

Mortalidade Hospitalar no Infarto Agudo do Miocárdio: É Possível Prever Utilizando Dados de Admissão?

Roberto Bassan, Alfredo Potsch, Lucia Pimenta, Vilma Tachibana, Aparecida de Souza, Hélio Migon, Hans Dohmann

Rio de Janeiro, RJ

Objetivo - Identificar as variáveis clínicas de admissão que se relacionam com a mortalidade hospitalar no infarto agudo do miocárdio (IAM) e criar um modelo matemático capaz de prever acuradamente o seu risco.

Métodos - Estudo prospectivo com 347 pacientes consecutivos com IAM nos quais se identificaram variáveis clínicas, que se relacionaram com a mortalidade, pelas análises univariada e multivariada. O modelo matemático obtido pela análise multivariada de regressão logística foi aplicado em cada paciente, para determinar a sua probabilidade (P) de óbito hospitalar. A acurácia do modelo foi validada por testes de confiabilidade e de discriminação.

Resultados - Variáveis de admissão relacionadas, independentemente, com a mortalidade hospitalar: sexo feminino, idade, ausência de história de hipertensão, história de infarto prévio, IAM não-inferior e classe Killip que, quando presentes cumulativamente, mostraram taxas de mortalidades crescentes. O valor médio de P dos pacientes que faleceram foi significativamente maior que dos sobreviventes ($43,2 \pm 31,4\%$ vs $9,1 \pm 12,5\%$, $p < 0,00001$). A confiabilidade do modelo matemático na previsão de óbitos, avaliada estratificadamente em três subgrupos de risco (baixo, médio e alto) ou continuamente (por análise de regressão linear), mostrou excelente desempenho preditivo. O poder discriminatório entre óbitos e sobreviventes, avaliado pelo índice - C (concordância de probabilidades), mostrou taxa de acerto de 85%.

Conclusão - Variáveis clínicas podem ser utilizadas num modelo matemático, que é capaz de prever, acuradamente, a taxa de mortalidade hospitalar de cada paciente com IAM. A previsão desta mortalidade poderá permitir, aos médicos, maior eficiência na avaliação da relação risco-benefício destes pacientes, quando confrontados com decisões terapêuticas.

Palavras-chaves: infarto do miocárdio, mortalidade, fatores de risco

Hospital Mortality in Acute Myocardial Infarction: Is it Possible to Predict Using Admission Data?

Purpose - To identify clinical variables on admission that are related to hospital mortality in acute myocardial infarction (AMI) and to generate a mathematic model to predict accurately this mortality.

Methods - Prospective study with 347 consecutive patients with AMI in which clinical variables related to mortality were identified by univariate and multivariate analysis. The mathematic model generated by multivariate logistic regression analysis was applied in each patient to determine his/her probability (P) of hospital death. Model's accuracy was validated by reliability and discrimination tests.

Results - Admission variables directly and independently related to hospital mortality: female gender, age, absence of history of hypertension, history of previous infarction, non-inferior AMI and Killip class. These six variables, when present cumulatively, showed increasing mortality rates. Mean P value for non-survivors was significantly greater than for survivors ($43.2 \pm 31.4\%$ vs $9.1 \pm 12.5\%$, $p < 0.00001$). Reliability of the model to predict death, assessed by stratifying patients in three risk groups (low, medium and high) or continuously (by linear regression analysis) showed excellent predictive performance. Discrimination between survivors and non-survivors, assessed by C - index (concordance probability), disclosed 85% rate of success.

Conclusion - Risk variables can be used in a mathematic model that is capable of predicting accurately in-hospital mortality of each patient with AMI. Mortality prediction can allow physicians to be more efficient in assessing risk-benefit ratios in these patients when faced with therapeutic decisions.

Key-words: myocardial infarction, mortality rate, risk factors

Arq Bras Cardiol, volume 67 (nº3), 149-158, 1996

A estratificação do risco de mortalidade pós-hospitalar em pacientes que sobrevivem à fase aguda do infarto do miocárdio tem sido possível, através de dados clínicos e laboratoriais, obtidos antes da alta hospitalar. Estudos têm mostrado que a idade, a presença de infarto prévio, a localização do infarto na parede anterior, a função sistólica ven-

tricular esquerda pré-alta, a presença de isquemia miocárdica residual e a doença coronária multivasculares são variáveis significativamente relacionadas com a mortalidade nos primeiros anos pós-infarto agudo do miocárdio (IAM)¹⁻⁵. Entretanto, poucos estudos têm procurado determinar quais dados clínicos e laboratoriais são preditores da mortalidade intra-hospitalar no IAM, principalmente aqueles mais simples e obtidos na admissão do paciente ao hospital.

Num momento em que medidas diagnósticas e terapêuticas mais agressivas e custosas têm sido colocadas à disposição dos cardiologistas para o manuseio dos pacientes com IAM, torna-se imperativo estabelecer seu prognóstico a curto e médio prazo - estratificação de risco - a fim de racionalizar a utilização destas medidas, tornando eficiente a relação custo-benefício.

O presente estudo tem como objetivo identificar variáveis clínicas, obtidas na admissão à sala de emergência, de pacientes com IAM, que se relacionam com a mortalidade hospitalar e obter um modelo matemático capaz de prever esta mortalidade.

Métodos

Em estudo prospectivo, realizado de janeiro/91 a dezembro/92, em hospital privado cardiológico emergencial primário e terciário, todos os pacientes internados com o diagnóstico de IAM foram admitidos no estudo. Excluíram-se pacientes removidos de outras instituições ou transferidos para elas, após o atendimento inicial.

O diagnóstico de IAM foi estabelecido através da existência de dor torácica sugestiva de insuficiência coronária aguda, de alterações eletrocardiográficas típicas na admissão e na evolução hospitalar e de elevação enzimática típica.

Do ponto de vista eletrocardiográfico, o IAM foi classificado: de parede anterior quando houvesse supradesnível transitório de J - ST de no mínimo 0,2mV, em pelo menos duas derivações precordiais, na admissão, com evolução para o desenvolvimento de ondas Q; de parede inferior quando houvesse supradesnível transitório de J - ST de no mínimo 0,1mV, em pelo menos duas das derivações D₂, D₃ e aVF, na admissão, e com evolução para o desenvolvimento de ondas Q; de parede lateral quando houvesse supradesnível transitório de J - ST de no mínimo 0,1mV em pelo menos duas das derivações D₁, aVL e V₆, na admissão, e com evolução para o desenvolvimento de ondas Q; sem onda Q quando houvesse supradesnível ou infradesnível transitório de J - ST ou alterações de onda T, no eletrocardiograma (ECG) de admissão, não seguidas de desenvolvimento de ondas Q.

Do ponto de vista enzimático, o IAM foi diagnosticado quando houvesse uma curva típica das enzimas creatinofosfoquinase total e sua fração MB e, eventualmente, da desidrogenase láctica e transaminase oxalo-acética.

Todos os pacientes foram entrevistados por, pelo menos, um dos co-autores, para obtenção da sua história clínica e dos dados de admissão hospitalar, apesar do trata-

mento ter sido orientado por seus médicos assistentes, e classificados em: tabagistas, infartados prévios, hipertensos ou diabéticos, de acordo com a história do paciente, sem confirmação objetiva ou laboratorial, e com história familiar positiva para doença coronária presente, quando pelo menos um dos pais ou dos irmãos era portador de doença coronária.

Definiu-se ΔT como o intervalo de tempo entre o início da dor torácica persistente e a chegada do paciente ao hospital. Durante o período do estudo, trombolítico endovenoso foi administrado àqueles com ΔT até 6h e que não tivessem as contra-indicações habituais ao seu uso.

Como o corpo clínico do Hospital Pró-Cardíaco e a maioria de seus médicos assistentes tem uma política mais conservadora (pouco invasiva) no manuseio do IAM, foram poucos os pacientes submetidos à angioplastia primária.

A classificação do grau de disfunção ventricular observada na admissão ao hospital foi baseada na descrição de Killip e Kimball⁶.

Considerou-se óbito hospitalar todos os pacientes falecidos no período de internação, desde que sua causa primária tivesse sido o IAM.

A análise univariada comparou a mortalidade hospitalar entre portadores e não portadores de uma determinada variável. O risco relativo (RR) na análise univariada foi determinado pela razão entre a mortalidade dos portadores de uma determinada variável (P1), em relação aos não portadores desta variável (P2) (RR= P1/P2). Para a análise da relação entre a associação de variáveis numéricas (idade e classe Killip) e a mortalidade hospitalar, transformaram-se estas variáveis em binárias (idade >70 e Killip >I).

Para a análise multivariada de regressão logística (*stepwise*), utilizou-se o pacote estatístico BMDP no qual se introduziram 11 variáveis que se mostraram significativamente relacionadas à mortalidade na análise univariada e algumas outras julgadas importantes. As variáveis idade e classe Killip foram tratadas como contínuas e as demais como binárias. Estabeleceu-se como limite superior de p de entrada das variáveis no modelo o valor 0,15 e de saída o valor 0,10. O modelo fornece um coeficiente de regressão linear para cada variável selecionada, que significa seu peso específico na sua relação com o óbito, e o seu respectivo erro-padrão (SE), sendo que a divisão do coeficiente pelo SE fornece o valor t final (e, conseqüentemente, o p) desta variável.

O RR na regressão logística (ou razão de chance = *odds-ratio*) (OR) de cada variável selecionada pela análise multivariada foi obtido pela equação $OR = e^b$ para as variáveis contínuas e $OR = e^{2b}$ para as variáveis binárias, onde e = exponencial e b = coeficiente de regressão linear da variável correspondente.

Para comparação dos valores médios entre grupos aplicou-se o teste t de Student, enquanto que para comparação de proporções, utilizou-se o teste do chi-quadrado. Considerou-se não significativa a diferença que apresentasse nestes testes uma probabilidade de erro tipo I >5%.

A identificação das variáveis independentes, relacio-

nadas com a mortalidade hospitalar através do modelo de análise multivariada, permite a elaboração de uma fórmula matemática que utiliza estas variáveis e seus respectivos coeficientes (também obtidos no modelo de análise multivariada) e que fornece um valor numérico, que representa uma estimativa da probabilidade (P) do paciente vir a falecer. O somatório destas probabilidades (ΣP) de todos os pacientes do estudo indica o número total estimado (previsto) de óbitos desta população, que pode ser comparado com o número real (observado) de óbitos através do teste do chi-quadrado.

A avaliação da qualidade (ou acurácia) das previsões probabilísticas do modelo matemático pode ser feita de duas maneiras, conforme preconizado por Pryor e col⁷. A confiabilidade (*reliability*), que reflete a concordância entre o resultado previsto (óbito ou sobrevivência) e o observado, foi aferida pela análise de regressão linear, agrupando-se os pacientes em faixas de risco previsto (percentis) e comparando-se numérica e graficamente a taxa de resultado observados com a média de cada faixa de risco previsto. O poder discriminatório (*discrimination*), que reflete a capacidade de separar os pacientes com resultado (óbito ou sobrevivência) daqueles sem resultado, foi aferida através do índice-C (concordância de probabilidade)^{7,8}. Este índice, que mede a concordância das previsões com os resultados observados, é calculado pareando-se cada paciente que faleceu com aqueles que sobreviveram, determinando assim a proporção de pares nos quais o paciente que faleceu tinha um P estimado maior que os demais. O índice-C varia de 0 a 1, este indicando um poder discriminatório perfeito (0,5 corresponderia a um poder discriminatório semelhante ao acaso).

Resultados

Os 347 pacientes consecutivos e não selecionados, internados com o diagnóstico de IAM, foram prospectivamente acompanhados durante o período de hospitalização. A mortalidade intra-hospitalar foi de 50 (14,4%)

pacientes. Em sete não se conseguiu obter todas as informações do protocolo do estudo e, por isso, foram excluídos de algumas análises. Ocorreram dois óbitos neste grupo de pacientes.

A tabela I compara as características clínicas dos pacientes sobreviventes e não sobreviventes. Observa-se que o grupo de pacientes que faleceu era mais idoso, tinha maior frequência de mulheres, mais história prévia de infarto, menor frequência de tabagismo e de história familiar de doença coronária, maior frequência de sinais de insuficiência ventricular esquerda na admissão, menor frequência de infarto na parede inferior e menor taxa de uso de trombolítico.

A análise univariada da mortalidade hospitalar, de acordo com as variáveis clínicas obtidas na admissão, está na tabela II. Observa-se que os subgrupos de paciente de maior risco de mortalidade são aqueles com idade ≥ 70 anos, as mulheres, os não fumantes, os sem história familiar de doença coronária, os com infarto prévio, os admitidos com sinais de insuficiência ventricular esquerda, os com infarto de parede anterior ou infarto sem onda Q, e os que não receberam trombolítico.

Dentre as 11 variáveis clínicas introduzidas no modelo de análise multivariada de regressão logística (*stepwise*) (idade, sexo, hipertensão arterial (HA), diabetes, tabagismo, infarto prévio, classe Killip na entrada, IAM anterior, inferior, lateral e sem Q), seis foram selecionadas como significativas na sua relação com a mortalidade hospitalar (tab. III). Como o modelo de análise multivariada seleciona as variáveis escalonadamente, escolhendo aquela que tiver maior valor de chi-quadrado em cada rodada, a tabela III lista estas variáveis em ordem de escolha e, conseqüentemente, de importância (vide valores iniciais de saída da análise). Deve-se notar, entretanto, que após a escolha de cada variável (e sua respectiva retirada das análises subseqüentes) o valor final do seu correspondente chi-quadrado muda (assim como o seu p), para se ajustar ao conjunto e à importância das novas variáveis, que são selecionadas posteriormente.

Tabela I - Incidência das variáveis clínicas em 347 pacientes com infarto agudo do miocárdio que sobreviveram e não sobreviveram durante o período de hospitalização			
	Sobreviventes (N= 294)*	Não Sobreviventes (N= 50)	P
Idade	63,5±12,7	71,8±11,2	<0,0001
Idade ≥ 70	102 (34,7%)	31 (62%)	<0,0001
Sexo feminino	67 (22,7%)	22 (44%)	<0,001
Hipertensão arterial	147(50%)	24 (48%)	NS
Diabetes	38 (12,9%)	9 (18%)	NS
Tabagismo	118 (40,1%)	10 (20%)	<0,01
História familiar	112(38,1%)	9 (18%)	<0,01
Infarto prévio	40 (13,6%)	19 (38%)	<0,0001
ΔT (h)	4,6±7,7	4,2±4,2	NS
Killip II/III/IV entrada	27 (9,2%)	28/48 (50%)	<0,0001
IAM anterior	113 (38,4%)	27 (54%)	<0,05
IAM inferior	122 (41,5)	8 (16%)	<0,01
IAM sem Q	49 (16,6%)	14 (28%)	=0,05
Uso trombolítico	124/292(42,5%)	14 (28%)	=0,05

* Algumas informações foram perdidas em 3 dos 297 pacientes sobreviventes

Tabela II - Taxas de mortalidade hospitalar em 347 pacientes com infarto agudo do miocárdio (IAM) de acordo com a presença ou ausência de variáveis clínicas obtidas na admissão (alguns pacientes não tinham todas as informações disponíveis)

	Mortalidade hospitalar	p	Risco relativo
Idade <70 (N=211)	9,0%	<0,0001	2,6
Idade ≥70 (N=133)	23,3%		
Homens (N=258)	10,9%	<0,001	2,3
Mulheres (N=89)	24,7%		
Sem hipertensão (N=173)	15,0%	NS	1,1
Com hipertensão (N=171)	14,0%		
Sem diabetes (N=297)	13,8%	NS	1,4
Com diabetes (N=47)	19,1%		
Sem tabagismo (N=216)	18,5%	<0,01	2,4
Com tabagismo (N=128)	7,8%		
Sem história familiar (N=223)	18,4%	<0,01	2,5
Com história familiar (N=121)	7,4%		
Sem infarto prévio (N=285)	10,9%	<0,0001	2,9
Com infarto prévio (N=59)	32,2%		
ΔT <90min (N=62)	9,7%	NS	1,3
ΔT ≥90min (N=172)	12,8%		
Killip I entrada (N= 287)	7,0%	<0,0001	5,9*
Killip II/III entrada (N=46)	41,3%		
Killip IV entrada (N=9)	100%		
IAM anterior (N=140)	19,2%	<0,005	3,1*
IAM inferior (N=130)	6,1%		
IAM lateral (N=11)	9,1%		
IAM com Q (N=281)	12,8%	=0,05	1,7
IAM sem Q (N=63)	22,2%		
Uso trombolítico (N=138)	10,1%	=0,05	1,7
Não uso trombolítico (N=204)	17,6%		

* 1º versus o 2º

Tabela III - Variáveis selecionadas pelo modelo de análise multivariada de regressão logística como independentemente relacionadas com a mortalidade hospitalar em 347(*) pacientes com infarto agudo do miocárdio

Variáveis selecionadas	Valores iniciais de saída da análise		Valores finais de saída da análise	
	X ²	p	X ²	p
Classe Killip admissão	62,13	<0,0001	38,63	<0,0001
Infarto prévio	10,84	=0,001	7,69	=0,005
Idade	6,57	=0,010	3,40	=0,065
IAM inferior	3,47	=0,063	3,75	=0,053
Sexo masculino	2,93	=0,087	4,56	=0,033
Hipertensão arterial	2,84	=0,092	2,84	=0,092

(*) Sete pacientes foram excluídos da análise multivariada porque não tinham todas as informações das 11 variáveis utilizadas

A tabela IV demonstra os respectivos coeficientes de regressão linear e razões de risco (OR) das seis variáveis selecionadas pela análise multivariada. O coeficiente relacionado a cada variável indica o peso que a mesma tem no determinismo da mortalidade hospitalar, tendo assim o valor de uma ponderação matemática. Deste modo, aquela que tem maior importância é a classe Killip na admissão (1,342) e a menos importante é a HA (-0,346)(idade, apesar de ter menor coeficiente, é uma variável das mais expressivas, pois, sendo contínua, permite crescimento do coeficiente com cada ano adicional da idade). Além disso, é preciso se ressaltar que algumas variáveis tem um coeficiente negativo, indicando relação inversa com a mortalidade. Assim, sexo masculino determina menor mortalidade, conse-

qüentemente, sexo feminino determina maior risco. Como a razão de risco das variáveis que possuem coeficiente com sinal negativo é <1, o inverso destas variáveis terão uma razão de risco igual a 1/OR. Assim, IAM não inferior tem razão de risco de 2,5, sexo feminino de 2,5 e ausência de hipertensão de 2,0.

A relação entre o número de variáveis presentes nos pacientes e a sua respectiva mortalidade hospitalar está demonstrada na figura 1. Como era de se esperar, observou-se uma relação direta entre estes dois parâmetros, sendo que a ausência de qualquer variável de risco indicou um subgrupo de pacientes de baixíssima mortalidade. Quando havia uma variável presente, a que determinou maior mortalidade foi o IAM não-inferior (8%); quando havia duas,

Tabela IV - Variáveis selecionadas pelo modelo de análise multivariada de regressão logística como relacionadas independentemente com a mortalidade hospitalar em 347^(*) pacientes com infarto agudo do miocárdio (IAM), com seus respectivos coeficientes de regressão linear e razão de risco (odds-ratio= OR)

Variáveis selecionadas	Coefficiente	OR (IC-95%)	p
Classe Killip admissão	1,342	3,83/classe (2,40-6,10)	<0,0001
Infarto prévio	0,594	3,28 (1,44-7,47)	=0,005
Idade	0,030	1,03/ano (1,00-1,06)	=0,06
IAM inferior	-0,454	0,40 (0,15-1,06)	=0,05
Sexo masculino	-0,462	0,40 (0,17-0,92)	=0,03
Hipertensão arterial	-0,346	0,50 (0,22-1,13)	=0,09

(*) Sete pacientes foram excluídos da análise multivariada por não terem todas as informações das 11 variáveis utilizadas;
IC - 95% = intervalo de 95% de confiança do OR.

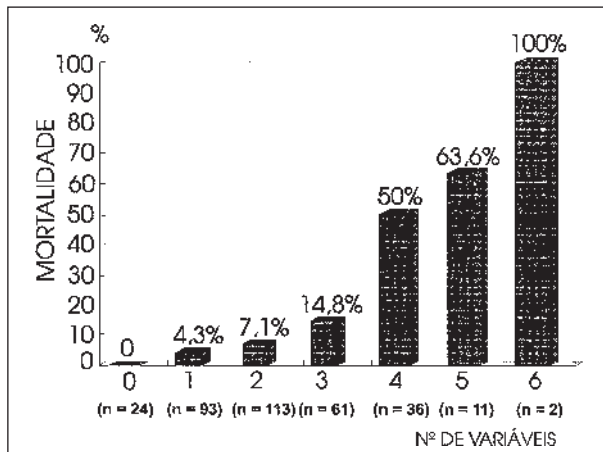


Fig. 1 - Relação entre número de variáveis presentes (sexo feminino, idade ≥ 70 anos, infarto prévio, ausência de hipertensão arterial, IAM não-inferior e classe Killip II/III/IV na admissão) e mortalidade hospitalar em 340 pacientes com infarto agudo do miocárdio (em 7 dos 347 pacientes não se obteve dados completos sobre todas as seis variáveis)

a combinação com maior mortalidade foi IAM não inferior + infarto prévio (25%), ou aquelas nas quais uma das variáveis é a classe Killip II/III/IV; quando havia três, as combinações com maior mortalidade foram aquelas onde classe Killip II/III/IV, IAM não-inferior e ausência de HA estavam presentes, em pelo menos dupla associação (mortalidades de 25 a 33%); quando havia quatro, as combinações com maior mortalidade foram aquelas onde classe Killip II/III/IV, IAM não-inferior, ausência de HA e idade ≥ 70 anos estavam presentes em tripla associação (mortalidades de 40 a 100%); quando havia cinco, qualquer combinação indicou uma elevada mortalidade (40 a 100%).

A seleção de variáveis independentes relacionadas à mortalidade e de seus respectivos coeficientes pelo modelo de regressão logística permitiu a elaboração de uma fórmula matemática cujo resultado indica a probabilidade de ocorrência de morte. Assim, para o presente estudo, a seguinte fórmula indicaria a probabilidade (P) de ocorrência de óbitos na população estudada: $A = e^{-5,586 + 0,030(\text{idade}) - 0,462(\text{sexo masculino}) + 0,594(\text{infarto prévio}) -$

$0,346(\text{hipertensão}) - 0,454(\text{IAM inferior}) + 1,342(\text{classe Killip admissão})$, onde e = exponencial. ∴ $P = A$

$$1 + A$$

No caso de variáveis binárias (infarto prévio, IAM inferior, sexo masculino, HA), o valor nos parênteses será (+1) para presença da variável e (-1) para ausência da variável. No caso das variáveis contínuas (classe Killip, idade), o valor nos parênteses será o valor numérico da variável.

A aplicação do modelo matemático em cada paciente deste estudo permitiu calcular a taxa de mortalidade prevista (P) para cada caso. Como sete pacientes não tinham pelo menos uma das informações da fórmula (dos quais dois faleceram), a população sobre a qual se pôde determinar cada valor de P foi de 340 pacientes, dos quais 48 constituíram-se em óbitos hospitalares.

O somatório das taxas de mortalidade prevista pelo modelo matemático (ΣP) forneceu o número de óbitos previstos (ou esperados) nesta amostra, que foi de 48,1, e que se compara com os 48 óbitos observados (p=NS, erro relativo = 0,2%), indicando uma excelente previsão de mortalidade global.

Considerando o valor previsto (P) de mortalidade de 30% como linha divisória entre sobreviventes e não sobreviventes, a sensibilidade do modelo matemático para óbito foi de 56%, a especificidade de 94%, o valor preditivo positivo de 61% e o valor preditivo negativo de 93%. A taxa de acerto global de previsão do modelo matemático foi de 89% (ou seja, em 89% das vezes o modelo identificou corretamente aqueles que sobreviveram e que faleceram).

Para se determinar se o modelo matemático também prevê corretamente a mortalidade hospitalar em subgrupos de pacientes estratificados por faixas de risco, a população foi dividida em três grupos de acordo com a taxa prevista de mortalidade: baixo risco (P < 5), médio risco (P = 5 - 30%) e alto risco (P > 30%). A comparação entre o número de óbitos previstos (ΣP) e o número de óbitos observados (e as respectivas taxas médias de mortalidade) para estas três faixas de

risco estão na tabela V. A ausência de diferença significativa entre as mortalidades previstas e observadas nos três grupos indica que a acurácia preditiva do modelo matemático (confiabilidade) também é excelente nos subgrupos de risco.

A avaliação da confiabilidade preditiva do modelo matemático, do ponto de vista contínuo, feita pela análise de regressão linear, comparando as taxas de mortalidades observadas com as previstas em faixas de percentis de risco previsto, está demonstrada na figura 2. A excelente correlação linear está evidenciada graficamente pela quase superposição da reta de regressão com a linha de confiabilidade máxima e pela pouca dispersão dos pontos analisados em relação à reta de regressão. O alto valor do índice de regressão linear (r) (próximo da unidade), e o baixo valor do erro *standard* da estimativa (SEE) (próximo de zero), com um valor de p altamente significativo, atestam a excelente confiabilidade do modelo matemático em todos os níveis de risco.

A comparação dos valores médios e medianos de probabilidade prevista de mortalidade hospitalar entre sobreviventes e não sobreviventes está na tabela VI, demonstrando valores significativamente maiores nos que faleceram, indicando a capacidade do modelo matemático em distinguir os pacientes que falecem dos sobreviventes.

A avaliação do poder discriminatório do modelo ma-

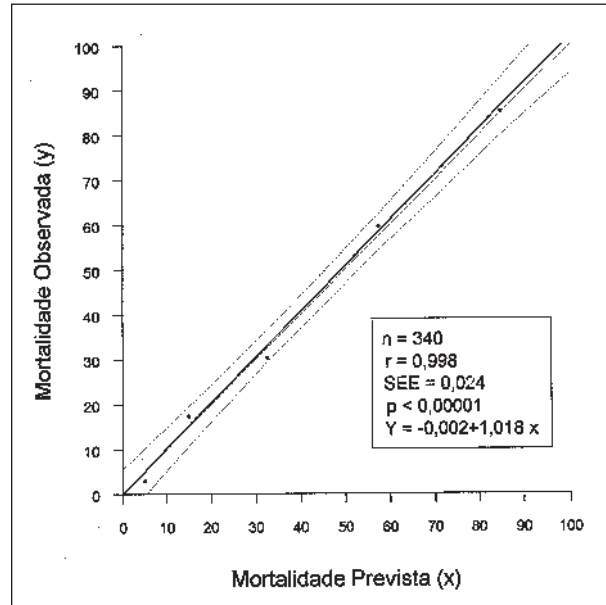


Fig. 2 - Correlação entre mortalidade prevista pelo modelo matemático (P) e mortalidade observada em 340 pacientes com infarto agudo do miocárdio utilizando a análise de regressão linear (confiabilidade). Linha cheia - regressão linear, linha tracejada - reta da unidade (confiabilidade máxima), linhas paralelas pontilhadas - intervalo de 95% de confiança da reta de regressão.

Tabela V - Comparação entre o número de óbitos previstos (ΣP) e as respectivas taxas de mortalidade média, $P \pm SD$ e o número de óbitos observados nos 340 pacientes com infarto agudo do miocárdio (IAM) estratificados por faixas de risco de mortalidade prevista pelo modelo matemático (confiabilidade)

		Mortalidade prevista	Mortalidade observada	P
Baixo Risco ($P < 5\%$) (n = 148)	$\Sigma P(n)$	4,17	6	NS
	$P \pm SD$ (IC 95%)	$2,8 \pm 1,2\%$ (2,6;3,0)	4,0 %	NS
Médio risco ($P = 5-30\%$) (n = 148)	$\Sigma P(n)$	16,19	15	NS
	$P \pm SD$ (IC 95%)	$10,9 \pm 6,0\%$ (10,0;11,8)	10,1%	NS
Alto risco ($P > 30\%$) (n = 44)	$\Sigma P(n)$	27,07	27	NS
	$P \pm SD$ (IC 95%)	$61,5 \pm 18,6\%$ (56,0;67,0)	61,4% (*)	NS

(*) $p < 0,0001$ entre o grupo de alto risco e o não alto risco (7,1%);
IC 95% - intervalo de 95% de confiança; SD - desvio padrão

Tabela VI - Comparação dos valores médios e medianos da probabilidade prevista (P) de mortalidade hospitalar obtidos pelo modelo matemático entre os 340 pacientes com infarto agudo do miocárdio (IAM) que faleceram e os que sobreviveram

P	Óbitos (n=48)	Sobreviventes (n=292)	P
Média \pm SD (IC 95%)	$43,2 \pm 31,4\%$ (34,3 ; 52,1)	$9,1 \pm 12,5\%$ (7,7 ; 10,6)	$< 0,00001$
Mediana (25°, 75° percentis)	42,5% (12,5 ; 69,9)	5,1% (2,7 ; 9,5)	

IC 95% = intervalo de 95% de confiança; SD - desvio padrão

temático na correta identificação daqueles pacientes que efetivamente falecem, feita pelo índice-C, forneceu um valor de $0,854 \pm 0,227$ (intervalo de 95% de confiança = $0,790 - 0,918$) (mediana = $0,959$). Isto significa que em 85,4% das vezes, um paciente que faleceu teve uma taxa de mortalidade prevista (P) maior do que os pacientes que sobreviveram. O alto valor do índice-C, próximo de 100% de acerto, e o limite inferior do intervalo de confiança bastante distanciado da taxa do acaso de 50%, indicam um poder discriminatório muito bom para o modelo matemático.

Discussão

A mortalidade hospitalar no IAM tem caído, progressivamente, nos últimos 30 anos, a partir do advento das unidades coronárias. Desde então, medidas terapêuticas, como a cardioversão elétrica, a administração de drogas antiarrítmicas, vasodilatadores coronários, betabloqueadores, trombolíticos, antiadesivos plaquetários e inibidores da enzima de conversão têm produzido efeitos mais ou menos expressivos na redução desta mortalidade. Atualmente, a mortalidade hospitalar de pacientes não selecionados com IAM tem variado entre 10 e 20%⁹.

Com a introdução das unidades coronárias, alguns autores procuraram estratificar o risco de mortalidade hospitalar nos pacientes com IAM, identificando variáveis ou desenvolvendo escores relacionados com a mortalidade^{6,10,11}. Enquanto que a classificação de Killip-Kimball só utiliza uma variável para determinar quatro níveis de risco⁶, os escores de Peel e col¹⁰ e Norris e col¹¹ fornecem valores numéricos que proporcionam uma estimativa da mortalidade hospitalar. Entretanto, o que tem limitado a utilização destes modelos é a falta de confirmação da acurácia dos mesmos em estudos prospectivos. Além disso, estes escores resultam de estudos realizados em época em que o tratamento e a mortalidade do IAM eram bastante diferentes da atualidade.

Estudos mais recentes determinaram que a mortalidade hospitalar no IAM está diretamente relacionada com o sexo feminino, com a idade mais elevada, com a história prévia de infarto, com o infarto na parede anterior, com a extensão da área isquêmica, com os sinais de significativa disfunção ventricular esquerda e com a hipotensão arterial^{2,12-15}. Entretanto, em todos esses estudos os dados preditivos da mortalidade foram obtidos durante a evolução hospitalar.

Nosso estudo procurou determinar quais variáveis clínicas obtidas na admissão à sala de emergência são capazes de identificar os subgrupos de pacientes com IAM de alta mortalidade hospitalar. Pela análise univariada verificou-se que sexo feminino, idade ≥ 70 anos, diabetes, não tabagismo, infarto prévio, história familiar de doença coronária, infarto de parede anterior, infarto sem onda Q, disfunção ventricular esquerda na admissão, etc, identificam pacientes de alto risco (tab. II). Entretanto, pela análise multivariada, somente o sexo masculino, a idade, a presença de infarto prévio, a HA, os infartos inferiores e a clas-

se Killip na admissão foram selecionadas como variáveis independentes relacionadas com a mortalidade hospitalar (tab. IV). Como já foi chamado a atenção, as variáveis que possuem coeficiente com sinal negativo (IAM inferior, sexo masculino e HA) relacionam-se inversamente com a mortalidade. Assim, ao serem nomeadas pelo seu inverso, passam a ter uma relação direta com a mortalidade e, conseqüentemente, apresentam uma razão de risco também inversa (ou seja, $1/OR$) e, por isso, maior que a unidade.

Das seis variáveis selecionadas pela análise multivariada, duas obtiveram um valor de $p > 0,05$: idade ($p = 0,06$) e HA ($p = 0,09$). Isto ocorreu por se ter permitido ao modelo selecionar variáveis com valor de p até $0,10$. Esta estratégia foi tomada com o objetivo de se permitir selecionar um número mínimo de variáveis que pudessem dar robustez e, conseqüentemente, boa acurácia preditiva ao modelo matemático a ser desenvolvido. E, apesar destas duas variáveis terem um valor de p aquém do ideal, ambas apresentaram uma razão de risco muito forte (1,35 para cada 10 anos de idade e 2,0 para ausência de hipertensão), o que justificou a sua aceitação como variáveis para o modelo matemático.

Diversos estudos têm demonstrado que o grau de disfunção ventricular esquerda é o maior determinante da mortalidade hospitalar no IAM^{6,10,11,14}. Assim, os pacientes com infarto prévio, com infarto localizado na parede anterior e com sinais clínicos de insuficiência ventricular esquerda apresentam maior taxa de mortalidade que seus contrapartes.

Idade é uma variável de risco no IAM já conhecida há muitos anos^{10,11,14,16,17}. O mecanismo responsável por esta inter-relação ainda não é muito claro mas, provavelmente, está relacionado à reduzida reserva coronária e miocárdica encontrada nos indivíduos mais idosos, uma vez que estes pacientes têm maior incidência de diabetes, HA, história prévia de infarto ou de insuficiência cardíaca congestiva (ICC)¹⁸.

A relação entre sexo feminino e maior mortalidade hospitalar no IAM tem sido descrita com freqüência^{10,14,16,17}. Porém, alguns estudos têm demonstrado que, quando ajustado para outras variáveis, como idade, sexo feminino perde o seu significado como variável determinante da mortalidade¹⁷⁻²⁰. Outros autores, entretanto, têm observado somente redução da força de associação com o ajuste para outras variáveis^{21,22}, sugerindo que o sexo feminino possa ser uma variável independente relacionada com a mortalidade.

A identificação da ausência de história de HA como variável possivelmente relacionada com a mortalidade hospitalar no IAM, causou surpresa, principalmente devido não se ter mostrado uma variável de risco na análise univariada. O mecanismo desta associação não está claro, mas, a explicação talvez esteja no estudo de Maynard e col¹⁷, que demonstrou que ausência de história de HA estava significativamente relacionada com a mortalidade do 1º dia pós-infarto. Como rotura cardíaca é uma das causas mais comuns de morte no 1º dia de evolução do IAM^{23,24}, a existência de história de hipertensão e, conseqüentemente, de hipertrofia ventricular poderia ser um fator protetor contra este evento. Outras possíveis explicações decorreriam das

observações da menor mortalidade hospitalar naqueles com IAM que fazem uso crônico de betabloqueador²⁵ (droga comumente utilizada pelos hipertensos), assim como da redução da mortalidade hospitalar precoce por rotura cardíaca, naqueles que fazem uso agudo de betabloqueador^{23,26}.

A identificação na admissão à sala de emergência ou à unidade coronária de variáveis preditoras de maior mortalidade hospitalar no IAM tem sido descrita por muitos autores. Assim, dados demográficos e da história clínica, como idade^{10-12,14,17}, sexo^{14,17,27}, história de HA²¹, de diabetes^{14,27}, insuficiência cardíaca^{2,17} ou de infarto prévio^{5,12,14}, e ausência de história de dislipidemia¹⁷ ou de tabagismo^{28,29} têm sido relacionados diretamente com a mortalidade hospitalar. Da mesma forma, dados clínicos obtidos na admissão, como pressão arterial sistólica^{11,14,16}, frequência cardíaca^{2,14}, presença de fibrilação atrial^{10,14}, localização e extensão eletrocardiográfica do infarto^{11,14,30} e presença de congestão pulmonar^{2,6,10,12,14} são dados considerados preditores de mortalidade hospitalar. Por este motivo, alguns autores têm classificado os portadores de pelo menos uma destas variáveis como de “não baixo risco”^{24,31}, para quem medidas diagnósticas e terapêuticas mais agressivas poderiam ser preconizadas.

A observação em nosso estudo de que a presença de uma, algumas ou todas as variáveis de risco resulta em taxas de mortalidade crescentes permite uma melhor compreensão e interpretação do risco isolado e cumulativo destas variáveis (fig. 1). Além disso, permite predizer qual a taxa (probabilidade) média de mortalidade de um determinado paciente, de acordo com o número de variáveis que ele apresenta na admissão ao hospital. Conseqüentemente, se um paciente apresentar uma ou duas variáveis, sua mortalidade hospitalar média prevista deverá estar abaixo dos 10%, o que se pode considerar como uma mortalidade baixa (abaixo da taxa média observada de 14,4%). Se apresentar três variáveis, sua mortalidade hospitalar média prevista o colocará numa posição de médio risco. Finalmente, se apresentar quatro ou mais variáveis, sua mortalidade hospitalar média prevista estará acima dos 40%, o que se considera alto risco. Resultados semelhantes foram observados por Hillis e col¹⁴, avaliando mais de 3200 pacientes do estudo TIMI-II, que identificaram oito variáveis obtidas na admissão relacionadas com a mortalidade hospitalar e que, também, apresentavam uma relação direta e cumulativa com esta mortalidade.

Conquanto estes dados indiquem que se pode fazer uma boa estimativa da mortalidade pelo número de variáveis de risco presentes, a observação de que as várias combinações de duas ou três variáveis podem ter taxas de mortalidade muito diferentes, tornam esta previsão pouco precisa. Por exemplo, a combinação de IAM não-inferior + ausência de hipertensão teve taxa de mortalidade de 3%, enquanto IAM não inferior + infarto prévio teve 25%. Por isso, uma forma mais acurada de estimar a probabilidade de cada paciente que chega ao hospital com IAM de vir a falecer durante a internação torna-se necessário. A fórmula

matemática que utiliza as variáveis selecionadas pela análise multivariada de regressão logística, com os seus respectivos coeficientes, fornece um valor numérico que representa a probabilidade (P) daquele paciente vir a falecer durante a hospitalização. Como o evento em questão (morte) é uma variável binária (sim/não), conseqüentemente P representará somente uma probabilidade. Assim, da mesma forma que é possível que um determinado paciente com um P estimado de 2% (baixo risco) venha a falecer, um outro paciente com um P estimado de 95% (alto risco) pode vir a sobreviver. Entretanto, se a fórmula é acurada, ao analisar um número grande de casos a taxa de acerto deverá ser grande para todos os estratos de P.

A aferição da acurácia deste modelo matemático foi realizada através da sua aplicação em cada caso do estudo e a conseqüente observação da ocorrência ou não de óbito hospitalar. Para isto, utilizaram-se meios estatísticos que determinam a confiabilidade e o poder discriminatório do modelo matemático nas suas previsões^{7,32}. Os resultados obtidos com estas análises indicam excelente confiabilidade em todos os níveis de risco de mortalidade (calibração) e um poder discriminatório muito bom entre os pacientes que sobreviveram e os que faleceram, validando assim o modelo matemático.

Apesar de que na área da terapia intensiva já existam estudos para determinar a mortalidade destes pacientes com doenças graves e, geralmente, multi-sistêmicas, inclusive utilizando modelos matemáticos para prever estas mortalidades³³⁻³⁶, existem muito poucos estudos na área do IAM. A classificação de Killip-Kimball⁶ e os índices de Peel e col¹⁰ e Norris e col¹¹ têm sido utilizados há muitos anos para estes casos, mas suas limitações são diversas e, na verdade, nunca se validou a acurácia dos mesmos. Além disso, estes modelos, que foram criados na chamada era pré-trombólise, não utilizam somente dados obtidos na admissão, mas também aqueles observados na evolução hospitalar.

Teskey e col³⁷ avaliaram o sistema APACHE-II como preditor de mortalidade hospitalar em cardiopatas internados na unidade coronária e observaram que, somente naqueles com IAM e naqueles com ICC (sem IAM), houve bom desempenho do sistema (índices-C de 0,81 e 0,97, respectivamente). Entretanto, a grande dificuldade do sistema APACHE reside na necessidade de utilização de vários dados laboratoriais, o que também impede a sua utilização nas primeiras horas do IAM.

A utilização de modelos matemáticos específicos para prever a mortalidade de pacientes com IAM tem sido feita por poucos investigadores. Piérard e col⁵ criaram uma fórmula para obter um índice prognóstico de mortalidade no 1º ano, para sobreviventes de IAM, utilizando as variáveis infarto prévio, congestão pulmonar, índice cardiorádico e bloqueio de ramo esquerdo. A avaliação da acurácia deste modelo matemático só foi feita através dos testes de sensibilidade, especificidade e valor de previsão.

Mais recentemente, Lee e col²¹ identificaram 16 variáveis obtidas na admissão hospitalar em 41.021 pacientes do estudo GUSTO-1 que se constituíram em preditores in-

dependentes da mortalidade em 30 dias, gerando um extenso modelo matemático com 31 parcelas que fornece a probabilidade de óbito. A avaliação do poder discriminatório deste modelo dentro da própria população do estudo GUSTO-1 forneceu um índice-C de 0,836. A avaliação da confiabilidade do modelo, realizada pela análise de regressão linear, também demonstrou uma excelente calibração, com um erro desprezível de cerca de 0,2%.

Nosso estudo demonstra que a utilização de um modelo matemático, constituído por variáveis clínicas, obtidas na admissão e relacionadas através da análise multivariada com a mortalidade hospitalar em pacientes com IAM, permite acurada determinação da probabilidade de óbito desses pacientes. Ao levar em consideração todas (ou as principais) variáveis de risco, o modelo permite prever em termos numéricos absolutos a chance de um determinado paciente vir a falecer durante a hospitalização com excelente acurácia em todos os níveis de risco. A comparação do nosso modelo com aquele proposto por Lee e col²¹ favorece ao primeiro na medida em que ele é muito mais simples (por contar com menos variáveis e menos cálculos matemáticos) e tem a mesma acurácia preditiva.

As tomadas de decisões diagnósticas ou terapêuticas em pacientes com IAM são muitas vezes realizadas sem a avaliação dos riscos de cada paciente. Na medida em que os benefícios obtidos com as condutas geradas por tais decisões não são iguais para todos os pacientes, torna-se necessário estabelecer a relação risco-benefício de cada indivíduo. O presente estudo demonstra claramente que quase a metade (43%) dos pacientes com IAM são classificados como de baixo risco (mortalidade hospitalar <5%), enquanto somente 13% são de alto risco. A adoção de medidas mais agressivas (e, portanto, mais custosas) para todos os pacientes com IAM irá beneficiar a alguns mas, certamente, não a muitos (ou a maioria) destes pacientes. Por isso, no cômputo geral, teríamos um grande desequilíbrio na relação custo-benefício, ao assumirmos uma atitude agressiva generalizada. A identificação do risco de mortalidade hospitalar na admissão (ou mesmo na evolução) permite que

cada paciente possa ser avaliado individualmente, fazendo com que o médico possa tomar atitudes diagnósticas e/ou terapêuticas muito mais criteriosas e conscientes, e, portanto, mais eficientes na relação risco (custo)-benefício.

A aplicação prática da estratificação do risco de pacientes com IAM na admissão hospitalar pode ser evidenciada no estudo do PAMI³¹. Foi somente no subgrupo classificado como de alto risco (idade >70 anos ou infarto de parede anterior ou taquicardia sinusal) que a angioplastia primária mostrou-se mais benéfica em termos de mortalidade - e, conseqüentemente, em termos de relação custo-benefício - que a trombólise farmacológica. O mesmo grupo observou ainda que o maior benefício com a angioplastia em termos de redução da mortalidade hospitalar ocorreu no grupo com idade ≥ 65 anos¹⁸. Além de racionalizar melhor as condutas, a estratificação do risco pode também servir para estabelecer a duração da hospitalização em pacientes com IAM³⁸.

A utilização do modelo matemático de probabilidades do nosso estudo abre um novo campo de investigação e discussão sobre o manuseio dos pacientes com IAM. O primeiro desafio é o de validar este modelo em novas populações, por meio de estudos prospectivos, que já estão em andamento³⁹. A busca de um modelo ainda mais acurado, utilizando outras variáveis clínicas, também se impõe e faz parte desta nova investigação. Restará então utilizar o melhor modelo em outras populações, geograficamente distintas, e novamente validá-lo. Entretanto, independentemente da acurácia de qualquer modelo matemático a ser utilizado, o mais importante é a conscientização dos médicos de que a medicina moderna exige, cada vez mais, pleno conhecimento de que pacientes com a mesma doença têm taxas de riscos e de benefícios distintos. Como os custos desta medicina moderna são enormes e não podem ser mais ignorados pelos médicos, cabe a eles agora reequilibrarem a balança custo-benefício para permitir com que os avanços médicos possam ser utilizados por todos quando mais necessitarem deles.

Referências

1. Cerqueira MD, Maynard C, Ritchie JL, Davis KB, Kennedy JW - Long-term survival in 618 patients from the Western Washington Streptokinase in Myocardial Infarction Trial. *J Am Coll Cardiol* 1992; 20: 1452-9.
2. The Multicenter Postinfarction Research Group - Risk stratification and survival after myocardial infarction. *N Engl J Med* 1983; 309: 331-6.
3. Waters DD, Bosch X, Bouchard A - Comparison of clinical variables and variables derived from a limited pre-discharge exercise test as predictors of early and late mortality after myocardial infarction. *J Am Coll Cardiol* 1985; 5: 1-8.
4. Bassan R, Ferreira CB, Santos MEG, Bessa N, Dorigo DM, Migon HS - Mortalidade cardíaca precoce e tardia pós-IAM na era pré-trombólise. Valor prognóstico do teste ergométrico e da coronariografia. *Arq Bras Cardiol* 1994; 63: 273-80.
5. Piérard LA, Dubois C, Albert A, Smeets JP, Kulbertus HE - Prediction of mortality after myocardial infarction by simple clinical variables recorded during hospitalization. *Clin Cardiol* 1989; 12: 500-4.
6. Killip T, Kimball JT - Treatment of myocardial infarction in a coronary care unit. A two-year experience with 250 patients. *Am J Cardiol* 1967; 20: 457-64.
7. Pryor DB, Shaw L, McCants CB et al - Value of the history and physical in identifying patients at increased risk for coronary artery disease. *Ann Intern Med* 1993; 118: 81-90.
8. Harrell FE Jr, Califf RM, Pryor DB, Lee KL, Rosati RA - Evaluating the yield of medical tests. *JAMA* 1982; 247: 2543-6.
9. ACC/AHA Task Force Report - Guidelines for the early management of patients with acute myocardial infarction. *J Am Coll Cardiol* 1990; 16: 249-92.
10. Peel AAF, Semple T, Wang I, Lancaster WM, Dall JLG - A coronary prognostic index for grading the severity of infarction. *Br Heart J* 1962; 24: 745-60.
11. Norris RM, Brandt PWT, Caughey DE, Lee AJ, Scott PJ - A new coronary prognostic index. *Lancet* 1969; 1: 274-8.
12. Sahasakul Y, Chaithiraphan S, Panchavinin P et al - Multivariate analysis in the prediction of death in hospital after acute myocardial infarction. *Br Heart J* 1990; 64: 182-5.
13. Berning J, Steensgaard-Hansen FV, Appleyard M - Prognostication in acute myocardial infarction by early echocardiographic estimation of left ventricular ejection fraction. *Dan Med Bull* 1992; 39: 177-81.
14. Hillis LD, Forman S, Braunwald E - Risk stratification before thrombolytic therapy in patients with acute myocardial infarction. *J Am Coll Cardiol* 1990; 16: 313-15.
15. Krone RJ - The role of risk stratification in the early management of a myocardial

- infarction. *Ann Int Med* 1992; 116: 223-37.
16. Kudenchuk PJ, Litwin PE, Dewhurst TA et al - Early predictors of hospital mortality in acute myocardial infarction. *J Am Coll Cardiol* 1992; 19(suppl A): 153-A.
 17. Maynard C, Weaver WD, Litwin PE et al - Hospital mortality in acute myocardial infarction in the era of reperfusion therapy. *Am J Cardiol* 1993; 72: 877-882.
 18. Stone GW, Grines CL, Browne KF et al - Predictors of in-hospital and 6-month outcome after myocardial infarction in the reperfusion era: the primary angioplasty in myocardial infarction (PAMI) trial. *J Am Coll Cardiol* 1995; 25: 370-7.
 19. Dittrich H, Gilpin E, Nicod P, Cali G, Henning H, Ross Jr J - Acute myocardial infarction in women: influence of gender on mortality and prognostic variables. *Am J Cardiol* 1988; 62: 1-7.
 20. Krumholz HM, Douglas PS, Lauer MS, Pasternal RC - Selection of patients for coronary angiography and coronary revascularization early after myocardial infarction: is there evidence for gender bias? *Ann Intern Med* 1992; 116: 785-90.
 21. Lee KL, Woodlief LH, Topol EJ et al - Predictors of 30-day mortality in the era of reperfusion for acute myocardial infarction: results from an international trial of 41,021 patients. *Circulation* 1995; 91: 1659-68.
 22. Greenland P, Reicher-Reiss H, Goldbourt U, Behar S - In-hospital and 1-year mortality in 1524 women after myocardial infarction. *Circulation* 1991; 83: 484-91.
 23. ISIS-1 (First International Study of Infarct Survival) Collaborative Group - Mechanisms for the early mortality reduction produced by beta blockade started early in acute myocardial infarction. *Lancet* 1988; 1: 921-3.
 24. Kleiman NS, Terrin M, Mueller H et al - Mechanisms of early death despite thrombolytic therapy: experience from the thrombolysis in myocardial infarction phase II (TIMI II) study. *J Am Coll Cardiol* 1992; 19: 1129-35.
 25. Bortolotto LA, Ramires JAF, Abensur H, Bellotti G, Pilleggi F - A influência do uso prévio de beta-bloqueador na evolução do IAM. *Arq Bras Cardiol* 1989; 51(supl 1): 111.
 26. Ellis SG, Muller DW, Topol EJ - Possible survival benefit from concomitant beta-but not calcium-antagonist therapy during reperfusion for acute myocardial infarction. *Am J Cardiol* 1990; 66: 125-8.
 27. ISIS-2 (Second International Study of Infarct Survival) Collaborative Group - Randomized trial of intravenous streptokinase, oral aspirin, both or neither among 17187 cases of suspected acute myocardial infarction. *Lancet* 1988; 1: 349-60.
 28. Mueller HS, Cohen LS, Braunwald E et al - Predictors of early morbidity and mortality after thrombolytic therapy of acute myocardial infarction: analysis of patient subgroups in the Thrombolysis in Myocardial Infarction (TIMI) Trial, Phase II. *Circulation* 1992; 85: 1254-64.
 29. Barbash GI, White HD, Modan M et al - Significance of smoking in patients receiving thrombolytic therapy for acute myocardial infarction: experience gleaned from the International Tissue Plasminogen Activator/Streptokinase Mortality Trial. *Circulation* 1993; 87: 53-8.
 30. Brush JE, Brand DA, Acompara D, Chalmer B, Wackers FJ - Use of initial electrocardiogram to predict in hospital complications of acute myocardial infarction. *N Engl J Med* 1985; 312: 1137-42.
 31. Grines CL, Browne KF, Marco J et al - A comparison of immediate angioplasty with thrombolytic therapy for acute myocardial infarction. *N Engl J Med* 1993; 328: 673-9.
 32. Hosmer Jr DW, Lameshow S - *Applied Logistic-Regression*. New York: John Wiley, 1989.
 33. Knaus WA, Draper EA, Wagner DP, Zimmerman JE - APACHE II: a severity of disease classification system. *Crit Care Med* 1985; 13: 818-29.
 34. Knaus WA, Wagner DP, Draper EA et al - The APACHE III prognostic system. Risk prediction of hospital mortality for critically ill hospitalized adults. *Chest* 1991; 100: 1619-36.
 35. Lameshow S, Teres D, Klar J et al - Mortality probability models (MPM II) based on an international cohort of intensive care unit patients. *JAMA* 1993; 270: 2478-86.
 36. Knaus WA, Harrell Jr FE, Lynn J et al - The SUPPORT prognostic model. Objective estimates of survival for seriously ill hospitalized patients. *Ann Intern Med* 1995; 122: 191-203.
 37. Teskey RJ, Calvin JE, McPhail I - Disease severity in the coronary care unit. *Chest* 1991; 100: 1637-42.
 38. Madsen EB, Hougaard P, Gilpin E, Pedersen A - The length of hospitalization after acute myocardial infarction determined by risk calculation. *Circulation* 1983; 68: 9-16.
 39. Potsch A, Bassan R, Pimenta L et al - Podemos prever a mortalidade hospitalar com dados obtidos na admissão no infarto agudo do miocárdio? *Arq Bras Cardiol* 1995; 65(supl 1): 60.