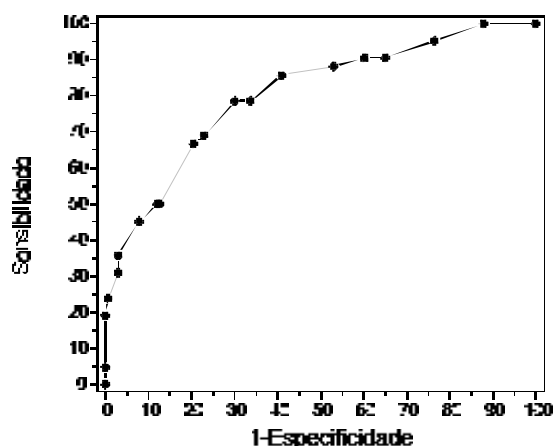


Figura 12. Curva ROC para a equação UNICAMP II para o grupo independente de 208 pacientes baseada nos piores desvios fisiológicos nas primeiras 24 horas de internação na UTI e na mortalidade hospitalar até seis meses após a internação. A área sob a curva é de 80,5%.

Note-se que este modelo somente se aplica a pacientes internados nesta Unidade de Terapia Intensiva e será válido enquanto o tipo de paciente e o tratamento na UTI permanecerem essencialmente iguais. Por exemplo, este modelo não se aplica a pacientes internados com coronariopatia isquêmica, uma vez que estes pacientes foram excluídos da série original.

Além disto, se critérios de internação ou avanços tecnológicos significativos venham a ocorrer, a aplicação deste modelo para futuros pacientes deve ser reavaliada. Para aplicar este modelo a outras Unidades de Terapia Intensiva, um processo semelhante de avaliação estatística deve ser realizado.

A capacidade de mensurar a gravidade das doenças foi inicialmente desenvolvida para órgãos e sistemas (18,19,20,21).

Em 1981, Knaus e colaboradores (22) desenvolveram o primeiro sistema avaliando o paciente crítico de forma global, baseado na reserva fisiológica (expressa pela idade e por doenças pregressas) e de forma mais preponderante, pelos seus desvios fisiológicos agudos. Outros sistemas também foram desenvolvidos, como o SAPS (23) e o MPM (9).

Índices prognósticos têm despertado grande interesse para avaliar resultados em uma área da medicina que exige cada vez mais investimentos e maiores custos hospitalares (24,25,26,27,28).

Estes sistemas foram gerados para poderem ser aplicados a todos os pacientes (*case mix*) que são internados em Unidades de Terapia Intensiva (9,10, 23, 29, 30), mas tem sido aplicados também a subgrupos de pacientes como os cirúrgicos (31,32,33,34, 35,36,37), pediátricos (38,39), obstétricos (40), sépticos (41), hematológicos (42), renais (43), cardíacos (44,45) ou pneumopatas (46).

Estes sistemas foram aplicados em outros Hospitais (47) e mesmo em outros países (48,49). Porém, até o momento, nenhum sistema foi modelado utilizando um Banco de Dados com variáveis coletadas no Brasil.

O modelo UNICAMP representa um esforço no sentido de se obter uma ferramenta prognóstica adaptada às nossas condições, de forma a possibilitar sua aplicação em outras unidades com um perfil semelhante ao de nosso Hospital. Ao contrário do APACHE II (10), o nosso modelo se caracteriza por não carecer da definição de um diagnóstico primário, da mesma forma que o SAPS (50) e o MPM (51). Esta diferença poderia representar uma menor acurácia prognóstica. Neste trabalho pudemos demonstrar que isto não ocorreu quando o modelo UNICAMP II foi

aplicado a uma série independente de pacientes. Pelo contrário, a definição de um diagnóstico de entrada traz alguns problemas. Frequentemente, torna-se difícil, senão impossível, mesmo para profissionais experientes, catalogar um diagnóstico de entrada que satisfaça o médico, pois o APACHE II só dispõe de 48 possibilidades diagnósticas. É verdade que o APACHE III aumentou o número de variáveis para 78, mas, mesmo assim, permanece a dificuldade de catalogação. Além disto, o diagnóstico de entrada pode se modificar com a evolução, assim como pode haver diferentes graus de comprometimento anatômico em pacientes com a mesma reserva fisiológica e os mesmos desvios fisiológicos agudos. Este é o caso do traumatismo crânioencefálico, cuja manifestação fisiológica “sistêmica” frequentemente não é expressiva.

As equações da UNICAMP, por dispensarem um coeficiente diagnóstico, tornam-se sistemas simples e que podem ser calculadas à beira do leito por pessoal paramédico de forma sistemática e reprodutível. Semelhantemente ao SAPS e ao MPM e, mais recentemente, ao SAPS II e MPM II, no modelo UNICAMP os coeficientes das variáveis incluídas na equação de risco foram derivados estatisticamente por análise de regressão logística (9,51,52,53, 54,55). Nestes novos sistemas, da mesma forma que no modelo UNICAMP, a adequação dos coeficientes também é analisada por um teste de ajuste (*Goodness-of-fit*) (35,55,54). Além desta análise, a determinação da área sob a curva ROC também foi incluída, assim como a SMR.

A tendência atual dos novos índices, indica a catalogação de subgrupos de pacientes, quer por mo-

dificar a equação geral por coeficientes diagnósticos como o APACHE III (57, 58, 59), quer desenvolvendo equações por regressão logística a partir de variáveis de sub-grupos de pacientes como no SAPS II e no MPM II (60,61), ou, mesmo, evolutivamente (61). Certamente, esta progressiva subcatalogação de paciente por diagnósticos associados, ou não, a complicações associadas, busca uma melhor definição prognóstica.

Esta “regionalização” dos modelos se distancia da filosofia “sistêmica” originalmente proposta. Quiçá porque o modelo “sistêmico” não tenha conseguido atingir o desejado grau de acurácia para que o intensivista o utilize - individualmente - em suas tomadas de decisão (62,63,64,65, 66,67). Ou quiçá porque não tenha sido explicitada a inerente limitação de todos os modelos de índices prognósticos.

A introdução das variáveis “uso de respirador” e “insuficiência renal” incorporadas ao modelo UNICAMP e a não inclusão do coeficiente diagnóstico, seguramente foram responsáveis por um melhor ajuste do modelo e maior área sob a curva ROC quando o sistema UNICAMP II foi comparado com o sistema APACHE II em um grupo independente de pacientes (Tabelas XI, XII, XIII e XIV e figuras 11 e 12).

Embora a nossa experiência clínica reafirme, de forma empírica, a importância das variáveis, “uso de respirador” e “insuficiência renal” incluídas em nosso modelo, a confirmação é respaldada por estudos recentes indicando, por análises estatísticas independentes, o real valor destas variáveis. Assim, Staudinger e col. (7) observaram, por análise multivariada, que o uso de respirador influenciava negativamente o

prognóstico de pacientes com diagnóstico de câncer ingressando na UTI. Da mesma forma, Rordorf e col (68) observaram, também por análise multivariada, que uma creatinina sérica elevada é um parâmetro prognóstico significativo em pacientes com acidente vascular cerebral. A análise do excesso de mortalidade não prevista pelo APACHE III foi interpretada por Buist e colaboradores (5) como resultado da influência de outros fatores não avaliados pelo sistema, entre os quais citam a creatinina elevada e presença de insuficiência renal.

Finalmente, um outro fator que poderia ser especulado é a pertinência de se aplicar no Brasil um modelo desenvolvido em outro país com sensíveis diferenças populacionais, nutricionais, de saúde e de atendimento pré-hospitalar. Tem sido sugerido, inclusive, que diferenças de tecnologia poderiam ser responsáveis por diferentes SMR entre diferentes unidades (69). Embora tenha sido correlacionada a disponibilidade de tecnologia com a SMR no projeto APACHE III no Brasil, é possível que esta não seja a única e nem mesmo a causa mais relevante.

A proposta de um modelo baseado em um banco de dados colhido em um hospital universitário brasileiro é uma tentativa de resgate da filosofia original de um escore único para todos os pacientes, o qual pode ser aplicado em nosso país sem a necessidade de uma catalogação diagnóstica, de forma simples e imediata quando as variáveis são coletadas no momento de ingresso na UTI (Modelo UNICAMP I), ou - como no APACHE II - com os piores desvios fisiológicos registrados nas primeiras 24 horas após a internação (Modelo UNICAMP II).

APÊNDICE 1.A

COEFICIENTES DO SISTEMA APACHE-II POR CATEGORIA DIAGNÓSTICA

NÃO-CIRÚRGICOS

1	Respiratório – asma/alergia	-2,108
2	Respiratório – DPOC	-0,367
3	Respiratório – edema pulmonar (não-cardiogênico)	-0,251
4	Respiratório – Pós-parada respiratória	-0,168
5	Respiratório - Embolia pulmonar	-0,128
6	Respiratório – Infecção	0
7	Cardiovascular – Hipertensão	-1,798
8	Cardiovascular – Arritmia	-1,368
9	Cardiovascular – Insuficiência cardíaca congestiva	-0,424
10	Cardiovascular – Choque hemorrágico/hipovolemia/shock/hypovolemia	0,493
11	Cardiovascular – Coronariopatia	-0,191
12	Cardiovascular – Sepses	0,113
13	Cardiovascular – Pós-parada cardíaca	0,393
14	Cardiovascular - Choque cardiogênico	-0,259
15	Cardiovascular – Delaminação/ruptura aguda da aorta thoracic/abdominal ane	0,731
16	Trauma – Politraumatismo	-1,228
17	Trauma – Traumatismo craniocéfálico	-0,517
18	Neurológico – Epilepsia	-0,584
19	Hemorragia intracerebral/hematoma SD/ hemorragia SA	0,723
20	Outros – Intoxicação por drogas	-3,353
21	Outros – Cetoacidose diabética	-1,507
22	Outros – Hemorragia gastrointestinal	0,334
23	Metabólico/renal	-0,885
24	Respiratório	-0,89
25	Neurológico	-0,759
26	Cardiovascular	0,47
27	Gastrointestinal	0,501

APÊNDICE 1.B

COEFICIENTES DO SISTEMA APACHE-II POR CATEGORIA DIAGNÓSTICA

CIRÚRGICOS

1	Politraumatismo	-1,684
2	Internação por doença cardiovascular crônica	-1,376
3	Doença vascular periférica	-1,315
4	Cirurgia cardíaca valvar	-1,261
5	Craniotomia por tumor	-1,245
6	Cirurgia renal por tumor	-1,204
7	Transplante renal	-1,042
8	Cirurgia por trauma craniocéfálico	-0,955
9	Cirurgia torácica por tumor	0,807
10	Craniotomia por hemorragia IC/HSD/HSA	-0,788
11	Laminectomia e outras intervenções na medula	-0,699
12	Choque hemorrágico	-0,682
13	Sangramento gastrointestinal	-0,617
14	Cirurgia gastrointestinal por tumor	-0,248
15	Insuficiência respiratória pós-operatória	-0,14
16	Perfuração/obstrução gastrointestinal	0,06
17	Neurológico	-1,15
18	Cardiovascular	-0,797
19	Respiratório	-0,61
20	Gastrointestinal	-0,613
21	Metabólico/renal	-0,196

APÊNDICE 2

Equações apresentadas no texto

Equação UNICAMP I

Risco de Óbito = $1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$
 onde, $Y = -4,5312$
 + 0,1117 x APS (Entrada)
 + 1,2237 se Respirador em uso
 + 0,9414 se Insuficiência Renal Aguda
 + 1,1596 se Emergência Clínica ou Cirúrgica

Equação UNICAMP II

Risco de Óbito = $1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$
 onde, $Y = -3,7594$
 + 0,1162 x APS (Pior de 24h)
 + 0,7178 se Respirador em uso
 + 0,7318 se Insuficiência Renal Aguda
 + 0,8367 se Emergência Clínica ou Cirúrgica

Equação APACHE II

Risco de Óbito = $1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$
 onde, $Y = -3,517$
 + 0,146 x APS (Pior de 24h)
 + 0,603 se cirurgia de emergência
 + coeficiente da categoria diagnóstica

APÊNDICE 3

Exemplo do cálculos dos Índices Prognósticos

Caso clínico: Paciente de 47 anos, admitido com abdome agudo inflamatório é submetido à laparotomia exploradora de urgência. É feito o diagnóstico de peritonite por perfuração de um tumor de colo. São realizadas a ressecção do tumor e a colostomia. O paciente foi recebido na UTI imediatamente após o término da cirurgia. Foi mantido intubado e ventilado com FIO2 de 0,6 desde a chegada e no período das 24 subseqüentes. Os exames complementares realizados ao dar entrada na UTI, assim como os mais desviados realizados nas primeiras 24 horas após a internação são apresentados abaixo. A pontuação dos desvios fisiológicos, da idade e da doença pregressa foram calculados de acordo com Knaus e col. (10).

	Entrada		Piores valores nas primeiras 24 hs	
	Valores	Pontos	Valores	Pontos
PAM	140/100 (113)	2	150/110 (123)	2
FC	126	2	136	2
FR	18	0	28	1
Temp	38,4	0	35	1
pH	7,51	1	7,53	1
PaO ₂	267	0	252	0
PaCO ₂	33	0	25	0
Na ⁺	143	0	140	0
K ⁺	4,2	0	3,6	0
Creatinina	0,8	0	0,9	0
Leucócitos	9200	0	8900	0
GCS	15	0	15	0
Pontuação dos desvios agudos		5		7
Pontos idade		2		2
Pontos doença pregressa (*)		5		5
Pontuação total (APS)		12		14

(*) Foram atribuídos 5 pontos porque se tratou de cirurgia de urgência em paciente portador de neoplasia (10).

Equação APACHE II

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -3,517$$

$$+ 0,146 \times \text{APS}$$

$$+ 0,603 \text{ se cirurgia de emergência}$$

$$+ \text{coeficiente da categoria diagnóstica}$$

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -3,517$$

$$+ 0,146 \times 14 \text{ (Pontuação total do APACHE)}$$

$$+ 0,603 \text{ (Cirurgia de emergência)}$$

$$+ 0,06 \text{ (Perfuração ou obstrução intestinal)}$$

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -0,81$$

$$\text{exp}(-(-0,81)) = 2,24791$$

$$\text{Risco de Óbito} = 30,79\%$$

Equação UNICAMP I

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -4,5312$$

$$+ 0,1117 \times \text{APS}$$

$$+ 1,2237 \text{ se Respirador em uso}$$

$$+ 0,9414 \text{ se Insuficiência Renal Aguda}$$

$$+ 1,1596 \text{ se Emergência Clínica ou Cirúrgica}$$

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -4,5312$$

$$+ 0,1117 \times 12$$

$$+ 1,2237 \times 1$$

$$+ 0,9414 \times 0$$

$$+ 1,1596 \times 1$$

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -4,5312$$

$$+ 1,3404$$

$$+ 1,2237$$

$$+ 1,1596$$

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -0,8075$$

$$\text{exp}(-(-0,8075)) = 2,2423$$

$$\text{Risco de Óbito} = 30,84\%$$

Equação UNICAMP II

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -3,7594$$

$$+ 0,1162 \times \text{APS}$$

$$+ 0,7178 \text{ se Respirador em uso}$$

$$+ 0,7318 \text{ se Insuficiência Renal Aguda}$$

$$+ 0,8367 \text{ se Emergência Clínica ou Cirúrgica}$$

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -3,7594$$

$$+ 0,1162 \times \text{APS}$$

$$+ 0,7178 \times 1$$

$$+ 0,7318 \times 0$$

$$+ 0,8367 \times 1$$

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -3,7594$$

$$+ 0,1162 \times 14$$

$$+ 0,7178$$

$$+ 0,8367$$

$$\text{Risco de Óbito} = 1/[1 + \text{EXP}(-Y)]$$

$$\text{onde, } Y = -0,5781$$

$$\text{exp}(-(-0,5781)) = 1,78265$$

$$\text{Risco de Óbito} = 35,94\%$$

BIBLIOGRAFIA

- Bastos PG; Sun X; Wagner DP; Knaus WA; Zimmerman JE Application of the APACHE III prognostic system in Brazilian intensive care units: a prospective multicenter study. *Intensive Care Med*, 22: 564, 1996.
- Joffily M, Scandiucci M, Meira Jr. SR, Górios S, Santos AD, Gómez MI, Beseggio R, Saraiva JFK e Terzi RGG – Validation of a logistic regression equation for estimating hospital death for intensive care admissions. *Rev. Bras. Terap. Intens.* 3:268,1991.
- Katsaragakis S; Papadimitropoulos K; Antonakis P; Strergopoulos S; Konstadoulakis MM; Androulakis G Comparison of Acute Physiology and Chronic Health Evaluation II (APACHE II) and Simplified Acute Physiology Score II (SAPS II) scoring systems in a single Greek intensive care unit. *Crit Care Med* 28: 426,2000.
- Glance LG; Osler T; Shinozaki T Effect of varying the case mix on the standardized mortality ratio and W statistic: A simulation study *Chest*, 117: 1112, 2000.
- Buist M; Gould T; Hagley S; Webb R An analysis of excess mortality not predicted to occur by APACHE III in an Australian level III intensive care unit. *Anaesth Intensive Care*, 28: 171,2000.
- Le Gall JR; Lemeshow S; Leleu G; Klar J; Huillard J; Rue M; Teres D; Artigas A Customized probability models for early severe sepsis in adult intensive care patients. *Intensive Care Unit Scoring Group. JAMA* 273:644,1995.
- Staudinger T; Stoiser B; Müllner M; Locker GJ; Laczika K; Knapp S; Burgmann H; Wilfing A; Kofler J; Thalhammer F; Frass M Outcome and prognostic factors in critically ill cancer patients admitted to the intensive care unit. *Crit Care Med*, 28: 1322, 2000.
- Angus DC; Clermont G; Kramer DJ; Linde Zwirble WT; Pinsky MR Short-term and long-term outcome prediction with the Acute Physiology and Chronic Health Evaluation II system after orthotopic liver transplantation. *Crit Care Med*, 28:, 150, 2000.
- Lemeshow, S.; Teres, D.; Pastides, H.; Avrunin, J.P.; Steingrub, J.S. A method of predicting survival and mortality of ICU patients using objectively derived weights. *Crit. Care Med.* 13:519,1985.
- Knaus, W.A.; Draper, E.A.; Wagner, D.P. Zimmerman, J.E. APACHE II: A severity of disease classification system. *Crit. Car Med.* 13:818,1985.
- Agresti, A., Finlay, B. - Statistical Methods for the Social Sciences. Second Edition, 1986.
- Bendel, R. B., and Afiffi, A.A. - Comparison of stopping rules in forward regression. *Journal of the American Statistical Association*, 72, 46, 1977.
- Costanza, M. C., and Afifi, A. A. - Comparison of stopping rules in forward stepwise discriminant analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 74:777,1979.
- Hosmer, D. W., and Lemeshow, S - A goodness-of-fit test for the multiple logistic regression model. *Communications in Statistics*, 10:1043,1980.
- Hosmer, D. W., Lemeshow, S., and Klar, J. - Goodness-of-fit testing for multiple logistic regression analysis when the estimated probabilities are small - *Biometrical Journal*, 30:911,1988.
- Hosmer, D.W.; Lemeshow, S. APPLIED LOGISTIC REGRESSION. John Wiley & Sons, New York, 1989.
- Terzi, R.G.G. Guelli, E., Abreu, H.U., Baia, L.L. Índices prognósticos em Medicina Intensiva. II - Métodos *Rev. Bras. Terap. Intens.* 9:40,1997.
- Forrester, J.S.; Diamond, G.A; Swan, H.J.C. Correlative classification of clinical and hemodynamic function after acute myocardial infarction. *Am. J. Cardiol.* 39:137,1977.
- Killip T. III; Kimball, J.T.;Treatment of myocardial infarction in a coronary care unit. A two year experience with 2150 patients. *Am. J. Cardiol.* 2:457,1967.
- Ranson, J.H.C.;Rifkind, K.M.; Roses, D.F. et al. Prognostic signs and the role of operative management in acute pancreatitis. *Surg. Gynecol. Obstet.* 139:69,1974.
- Teasdale G.; Jennet B. Assessment of coma and impaired consciousness. A practical scale. *Lancet* 13:81,1974
- Knaus, W.A.; Zimmerman, J. E.; Wagner, D.P.; Draper, E. A.; Lawrence, D.E. APACHE - Acute physiology and chronic health evaluation: a physiologically based classification system. *Crit. Care Med.* 9:591,1981.
- LeGall, J.R.; Loirat, P.; Alperovitch, A.;Glaser, P.;Granthil,C.; Mathieu, D. et al. A simplified acute physiological score for ICU patients *Crit. Care Med.* 12: 957,1984.
- Brown JJ; Sullivan G Effect on ICU mortality of a full-time critical care specialist. *Chest* 96:127,1989.
- Civetta JM; Hudson-Civetta JA; Nelson LD Evaluation of APACHE II for cost containment and quality assurance. *Ann Surg* 212:266,1990.
- Dubois, R.W.; Rogers, W.H.; Moxlet, J.H. et al. Hospital inpatient mortality: Is it a predictor of quality? *New Engl. J. Med.* 317:1674,1987.
- Shortell SM; Zimmerman JE; Rousseau DM; Gillies RR; Wagner DP; Draper EA; Knaus WA; Duffy J The performance of intensive care units: does good management make a difference? *Med Care* 32:508,1994
- McClure, W.; Shaller, D. Variations in Medicare expenditures. *Health Affairs*, 3:13,1984.
- Brannen AL 2d; Godfrey LJ; Goetter WE Prediction of outcome from critical illness. A comparison of clinical judgment with a prediction rule. *Arch Intern Med* 149:1083,1989
- Lemeshow, S. Predictive models for ICU patients. *Proceedings Book*, pag.31 Sixth European Congress on Intensive Care Medicine, 1992.
- Cerra FB; Negro F; Abrams J APACHE II score does not predict multiple organ failure or mortality in postoperative surgical patients *Arch Surg* 125:519,1990.
- Gagner M; Franco D; Vons C; Smadja C; Rossi RL; Braasch JW Analysis of morbidity and mortality rates in right hepatectomy with the preoperative APACHE II score. *Surgery* 110:487, 1991.
- Headley J; Theriault R; Smith TL Independent validation of APACHE II severity of illness score for predicting mortality in patients with breast cancer admitted to the intensive care unit. *Scancer* 70:497,1992.
- Pessi, T.T. Experiences gained in intensive care of surgical patients: A prospective clinical study of 1001 consecutively treated patients in a surgical intensive care unit. *Ann. Chir. Gynaecol.* 62(supl): 1,1973.
- Rhee KJ; Baxt WG; Mackenzie JR; Willits NH; Burney RE; O'Malley RJ; Reid N; Schwabe D; Storer DL; Weber R APACHE II scoring in the injured patient. *Crit Care Med* 18:827,1990.
- Rutledge R; Fakhry SM; Rutherford EJ; Muakkassa F; Baker CC; Koruda M; Meyer AA Acute Physiology and Chronic Health Evaluation (APACHE II) score and outcome in the surgical intensive care unit: an analysis of multiple intervention and outcome variables in 1,238 patients. *Crit Care Med* 19: 1048,1991.
- van der Sluis CK; ten Duis HJ; Geertzen

- JH Multiple injuries: an overview of the outcome. *J Trauma* 38:681,1995.
38. Pollack, M.M.; Ruttimann, U. Getson, P.R. et al. Pediatric risk of mortality (PRISM) score. *Crit. Care Med.* 16: 1110,1988.
 39. Yeh, T.S.; Pollak, M.M.; Ruttimann, U.E. et al. Validation of a physiologic stability index for use in critically ill infants and children. *Pediatr. Res.* 18:445,1984.
 40. Lewinsohn G; Herman A; Leonov Y; Klinowski E Critically ill obstetrical patients: outcome and predictability. *Crit Care Med* 22:1412,1994.
 41. Hook, E. W.; Horton, C. A.; Schaberg, D.R. Failure of intensive care unit to support the influence on mortality from pneumococcal bacteremia. *JAMA* 49: 1055,1983.
 42. Johnson MH; Gordon PW; Fitzgerald FT Stratification of prognosis in granulocytopenic patients with hematologic malignancies using the APACHE-II severity of illness score. *Crit Care Med* 14:693, 1986.
 43. Maher ER; Robinson KN; Scoble JE; Farrimond JG; Browne DR; Sweny P; Moorhead JF Prognosis of critically-ill patients with acute renal failure: APACHE II score and other predictive factors. *Q J Med* 72:857,1989.
 44. Moreau, R.; Soupionn, T.; Vauquelin, P.; Derrida, S.; Beaucour, H.; Sicot, C. Comparison of two simplified severity scores (SAPS and APACHE) for patients with acute myocardial infarction. *Crit. Care Md.* 17:409,1989.
 45. Turner JS; Mudaliar YM; Chang RW; Morgan CJ Acute physiology and chronic health evaluation (APACHE II) scoring in a cardiothoracic intensive care unit. *Crit Care Med* 19:1266,1991.
 46. Petty, T.L.; Lakshminarayan, S.; Sahn, S.A. et al. Intensive respiratory care unit: Review of ten years experience. *JAMA*, 34:322,1975.
 47. Knaus WA; Draper EA; Wagner DP; Zimmerman JE An evaluation of outcome from intensive care in major medical centers. *Ann Intern Med* 104:410, 1986
 48. Chang RW; Jacobs S; Lee B; Pace N Predicting deaths among intensive care unit patients. *Crit Care Med* 16:34,1988
 49. Rowan KM; Kerr JH; Major E; McPherson K; Short A; Vessey MP Intensive Care Society's Acute Physiology and Chronic Health Evaluation (APACHE II) study in Britain and Ireland: a prospective, multicenter, cohort study comparing two methods for predicting outcome for adult intensive care patients. *Crit Care Med* 22:1392,1994.
 50. LeGall, J.R.; Loirat, P.; Alperovitch, A.; Glaser, P.; Granthil, C.; Mathieu, D. et al. A simplified acute physiological score for ICU patients *Crit. Care Med.* 12: 957,1984.
 51. Lemeshow, S., and Hosmer, D. W. The use of goodness-of-fit statistics in the development of logistic regression models. *American Journal of Epidemiology*, 115:92,1982.
 52. Lemeshow, S.; Teres, D.; Avrunin, J.S.; Pastides, H. A comparison of methods to predict mortality of intensive care unit patients. *Crit. Care Med.* 15:715,1987.
 53. Le Gall JR; Lemeshow S; Saulnier F A new Simplified Acute Physiology Score (SAPS II) based on a European/North American multicenter study [published erratum appears in *JAMA* 270:2957, 1993].
 54. ICU Scoring Group e LeGall, J.R. Development of a new severity score, the SAPS II, from an European North American Study. *Intensive Care Med.* 18(supl.2):S181,1992 .
 55. Lemeshow S; Teres D; Klar J; Avrunin JS; Gehlbach SH; Rapoport J Mortality Probability Models (MPM II) based on an international cohort of intensive care unit patients. *JAMA* 270:2478,1993.
 56. Teres, D.; Lemeshow, S.; Avrunin, J.S.; Pastides, H. Validation of the mortality prediction model for ICU patients. *Crit. Care Med.* 15:208,1987.
 57. Bastos PG; Sun X; Wagner DP; Wu AW; Knaus WA Glasgow Coma Scale score in the evaluation of outcome in the intensive care unit: findings from the Acute Physiology and Chronic Health Evaluation III study. *Crit Care Med* 21:1459, 1993.
 58. Bastos, P.G.; Knaus, W.A. Apache III Study: a summary. *Int. Care World* 8:35,1991.
 59. Knaus, W.A.; Wagner, D.P.; Draper, A.; Zimmerman, J.E.; Bergner, M.; Bastos, P.G.; Sirio, C.A.; Murphy, D.J.; Lotring, T.; Damiano, A.; Harrel, F.E.Jr. The APACHE III prognostic system. Risk prediction on hospital mortality for critically ill hospitalized adults. *Chest*, 100:1619,1991.
 60. Lemeshow S; Le Gall JR Modeling the severity of illness of ICU patients. A systems update. *JAMA* 272:1049,1994.
 61. Lemeshow S; Klar J; Teres D; Avrunin JS; Gehlbach SH; Rapoport J; Rue M Mortality probability models for patients in the intensive care unit for 48 or 72 hours: a prospective, multicenter study. *Crit Care Med* 22:1351,1994.
 62. Kalb, P.E.; Miler, D.H. Utilization strategies for intensive care units. *JAMA*, 26:2389,1989.
 63. Rothwell PM; Lawler PG Prediction of outcome in intensive care patients using endocrine parameters *Crit Care Med* 23:78,1995.
 64. Schafer JH; Maurer A; Jochimsen F; Emde C; Wegscheider K; Arntz HR; Heitz J; Krell-Schroeder B; Distler A Outcome prediction models on admission in a medical intensive care unit: do they predict individual outcome? *Crit Care Med* 18:1111,1990.
 65. Wong DT; Knaus WA Predicting outcome in critical care: the current status of the APACHE prognostic scoring system. *Can J Anaesth* 38:374,1991 58
 66. Knaus W.A.; Wagner, D. Individual patient decisions. *Crit. Care Med.* 179 (supl):S204,1989.
 67. Terzi, R.G.G. et al. Índices prognósticos em Medicina Intensiva. I - Conceitos *Rev. Bras. Terap. Intens.* 5:101,1993.
 68. Rordorf G; Koroshetz W; Efird JT; Cramer SC Predictors of mortality in stroke patients admitted to an intensive care unit *Crit Care Med*, 28, 1301, 2000.
 69. Bastos PG; Knaus WA; Zimmerman JE; Magalhães A Jr; Sun X; Wagner The importance of technology for achieving superior outcomes from intensive care. *Brazil APACHE III Study Group. Intensive Care Med*, 22: 664, 1996.