

## **AVALIAÇÃO DO CUIDADO HOSPITALAR PELO RISCO DE ÓBITO**

### **EVALUATION OF HOSPITAL CARE BY RISK OF DEATH**

**FLORENCIO**, Valéria Borba<sup>1</sup>  
**OLIVEIRA**, Fábio Santana de<sup>2</sup>  
**VELASCO**, Wisley Donizetti<sup>3</sup>  
**SOUZA**, Carlos Eduardo Alves de<sup>4</sup>  
**LIMA**, Alessandra Rodrigues de Almeida<sup>5</sup>  
**VIEIRA**, Luciana<sup>6</sup>

1 - Bacharel e Licenciatura em Enfermagem, Especialista em Vigilância em Saúde Ambiental, Especializanda em Vigilância Epidemiológica e Vigilâncias em Saúde, Analista em Saúde da Secretaria de Estado de Saúde de Goiás na Gerência de Informações Estratégicas Conecta SUS - [valeriaflorencio@goias.gov.br](mailto:valeriaflorencio@goias.gov.br).

2 - Bacharel na Ciência da Computação, Mestre em Ciência da Computação, Analista em Saúde da Secretaria de Estado de Saúde de Goiás na Gerência de Informações Estratégicas Conecta SUS

3 - Bacharel em Análise de Sistema, Mestre em Ciência, Doutorando em Engenharia Biomédica, Coordenador na Gerência de Informações Estratégicas Conecta SUS

4 - Acadêmico no Curso de Estatística pela Universidade Federal de Goiás, Estagiário de Estatística na Gerência de Informações Estratégicas Conecta SUS

5 - Cirurgiã-Dentista, MBA em Economia e Avaliação de Tecnologias em Saúde, Mestre e Doutora em Ciências da Saúde, Gerente na Gerência de Informações Estratégicas Conecta SUS

6 - Fisioterapeuta, MBA em Economia e Avaliação de Tecnologias em Saúde, Mestre em Ciências Médicas, Doutora em Ciências e Tecnologias em Saúde

**RESUMO:** A taxa de mortalidade hospitalar é tradicionalmente usada para medir a qualidade do cuidado nas unidades hospitalares, no entanto a mesma não consegue discriminar o risco de óbito proveniente da assistência oferecida e da carga de comorbidades que o paciente tem no momento da internação. A Razão de Mortalidade Hospitalar Padronizada (RMHP) é um índice que possibilita avaliar a qualidade do cuidado de acordo com o perfil dos pacientes atendidos pelo hospital. Resultados da RMHP < 1 indica uma qualidade melhor que a esperada e resultados > 1 apontam qualidade pior que a esperada. Assim este estudo propôs avaliar a qualidade da assistência hospitalar prestada no âmbito da Secretaria de Estado da Saúde de Goiás, considerando seu perfil assistencial e os tipos de pacientes atendidos, no período de 2014 a 2019. O cálculo da RMHP foi baseado na metodologia de Jarman et al., no Índice de Comorbidades de Charlson (ICC) E Índice de Elixhauser para avaliar o risco de óbito, e posterior aplicação da curva ROC (para encontrar o modelo de ajuste de risco) e da regressão linear logística multivariada. A qualidade da assistência prestada no Estado de Goiás, considerando o perfil dos pacientes atendidos, foi pior que o esperado nos anos de 2014 a 2016, dentro do esperado no ano 2017 e melhor que o esperado nos anos de 2018 e 2019. Observou-se uma

melhora gradativa na qualidade do cuidado nos últimos três anos.

**Palavras-chave:** Mortalidade hospitalar; Índice de Charlson; RMHP; Mortalidade ajustada pelo risco.

## **ABSTRACT**

The hospital mortality rate is traditionally used to measure the quality of care in hospital units, however it cannot discriminate the risk of death resulting from the assistance provided and the burden of comorbidities that the patient has at the time of hospitalization. The Standardized Hospital Mortality Ratio (RMHP) is an index that makes it possible to assess the quality of care according to the profile of patients treated by the hospital. RMHP results  $< 1$  indicate better quality than expected and results  $> 1$  indicate worse quality than expected. Thus, this study proposed to assess the quality of hospital care provided by the State Health Department of Goiás, considering its care profile and the types of patients cared for, in the period from 2014 to 2019. The RMHP calculation was based on Jarman's methodology et al., in the Charlson Comorbidity Index (ICC) and Elixhauser Index to assess the risk of death, and subsequent application of the ROC curve (to find the risk adjustment model) and multivariate logistic linear regression. The quality of care provided in the State of Goiás, considering the profile of the patients cared for, was worse than expected in the years 2014 to 2016, within expectations in 2017 and better than expected in the years 2018 and 2019. a gradual improvement in the quality of care in the last three years.

**Keywords:** hospital mortality, Charlson index, RMHP, risk-adjusted mortality.

## **INTRODUÇÃO**

A qualidade da assistência é uma preocupação que surgiu ainda no período de Hipócrates (450-850 A.C) com a afirmação do filósofo de que aqueles que lidavam com as doenças precisavam auxiliar ou, pelo menos, não prejudicar o paciente<sup>1</sup>. Ao longo do tempo o conceito de qualidade da assistência passou por inúmeras modificações, sendo o mais utilizado aquele que define a qualidade do cuidado como o “[...] grau em que os serviços de saúde voltados para indivíduos e populações aumentam a probabilidade de resultados desejados e são consistentes com o conhecimento profissional corrente”<sup>2</sup>, permeando as dimensões de eficiência, efetividade, equidade, centralidade no paciente, segurança e

oportunidade<sup>3</sup>.

No entanto, devido ao caráter multidimensional que a definição de qualidade do cuidado traz em si, torna-se complexo o método para mensurá-la e em função de alcançar este objetivo, vários instrumentos foram propostos, entre eles os indicadores de desempenho. Estes indicadores são ferramentas de monitoramento indireto da qualidade do cuidado capazes de medir tanto o processo de cuidado quanto o resultado alcançado, sendo expressos na forma de eventos, taxas ou razão<sup>4</sup>. Em 1916, Enerst Codman propôs pela primeira vez utilizar a taxa de mortalidade (TM) como um indicador da qualidade hospitalar devido ao fato do óbito ser um evento único e definitivo<sup>5</sup>, sendo atualmente considerado um indicador de desempenho tradicional para medir a qualidade da assistência hospitalar prestada.

A utilização da taxa de mortalidade hospitalar (TMH) como uma medida indireta da qualidade da assistência hospitalar por vezes gera discussão sobre a sua validade como um bom indicador, pois a mesma sofre influência das características do paciente, adequação e efetividade dos processos de cuidados, uso adequado dos recursos tecnológicos médicos e eventos aleatórios não controlados<sup>2</sup>. Com o intuito de minimizar as incertezas em volta da TMH e seu poder de avaliação da qualidade foi desenvolvido uma metodologia do cálculo da taxa de mortalidade hospitalar ajustada ao risco, também conhecida como Razão de Mortalidade Hospitalar Padronizada (RMHP) que tem como fonte os dados secundários.

A RMHP é a razão dos óbitos observados pelos óbitos esperados ( $RMHP = \text{óbitos observados} / \text{óbitos esperados}$ ), tem o denominador composto por óbitos estimados através da aplicação da regressão logística linear multivariada, onde a variável dependente é o óbito e as variáveis independentes são características dos pacientes (risco relativo de óbito com base na ponderação das comorbidades prévias à internação, faixa etária, sexo, diagnóstico principal, diagnóstico secundário, entre outras), tempo de internação e o uso da UTI. Assim, é possível estimar quantos pacientes deveriam vir a falecer na internação hospitalar a depender das características prévias das variáveis supracitadas de cada paciente. Dessa forma, a RMHP consegue avaliar a qualidade do cuidado prestado pela instituição de saúde com uma acurácia maior. Os resultados da RMHP são avaliados como “melhor que o esperado”, quando o valor do índice é menor que 1, “dentro do esperado”, quando o valor é

igual a 1, e “pior que o esperado”, quando o resultado do cálculo for maior que 1<sup>6</sup>.

Estudiosos da Alemanha<sup>7</sup>, EUA<sup>8</sup>, Canadá<sup>9</sup> e Brasil<sup>10</sup> já recorreram aos cálculos da RMHP para avaliar a qualidade da assistência prestada nas unidades de saúde e a consideraram como aplicável, relevante e com ótima discriminação da relação óbito e assistência hospitalar, permitindo interpretar com acurácia a qualidade do cuidado de saúde oferecida pelas unidades de uma região, Estado ou país.

No Brasil foram realizados poucos estudos usando a RMHP para avaliar a qualidade da assistência, mesmo que este indicador já tenha sido proposto pela Fundação Oswaldo Cruz (FIOCRUZ), por meio do PROQUALIS desde 2014<sup>11</sup>, o que já justificaria a realização deste trabalho. No entanto, até o momento nenhuma instituição da administração pública direta (Secretaria Estadual de Saúde) direcionou um estudo para avaliar a qualidade do cuidado das unidades hospitalares própria e com atendimento exclusivo com recursos provenientes do Sistema de Único de Saúde (SUS), dando a esta pesquisa um caráter inovador.

Assim, este estudo propôs avaliar a qualidade da assistência hospitalar prestada no âmbito das unidades da rede própria da Secretaria de Estado da Saúde de Goiás (SES-GO), considerando seu perfil assistencial e os tipos de pacientes atendidos, no período de 2014 a 2019.

## **MÉTODOS**

Estudo retrospectivo de corte transversal baseado em dados secundários obtidos a partir do Sistema de Informações Hospitalares (SIH). O SIH é o sistema oficial brasileiro de registro das internações hospitalares com leitos SUS (públicos e privados ou filantrópicos conveniados) no território nacional. É alimentado com dados informados na Autorização de Internação Hospitalar (AIH), preenchida pelas unidades de internação e que tem como finalidade principal o reembolso financeiro dos gastos hospitalares com o tratamento de cada paciente.

O óbito intra-hospitalar foi a variável utilizada para avaliar a qualidade da assistência ofertada nas unidades de saúde pública do Estado de Goiás, por ser um dos desfechos possíveis da internação, ser uma variável disponível no SIH, ser um evento único e definitivo, e a taxa de mortalidade ser um indicador de desempenho capaz de avaliar, mesmo que indiretamente, a qualidade do cuidado prestado na unidade de saúde.

Foi utilizada a abordagem metodológica de Jarman et al.<sup>12</sup> para avaliar a mortalidade hospitalar padronizada com base em doenças pré-existentes, características (sexo, faixa etária) e gravidade do paciente, o tempo de internação, o uso de Unidade de Terapia Intensiva (UTI), entre outras variáveis. Foram realizadas adaptações quanto ao quantitativo de diagnósticos dos pacientes, uma vez que a AIH permite apenas a inserção de um diagnóstico principal e um diagnóstico secundário.

As variáveis de escolha para a constituição do banco de dados foram: unidades de saúde de Goiás mantidas pela SES-GO; ano 2014 a 2019; ter tido pelo menos 365 internações em média por ano, ou seja, no mínimo 2.190 internações no período de 2014 a 2019; tempo de permanência  $\leq 30$  dias divididos em 7 categorias; seleção das especialidades clínica médica e cirurgia geral; Internação por idade em adultos de 18 a 59 anos e idosos de 60 a 99 anos, dividido em 6 faixas etárias (18-49 anos; 50-59 anos; 60-69 anos; 70-79 anos; 80-89 anos; 90-99 anos); sexo do paciente (masculino: 1 e feminino: 3); exclusão das internações por transferência, os procedimentos clínicos ou cirúrgicos relacionados ao parto, procedimentos clínicos ou cirúrgicos com os códigos iniciando por: ‘02’ (obstetria), ‘04’ (crônico e FPT – fora de possibilidade terapêutica), ‘05’ (psiquiatria), ‘06’ (fisiologia), ‘07’ (pediatria), ‘08’ (reabilitação) ou ‘09’ (psiquiatria – hospital/dia). Exclusão de internações cujo diagnóstico principal se referisse a grupos: “O”, “R”, “T”, “V”, “X”, “Y” ou “Z” e exclusão das internações cujo diagnóstico secundário se inserisse no grupo iniciado com “V”<sup>2</sup>; seleção do grupo de internações cujo diagnóstico principal estava entre os responsáveis por 50% das mortes hospitalares – CID 50%, sendo categorizada como um variável dicotômica (sim:1 ou não: 0); e seleção da variável “uso de UTI” (sim: 1 ou não: 0).

Com a finalidade de ajustar o risco relativo de óbito de cada paciente internado foi aplicado o escore do Índice de Comorbidade de Charlson (ICC) e o Índice de Elixhauser (IEH). O ICC calcula a carga de morbidade do paciente, independentemente do diagnóstico principal, onde 17 condições clínicas foram ponderadas nos valores 1, 2, 3 e 6, conforme a gravidade da doença, e aos diagnósticos que não constam dentre estas condições clínicas foram atribuídos pontuação 0 (zero). O resultado final do ICC de um paciente é o somatório de cada um dos pesos das comorbidades no momento da internação<sup>13</sup>. O IEH é um ajuste de risco dicotômico (0 ou 1; ausência ou presença) composto por 31 comorbidades<sup>14</sup>. Ambos modelos de ajustes de risco foram baseados na Classificação Internacional de Doenças – 9ª revisão – Modificação Clínica (CID-9 – CM) e, posteriormente, adaptados para a

Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde – 10ª revisão (CID-10)<sup>15</sup>, sendo esta adaptação empregada neste estudo.

Para encontrar as variáveis explicativas (independentes), que melhor explicavam o fator óbito, foi aplicado um modelo do ajuste de risco por meio da AUC (Area Under the Curve) da Curva ROC (Receiver Operating Characteristic Curve). A curva ROC é um estimador estatístico que é capaz de analisar o desempenho de modelos classificatórios e consiste na representação gráfica da performance de um modelo considerando a sensibilidade (fração de verdadeiros positivos) e a especificidade (fração de falsos positivos). Quanto mais próximo de 1, no eixo y, melhor será o poder discriminatório do modelo, sendo considerado satisfatório o modelo com  $AUC \geq 0,7$  e de boa discriminação  $\geq 0,8$ , porém modelos com  $AUC = 1$  não podem ser generalizados para situações reais<sup>17</sup>.

Para obter os óbitos estimados foi aplicado a regressão logística linear multivariada ( $Y = \beta_0 + \beta_1.X_1 + \beta_2.X_2 + \beta_n.X_n$ ), tendo o óbito como variável dependente e as variáveis independentes as encontradas no modelo do ajuste de risco. No intuito de contemplar o perfil probabilístico da estimação dos óbitos esperados e considerando a possibilidade do modelo errar e, assim, ser aplicado em situações reais e generalizadas, estabeleceu-se a interpretação dos valores da RMHP pelo intervalo de confiança (IC95%). Deste modo a avaliação do cuidado da assistência hospitalar deverá ser avaliado como se segue<sup>9</sup>: melhor do que o esperado – o intervalo superior do IC é menor do que 1; dentro do esperado – o valor 1 está contido no IC; pior do que o esperado – o intervalo inferior do IC é maior do que 1.

Devido à insignificância dos registros de diagnósticos secundários no banco de dados do SIH do Estado de Goiás, neste trabalho optou-se por ajustar a carga de morbidade do paciente em relação ao diagnóstico principal, mesmo que esta adaptação tenha provocado uma relativa transferência de risco de óbito do paciente para a qualidade do cuidado prestado pela unidade hospitalar.

Para encontrar a AUC, a equação da regressão logística linear multivariada e a previsão dos óbitos empregou-se o software Python®.

## RESULTADOS

Após o tratamento dos dados foram selecionados 270.489 internações distribuídas em 16 unidades hospitalares públicas do Estado de Goiás (76,1% das unidades hospitalares estaduais). Quatro unidades hospitalares do Estado concentraram 57,5% das internações deste estudo (155.693 internações). O tempo médio de todas as internações (com evolução alta e óbito) foi de 5,4 dias. A UTI foi utilizada em 28.856 internações (10,7%), sendo a média do período de internação, entre aqueles que utilizaram a UTI, de 10,8 dias. Os pacientes do sexo masculino foram responsáveis por 166.184 internações (61,4%) e do sexo feminino por 104.305 internações (38,6%).

Em 18.537 internações (6,85%) o paciente evoluiu para óbito e nas demais o paciente evoluiu para alta hospitalar. A UTI foi utilizada por 10.733 pacientes (57,9%) que evoluíram para óbito. O tempo médio de internação entre estes pacientes foi de 4,7 dias na enfermaria e 6,1 dias na UTI. O óbito ocorreu em 10.907 pacientes do sexo masculino (58,8%) e 7.630 do sexo feminino (41,2%). As demais características das internações e óbitos são apresentadas na tabela 1.

Cento e oitenta e seis diagnósticos (categorias e subcategorias da CID-10) foram responsáveis por 80% dos óbitos e 30 diagnósticos (categorias e subcategorias da CID-10) foram responsáveis por 50% dos óbitos. As três principais causas de óbito foram o acidente vascular cerebral, não especificado como hemorrágico ou isquêmico (CID-10: I64), com 1.738 óbitos (9,8%), a pneumonia não especificada (CID: J18.9), com 1.073 (6,0%), e as septicemias não específicas, com 543 óbitos (3,0%).

A AUC da curva ROC foi encontrada com o auxílio do software Python®. A variável resposta foi o óbito. As variáveis explicativas foram alocadas na seguinte ordem: modelo 0 (modelo base): sexo + faixa etária (AUC = 0,69); modelo 1: modelo 0 + CID50% (AUC = 0,72); modelo 2: modelo 1 + IEH (AUC = 0,72); modelo 3: modelo 2 + ICC (AUC = 0,75); modelo 4: modelo 3 + dias de permanência (AUC = 0,73); modelo 5: modelo 4 + uso de UTI (AUC = 0,77).

Tabela 1 – Características das internações e óbitos, segundo abordagem metodológica de Jarmann et al.<sup>12</sup> - Goiás, 2014 a 2020.

Características	Internações	Óbitos
-----------------	-------------	--------

<b>Faixa etária</b>	<b>N</b>	<b>%</b>	<b>N</b>	<b>%</b>
18-49 anos	149.388	55,2	4.006	21,6
50-59 anos	41.547	15,3	2.577	13,9
60-69 anos	35.197	13,1	3.523	19,0
70-79 anos	26.705	9,9	4.171	22,5
80-89 anos	14.655	5,4	3.374	18,2
90-99 anos	2.997	1,1	886	4,8

<b>Índice de comorbidades de Charlson</b>	<b>N</b>	<b>%</b>	<b>N</b>	<b>%</b>
0	237.508	87,8	12.160	65,6
1	22.351	8,3	5.009	27,0
2	6.445	2,4	694	3,7
3	229	0,1	60	0,3
6	3.956	1,4	614	3,3

<b>Índice de comorbidade de Elixhauser</b>	<b>N</b>	<b>%</b>	<b>N</b>	<b>%</b>
0	262.878	97,2	17.695	95,5
1	7.611	2,8	842	4,5

Fonte: SIH/SES/GO

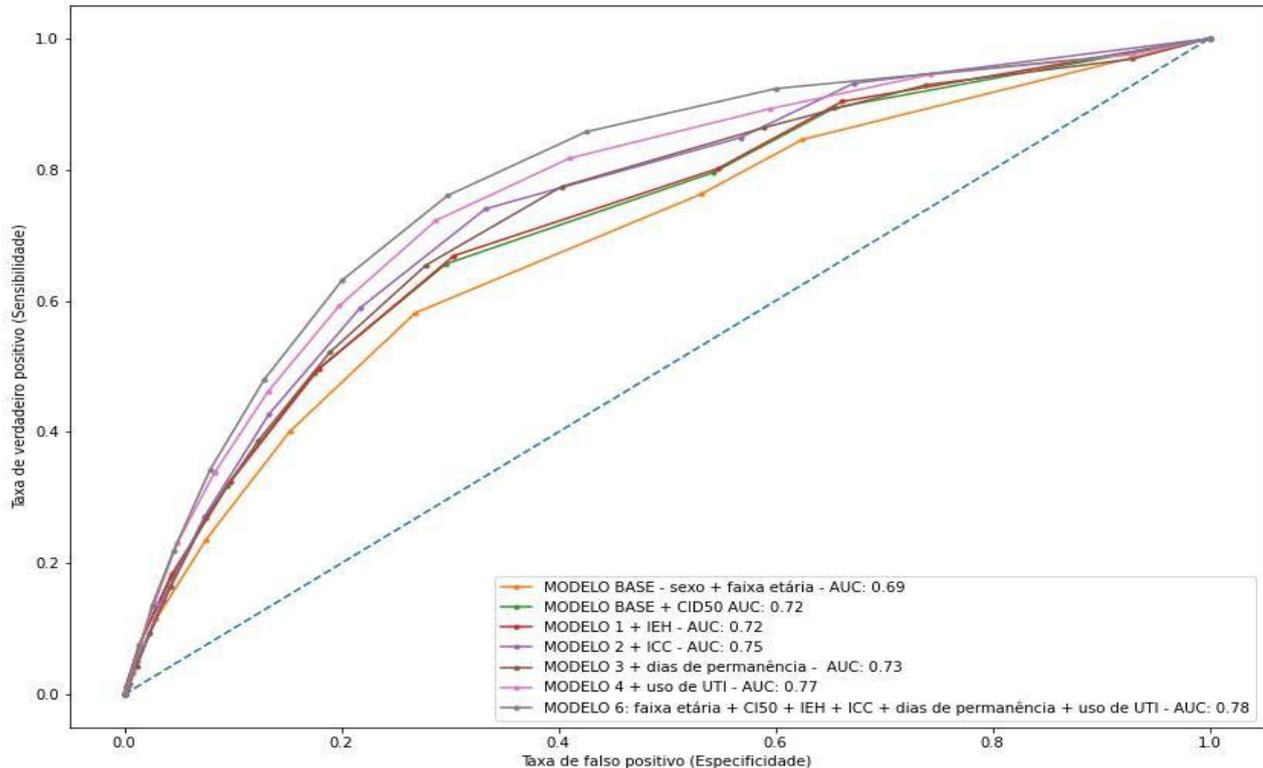
Devido à alternância de valor da AUC do modelo 4, foi testado qual variável não interferiria na resposta óbito. Observou-se que a variável sexo não era uma resposta explicativa para o óbito, ou seja, o risco relativo de óbito não sofre influência se o paciente é do sexo masculino ou feminino. Assim, o modelo 6 foi construído com as seguintes variáveis: faixa etária + CID50% + IEH + ICC + dias de permanência + uso de UTI, com AUC = 0,78 (0,8). Tal valor indica que estas variáveis, esta sequência estimam de maneira muito boa a variável óbito. O nível de significância do modelo 6 foi menor que 0,05. O intervalo de confiança variou de 0,774 a 0,793. A figura 1 apresenta a curva de cada um dos modelos.

Para a modelagem da Regressão Logística Linear Multivariada (RLM) foi utilizado as mesmas variáveis explicativas (faixa etária + CID50% + IEH + ICC + dias de permanência + uso de UTI) e variável resposta (óbito).

Para aplicação da regressão logística linear multivariada também foi utilizado o software Python®. Foram encontrados os óbitos estimados para cada um dos anos por utilizando a RLM. Os parâmetros da RLM foram: acurácia = 0,94;  $R^2$  = 0,94; erro padrão = 0,25; e AUC da curva ROC de 0,88 com

intervalo de confiança (IC95%) entre 0,872 e 0,891.

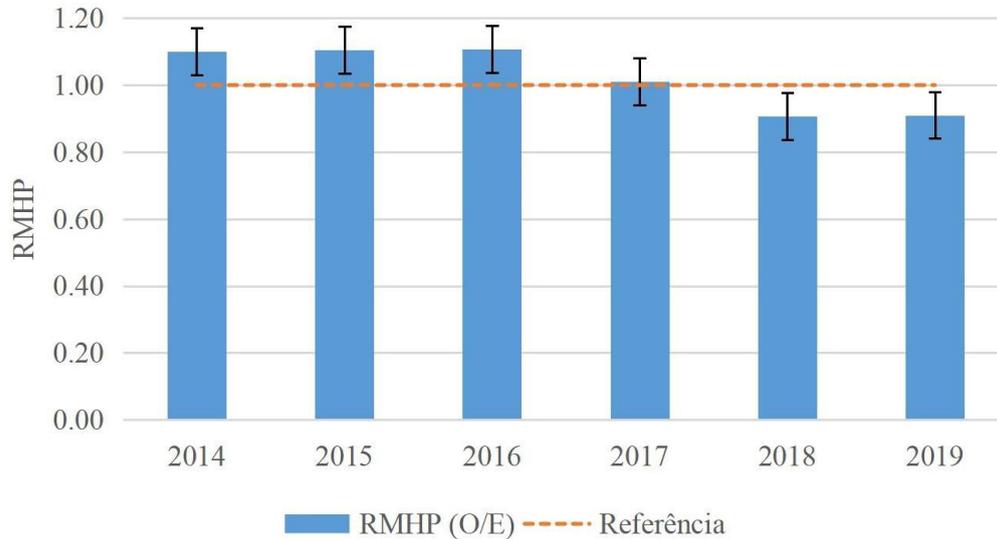
Figura 1 – Evolução da AUC da Curva ROC dos modelos de ajuste de risco avaliados – Goiás, 2014 a 2020.



Fonte: SIH/SES/GO; utilizado software Python® para construção da AUC e figura.

Os valores encontrados para a RMHP foram: 1,10 (IC95%= 1,03-1,17) em 2014; 1,11 (IC95%= 1,04-1,08) nos anos de 2015 e 2016; 1,01 (IC95%= 0,94-1,08); e 0,91 (IC95%= 0,84-0,98) nos anos de 2018 e 2019. A figura 2 apresenta os resultados da RMHP e seus respectivos intervalos de confiança.

Figura 2. Razão de Mortalidade Hospitalar Padronizada (RMHP), Goiás, 2014-2019.



## DISCUSSÃO

Em relação ao tempo de internação hospitalar, a média de permanência em leitos gerais (clínicos e cirúrgicos) utilizada como referência pelo Ministério da Saúde (MS) é de  $\leq 5$  dias. No entanto este mesmo estudo indicou que em hospitais públicos o período médio de internação foi de 5,4 dias, sendo que na região Centro-Oeste do país esta média foi de 3,9 dias. O Estado de Goiás teve o mesmo período médio de internação do Brasil (5,4 dias)<sup>18</sup>.

A média de permanência na UTI adulto recomendada pelo MS é de 4,5 a 5,3 dias<sup>19</sup> e o Estado de Goiás apresentou média de permanência de 10,8 dias, duas vezes superior ao máximo recomendado. Um estudo brasileiro revela que a “chance de óbito aumenta em 1% paracada dia de permanência do paciente no hospital, e quando o paciente utiliza UTI essa chance sobepara 4% para cada dia a mais internado”<sup>20</sup>.

Neste estudo observou-se que a maioria dos pacientes que evoluíram ao óbito (57,9%) utilizou a UTI e que a média de internação nesta unidade foi de 6,1 dias, período inferior ao encontrado em estudos realizados no Distrito Federal e no Estado de São Paulo, onde a média de permanência foi de 8 dias<sup>20,21</sup>.

O tempo prolongado de internação na UTI aumenta os custos hospitalares, aumenta a mortalidade

intra-hospitalar e diminui a disponibilidade de leitos resultando no aumento da recusa de admissão de pacientes ou admissão em leito hospitalar que não permite um cuidado de qualidade pelo hospital<sup>18,19,22</sup>.

O prolongado período de internação na UTI pode ter contribuído para o número de óbitos observados ser, em quase toda a série histórica, maior que o esperado, o que torna imprescindível o estabelecimento de protocolos de manejo clínico voltado para os pacientes internados, principalmente na UTI, com o intuito de diminuir o tempo de internação e, conseqüentemente, o número de óbitos observados.

Um estudo realizado no estado de Minas Gerais afirma que a adoção de protocolos de cuidado do paciente diminui o tempo de solicitação e liberação de exames, o período de espera para avaliação de um especialista, o período de ventilação mecânica invasiva, o tempo de uso de cateter venoso central ou periférico, entre outros, o resultado da implantação desses protocolos seria a diminuição da média de permanência, seja na UTI ou na enfermaria<sup>23</sup>.

Quanto ao sexo dos pacientes internados, outros estudos também observaram maior ocorrência de internação, seja em leitos gerais ou em leitos de UTI, em pacientes do sexo masculino (51,1% – 59,6%)<sup>6,22</sup>.

A maioria dos pacientes internados nas unidades hospitalares próprias do Estado de Goiás tinham ICC igual a zero, seja internação nas enfermarias (87,7%) ou em UTI (65,8%), resultado semelhante ao encontrado em outros estados<sup>2</sup>. O ICC igual a zero significa que o paciente não tinha uma carga de comorbidade que aumentava o seu risco de óbito, no momento da internação.

Este estudo teve um número superior de diagnósticos responsáveis por 80% (186) e 50% (30) dos óbitos ao relacioná-lo a outros estudos. Nos Estado de São Paulo e Rio Grande do Sul o número de diagnósticos responsáveis por 80% e 50% dos óbitos foram, respectivamente, 75 e 16<sup>10</sup>, já no Estado de Massachusetts apenas 36 diagnósticos representaram 80% dos óbitos<sup>8</sup>.

Enquanto neste estudo a principal causa de óbito foi o acidente vascular cerebral, não especificado

(CID-10: I64), na região Sudeste do país a principal causa foi a insuficiência cardíaca congestiva (I50)<sup>21</sup>, no município de Ribeirão Preto foi a pneumonia não especificada (J18.9)<sup>4</sup> e no Estado de Massachusetts foi a septicemia (A41.0 – A41.9)<sup>8</sup>.

O modelo de ajuste de risco encontrado neste estudo é semelhante ao achado por outros autores. As variáveis faixa etária, sexo, ICC, IEH, dias de permanência e de uso de UTI fizeram parte da maioria da modelagem do ajuste de risco a mortalidade hospitalar<sup>2,8,10</sup>. No estudo realizado por Alexandrescu et al. (2015)<sup>8</sup> os autores utilizaram-se de outras variáveis para chegar a um modelo explicativo com AUC=0,92. As outras variáveis são: raça, privação de liberdade, tipo de admissão e fonte pagadora. Estudos internacionais que explicaram melhor a chance de risco (AUC  $\geq$  0,9) tinham mais de um registro de comorbidade dos pacientes avaliados<sup>7,24</sup>.

Ressalta-se que ao contrário da maioria dos estudos já publicados, neste estudo a variável sexo não foi uma boa variável explicativa do óbito, significando que o fato do paciente ser do sexo masculino ou feminino não interfere no seu risco de óbito.

Estudos realizados na Alemanha, Canadá e Holanda acharam uma área sob a curva (AUC) no valor de 0,92; 0,81 e 0,91, respectivamente. Os modelos utilizados nestes países explica melhor os fatores de risco que interferem na chance de óbito de um paciente do que o modelo encontrado em estudos nacionais (variação entre 0,78 a 0,81)<sup>2,6,10,24</sup>. A AUC do modelo usado neste estudo assemelhou-se aos modelos nacionais. Possivelmente a ausência e a limitação de informação sobre o diagnóstico secundário nos formulários de AIH e a incompletude de dados não obrigatórios seja o motivo do modelo de ajuste de risco não ser tão explicativo quanto os encontrados na Alemanha e na Holanda. Esta dificuldade também foi observada no estudo realizado nos hospitais do Estado de São Paulo e Rio Grande do Sul e que apesar da boa discriminação dada pela curva ROC ao ajuste de risco, o modelo poderia ter maior robustez se as informações inerentes ao diagnóstico secundário e as condições clínicas do paciente tivesse uma completude melhor<sup>10</sup>.

A série histórica da RMHP estadual aponta que nos 6 anos que entraram na análise deste estudo (2014 a 2019), os três primeiros anos (2014, 2015 e 2016) a qualidade do cuidado foi pior que a esperada, em 2017 foi dentro da qualidade esperada e nos últimos dois anos (2018 e 2019) a

qualidade da assistência no Estado de Goiás foi melhor que a esperada. Os resultados encontrados foram melhores que a RMHP observada em estudo aplicado no Estado de São Paulo e Rio Grande do Sul, RMHP de 1,29 (IC95% 1,15-1,28), em que unidades com atendimento exclusivamente SUS tenderam a ter uma RMHP maior que 1, ou seja, uma qualidade do cuidado pior que a esperada<sup>2,6,10</sup>.

O baixo orçamento hospitalar, o uso limitado das novas tecnologias diagnósticas, a demora na liberação de leitos, situações comuns em hospitais financiados pelo SUS, podem ser os motivos da menor resolutividade e, conseqüentemente, da pior qualidade do cuidado comparado aos hospitais privados<sup>6</sup>.

Uma limitação encontrada neste estudo e que pode ter influenciado foi a adaptação da avaliação do ICC apenas pelo diagnóstico principal e não pelos diagnósticos secundários (comorbidades). A não possibilidade de realizar o somatório dos riscos de cada comorbidade e ou a morbidade principal com, pelo menos, uma comorbidade do paciente acaba por transferir o risco do óbito, que é inerente ao paciente, ao cuidado prestado pela unidade hospitalar, fazendo com que se estime menos óbitos do que realmente esperava ocorrer. O preenchimento adequado e completo das AIH seria uma solução para uma avaliação mais robusta e uma melhor avaliação da carga de comorbidade do paciente e, conseqüentemente, uma resposta mais precisa quanto à qualidade de cuidado oferecida pelas unidades hospitalares.

## **CONCLUSÃO**

A qualidade da assistência prestada no Estado de Goiás, considerando o perfil dos pacientes atendidos, foi pior que o esperado nos anos de 2014 a 2016, dentro do esperado no ano 2017 e melhor que o esperado nos anos de 2018 e 2019. Observou-se uma melhora gradativa na qualidade do cuidado nos últimos três anos, percebendo-se que ainda é possível reduzir este índice para patamares melhores. Para tanto é necessário reforçar a recomendação de inserção do diagnóstico secundário no formulário da AIH, preconizar protocolos de atendimento tanto para admissão e alta na UTI, como diretrizes de manejo clínico para as principais causas de óbitos observados neste estudo. Outras medidas de gestão como fazer o monitoramento da RMHP de cada uma das unidades hospitalares próprias do Estado de Goiás, levantar os gargalos que interferem negativamente na sua composição e elaborar um plano de ação de resolução dos problemas encontrados são recomendadas

para manter a qualidade do cuidado “melhor do que esperado” (RMHP < 1).

## REFERÊNCIAS

- 1 - Santos PS. Avaliação da qualidade na atenção básica à saúde no Brasil: revisão bibliográfica [Monografia na internet]. Rio de Janeiro: Instituto de Medicina Social, Universidade Federal do Rio de Janeiro; 2019. [cited 2021 Aug 04]. 30 p. Available from: <https://pesquisa.bvsalud.org/portal/resource/pt/biblio-1050657>
- 2 - Machado JP. O arranjo público-privado no Brasil e a qualidade da assistência hospitalar em São Paulo e no Rio Grande do Sul [Tese]. Rio de Janeiro: Fundação Oswaldo Cruz/Escola Nacional de Saúde Pública Sérgio Arouca, 2014. [cited 2020 Jan 29]. 169 p. Available from: <https://www.arca.fiocruz.br/handle/icict/36139>
- 3 - Martins M. Qualidade do cuidado de saúde. In: Sousa P, Mendes W. Segurança do paciente: conhecendo os riscos nas organizações de saúde [E-book on the Internet]. 2ed. Rio de Janeiro: Editora FIOCRUZ, 2019. [cited 2021 Aug 4]. p. 27 - 40. Available from: <http://books.scielo.org/id/tzvzr/pdf/sousa-9788575416419-04.pdf>
- 4 - Travassos C, Noronha JC, Martins M. Mortalidade hospitalar como um indicador de qualidade: uma revisão. *Ciência & Saúde Coletiva* [Internet]. 1999 [cited 2020 Feb 03]; 4 (2): 367-81. Available from: <https://www.scielo.br/j/csc/a/wb9RrKwXBLwFXtWgPwMrrZB/?lang=pt>
- 5 - Normand SLT, Glickman ME, Sharma RGVK, McNeil BJ. Using admission characteristics to predict short-term mortality from myocardial infarction in elderly patients: results from the Cooperative Cardiovascular Project [Internet]. *JAMA*. 1996 [cited 2021 Aug 04]; 275 (17):1322-28. Available from: <https://jamanetwork.com/journals/jama/article-abstract/401454>
- 6 - Gomes AS, Klück MM, Riboldi J, Fachel JMG. Modelo preditivo de óbito a partir de dados do Sistema de Informações Hospitalares. *Rev. Saúde Pública*. 2010 [cited 2019 Oct 01]; 44(5):934-41. Available from: <https://doi.org/10.1590/S0034-89102010005000037>
- 7 - Stausberg J, Jungen T, Bartels C, Scheu C. Robustheit eines Krankenhausvergleichs mit der Hospital Standardized Mortality Ratio (HSMR): eine Sekundärdatenanalyse von 37 deutschen Krankenhäusern [Internet]. *GESUNDHEITSWESSEN*. 2016 [cited 2019 Oct 31]; 78 (10): 637-644. Available from: <https://www.thieme-connect.de/products/ejournals/abstract/10.1055/s-0035-1548818>
- 8 - Alexandrescu R, Bottle A, Jen MH, Jarman B, Aylin P. The US hospital standardised mortality ratio: retrospective database study of Massachusetts hospitals [Internet]. *JRSM Open*. 2015 Jan 22 [cited May 04]; Available from: <https://doi.org/10.1177%2F2054270414559083>
- 9 - Berthelot S, Lang ES, Quan H, Stelfox H. Canadian in-hospital mortality for patients with

emergency-sensitive conditions: a retrospective cohort study [Internet]. BMC Emerg Med. 2019 Oct 22 [cited 2019 Nov 05]; 19 (57). <https://doi.org/10.1186/s12873-019-0270-1>

10 - Machado J, Martins M, Leite IC. Variação do desempenho hospitalar segundo fontes de pagamento nos estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, Brasil [Internet]. Cad. Saúde Pública (Rio de Janeiro). 2016 [cited 2019 Sep 14]; 32(7):e00114615, jul, 2016. Available from: <https://doi.org/10.1590/0102-311X00114615>

11 - Fundação Oswaldo Cruz (FIOCRUZ). Instituto de Comunicação e Informação Científica e Tecnológica em Saúde. Proqualis aprimorando as práticas de saúde: taxa de mortalidade hospitalar padronizada [Internet]. 2014 [cited 2020 Mar 27]. Available from: <https://proqualis.net/indicadores/taxa-de-mortalidade-hospitalar-padronizada>

12 - Jarman B, Gault S, Alves B, Hider A, Dolan S, Cook A, et al. Explaining differences in English hospital death rates using routinely collected data. BMJ [Internet]. 1999. [2020 Jan 13]; 318:1515. Available from: <https://doi.org/10.1136/bmj.318.7197.1515>

13 - Charlson ME, Pompei P, Ales KL, Mackenzie R. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development e validation [Internet]. J Chronic Dis. 1987 [cited 2019 Sep 25]; 40 (5): 373-83. Available from: [https://doi.org/10.1016/0021-9681\(87\)90171-8](https://doi.org/10.1016/0021-9681(87)90171-8)

14 - Elixhauser A, Steiner C, Harris DR, Coffey RM. Comorbidity measures for use with administrative data [Internet]. Med Care. 1998 Jan [cited 2019 Oct 1]; 36 (1): 8-27. Available from: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/9431328/>

15 - Quan H, Sundararajan V, Halfon P, Fong A, Burnand B, Luthi JC, et al. Coding algorithms for defining comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 administrative data [Internet]. Med Care. 2005 Nov [2021 Feb 07]; 43 (11): 1130:9. Available from: <https://doi.org/10.1097/01.mlr.0000182534.19832.83>

17 - Campbell MJ, Jacques RM, Fotheringham J, Maheswaran R, Nicholl J. Developing a summary hospital mortality index: retrospective analysis in English hospitals over five years [Internet]. BMJ. 2012 Mar [2020 Jan 29]; 344: e1001. Available from: <https://doi.org/10.1136/bmj.e1001>

18 - Polo TCF, Miot HA. Aplicações da curva ROC em estudos clínicos e experimentais [Internet]. J Vasc Bras. 2020 [cited 2021 Feb 06]; 19:e20200186. Available from: <https://doi.org/10.1590/1677-5449.200186>

19 - Brasil. Ministério da Saúde. Consórcio de indicadores de qualidade hospitalar - painel geral: fichas técnicas dos indicadores. Versão IV 2020/03. Brasília: Ministério da Saúde; 2018 [cited 2021 Sep 14]. 58 p. Available from: <https://www.gov.br/ans/pt-br/arquivos/assuntos/prestadores/qualiss-programa-de-qualificacao-dos-prestadores-de-servicos-de-saude-1/1-indicadores-gerais-versao-i-publicacao-ans-pdf>

20 - Brasil. Ministério da Saúde. Agência Nacional de Saúde Suplementar. Média de Permanência em

UTI Adulto. Versão 01.1 2013 Jan. Brasília: Ministério da Saúde; 2013. [cited 2021 Sep 14]. 5p. Available from: <https://www.gov.br/ans/pt-br/arquivos/assuntos/prestadores/qualiss-programa-de-qualificacao-dos-prestadores-de-servicos-de-saude-1/versao-anterior-do-qualiss/e-efi-07.pdf>

21 - Junqueira RMP, Duarte EC. Fatores associados à chance para a mortalidade hospitalar no Distrito Federal. Epidemiol. Serv. Saúde. 2013 Jan-Mar [cited 2019 Oct 01];22(1):29-39. Available from: <https://doi.org/10.5123/S1679-49742013000100003>

22 - Cordeiro P, Martins M. Mortalidade hospitalar em pacientes idosos no Sistema Único de Saúde, Região Sudeste. Rev Saúde Pública. 2018 [cited 2019 Oct 01];52(69):1-13. Available from: <https://doi.org/10.11606/S1518-8787.2018052000146>

23 - Oliveira ABF, Dias OM, Melo MM, Araújo S, Dragosavac D, Nucci A, et al. Fatores associados à maior mortalidade e tempo de internação prolongado em uma unidade de terapia intensiva de adultos [Internet]. Rev Bras Ter Intensiva. 2010 [cited 2021 Sep 15];22(3):250-256. Available from: <https://doi.org/10.1590/S0103-507X2010000300006>

24 - Silva SA, Valácio RA, Botelho FC, Amaral CFS. Fatores de atraso na alta hospitalar em hospitais de ensino [Internet]. Rev Saúde Pública. 2014 [cited 2021 Sep 15];48(2):314-321. Available from: <https://doi.org/10.1590/S0034-8910.2014048004971>

25 - Jarman B, Pieter D, Van Der Veen AA, Kool RB, Aylin P, Bottle A, et al. The hospital standardised mortality ratio: a powerful tool for Dutch hospitals to assess their quality of care? [Internet]. Qual Saf Health Care. 2010 [cited 2020 Jan 10];19:9-13. Available from: