



Universidade Federal de Uberlândia
Faculdade de Matemática

Bacharelado em Estatística

PREDITORES DE MORTALIDADE NA
UNIDADE DE TERAPIA INTENSIVA PARA
PACIENTES ADULTOS ADMITIDOS EM
VENTILAÇÃO MECÂNICA: PERFIL DE
ADMISSÃO

Clesnan Mendes Rodrigues

Uberlândia-MG
2020

Clesnan Mendes Rodrigues

PREDITORES DE MORTALIDADE NA
UNIDADE DE TERAPIA INTENSIVA PARA
PACIENTES ADULTOS ADMITIDOS EM
VENTILAÇÃO MECÂNICA: PERFIL DE
ADMISSÃO

Trabalho de conclusão de curso apresentado
à Coordenação do Curso de Bacharelado em
Estatística como requisito parcial para
obtenção do grau de Bacharel em Estatística.

Orientador: Dr. Quintiliano Siqueira
Schroden Nomelini

Uberlândia-MG

2020



Universidade Federal de Uberlândia
Faculdade de Matemática

Coordenação do Curso de Bacharelado em Estatística

A banca examinadora, conforme abaixo assinado, certifica a adequação deste trabalho de conclusão de curso para obtenção do grau de Bacharel em Estatística.

(Documento assinado eletronicamente, SEI/UFU – 2429947,
Processo 23117.066420/2020-07, ver Anexo I)

Uberlândia, 03 de dezembro de 2020

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Quintiliano Siqueira Schroden Nomelini, FAMAT - UFU

Prof. Dr. Janser Moura Pereira, FAMAT - UFU

Prof. Dr. José Waldemar da Silva, FAMAT - UFU

Uberlândia-MG
2020

Agradecimentos

Aos meus familiares, Juliana, Iraci (*in memorian*), Clélia, Osvaldo, Fábio, Ketllhyn, Cledines, Maria Lúcia, Juliana Angélica, Yasmin, Miguel, Windsor, Esther, Clesmark e Jeferson pela compreensão nos momentos de ausência; pela força, pelo carinho, pela compreensão e pelo apoio incondicional. Em especial a minha mãe Juliana e minha irmã Clélia, sem as quais não poderia seguir, vocês foram e sempre serão minhas inspirações. Meu eterno obrigado a todos.

Nominalmente aos grandes amigos do curso de graduação em Estatística: Raphael, Beatriz, Matheus, Erika e Abílio. Ao grande amigo Daniel. Vocês foram essenciais nessa jornada de aprendizados acadêmicos e pessoais. Foram muitas falas e momentos compartilhados que não podem ser citados. Nós persistimos; cada um no seu tempo e nas suas escolhas sempre lembrando que somos um grupo. E que grupo, que independente do conjunto e da configuração temporal teve muitas histórias, momentos e realizações; e que terá muita, mas muita memória. Cada um de vocês teve um papel muito importante na minha jornada de autoconhecimento e de formação.

Aos grandes amigos Marília, Leandro, e ao pequeno Lucca por terem me apoiado e entendido algumas decisões, mesmo que em alguns momentos ditas como descabidas. Voltaremos a normalidade, esperamos.

A grande amiga Fabiola Alves Gomes, pela colaboração na liberação dos dados, pela parceria e pelas discussões do tema.

Aos meus amigos da Biologia e da Enfermagem; e aos demais amigos, que não pude citar nominalmente aqui.

Ao meu orientador Prof. Dr. Quintiliano Siqueira Schrodin Nomelini por ter aceitado me orientar no TCC e pelo aprendizado. Aos professores Dr. Janser Moura Pereira e Dr. José Waldemar da Silva, membros da banca de avaliação do TCC por terem aceitado o convite para participação e pelas contribuições ao trabalho.

Aos colegas de curso pelo suporte na jornada. A todos os professores e técnicos administrativos da Faculdade de Matemática, especialmente do Curso de Graduação em Estatística, por terem colaborado com o meu aprendizado.

A Universidade Federal de Uberlândia, pela qual tenho um grande respeito, admiração e orgulho.

A todos aqueles que colaboraram diretamente ou indiretamente com minha formação.

Resumo

Avaliar os fatores de risco para mortalidade em populações locais como os pacientes adultos admitidos em ventilação mecânica em unidades de terapia intensiva (UTI) podem oferecer subsídios para a gestão e melhorias dos desfechos nessas unidades. A inclusão da carga de trabalho dos profissionais nesses modelos tem oferecido uma visão distinta dos preditores. O objetivo do estudo foi avaliar se carga de trabalho em Enfermagem avaliada pelo *Nursing Activities Score* (NAS), os preditores de mortalidade (APACHEII e SAPS3) e variáveis da admissão para pacientes admitidos em ventilação mecânica de uma UTI são preditores de óbito. Foram avaliados 194 pacientes que permaneceram em ventilação mecânica, por 48 horas antes ou após a admissão na UTI no Hospital de Clínicas de Uberlândia, um hospital universitário de alta complexidade. Foram avaliados o perfil clínico e sócio demográfico, o NAS da admissão e algumas variáveis de admissão. Foi avaliado o desfecho alta ou óbito na UTI para todos os pacientes, e a partir de modelos de regressão logística simples ou múltiplos foram obtidos os fatores de risco ou protetivos para óbito na UTI. Individualmente, somente o SAPS3 foi significativo para predição do óbito ($OR = 1,03$; $IC95\%: 1,01; 1,05$), enquanto que o NAS da admissão não foi capaz de prever a mortalidade na unidade. No modelo múltiplo, os únicos fatores de risco para óbito na UTI foram a presença de doença pulmonar obstrutiva crônica ($OR = 8,82$; $IC95\%: 1,82; 42,70$), ter tireoidopatias ($OR = 5,98$; $IC95\%: 1,15; 31,22$) e o aumento do nível de ureia no sangue ($OR = 1,01$; $IC95\%: 1,002; 1,02$). As variáveis de admissão dessa população foram mais efetivas em prever a mortalidade na UTI do que os preditores de mortalidade avaliados aqui.

Palavras-chave: carga de trabalho, Enfermagem, fator de risco, Nursing Activities Score, regressão logística, ureia sanguínea, doença pulmonar obstrutiva crônica, tireoidopatias.

Abstract

Evaluating risk factors for mortality in local populations as the adult patients admitted in mechanical ventilation in Intensive Care Units (ICU) may provide support for management and improvements in outcomes in these units. The inclusion of the professional's workload in these models has offered a different view of predictors. The aim of this study was to evaluate whether nursing workload evaluated by Nursing Activities Score (NAS), the predictors of mortality (APACHEII and SAPS3) and variables of admission for adult patients admitted to mechanical ventilation in an ICU are predictors of ICU mortality. We evaluated 194 patients who remained in mechanical ventilation for 48 hours before or after admission in ICU were evaluated in "Hospital de Clínicas de Uberlândia" ICU, a high complexity university hospital. The clinical and socio-demographic profile, nursing workload and some admission variables were evaluated. The outcomes discharge or death in the ICU was evaluated for all patients. We adopted simple or multiple logistic regression models defining protective or risk factors for ICU mortality. Only SAPS3 was a significant predictor for ICU mortality ($OR = 1.03$; $IC95\%: 1.01; 1.05$), while the NAS from admission alone was not able to predict ICU mortality. In the multiple logistic model, the presence of chronic obstructive pulmonary disease ($OR = 8.82$; $IC95\%: 1.82; 42.70$), the presence of thyroid diseases ($OR = 5.98$; $IC95\%: 1.15; 31.22$) and the higher level of urea in the blood ($OR = 1.01$; $IC95\%: 1,002; 1.02$) were the unique risk factors to ICU mortality. The admission variables of this population were more effective in predicting ICU mortality than the predictors of mortality evaluated here.

Keywords: workload, Nursing, risk factor, Nursing Activities Score, logistic regression, blood urea, chronic obstructive pulmonary disease, thyrodopathies .

Sumário

Lista de Figuras	I
Lista de Tabelas	II
Lista de Abreviações e Símbolos	III
1 Introdução	1
2 Material e Métodos	5
2.1 Tipo e Local do Estudo	5
2.2 População de Estudo	5
2.3 Definição da Amostra	6
2.4 Perfil Clínico e Demográfico	6
2.5 Considerações Éticas e Legais.....	7
2.6 Definição do desfecho primário	8
2.7. Analise Estatística	8
2.7.1 Estatísticas descritivas	8
2.7.1.1. Variáveis quantitativas	8
2.7.1.1.1. Média e Intervalo de Confiança	9
2.7.1.1.2. Mediana e Intervalo de Confiança	9
2.7.1.2. Variáveis qualitativas	10
2.7.1.2.1. Proporção e Intervalo de Confiança	10
2.7.2. Estatística inferencial	11
2.7.2.1. Variáveis quantitativas	11
2.7.2.1.1. Teste t de Student para média	11
2.7.2.1.2. Teste de Mann-Whitney	11
2.7.2.2. Variáveis qualitativas	12
2.7.2.2.1 Testes de Independências entre os grupos	12
2.7.2.2.2 Predição do desfecho primário	12
2.7.2.2.2.1 Regressão logística simples ou múltipla	13
3 Resultados e Discussões	21
3.1 Comparação do perfil dos dois grupos	21
3.2 Seleção das variáveis para os modelos de regressão logística	25
3.3 Modelos de predição de mortalidade	25
4 Conclusões	33
Referências Bibliográficas	34
Anexo I (Tabela 1 Suplementar)	45
Anexo II (Ata de defesa - Graduação)	46

Lista de Figuras

Figura 1	Probabilidade esperada de óbito na Unidade de Terapia Intensiva (UTI), em pacientes admitidos em ventilação mecânica, obtidos pelo modelo de regressão logística múltipla para os quatro cenários possíveis de presença e ou ausência de doença pulmonar obstrutiva crônica e tireoidopatias fixados e oscilando os níveis de ureia	31
-----------------	---	----

Lista de Tabelas

Tabela 1	Modelos de regressão logística simples ou múltiplos testados para predição mortalidade de pacientes na Unidade de Terapia Intensiva Adulto admitidos sob ventilação mecânica	17
Tabela 2	Análise das variáveis categóricas de admissão de pacientes admitidos em ventilação mecânica em uma unidade de terapia intensiva (UTI) adulto, estratificados em óbito ou alta da unidade	22
Tabela 3	Análise das variáveis quantitativas de admissão de pacientes admitidos em ventilação mecânica em uma unidade de terapia intensiva (UTI) adulto, estratificados em óbito ou alta da unidade	24
Tabela 4	Análise de regressão logística simples ou múltipla e da razão de chances (<i>Odds Ratio</i>) para a predição de óbito na unidade de terapia intensiva (UTI) em pacientes admitidos em ventilação mecânica	27
Tabela 5	Medias de ajustes dos modelos de regressão logística simples ou múltipla para a predição de óbito na unidade de terapia intensiva (UTI) em pacientes admitidos em ventilação mecânica (n fracasso = 123 altas; n sucesso = 71 óbitos)	30
Tabela 1 Suplementar	Correlações de Spearman entre as variáveis de admissão de pacientes admitidos em ventilação mecânica em uma unidade de terapia intensiva adulto	45

Lista de Abreviações e Símbolos

Lista de Abreviações

APACHEII *Acute Physiology and Chronic Health Evaluation*

DPOC Doença Pulmonar Obstrutiva Crônica

IC95% Intervalo de Confiança a 95% de confiança

ICC Insuficiência Cardíaca Congestiva

IRAS Infecções Relacionadas à Assistência à Saúde

NAS *Nursing Activities Score*

NAS-ad *Nursing Activities Score* da admissão

OR *Odds Ratio* ou Razão de Chances

p probabilidade ou p-valor ou valor-*p*

PAV Pneumonia Associada à Ventilação Mecânica

SAPS3 *Simplified Acute Physiology Score 3*

UTI Unidade de Terapia intensiva

1. Introdução

A análise de fatores de risco e o uso de indicadores de risco para mortalidade têm sido amplamente utilizados na literatura de saúde em diferentes cenários e com diferentes técnicas de análise (HISSA *et al.*, 2013; RISSO & NASCIMENTO, 2010; GULINE *et al.*, 2018; HEYARD *et al.*, 2020). Pacientes críticos ou com risco iminente de óbito têm sido comumente admitidos e assistidos em unidades de terapia intensiva (UTI), e apresentam alta morbidade e mortalidade nas UTIs (SENTURK *et al.*, 2011). Além disto, estes pacientes demandam de elevada carga horária de cuidados de profissionais de saúde, destacando entre estes o tempo de cuidado dos profissionais de Enfermagem com maior fração deste tempo (CASTELLAN *et al.*, 2016). É essencial conhecer os fatores de risco ou protetivos para diferentes desfechos clínicos entre estes pacientes.

A legislação brasileira de UTIs obriga as unidades que conheçam e avaliem seus fatores de risco e indicadores de mortalidade e de carga de trabalho (ANVISA, 2010). Alguns indicadores e ou preditores de mortalidade são bem conhecidos e utilizados na literatura, sendo que os preditores de mortalidade mais amplamente utilizados nas UTIs são os escores de gravidade – *Acute Physiology and Chronic Health Evaluation II* (APACHEII) (KNAU *et al.*, 1985) e o *Simplified Acute Physiology Score 3* (SAPS3) (GALL *et al.*, 1984; GALL, LEMESHOW, SAULNIER, 1993). Ambos são preditores do risco de mortalidade que utilizam dados da pré internação e das primeiras 24 horas de internação do paciente, ou referidos como dados da admissão. Inúmeros são os fatores de risco para mortalidade como uso de medicamentos para controle da pressão arterial, uso de antibióticos, uso de alguns dispositivos invasivos e a presença de infecção relacionada a assistência à saúde (OLIVEIRA *et al.*, 2010; HISSA *et al.*, 2013; GULINI *et al.*, 2018; GOMES *et al.*, 2019; MARGADANT *et al.*, 2019), muitos dos quais não são incluídos nos escores de mortalidade, já que podem ocorrer antes ou após as 24 horas de admissão do paciente na UTI. Apesar da baixa aplicabilidade do APACHEII, o seu uso ainda é indicado em pesquisas clínicas e permanece como um índice usado para descrever a gravidade de pacientes críticos em estudos clínicos, mas pode se mostrar obsoleto em algumas situações (MORENO & NASSAR JR, 2017). Além do uso destes indicadores, o fato de conhecer outros fatores de risco não abarcados pelos escores, fatores locais ou de grupos específicos de pacientes ou de unidades específicas se torna essencial para uma boa gestão das unidades de

saúde e a inclusão de novas variáveis é capaz de melhorar a capacidade preditiva desses indicadores (WANG *et al.*, 2012; GUTHC *et al.*, 2018; KATO *et al.*, 2020; MOHAMMED *et al.*, 2020).

Um grupo de pacientes em UTIs que tem chamado atenção são os pacientes em uso de ventilação mecânica invasiva, considerada aqui o uso de via respiratória aérea artificial concomitante ao uso de ventilador mecânico. O fato de ter passado por ventilação mecânica e o tempo em ventilação mecânica têm sido relatados rotineiramente como fatores de risco para mortalidade ou piora dos desfechos clínicos (SENTURK *et al.*, 2011; OLIVEIRA *et al.*, 2019; GULINI *et al.*, 2018; GOMES *et al.*, 2019), embora modelos de predição para admissão em populações específicas de pacientes na UTI são pouco abordados para admissão em si. Pacientes em ventilação mecânica nas UTIs podem representar até 41,5% dos pacientes internados na UTI e aqueles em ventilação mecânica por mais de 21 dias até 10% destes pacientes (LOSS *et al.*, 2015). Estes pacientes estão sujeitos a um risco elevado de pneumonia associada a ventilação mecânica (PAV), que é a infecção relacionada a assistência à saúde mais comum nas UTIs com prevalência de 9 a 68% e também fortemente associada a mortalidade; que pode chegar até 13% (CAMARGO *et al.*, 2004, ROCHA *et al.*, 2008; MOTA *et al.*, 2019). Além disso, a não oferta da carga de trabalho demandada pelos pacientes independente do profissional pode levar à não execução cuidados de saúde, e se associados a outros fatores de risco podem aumentar a incidência de PAV, o uso de traqueostomia e as taxas de reintubação (HUGONNET *et al.*, 2007; JANSSON *et al.*, 2019), que podem desencadear maior morbidade e mortalidade. Pacientes com valores de APACHEII altos (>11 pontos), com traqueostomia e que necessitaram de reintubação estão associados também à maior taxa de mortalidade e tempo de permanência prolongado em UTIs (OLIVEIRA *et al.*, 2010).

Nesse cenário é essencial mensurar a carga de trabalho dos profissionais de saúde, e em especial dos profissionais de Enfermagem nessas unidades e nesses pacientes especificamente. A aferição da carga de trabalho é preconizada e exigida pela legislação de UTIs brasileiras para todos os pacientes (ANVISA, 2010). O instrumento de aferição de carga de trabalho da Enfermagem mais utilizado atualmente em UTIs é o *Nursing Activities Score* (NAS) (MIRANDA *et al.*, 2003), traduzido e validado no Brasil por Queijo e Padilha (QUEIJO & PADILHA 2009). O NAS é um instrumento que avalia o número de horas de Enfermagem necessárias em um plantão de 24 horas (MIRANDA *et al.*, 2003). Seu score pode oscilar de 1,2 a

176,8 pontos, que representam de 17,28 minutos a 42 horas e 25,92 minutos (2545,92 minutos) de cuidados de Enfermagem em um plantão de 24 horas (cada ponto representa 14,4 minutos) (MIRANDA *et al.*, 2003).

Esse instrumento tem sido rotineiramente utilizado em UTIs no Brasil e internacionalmente (CONISHI & GAIDZINSKI, 2007; HOOGENDOORN *et al.*, 2020). O NAS também demonstrou a melhor habilidade em converter um escore numérico no tempo de Enfermagem necessário por um paciente entre vários instrumentos avaliados (HOOGENDOORN *et al.*, 2020). O NAS também tem sido relacionado como preditor de desfechos clínicos ou de saúde, o que reforça seu papel como um preditor de risco ou protetivo. Uma maior carga de trabalho aferida pelo NAS tem sido associada a maior incidência de PAV e outras infecções relacionadas a assistência à saúde (IRAS) (NOGUEIRA *et al.*, 2017; GOMES *et al.*, 2019) e até mesmo associado a uma maior risco ou taxa de mortalidade (MARGADANT *et al.*, 2019). Quanto a mortalidade, o NAS também já mostrou correlação positiva com o APACHEII (NOGUEIRA *et al.*, 2007).

Não há muitas opções disponíveis para a mensuração direta da carga de trabalho dispensada a um paciente para outros profissionais de saúde que a Enfermagem, o que dificulta a sua inclusão em estudos que avaliem seu impacto no paciente. Mesmo assim, o seu impacto é perceptível nos resultados da assistência, como percebido pelos médicos (MICH TALIK *et al.*, 2013). Na maioria das vezes essa carga de trabalho é mensurada pela razão do número de profissionais de cada categoria pelo número de leitos da unidade ou número de pacientes atendidos (e.x. LIN *et al.*, 2019), o que permite somente análises ao nível da unidade e estudos ecológicos.

Reconhecer os fatores de risco para o desfecho óbito de pacientes admitidos em ventilação mecânica na UTI pode oferecer subsídios para a organização dos cuidados de saúde destes pacientes, que estão em condições de alto risco para mortalidade; e com isto auxiliaria na diminuição da morbidade e mortalidade dessa população de pacientes (SENTURK *et al.*, 2011). Incluir a carga de trabalho de profissionais de Enfermagem como um dos possíveis fatores de risco tem produzido uma visão distinta sobre a avaliação de fatores de risco, e pode ser importante nesses pacientes. Alguns artigos têm demonstrado que a carga de trabalho de Enfermagem afeta as taxas de eventos adversos, ocorrência de IRAs e de desfechos como óbito (NOGUEIRA *et al.*, 2017; GOMES *et al.*, 2019; MARGADANT *et al.*, 2019).

O objetivo deste trabalho é avaliar se a carga de trabalho em Enfermagem, as variáveis de admissão e os escores de mortalidade de pacientes admitidos em

ventilação mecânica de uma Unidade de Terapia Intensiva (UTI) Adulto são preditores de mortalidade na UTI; utilizando como metodologia estatística a regressão logística. Além deste, tem como objetivos secundários avaliar se o SAPS3, o APACHEII e a carga de trabalho de Enfermagem da admissão isoladamente são preditores para mortalidade na UTI de pacientes admitidos em ventilação mecânica de uma UTI Adulto.

2. Material e Métodos

2.1. Tipo e Local do Estudo

O estudo é do tipo coorte retrospectiva, documental (prontuário do paciente), descritivo, analítico e transversal. Os dados analisados aqui foram coletados no estudo de pneumonia associada a ventilação mecânica realizado por GOMES (2018), e teve parte dos dados e resultados publicados em GOMES *et al.* (2019) e GOMES *et al.* (2020).

Os dados foram coletados dentro da UTI para pacientes adultos do Hospital de Clínicas de Uberlândia da Universidade Federal de Uberlândia. O hospital é localizado na cidade de Uberlândia, estado de Minas Gerais, Brasil. Trata-se de um hospital público, de ensino, do tipo universitário, de assistência terciária (alta complexidade), com 525 leitos e vinculado exclusivamente ao Sistema Único de Saúde. A UTI Adulto é classificada pelos critérios do Ministério da Saúde brasileiro como nível de complexidade III (BRASIL 1998), maior nível de complexidade. A UTI estava estruturada no momento da coleta dos dados como uma UTI geral sem especialidade definida contando com trinta leitos para internação de pacientes clínicos, neurológicos, traumáticos e cirúrgicos. A unidade atendia pacientes a partir de 13 anos, embora predomina pacientes com idade a partir de 18 anos.

2.2. População de Estudo

A população do estudo é formada por todos os pacientes internados na UTI Adulto do Hospital de Clínicas de Uberlândia da Universidade Federal de Uberlândia, no período de Janeiro de 2014 a Junho de 2014, admitidos em ventilação mecânica invasiva definida pelo estudo de Gomes (2018). Os critérios de inclusão no estudo de Gomes (2018) foram os prontuários de pacientes maiores de 18 anos de idade; admitidos em ventilação mecânica por um período superior a 48 horas antes da internação na UTI ou que permanecerem em ventilação mecânica por um período superior a 48 horas imediatamente a partir da internação na UTI; e internados por qualquer diagnóstico. Os critérios de exclusão foram os prontuários que não constavam as variáveis necessárias ao estudo. Para o nosso estudo, incluímos como

critério de exclusão adicional os pacientes sem as avaliações de NAS durante a internação na UTI. O critério de 48 horas em ventilação mecânica foi estipulado por GOMES (2018), por representar o critério de tempo mínimo de ventilação mecânica para diagnóstico de PAV (desfecho primário do estudo original).

2.3. Definição da Amostra

O cálculo amostral inicial foi realizado por GOMES (2018), sendo que para o cálculo foi considerando a inclusão de todos os pacientes internados na UTI avaliada em ventilação mecânica no período de Janeiro de 2014 a Junho de 2014. Considerando que no período indicado teve 324 pacientes internados em ventilação mecânica na unidade, informação obtida pelo Serviço de Informação Hospitalar do Hospital de Clínicas de Uberlândia, assumindo-se uma prevalência de PAV desconhecida de 50%, um nível de confiança de 95% e uma margem de erro de 4% o tamanho amostral mínimo calculado foi de 211 prontuários, conforme descrito por GOMES (2018).

Foram coletados dados de 198 pacientes por GOMES (2018). Esses pacientes passaram por nova seleção para manutenção ou não no estudo atual. Foram mantidos pacientes que continham todas as variáveis necessárias a este estudo. Foram excluídos 4 pacientes, pela ausência de dados ou das avaliações do NAS. Foram incluídos no estudo atual 194 pacientes, sendo que destes 71 foram a óbito na UTI e 123 receberam alta da UTI.

Assumindo o tamanho amostral de 194 pacientes, nível de confiança de 5% ($Z = 1,96$), a prevalência encontrada de óbitos na UTI de 36,60%; o erro na estimativa da prevalência de óbito na UTI é de 6,78%. Se considerássemos que a prevalência de óbitos na UTI fosse desconhecida e adotada a prevalência esperada de 50% o erro na estimativa seria de 7,04%.

2.4. Perfil Clínico e Demográfico

Os dados foram coletados diretamente dos prontuários dos pacientes. Inicialmente uma ficha individual foi preenchida para cada paciente, contendo os

seguintes dados da admissão do paciente: idade (em anos), gênero (masculino e feminino), diagnóstico de admissão (caracterizado em clínico, trauma, cirúrgico; observando-se que o paciente pode apresentar mais de um diagnóstico na internação e com isto pode pertencer a mais de um grupo), pressão arterial média (mmHg), nível de ureia no sangue (mg/dL), escore PIRO (pontos), preditores de mortalidade APACHEII e SAPS3. Também foram avaliadas a presença das comorbidades doença pulmonar obstrutiva crônica, insuficiência cardíaca congestiva, alteração da tireoide (ou tireoidopatias). A carga de trabalho em Enfermagem também foi avaliada na admissão pelo Nursing Activities Score (NAS), primeiras 24 horas de internação na UTI. O estudo original inclui outras variáveis, que não foram descritas aqui por alta perda de dados, ver GOMES (2018), GOMES *et al.* (2019) e GOMES *et al.* (2020).

2.5. Considerações Éticas e Legais

O estudo foi realizado em conformidade com à Resolução 466 de 2012 do Conselho Nacional de Saúde (BRASIL, 2012) e de acordo com os princípios éticos da Declaração de Helsinki para pesquisas envolvendo seres humanos (WORLD MEDICAL ASSOCIATION DECLARATION OF HELSINKI, 1997). O estudo foi submetido por GOMES (2018) ao Comitê de Ética e Pesquisa da Universidade Federal de Uberlândia, e aprovado sob o número CAAE: 43409414.8.0000.5152.

Os dados aqui apresentados foram apresentados em partes por GOMES (2018), GOMES *et al.* (2019), GOMES *et al.* (2020), sob a ótica da avaliação da ocorrência de pneumonia associada a ventilação mecânica e aspectos relacionados. O autor principal e responsável do estudo concordou com o compartilhamento dos dados, sob meus cuidados e com coparticipação nos resultados. Os dados foram acessados sem nenhuma identificação do paciente. As diferenças no tamanho da amostra, estimativas, algumas diferenças de resultados de perfil se referem a exclusão de alguns pacientes em função da variável de desfecho avaliada aqui (óbito ou alta na UTI).

Como o estudo envolveu a avaliação dos prontuários dos paciente e não a abordagem direta ao paciente, aos seus familiares e ao profissional de saúde o Comitê de Ética e Pesquisa dispensou-se a aplicação do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido. Os dados que aqui serão apresentados não oferecem o risco de

identificação de nenhum paciente envolvido no estudo, já que variáveis que permitissem identificação direta ou indireta do paciente não foram coletadas e ou apresentados.

2.6. Definição do desfecho primário

O desfecho primário do estudo avaliado foi a ocorrência ou não de óbito na UTI. Para avaliar os preditores de mortalidade e comparar as variáveis do perfil clínico demográfico e dos dados de admissão na UTI entre os níveis do desfecho, os pacientes foram divididos em dois grupos, o de pacientes que foram a óbito na UTI e o grupo dos pacientes que receberam alta da UTI (ou que não foram a óbito na UTI). Para isto, foram utilizadas diferentes metodologias estatísticas para comparação entre os dois níveis do desfecho primário.

2.7. Análise Estatística

2.7.1. Estatísticas descritivas

As variáveis dos dois níveis do desfecho primário foram caracterizados em função do uso de diferentes estatísticas descritivas, com estimativas pontuais e intervalares para os parâmetros em função do tipo de variável e da distribuição dos dados observada em cada variável. Os intervalos de confiança dos parâmetros foram utilizados com enfoque puramente descritivo, e não com caráter inferencial para comparação de estimativas de parâmetros entre os dois grupos de pacientes.

Em todas as análises consideramos os dois níveis do desfecho (óbito e alta da UTI) como os níveis do tratamento e o número de pacientes dentro do nível como as repetições. O nível de confiança adotado em todas as análises foi de 0,05; exceto quando declarado.

2.7.1.1 Variáveis quantitativas

Para testar a presença de normalidade dos dados em cada grupo foi o utilizado o teste de Shapiro-Wilk (SHAPIRO & WILK, 1965). A partir deste, foi feito

caracterização da amostra pela média ou pela mediana e seus respectivos intervalos de confiança.

2.7.1.1.1. Média e Intervalo de Confiança

Para descrever as variáveis quantitativas que mostraram distribuição Gaussiana, onde a hipótese de normalidade não foi rejeitada, foram utilizadas as estimativas pontual e intervalar para o parâmetro média populacional. A estimação pontual foi obtida através da média amostral e a estimativa intervalar por meio do intervalo de confiança para média populacional com aproximação à uma distribuição Gaussiana. O intervalo de confiança (*IC*) para média (μ) populacional foi obtido por meio da expressão conforme descrito:

$$IC(\mu)_{1-\alpha} : [LI; LS] : \left[\bar{x} - Z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}; \bar{x} + Z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \right]; \quad (1)$$

Em que, *LI* é o limite inferior do intervalo de confiança estimado e *LS* é o limite superior do intervalo de confiança estimado, $1 - \alpha$ é o nível de confiança (sendo que foi fixado em 95%), α é o nível de significância (fixado em 5%), \bar{x} é a média amostral, *S* é o desvio padrão amostral, *Z* é o quantil da probabilidade $\alpha/2$ unicaudal da distribuição *Z* e *n* é o tamanho da amostra (MORETTIN, 2009).

2.7.1.1.2. Mediana e Intervalo de Confiança

Para representar as variáveis quantitativas que não aderiram a distribuição Gaussiana, foi utilizado as estimativas pontual e intervalar da mediana. Uma aproximação para o intervalo de confiança de $1-\alpha$ para a mediana foi estimado pelo método de interpolação de HETTMANSPERGER-SHEATHER (1986). O intervalo de confiança é dado por:

$$IC(Md)_{1-\alpha} : (LI; LS) : (\lambda X_{k+1} + (1-\lambda)X_k; \lambda X_{n-k} + (1-\lambda)X_{n-k+1}), \quad (2)$$

$$\lambda = (n-k)I/k + (n-2k)I; \quad (3)$$

$$I = \gamma_k - 1 - \alpha / \gamma_k - \gamma_{k+1}; \quad (4)$$

Com $\gamma_{k+1} < 1 - \alpha < \gamma_k$,

Em que n é o tamanho da amostra de uma variável aleatória que segue uma distribuição Binomial ($B(n, p=0,5)$), k é um número inteiro entre $[0, n/2]$; X são os valores observados.

2.7.1.2. Variáveis qualitativas

2.7.1.2.1. Proporção e Intervalo de Confiança

Para caracterização das variáveis qualitativas (categóricas) foi feito a estimativa pontual e intervalar das proporções de cada categoria ou nível da variável. A estimação intervalar para a proporção populacional foi feita utilizando o intervalo de confiança exato para o estimador de máxima verossimilhança da proporção pela distribuição F (LEEMIS & TRIVEDI, 1996). O intervalo de confiança (IC) para a proporção populacional é apresentado a seguir:

$$IC(p)_{1-\alpha} : [LI; LS] : \left[\frac{1}{1 + \frac{n-y+1}{yF_{\left(2y; 2(n-y+1); 1-\frac{\alpha}{2}\right)}}}; \frac{1}{1 + \frac{n-y}{(y+1)F_{\left(2(y+1); 2(n-y); \frac{\alpha}{2}\right)}}} \right]; \quad (5)$$

em que, LI é o limite inferior do intervalo de confiança estimado e LS o limite superior do intervalo de confiança estimado, $1 - \alpha$ é o nível de confiança (fixado em 95%), α é o nível de significância (fixado em 5%), F é o valor dos quantis correspondentes das probabilidade $\alpha/2$ e $1-\alpha/2$ da cauda superior direita e esquerda da distribuição F , n é o tamanho da amostra, y é o número de sucessos ($y = 1, 2, \dots, n-1$), $2y$ e $2(n-y+1)$ são os graus de liberdade da distribuição F para o LI, e $2(y+1)$ e $2(n-y)$ são os graus de liberdade da distribuição F para o LS.

Segundo LEEMIS & TRIVEDI (1996) nos casos especiais em que $y = 0$ e $y = n$, deve-se proceder da seguinte forma:

Se $y = 0$, o LI do IC é tomado como 0 e o LS é obtido como anteriormente.

Se $y = n$, o *LS* do *IC* é tomado como 1 e o *LI* é obtido como anteriormente.

2.7.2. Estatísticas inferenciais

Para avaliação da ocorrência de diferenças entre as estimativas dos parâmetros das variáveis que caracterizam os dois níveis do desfecho primário, Alta da UTI ou Óbito na UTI, foram utilizados diferentes testes de comparação em função do tipo de variável e da distribuição dos dados em cada variável.

2.7.2.1. Variáveis quantitativas

2.7.2.1.1. Teste *t* de Student para média

Inicialmente foi proposto a comparação das médias amostrais dos dois grupos com o teste *t* de Student (STUDENT 1908; ZAR, 1999). Mas como este teste estatístico depende da pressuposição de normalidade nos dois grupos; e há um teste específico para grupos que tem ou não homogeneidade das variâncias; o pressuposto foi testado inicialmente. A normalidade foi testada para cada grupo independentemente, testando-se a presença de normalidade em cada amostra ou nível do desfecho com o teste de Shapiro-Wilk (SHAPIRO & WILK, 1965). Já a homogeneidade das variâncias foi testada entre os grupos com o teste de Levene (LEVENE, 1960). Para as variáveis cuja pressuposição foi observada, presença de normalidade dos dados amostrais nos dois grupos, a diferença entre as médias amostrais foram avaliadas pela significância do teste *t* de Student para variâncias homocedásticas ou pelo teste *t* de Student para variâncias heterocedásticas. (SOKAL & ROHLF, 1981; ZAR, 1999)

2.7.2.1.2. Teste de Mann-Whitney

Para o caso das variáveis quantitativas que não atenderam as pressuposição de normalidade dos dados em pelo menos um dos dois grupos, então foi aplicado o teste não-paramétrico de Mann-Whitney, alternativo ao teste *t* de Student, para dados

não pareados. (MANN & WHITNEY, 1947; SOKAL & ROHLF, 1981; SIEGEL & CASTELLAN, 1988; ZAR, 1999).

2.7.2.2. Variáveis qualitativas

2.7.2.2.1 Testes de Independência entre os grupos

Para a comparação entre as variáveis qualitativas entre os dois grupos do desfecho foi feito o teste de independência (ou associação) do Qui-quadrado. Esse teste serve para testar se duas ou mais populações (ou grupos) independentes diferem quanto a uma determinada característica esperada (PEARSON 1900; FISHER 1922; FISHER 1924; SOKAL & ROHLF, 1981). O teste de Qui-quadrado pressupõe que: (i) nenhuma célula da tabela tem frequência esperada inferior a 1; (ii) não mais do que 20% das células tenham frequência esperada inferior a 5 (YATES, 1934; SOKAL & ROHLF, 1981; SIEGEL & CASTELLAN, 1988; ZAR, 1999). O teste de Qui-quadrado foi corrigido para continuidade por envolver tabelas 2 por 2 (YATES, 1934). A não verificação dos pressupostos, em alguns casos, levou a recorrer ao teste exato de Fisher como alternativa não paramétrica. Quando ambos os testes são significativos tem-se que há relação de dependência entre as variáveis do perfil e os grupos de pacientes (SOKAL & ROHLF, 1981; SIEGEL & CASTELLAN, 1988; ZAR, 1999).

2.7.2.2.2 Predição do desfecho primário

Como o objetivo primário do estudo é prever a mortalidade na UTI, e avaliar a capacidade preditiva das variáveis de admissão e do perfil, foi utilizada análise de regressão para este fim. A análise de regressão ocupa-se do estudo da dependência de uma variável (a variável dependente) em relação a uma ou mais variáveis explicativas ou preditoras (as variáveis independentes), com o objetivo de estimar ou prever a média da variável dependente em termos dos valores conhecidos ou fixos das variáveis explicativas (SOKAL & ROHLF, 1981; ZAR, 1999). Comumente a variável dependente é quantitativa contínua ou discreta, e nesses casos a análise de regressão linear ou de Poisson são os modelos estatísticos de escolha,

respectivamente (SOKAL & ROHLF, 1981; ZAR, 1999; PETRIE & SABIN, 2007). Mas como a variável dependente avaliada aqui é dicotômica, sim ou não para óbito na UTI, e não se encaixa nesses modelos há a necessidade de outra abordagem que a regressão linear ou de Poisson.

2.7.2.2.1 Regressão logística simples ou múltipla

Em algumas situações podem existir variáveis dependentes e ou independentes classificadas como qualitativas (categóricas), como no caso avaliado aqui. Essa informação pode ser incorporada no modelo de regressão por meio das variáveis binárias, conhecidas como variáveis *dummy* (*dummy variables*) que assumem dois valores distintos, zero e um (ANDERSON *et al.*, 2007). O evento de sucesso ou de interesse recebe a atribuição do valor um, e o evento de fracasso recebe a atribuição do valor zero. O número de variáveis *dummy* é o número de categorias da variável menos um. Quando a variável dependente é dicotômica, como no nosso caso, há a necessidade de somente uma variável *dummy*. A definição de qual evento é o de sucesso ou o de fracasso depende do interesse do pesquisador. Normalmente o interesse é estimar o sucesso, também conhecido como o evento de interesse, que pode ser fixado como o óbito do paciente na UTI, e com isto a variável resposta assume dois valores possíveis:

$Y = 1$; se paciente for a óbito na UTI, evento de sucesso ou de interesse.

$Y = 0$; se o paciente for de alta da UTI, evento de fracasso.

Segundo HOSMER & LEMESHOW (1989), a técnica de regressão logística tornou-se um método padrão de análise de regressão para variáveis dependentes medidas de forma dicotômica. Isso ocorre especialmente nas áreas das ciências da saúde onde eventos ou desfechos dicotômicos são comuns (RUMEL, 1986; PETRIE & SABIN, 2007; SZUMILAS, 2010). O modelo de regressão logístico pode ser utilizado com enfoque discriminatório de uma amostra pertencer a uma classificação específica conforme descrevem KRZANOWSKI (1988) e MCLACHLAN (1992); como no nosso caso se o paciente pertence ao grupo de pacientes que foram a óbito na UTI ou não. Esses autores argumentam que o modelo logístico de discriminação de eventos pode ser utilizado de forma bem mais geral, pois não faz suposições quanto as variáveis

independentes, e o número de parâmetros envolvidos no processo de estimação provavelmente será menor.

KRZANOWSKI (1988) diz que é consenso geral que a discriminação logística deve ser preferida frente a outras abordagens, quando as distribuições são claramente não-normais. A mesma afirmação é sustentada por PRESS & WILSON (1978). HAIR *et al.* (1998) apontam uma lista de motivos que levariam o pesquisador a optar pela regressão logística como não ser necessário supor a presença de normalidade multivariada dos dados, ser uma técnica mais genérica e mais robusta que outras, sua aplicação é apropriada em grande variedade de situações e é uma técnica similar à regressão linear simples ou múltipla.

Na regressão logística, a probabilidade de ocorrência de um evento pode ser estimada diretamente (HOSMER & LEMESHOW, 1989; CORRAR *et al.*, 2007). No caso da variável dependente Y assumir apenas dois possíveis estados (1 ou 0) e haver um conjunto de p variáveis independentes X_1, X_2, \dots, X_p ; o modelo de regressão logística estimado pode ser escrito da seguinte forma para o evento 1 ou evento de sucesso:

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1 + \exp\left(-\left(\hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^p \hat{\beta}_j X_j\right)\right)}; \quad (6)$$

em que p representa o número de variáveis independentes, o coeficiente $\hat{\beta}_0$ representa a estimativa da constante do modelo; e os coeficientes $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_p$ representam as estimativas dos parâmetros das variáveis independentes do modelo.

Os parâmetros são estimados a partir do conjunto de dados observados, pelo método da máxima verossimilhança, que encontra uma combinação de coeficientes que maximiza a probabilidade de a amostra ter sido observada (HOSMER & LEMESHOW, 1989). Considerando certa combinação de coeficientes $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_p$; fixando-se todos exceto um e variando valores quantitativos contínuos ou discretos de X relativos a este coeficiente, observa-se que o gráfico da regressão logística tem como comportamento probabilístico o formato sigmóide, na forma da letra S, o que é o formato característico da regressão logística para descrever o valor médio esperado para a probabilidade do evento ser um sucesso.

Dado a estimação de um parâmetro, a estatística de Wald tem como finalidade aferir o grau de significância de cada coeficiente estimado da equação de regressão logística, inclusive a constante, ou seja, tem por objetivo verificar se cada estimativa do parâmetro é significativamente diferente ou não de zero. A estatística de Wald segue uma distribuição normal padrão, e seu quadrado segue a distribuição Qui-quadrado com um único grau de liberdade. A estatística do teste pode ser calculada elevando-se ao quadrado a razão entre o coeficiente que está sendo testado e o seu respectivo erro padrão, conforme segue:

$$Wald = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE_{\hat{\beta}_j}} \right)^2; \quad (7)$$

em que $\hat{\beta}_j$ é a estimativa do coeficiente de uma variável independente incluída no modelo; $SE_{\hat{\beta}_j}$ é o erro padrão (*standard error*) para a mesma estimativa do parâmetro $\hat{\beta}_j$ no modelo (HOSMER & LEMESHOW, 1989; CORRAR *et al.*, 2007).

No modelo logístico simples, usamos o valor de uma variável independente para prever a ocorrência do evento (variável dependente) e no caso de uma série de variáveis independentes, trata-se de um modelo logístico múltiplo (HOSMER & LEMESHOW, 1989). Assim, nesse último modelo todas as variáveis consideradas estão controladas entre si, diminuindo o viés (RUMEL, 1986; PETRIE & SABIN, 2007; SZUMILAS, 2010). Essa correção é importante no cenário da saúde porque em muitas situações clínicas é conhecido previamente que um evento de interesse, ou desfecho, é influenciado por mais de uma variável independente ao mesmo tempo, sendo que em muitos casos essas não podem ser ignoradas; uma vez que podem enviesar as discussões, as tomadas de decisão ou as conclusões (COUTINHO, 1998; SZUMILAS, 2010).

Como existe um número elevado de variáveis preditoras da admissão e do perfil do paciente, houve a necessidade de reduzir o número de variáveis para aplicação dos modelos múltiplos completos, assumindo-se sempre o modelo mais parcimonioso. Essa seleção evitou a inclusão de variáveis redundantes e a ocorrência de multicolinearidade. Existe multicolinearidade no modelo de regressão logística

quanto existe dependência linear exata ou aproximada entre as variáveis independentes do modelo (SCHAEFER, 1986).

Para avaliar a ocorrência de relação linear entre as variáveis preditoras foi utilizada correlação linear simples do tipo Spearman (SOKAL & ROHLF, 1981; ZAR, 1999) entre todas as variáveis preditoras do evento óbito na UTI. A significância da correlação foi testada com teste *t* de Student para correlação (SOKAL & ROHLF, 1981; ZAR, 1999). As variáveis preditoras dicotômicas também foram incluídas assumindo-se os valores zero (se não) ou um (se sim) para os níveis da variável. Essa análise foi proposta para embasar a escolha de variáveis para o modelo de regressão logística múltipla e evitar multicolinearidade. Como critério de exclusão, não foram incluídas nos modelos completos as variáveis que foram fortemente correlacionadas entre si (valores de correlação cima de 0,7500 ou abaixo de -0,7500).

Para o modelo múltiplo optou-se sempre por manter no modelo completo somente variáveis preditoras que apresentaram alguma justificativa prática em função de cada modelo proposto. Variáveis que tinham dependência matemática ou que tinham relação de dependência também foram excluídas. Alguns relações teóricas e práticas também foram utilizadas para exclusão de variáveis dos modelos.

Todas as variáveis selecionadas para o modelo múltiplo completo foram então ajustadas a modelos de regressão logística múltipla, com seleção de variáveis do tipo backward com critérios de exclusão a probabilidade de Wald maior que 0,05.

Os modelos de regressão logística propostos e testados são apresentados na Tabela 1. Foram selecionados três modelos de regressão logística simples (M1, M2 e M3) e um modelo de regressão logística múltiplo (M4).

Tabela 1. Modelos de regressão logística simples ou múltiplos testados para predição mortalidade de pacientes na Unidade de Terapia Intensiva Adulto admitidos sob ventilação mecânica.

Modelo	Formato do Modelo	Modelo	Critério de Seleção
M1	M ~ NAS-ad	Simple	Não se aplica
M2	M ~ SAPS3	Simple	Não se aplica
M3	M ~ APACHEII	Simple	Não se aplica
M4	M ~ SAPS3 + variáveis da admissão	Múltiplo	Backward

Fonte: elaborada pelos autores

Legenda: M: mortalidade (0: alta da UTI, 1: óbito na UTI), NAS-ad: Nursing Activities Score da admissão.

A medida de associação calculada a partir do modelo de regressão logístico é o *Odds Ratio* (OR) ou Razão de Chances (HOSMER & LEMESHOW, 1989; CORRAR *et al.*, 2007; PETRIE & SABIN, 2007). Os OR ajustados são aqueles obtidos do modelo múltiplo, e são obtidos através da comparação de indivíduos que diferem apenas na característica ou variável independente de interesse e que tenham os valores das outras variáveis independentes constantes. Uma das grandes vantagens da regressão logística é que cada coeficiente estimado para o modelo fornece uma estimativa do logaritmo natural (\ln) do OR para todas as variáveis do modelo, permitindo a estimação direta do OR independente se ajustado ou não. A estimativa pontual do OR é obtida através da exponenciação direta do coeficiente $\hat{\beta}_j$:

$$OR = \exp(\hat{\beta}_j); \quad (8)$$

Avaliando uma variável independente qualitativa e dicotômica, quando $\hat{\beta}_j > 0$ então $OR > 1$ e, conseqüentemente, as chances de sucesso dos indivíduos x_{j+1} que apresenta a variável são maiores que as dos indivíduos x_j que não apresenta. Por outro lado, quando $\hat{\beta}_j < 0$ então $OR < 1$, e assim as chances de sucesso dos indivíduos x_{j+1} que apresenta a variável são menores que as dos indivíduos x_j que não apresenta. No caso de variáveis independentes quantitativas discretas ou

contínuas o *OR* representa o aumento ou diminuição das chances em função do aumento de uma unidade da variável independente. (HOSMER & LEMESHOW, 1989; CORRAR *et al.*, 2007; PETRIE & SABIN, 2007)

Também foi realizada a estimação intervalar do *OR*. O intervalo de confiança (*IC*) de $100(1-\alpha)\%$ para o *OR* é calculado da seguinte forma:

$$IC(OR)_{100(1-\alpha)} = \exp(\hat{\beta}_j \pm Z_{\alpha/2} SE_{\hat{\beta}_j}); \quad (9)$$

em que $\hat{\beta}_j$ é a estimativa do coeficiente da variável independente de interesse no modelo, $z_{\alpha/2}$ refere-se ao quantil referente a probabilidade $\alpha/2$ unicaudal da distribuição normal padrão e $SE_{\hat{\beta}_j}$ é a estimativa do erro padrão da estimativa do parâmetro $\hat{\beta}_j$ no modelo.

Como no caso do evento de interesse avaliado aqui é um evento dito “negativo ou prejudicial” ao paciente, se o *OR* > 1 a variável é considerada um fator de risco para o evento, e se *OR* < 1 a variável é considerada um fator protetivo para o evento. O intervalo de confiança também é utilizado como forma de avaliar a significância do *OR*, sendo que se o 1 estiver incluído no intervalo de confiança há evidências amostrais que o *OR* não é significativo (HOSMER & LEMESHOW, 1989; CORRAR *et al.*, 2007). Na interpretação prática do *IC*, se o número um estiver dentro do intervalo de confiança do *OR*, a variável não afeta as chances do evento ocorrer e não é considerada nem um fator de risco ou de proteção para o evento avaliado. (RUMEL, 1986; PETRIE & SABIN, 2007; SZUMILAS, 2010)

No presente trabalho também avaliou-se a capacidade preditiva do modelo logístico por meio do teste da razão de verossimilhança - TRV (teste *Model Chi-square*) e o teste Hosmer e Lemeshow. A avaliação da capacidade preditiva pelo teste TRV tem a hipótese verificada similarmente a hipótese verificada com o teste *F* da análise de regressão múltipla em que é avaliada a significância global do modelo e não de cada uma das estimativas dos parâmetros individualmente que o compõem. O teste é calculado da seguinte forma (CORRAR *et al.*, 2007):

$$TRV = -2[LL_{nulo} - LL_{completo}]; \quad (10)$$

em que LL_{nulo} é o logaritmo da verossimilhança do modelo nulo ou modelo somente com a constante e $LL_{completo}$ é o logaritmo da verossimilhança do modelo completo, ou seja, com as variáveis preditoras selecionadas.

A estatística do teste segue uma distribuição Qui-quadrado, com graus de liberdade definidos pela diferença do número de parâmetros no modelo completo menos o número de parâmetros do modelo nulo.

Enquanto que o teste Hosmer e Lemeshow (teste Qui-quadrado) avalia o grau de acurácia do modelo logístico (HOSMER & LEMESHOW, 1980). Este é um teste de Qui-quadrado que consiste em dividir o número de observações em cerca de dez classes ($g = 10$) e, em seguida, comparar as frequências previstas com as observadas. De acordo com as probabilidades previstas, como por exemplo, em uma subdivisão de 10, tem-se grupos com probabilidades entre 0 e 0,1; entre 0,1 e 0,2; e assim sucessivamente até o último grupo que tem as probabilidades previstas entre 0,9 e 1,0. O teste tem como propósito verificar se existem diferenças significativas entre as classificações realizadas pelo modelo de regressão logística estimado e a realidade observada (HOSMER & LEMESHOW, 1980; CORRAR *et al.*, 2007).

Sob a hipótese nula de que o modelo está bem ajustado, a estatística C do teste segue distribuição Qui-Quadrado com t graus de liberdade. A estatística de teste é calculada pela expressão:

$$C = \sum_{k=1}^g \frac{(o_k - e_k)^2}{e_k \left(1 - \frac{e_k}{n_k}\right)}; \quad (11)$$

onde g é o número de classes, o_k é o número de casos observados entre os k -ésimos decis e e_k é o número esperado de casos no k -ésimo decil.

Todos os modelos logísticos construídos e ajustados não tiveram como objetivo criar modelos preditivos para outras UTIs e ou instituições, mas sim para descrever os dados da unidade estudada. Os modelos completos não foram apresentados, pela complexidade e dificuldade de implementação na prática clínica

da UTI, optando-se sempre pelos modelos mais parcimoniosos (menor número de parâmetros).

O critério de comparação entre as estimativa dos grupos, ou da presença de diferença estatística sempre foram os testes estatísticos. Os intervalos de confiança calculados foram utilizados unicamente com caráter descritivo das estimativas dos parâmetros.

Todas as análises dos dados foram executados no ambiente R (R CORE TEAM; 2020). Foi adotada a significância de 0,05 para todas as análises, exceto quando descrito.

3. Resultados e Discussões

3.1. Comparação do perfil dos dois grupos

A taxa de mortalidade na UTI para os pacientes admitidos em ventilação mecânica foi de 36,60% (71 óbitos em 194 pacientes avaliados). Dos 123 pacientes que receberam alta da UTI, 11 foram a óbito na enfermaria com taxa de mortalidade na enfermaria após alta da UTI de 8,94% (11 óbitos em 123 pacientes avaliados). A taxa de mortalidade hospitalar foi de 42,27% (82 óbitos em 194 pacientes avaliados). Não utilizamos os óbitos na enfermaria (11 óbitos) nos modelos de predição, uma vez que os fatores de risco para essa fase não foram avaliados, e o intuito era prever o óbito na UTI e seus fatores relacionados.

Os dois grupos de pacientes, alta ou óbito na UTI, mostraram diferenças significativas em algumas das variáveis avaliadas do perfil. Há um predomínio de pacientes do sexo masculino nos dois grupos, sem diferenças entre os dois grupos ($p = 0,586$). Os pacientes que receberam alta da UTI tem prevalência menor de internação clínica (32,52% versus 50,7%, $p = 0,019$), maior prevalência de internação por trauma (30,08% versus 2,82%, $p < 0,001$); menor prevalência de doença pulmonar obstrutiva crônica (1,63% versus 14,08%, $p = 0,001$), menor prevalência de insuficiência cardíaca congestiva (4,88% versus 16,9%, $p = 0,012$). As demais variáveis qualitativas não mostraram diferenças entre os dois grupos, mostrando as mesmas prevalências de internação cirúrgica e de presença de tireoidopatia ($p > 0,05$). (Tabelas 2)

Tabela 2. Análise das variáveis categóricas de admissão de pacientes admitidos em ventilação mecânica em uma unidade de terapia intensiva (UTI) adulto, estratificados em óbito ou alta da unidade.

Variável	Nível	% (n) [LI IC95%, LS IC95%]		Estatística; <i>p</i>
		Alta da UTI	Óbito na UTI	
Sexo	Masculino	65,85 (81) [56,76; 74,16]	61,97 (44) [49,67; 73,24]	$\chi^2 = 0,15; 0,586$
	Feminino	34,15 (42) [25,84; 43,24]	38,03 (27) [26,76; 50,33]	
Internação Clínica	Não	67,48 (83) [58,45; 75,65]	49,30 (35) [37,22; 61,44]	$\chi^2 = 5,51; 0,019$
	Sim	32,52 (40) [24,35; 41,55]	50,70 (36) [38,56; 62,78]	
Internação Trauma	Não	69,92 (86) [61,00; 77,86]	97,18 (69) [90,19; 99,66]	$\chi^2 = 19,17; < 0,001$
	Sim	30,08 (37) [22,14; 39,00]	2,82 (2) [0,34; 9,81]	
Internação Cirúrgica	Não	43,09 (53) [34,20; 52,32]	54,93 (39) [42,66; 66,77]	$\chi^2 = 2,08; 0,149$
	Sim	56,91 (70) [47,68; 65,8]	45,07 (32) [33,23; 57,34]	
Alteração Tireoide	Não	98,37 (121) [94,25; 99,80]	91,55 (65) [82,51; 96,84]	TEF; 0,054
	Sim	1,63 (2) [0,20; 5,75]	8,45 (6) [3,16; 17,49]	
Presença de DPOC	Não	98,37 (121) [94,25; 99,80]	85,92 (61) [75,62; 93,03]	TEF; 0,001
	Sim	1,63 (2) [0,20; 5,75]	14,08 (10) [6,97; 24,38]	
Presença de ICC	Não	95,12 (117) [89,68; 98,19]	83,10 (59) [72,34; 90,95]	$\chi^2 = 6,37; 0,012$
	Sim	4,88 (6) [1,81; 10,32]	16,9 (12) [9,05; 27,66]	

Fonte: elaborada pelos autores

Legenda: DPOC: doença pulmonar obstrutiva crônica, ICC: insuficiência cardíaca congestiva, χ^2 : estatística do teste de Qui-quadrado com correção de continuidade; *p*: probabilidade; TEF: teste Exato de Fisher; LI IC95%: limite inferior do intervalo de confiança a 95%; LS IC95%: limite superior do intervalo de confiança a 95%; ambos com intervalo fechado.

Os pacientes que receberam alta da UTI obtiveram menor média para o SAPS3 que os paciente que foram a óbito na UTI (60,56 pontos versus 67,14 pontos, $p = 0,002$). As médias para o APACHEII e para a pressão arterial média foram a mesmas entre os dois grupos. Quando comparadas as medianas os pacientes que receberam alta da UTI obtiveram menores medianas para a idade (48 anos versus 64 anos, $p < 0,001$), menor mediana para a concentração de ureia no sangue (41 mg/dL versus 54 mg/dL, $p = 0,005$) e maior mediana para a temperatura axilar (36,3 °C versus 36 °C, $p = 0,021$). As demais variáveis quantitativas do perfil não mostraram diferenças significativas entre os dois grupos, sendo que os dois grupos não diferiram estatisticamente quanto a mediana para NAS-ad, Índice de Massa Corporal, PIRO, peso e altura (Tabela 3)

Tabela 3. Análise das variáveis quantitativas de admissão de pacientes admitidos em ventilação mecânica em uma unidade de terapia intensiva (UTI) adulto, estratificados em óbito ou alta da unidade.

Variável (unidade); estimativa	Alta da UTI	Óbito na UTI	Estatística, <i>p</i>
Altura (cm); mediana (IC)	165 (165; 170)	165 (161; 167)	Z = -1,89; 0,058
APACHEII (pontos); média [IC]	18,41 [16,95; 19,86]	18,89 [16,88; 20,89]	t = -0,38; 0,701
Idade (ano); mediana (IC)	48 (39; 54)	64 (57; 69)	Z = -4,9; <0,001
Índice de Massa Corporal (Kg/m ²); mediana (IC)	24,61 (24,09; 24,84)	24,82 (24,34; 25,39)	Z = -0,86; 0,390
NAS-ad (pontos); mediana (IC)	52,8 (52,7; 55,0)	54,0 (52,7; 56,2)	Z = -0,23; 0,821
Peso (kg); média [IC]	69,44 [67,77; 71,11]	67,17 [64,91; 69,43]	t = -1,62; 0,107
PIRO (pontos); mediana (IC)	2 (2; 2)	2 (2; 2)	Z = -0,8; 0,422
Pressão arterial média (mmHg); média [IC]	84,11 [81,48; 86,74]	85,20 [80,72; 89,67]	t = -0,41; 0,682
Pressão Parcial de CO ₂ (mmHg)	36,7 (34,0; 38,6)	34,5 (33,0; 37,5)	Z = -1,33; 0,183
SAPS3 (pontos); média [IC]	60,56 [58,13; 62,99]	67,14 [64,60; 70,68]	t = 3,09; 0,002
Temperatura axilar (°C); mediana (IC)	36,3 (36,0; 36,6)	36,0 (35,8; 36,4)	Z = -2,30; 0,021
Tempo de ventilação mecânica antes internação UTI (dias); mediana (IC)	0 (0; 1)	1 (0; 3)	Z = -0,82; 0,411
Ureia (mg/dL); mediana (IC)	41 (36; 45)	54 (45; 70)	Z = -2,78; 0,005

Fonte: elaborada pelos autores

Legenda: IC: intervalo de confiança a 95% (limite inferior e limite superior sendo que adotado () para intervalo fechado e [] para intervalo fechado), obtidos pela distribuição Z para a média quando os dados seguem distribuição Gaussiana; ou pelo método de interpolação para a mediana; *p*: probabilidade; *t*: estatística do teste *t* de Student; Z: estatística Z aproximada para o teste de Mann-Whitney.

3.2. Seleção das variáveis para os modelos de regressão logística

Como o SAPS3 foi o único preditor de mortalidade que diferiu entre os dois grupos, ele foi o selecionado para o modelo múltiplo e como preditor de mortalidade para o grupos de pacientes admitidos em ventilação mecânica, e as variáveis que são utilizadas no seu cálculo não foram incluídas no modelo de regressão múltiplo para predição de mortalidade, para evitar redundância. Com isto as variáveis de idade, presença de insuficiência cardíaca congestiva, temperatura axilar, pressão parcial de oxigênio (PaCO₂), pressão arterial média os tipos de internação (internação clínica, cirúrgica e por trauma) não foram incluídas no modelo de regressão múltiplo. Nós não tivemos acesso a todas as variáveis que compõem o cálculo do SAPS3 ou do APACHEII; uma vez que esses escores muitas vezes são calculados pela equipe, e a mesma não registra essas variáveis no prontuário do paciente. A baixa qualidade os registros, por exemplo da Enfermagem, são comuns até mesmo em UTIs (ANTUNES *et al.* 2018). Com isto, não foi possível avaliar as variáveis que compõem esses índices isoladamente ou no modelo múltiplo. Apesar disto nós assumimos que o SAPS3 é um preditor validado e mais informativo que o uso isolado das variáveis que o compõem.

Observa-se que a maioria das correlações entre as variáveis predictoras é fraca e com valores abaixo de 0,750 (independente se positivo ou se negativo, Tabela 1 Suplementar, ANEXO I), o que não permitiu exclusão de outras variáveis do modelo múltiplo. Para o modelo M4, modelo múltiplo de predição que avaliou as variáveis de admissão, foram incluídas as variáveis sexo, presença de doença pulmonar obstrutiva crônica, presença de tireoidopatia, nível de ureia no sangue, escala PIRO, NAS-ad e o preditor de mortalidade SAPS3. As variáveis de antropometria não foram incluídas, já que havia indicações de não diferirem entre os grupos e foram mantidas no estudo, em caráter somente descritivo da população estudada.

3.3. Modelos de predição de mortalidade

Quanto aos modelos de predição simples, o modelo M1 (Tabela 1), que avalia a capacidade preditiva simples do NAS-ad, NAS da admissão, mostrou que o NAS-ad sozinho não é capaz de prever a mortalidade ($\hat{\beta}_1 = 0,003$; $p = 0,853$; Modelo M1; Tabela 1 e 4). Quanto aos preditores de mortalidade quando avaliados isoladamente,

o SAPS3 foi o único capaz de prever a mortalidade ($\hat{\beta}_1 = 0,03$; $p = 0,003$; Modelo M2; Tabela 1 e 4) e que o aumento em uma unidade do indicador SAPS3 aumenta as chances de óbito na UTI em 3% ($OR = 1,03$; $IC95\%$: 1,01; 1,05). Já o APACHEII não foi capaz de prever a mortalidade no grupo de pacientes estudados aqui ($\hat{\beta}_1 = 0,01$; $p = 0,699$; Modelo M3; Tabela 1 e 4). O SAPS3 foi o preditor de mortalidade selecionado para uso no modelo de regressão logística múltiplo. (Tabela 4).

Tabela 4. Análise de regressão logística simples ou múltipla e da razão de chances (*Odds Ratio*) para a predição de óbito na unidade de terapia intensiva (UTI) em pacientes admitidos em ventilação mecânica.

Mi	Variável Preditora	$\hat{\beta}_i$	$SE_{\hat{\beta}_i}$	Wald	p	OR	LI	LS
M1	Constante	$\hat{\beta}_0$	-0,73	0,99	0,54	0,462	0,48	
	NAS-ad	$\hat{\beta}_1$	0,003	0,02	0,03	0,853	1,00	0,97 1,04
M2	Constante	$\hat{\beta}_0$	-2,58	0,71	13,13	<0,001	0,08	
	SAPS3	$\hat{\beta}_1$	0,03	0,01	8,70	0,003	1,03	1,01 1,05
M3	Constante	$\hat{\beta}_0$	-0,68	0,37	3,44	0,064	0,51	
	APACHEII	$\hat{\beta}_1$	0,01	0,02	0,15	0,699	1,01	0,97 1,04
M4	Constante	$\hat{\beta}_0$	-1,34	0,28	22,08	<0,001	0,26	
	Tem DPOC	$\hat{\beta}_1$	2,18	0,80	7,31	0,007	8,82	1,82 42,70
	Tem Tireoidopatia	$\hat{\beta}_2$	1,79	0,84	4,50	0,034	5,98	1,15 31,22
	Nível de Ureia	$\hat{\beta}_3$	0,01	0,00	6,25	0,012	1,01	1,002 1,02

Fonte: elaborada pelos autores

Legenda: Mi: i-ésimo modelo; M1: Carga de trabalho da admissão; M2: Preditor mortalidade 1, SAPS3; M3: Preditor mortalidade 2, APACHEII; M4: SAPS3 e variáveis da admissão; DPOC: Doença Pulmonar Obstrutiva Crônica NAS-ad: NAS da admissão; $\hat{\beta}_i$: i-ésima estimativa dos parâmetros do modelo, $SE_{\hat{\beta}_i}$: erro padrão da estimativa de $\hat{\beta}_i$, OR = *Odds Ratio*; Wald: estatística Qui-quadrado do teste de Wald; p: probabilidade baseada no teste de Wald, LI e LS: limite interior e superior, respectivamente, do intervalo de confiança do *Odds-Ratio* a 95%.

O APACHEII não mostrou capacidade preditiva para mortalidade na unidade estudada, como observado em outros estudos (OLIVEIRA *et al.*, 2010; LENTSCK *et al.*, 2020). Em pacientes de UTI neurológica, ele tem sido associado a capacidade de predição de IRAS e do tempo de uso de dispositivos (LI *et al.*, 2014), que estão associados indiretamente a maior mortalidade e aumento dos custos hospitalares. A baixa capacidade preditiva do APACHEII pode estar relacionada a sua validação exclusivamente na população norte americana, o que pode restringir sua aplicabilidade em outras populações (MORENO & NASSAR JR, 2017).

Já o SAPS3 é válido na população brasileira de pacientes cirúrgicos (SILVA JUNIOR *et al.*, 2010) ou mesmo UTIs gerias (ARÊA LEÃO *et al.*, 2018), sendo útil para indicar pacientes graves e determinar maiores cuidados neste grupo. Os preditores de mortalidade podem ser dependentes do grupo estudado, a exemplo pacientes neurológicos na mesma unidade avaliada aqui tiveram boa capacidade preditiva do SAPS3 para a mortalidade (COSTA, 2020). O uso desses indicadores também pode ser influenciado pela escolha administrativa da unidade e não ter relação com um grupo ou com o perfil da unidade. A escolha entre os dois indicadores está mais em função das facilidades de uso de um ou do outro ou mesmo familiaridade do médico com o uso dos mesmos (SOARES & DONGELMANS 2017). Tais situações dificultam a comparação entre eles, já que a maioria das unidades só calcula um e nem sempre as informações para o cálculo dos dois está disponível no prontuário.

Quando avaliados as variáveis de admissão na UTI juntamente com o SAPS3, modelo M4 (Tabela 1 e 4), somente três variáveis foram mantidas no modelo reduzido sendo que nem a variável de carga de trabalho NAS-ad nem o SAPS3 se mantiveram no modelo final. Pacientes com doença pulmonar obstrutiva crônica tiveram 8,82 mais chances de óbito na UTI que os que não tinham DPOC ($OR = 8,82$; $IC95\%: 1,82; 42,70$), e pacientes com tireoidopatias tiveram 5,98 mais chances de óbito na UTI que aqueles que não tinham ($OR = 5,98$; $IC95\%: 1,15; 31,22$), e pacientes que tiveram aumento dos níveis de ureia tem maior risco de mortalidade ($\hat{\beta}_3 = 0,01$; $p = 0,012$), sendo que o aumento em uma unidade nos níveis de ureia, uma variável contínua, aumentam as chances de óbito em 1% ($OR = 1,01$; $IC95\%: 1,002; 1,02$). (Tabela 1 e 4)

A capacidade preditiva dos modelos foi testada por meio do teste da razão de verossimilhança, em que para o e APACHEII e NAS-ad os modelos de regressão

logística simples testados não rejeitou-se a hipótese de que todos os coeficientes da regressão logística sejam nulos. Enquanto que para o SAPS3 e o modelo M4 rejeitou-se a hipótese de que todos os coeficientes da regressão logística sejam nulos, sendo então capazes de prever a mortalidade na UTI. Logo, pode-se concluir que pelo menos um dos coeficientes da regressão é diferente de zero nos modelos M2 e M4, ou seja, contribuem para melhorar a qualidade das previsões para o modelo estimado (Tabela 1 e 4-5).

Já o Teste Hosmer e Lemeshow, cujo propósito é testar a hipótese de que não há diferenças significativas entre os resultados preditos pelo modelo e os observados indicou que os valores preditos não são significativamente diferentes dos observados, pois foi obtido $p > 0,05$ para todos os modelos estimados (Tabela 5). Portanto, tem-se mais um indício de que os modelos podem ser utilizados para estimar a probabilidade de um determinado paciente ir a óbito na UTI em função das variáveis selecionadas. Apesar disto os coeficientes de determinação de Nagelkerke foram inferiores a 0,17 para os modelos 1 a 4; mostrando baixo ajuste na maioria dos modelos testados, o que indica que devem ser usados com cautela para previsão. Todos os modelos propostos foram mais eficientes em identificar os pacientes que receberam alta da UTI, com porcentagem de acerto para a alta variando de 0,919 a 1,000. Quando avaliamos a probabilidade de acerto para óbito, os modelos mostraram baixa probabilidade de acerto, oscilando de $< 0,001$ a 0,296. O modelo de admissão foi o melhor para a previsão dos pacientes que foram a óbito na UTI (Tabela 1 e 5).

GOMES (2018) obtiveram valores dos coeficientes de determinação de Nagelkerke superiores a 0,700 para a previsão de PAV, nessa mesma população. Enquanto estudos para previsão de mortalidade tem observado valores mais baixos, sendo que para pacientes vítimas de trauma obteve-se valores de 0,253 (OLIVEIRA, 2020) e modelos aplicados a pacientes críticos com insuficiência renal aguda obtiveram 0,585 (SOUZA *et al.*, 2014). Esses valores baixos podem refletir a maior dificuldade de conhecer todos os preditores de mortalidade, mas valores de referência não são estipulados ou ainda não são disponibilizados por todos os estudos; dificultando generalizações sobre a qualidade dos ajustes. Outra possibilidade é a necessidade de avaliar outras variáveis independentes que sejam mais eficientes em discriminar os pacientes que vão a óbito na UTI.

Tabela 5. Medidas de ajustes dos modelos de regressão logística simples ou múltipla para a predição de óbito na unidade de terapia intensiva (UTI) em pacientes admitidos em ventilação mecânica (n fracasso = 123 altas; n sucesso = 71 óbitos).

Modelo	Teste da razão de verossimilhança			Teste de Hosmer e Lemeshow			Probabilidades de acertos		
	χ^2	<i>g.l.</i>	<i>p</i>	χ^2	<i>g.l.</i>	<i>p</i>	Alta	Óbito	Ambos
M1	0,03	1	0,853	2,370	7	0,937	1,000	<0,001	0,634
M2	9,26	1	0,002	6,990	8	0,538	0,919	0,141	0,634
M3	0,15	1	0,699	4,610	8	0,798	1,000	<0,001	0,634
M4	24,52	3	<0,001	1,99	8	0,981	0,951	0,296	0,711

Fonte: elaborada pelos autores

Legenda: M1: Modelo 1 para Carga de trabalho da admissão, *g.l.*: graus de liberdade; NAS-ad; M2: Modelo 2 para SAPS3; M3: Modelo 3 para APACHEII; M4: Modelo 4 para SAPS3 + variáveis da admissão, χ^2 : Estatística de Qui-quadrado; *p*: probabilidade; R^2 : coeficiente de determinação de Nagelkerke.

O modelo 12, descrito abaixo, está representado a regressão logística múltipla estimada para a ocorrência de óbito na UTI ($Y = 0$: alta da UTI, $Y = 1$: óbito na UTI) assumindo as variáveis preditoras presença de DPOC (doença pulmonar obstrutiva crônica, 0 ausência e 1 presença), a presença de tireoidopatias (0 ausência e 1 presença) e o nível de ureia no sangue em mg/dL.

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1 + \exp^{-(-1,348154 + 2,176483 * DPOC + 1,788833 * Tireodopatia + 0,009898 * Ureia)}} ; (12)$$

A partir das estimativas do modelo múltiplo foi construído o gráfico das probabilidades esperadas de óbito na UTI para os quatro cenários possíveis para presença ou ausência de DPOC e de tireoidopatias, oscilando-se os níveis de ureia (0 – 250 mg/dL, faixa de valores observada) (Figura 1). A presença de DPOC e de tireoidopatias mostrou a maior probabilidade esperada de óbito na UTI, entre os quatro cenários possíveis e independentemente do valor da ureia, mostrando o pior cenário para o paciente (Figura 1).

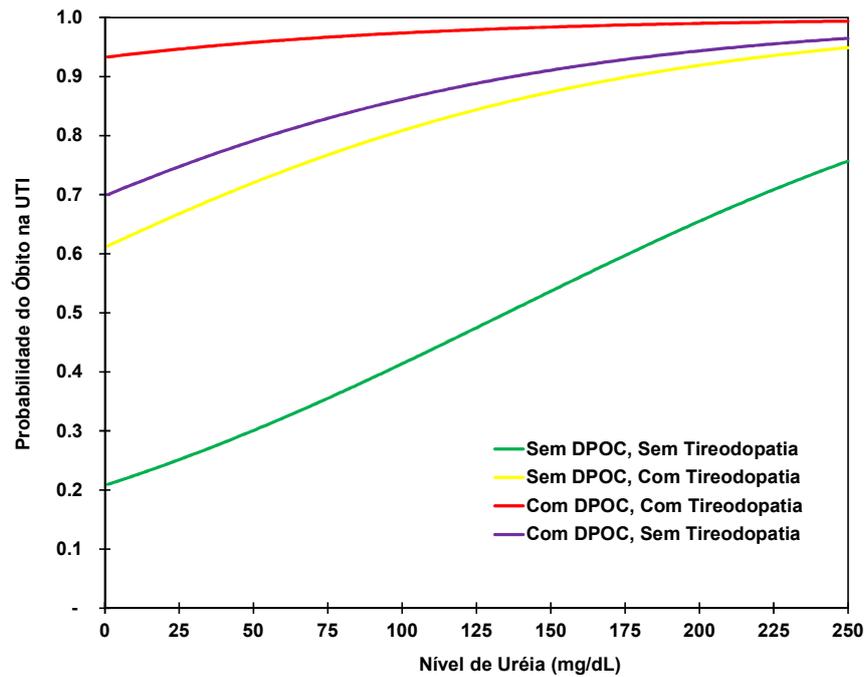


Figura 1. Probabilidade de óbito esperada na Unidade de Terapia Intensiva (UTI), em pacientes admitidos em ventilação mecânica, obtidos pelo modelo de regressão logística múltipla para os quatro cenários possíveis de presença e ou ausência de doença pulmonar obstrutiva e tireoidopatias fixados; e oscilando os níveis de ureia.

A medida de carga de trabalho em Enfermagem isoladamente não teve impacto na predição de mortalidade quando avaliadas na admissão pelo NAS-ad. GOMES *et al.* (2019), descreve que o NAS-ad foi preditor para ocorrência de PAV nessa mesma população, com maior risco de PAV em paciente com maior NAS-ad e que não tinham a carga de trabalho adequadamente ofertada ao longo da internação. A carga de trabalho de Enfermagem ao longo da internação provavelmente nesse grupo é melhor preditor que só a admissão, sendo ainda necessários testes. COSTA (2020) observou que as variáveis NAS-ad, SAPS3 e a presença de diabetes mellitus são variáveis da admissão que se associaram com maiores risco de mortalidade em pacientes neurológicos na mesma unidade avaliada por nós. A presença de DPOC também tem sido observada como fator de risco de óbito em pacientes idosos em UTI, juntamente ao uso concomitante de SAPS3 e APACHEII; sendo que nesse estudo a pressão arterial média também foi preditora de mortalidade (LUCENA *et al.*, 2019). PERES *et al.*, (2015) também encontraram os níveis de ureia como um preditor para óbito na UTI em pacientes sendo que o preditor APACHEII não permaneceu nos modelos múltiplos significativos. As disfunções e ou níveis de hormônios da tireoide associados ao preditor de mortalidade APACHEII também têm sido associados ao

aumento da probabilidade de prever a mortalidade de pacientes em UTI (WANG *et al.*, 2012; GUTHC *et al.*, 2018; MOHAMMED *et al.*, 2020)

Fica evidente que cada população de pacientes pode apresentar diferentes variáveis preditoras e indicadores para mortalidade e exigências de cuidados de saúde mesmo dentro de uma mesma unidade ou entre diferentes serviços. É importante notar que na literatura, observamos diversas propostas de inclusão de variáveis e ou abordagens para a predição de mortalidade reforçando a necessidade de melhorar os preditores já existentes. Inclusive essas variáveis podem ser melhor preditoras que os indicadores já validados, como observamos. Podemos destacar por exemplo a inclusão de variáveis relacionadas ao estado nutricional (KATO *et al.*, 2020), não avaliadas por nós. Para a população de pacientes admitidos em ventilação mecânica, ainda existe a necessidade de avaliar outras possibilidades de preditores principalmente aqueles relacionados a internação.

Como limitação do nosso estudo temos que os dados foram oriundos de uma única UTI, com n restrito de pacientes e grande perda de variáveis, o que não permitiu a inclusão de um número grande de variáveis preditoras e generalizações dos resultados obtidos para outros cenários. Estudos mais recentes tem se utilizados de bancos de dados extensos com grande n amostral para construção dessas relações e modelos. NEEDLEMAN *et al.* (2020) avaliaram 78303 admissões para avaliar a associação do dimensionamento de Enfermagem e a mortalidade dos pacientes. NOGUEIRA *et al.* (2017) incluíram 1717 sujeitos para avaliar o impacto da carga de trabalho de Enfermagem na assistência e em alguns desfechos em UTIs brasileiras. KÜNG *et al.* (2019) trabalhando num cenário bem mais restritivo que é a Neonatologia, incluíram 908 sujeitos de pesquisa. BRUYNEEL *et al.* (2019) incluíram 3377 sujeitos para avaliar o NAS e a razão paciente enfermeiro em hospitais da Bélgica. Fica evidente a necessidade de ampliação do banco de dados para maiores generalizações e proposição de um modelo preditivo que possa ser aplicado em outras realidades.

4. Conclusões

O perfil clínico, sócio demográfico e os indicadores de mortalidade e de carga de trabalho de Enfermagem de pacientes admitidos em ventilação mecânica de uma UTI Adulto foram diferentes entre os pacientes que foram a óbito na UTI ou receberam alta da UTI, oferecendo subsídios para diferenciação dos dois grupos e para a construção dos modelos de predição de mortalidade na UTI a partir dos dados de admissão.

Quanto aos modelos de regressão logística simples, a carga de trabalho de Enfermagem na admissão na UTI Adulto, isoladamente, não é um preditor para mortalidade na UTI para pacientes admitidos em ventilação mecânica. Somente o preditor de mortalidades SAPS3, isoladamente, é um preditor para mortalidade de pacientes admitidos em ventilação mecânica de uma UTI Adulto. O APACHEII não foi um preditor estatisticamente significativo para a mortalidade dos pacientes na UTI.

Quanto ao modelo de regressão múltiplo a presença de DPOC, a presença de tireoidopatias e o aumento do nível de ureia no sangue foram os fatores de risco para mortalidade identificados. Essas foram as únicas variáveis significativas no modelo mais parcimonioso.

A aplicação de modelos regressão logística simples e ou múltipla para predição de mortalidade na UTI na admissão mostrou-se uma excelente alternativa para predizer o risco do paciente admitido em ventilação mecânica na UTI ir a óbito, mesmo os modelos apresentando baixo coeficiente de determinação e baixa probabilidade de acerto de óbito.

Referências Bibliográficas

AGÊNCIA NACIONAL DE VIGILÂNCIA SANITÁRIA (ANVISA - BRASIL). **Resolução da Diretoria Colegiada nº 7, de 24 de fev. de 2010. Dispõe sobre os requisitos mínimos para funcionamento de unidades de terapia intensiva e dá outras providências.** Diário Oficial da União 25 fev. 2010. Disponível em: http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/anvisa/2010/res0007_24_02_2010.html

Acesso em: 01 Nov. de 2020.

ANDERSON, J. R. Acquisition of cognitive skill. **Psychological Review**, Washington, v. 89, n. 4, p. 369-406, 1982. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.89.4.369>

ANTUNES, A.V.; LOURENÇO, A.M.; FRANÇA, C.E.; MENDES-RODRIGUES, C. Evaluation of nursing notes before and after a training activity in a university hospital. **Revista Prevenção de Infecção e Saúde**, Piauí, v. 4, n. 7208, 2018. <http://dx.doi.org/10.26694/repis.v4i0.7208>

ARÊA LEÃO, F.G.; MARQUES, I.D.B.; MELLO, P.M.V.C. Validação do índice prognóstico SAPS 3 em pacientes internados na UTI de um hospital terciário de Teresina (PI). **Jornal de Ciências da Saúde do Hospital Universitário da Universidade Federal do Piauí**, Teresina, v. 1, n. 3, p. 9-19, Sept. 2018. <https://doi.org/10.26694/2595-0290.2018139-197207>

BRASIL. Ministério da Saúde. Conselho Nacional de Saúde. **Resolução n. 466, de 12 de dezembro de 2012. Aprova diretrizes e normas regulamentadoras de pesquisas envolvendo seres humanos.** Diário Oficial da União, 12 dez. 2012. Disponível em: https://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/cns/2013/res0466_12_12_2012.html

Acesso em: 01 Nov. de 2020.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Portaria nº 3.432 de 12 de agosto de 1998. Estabelece critérios de classificação entre as diferentes Unidades de Tratamento Intensivo - UTI.** Diário Oficial da União, 12 Ago. 1998. Disponível em:

http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/1998/prt3432_12_08_1998.html

Acesso em: 01 Nov. de 2020.

BRUYNEEL A., TACK, J.; DROQUET, M.; MAES, J.; WITTEBOLE, X.; MIRANDA, D. R.; PIERDOMENICO, L.D. Measuring the nursing workload in intensive care with the Nursing Activities Score (NAS): A prospective study in 16 hospitals in Belgium. **Journal of Critical Care**, Orlando, v. 54, p. 205-211, Dec. 2019. <https://doi.org/10.1016/j.jcrc.2019.08.032>

CAMARGO L.F.A.; DE MARCO F.V.; BARBAS C.S.V.; HOELZ C.; BUENO M.A.S.; RODRIGUES JR. M.; AMADO V.M.; CASERTA R.; MARTINO, M.D.V.; PSTERNAK J.; KNOBEL E. Ventilator associated pneumonia: comparison between quantitative and qualitative cultures of tracheal aspirates. **Critical Care**, New York, v. 8, n. 6, p. 422-430, Oct. 2004. <https://doi.org/10.1186/cc2965>

CASTELLAN, C.; SLUGA, S.; SPINA, E.; SANSON, G: Nursing diagnoses, outcomes and interventions as measures of patient complexity and nursing care requirement in intensive care unit. **Journal of Advanced Nursing**, Oxford, v. 72, n. 6, p. 1273–1286, Jun. 2016. <https://dx.doi.org/2016.10.1111/jan.12913>

CONISHI, R.M.Y.; GAIDZINSKI, R.R. Evaluation of the Nursing Activities Score (NAS) as a nursing workload measurement tool in an adult ICU. **Revista da Escola de Enfermagem USP**, São Paulo, v. 41, n. 3, p. 346-354, Sept. 2007. <https://dx.doi.org/10.1590/S0080-62342007000300002>

CORRAR, L.J.; PAULO, E.; DIAS FILHO, J.M. **Análise Multivariada para os cursos de administração, ciências contábeis e economia**. São Paulo: Editora Atlas, 2007. 568 p.

COSTA, M.C.M. **Carga de trabalho de enfermagem pelo Nursing Activities Score (NAS) e preditores de mortalidade de pacientes em uma unidade de terapia intensiva neurológica**. 2020. 60 f. Trabalho de Conclusão de Residência (Residência em Ciências da Saúde) – Faculdade de Medicina, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2020. Disponível em: <https://repositorio.ufu.br/handle/123456789/28787> Acesso em: 01 Nov. de 2020.

COUTINHO, M.. Princípios de epidemiologia clínica aplicada à cardiologia. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, São Paulo, v. 71, n. 2, p. 109-116, Aug. 1998. <https://doi.org/10.1590/S0066-782X1998000800003>

FISHER, R.A. On the interpretation of χ^2 from contingency tables, and the calculation of p. **Journal of the Royal Statistical Society**. v. 85 n. 1, p. 87–94, 1922. <https://doi.org/10.2307/2340521>

FISHER, R.A. The conditions under which χ^2 measures the discrepancy between observation and hypothesis. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 87, n. 3, p. 442–450, 1924.

GALL, J.R.; LEMESHOW, S.; SAULNIER, F.. A new simplified acute physiology score (SAPS II) based on a European/North American multicenter study. **Journal of the American Medical Association**, Chicago, v. 270, n. 24, p. 2957-2963, 1993. <https://doi.org/10.1001/jama.270.24.2957>

GALL, J.R.; LOIRAT, .P; ALPEROVITCH, A.; GLASER, P.; GRANTHIL, C.; MATHIEU, D.; MERCIER, P.; THOMAS, R.; VILLERS, D.. A simplified acute physiology score for ICU patients. **Critical Care Medicine**, Mount Prospect, v. 12, n. 11, p. 975–977, 1984. <https://doi.org/10.1097/00003246-198411000-00012>

GOMES, F.A., **Avaliação do impacto da carga de trabalho da equipe de enfermagem de unidade de terapia intensiva adulto sobre a incidência de pneumonia associada à ventilação mecânica**. 2018. 57 f. il. Tese (Doutorado em Ciências da Saúde) - Universidade Federal de Uberlândia. <http://dx.doi.org/10.14393/ufu.te.2018.62>

GOMES, F.A.; RÖDER, D.V.D.B.; CUNHA, T.M.; CARDOSO FILHO, G.M.; MENDES-RODRIGUES, C.; MENDONÇA, G.S.; PEREIRA, E.B.S. Adherence to ventilator-associated pneumonia prevention measures in intensive care. *Revista Prevenção de Infecção e Saúde*, Teresina, v. 6, 9165, 2020. <https://doi.org/10.26694/repis.v6i0.9165>

GOMES, F.A.; RÖDER, D.V.D.B.; CUNHA, T.M.; FELICE, R.O.; MENDONÇA, G.S.; MENDES-RODRIGUES, C. The nursing workload assessed through the Nursing Activities Score as a predictor for the occurrence of ventilator-associated pneumonia in an adult intensive care unit. **Journal of Nursing Education and Practice**, Hawthorne, v. 9, n. 9, p. 104-114. Sept. 2019. <https://doi.org/10.5430/jnep.v9n9p104>

GULINI, J.E.H.M.B; NASCIMENTO, E.R.P.; MORITZ, R.D.; VARGAS, M.A.O.; MATTE, D.L.; CABRAL, R.P. Predictors of death in an Intensive Care Unit: contribution to the palliative approach. **Revista da Escola de Enfermagem USP**, São Paulo, v. 52, e03342, 2018. <https://dx.doi.org/10.1590/S1980-220X2017023203342>

GUTCH M.; KUMAR S.; GUPTA K.K. prognostic value of thyroid profile in critical care condition. **Indian Journal of Endocrinology and Metabolism**, Mumbai, v. 22, n. 3 p. 387-391, May-Jun 2018. https://doi.org/10.4103/ijem.IJEM_20_18

HAIR, J.F.; BLACK, W.C.; BABIN, B.J.; ANDERSON, R.E.; & TATHAM, R.L. **Multivariate data analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1998. 730 p.

HETTMANSPERGER, T.P.; SHEATHER, S.J. Confidence Interval Based on Interpolated Order Statistics. **Statistical Probability Letters**, v. 4, p. 75-79. 1986 [https://doi.org/10.1016/0167-7152\(86\)90021-0](https://doi.org/10.1016/0167-7152(86)90021-0)

HEYARD, R.; TIMSIT, J.F.; HELD, L.; COMBACTE-MAGNET CONSORTIUM.. Validation of discrete time-to-event prediction models in the presence of competing risks. **Biometrical Journal**, Weinheim, v. 62, n. 3, p. 643-657, 2020, <https://dx.doi.org/10.1002/bimj.201800293>

HISSA, P.N.G.; HISSA, M.R.N.; ARAÚJO, P.S.R. Comparative analysis between two scores in predicting mortality in intensive care unit. **Revista da Sociedade Brasileira de Clínica Médica**, São Paulo, v. 11, n. 1, p. 21-26, Jan.-Mar. 2013.

HOOGENDOORN, M.E; MARGADANT, C.C.; BRINKMAN, S.; HARINGMAN, J.J; SPIJKSTRA, J.J.; DE KEIZER, N.F. Workload scoring systems in the Intensive Care and their ability to quantify the need for nursing time: a systematic literature review.

International Journal of Nursing Studies, Oxford, v. 101, 103408. Jan. 2020.
<https://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2019.103408>

HOSMER, D.; LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. New York: John Wiley & Sons, 1989.

HUGONNET, S.; UÇKAY, I.; PITTET, D. Staffing level: A determinant of late-onset ventilator-associated pneumonia. **Critical Care**, London, v. 11. R80.
<https://dx.doi.org/200710.1186/cc5974>

JANSSON, M.M.; SYRJÄLÄ, H.P.; ALA-KOKKO, T.I. Association of nurse staffing and nursing workload with ventilator-associated pneumonia and mortality: A prospective, single-center cohort study. **Journal of Hospital Infection**, New York, v. 101, n. 3, p. 257-263, Dec. 2019. <https://dx.doi.org/10.1016/j.jhin.2018.12.001>

KATO, T.; YAKU, H.; MORIMOTO, T.; INUZUKA, Y.; TAMAKI, Y.; YAMAMOTO, E.; YOSHIKAWA, Y.; KITAI, T.; TANIGUCHI R.; IGUCHI M.; KATO, M.; TAKAHASHI, M.; JINNAI, T.; TOMOYUKI IKEDA, T.; NAGAO, K.; KAWAI, T.; KOMASA, A.; RYUSUKE NISHIKAWA, R.; YUICHI KAWASE, Y.; TAKASHI MORINAGA, T.; KANAE SU, K.; KAWATO, M.; SEKO, Y.; INOKO, M.; TOYOFUKU, M.; FURUKAWA, Y.; NAKAGAWA, Y.; ANDO, K.; KADOTA, K.; SHIZUTA, S.; ONO, K.; SATO, Y.; KUWAHARA, K.; OZASA, N.; KIMURA T. Association with controlling nutritional Status (CONUT) Score and in-hospital mortality and infection in acute heart failure. **Scientific Reports**, London, v. 10, n. 1, p. 1-10, Feb. 2020.
<https://doi.org/10.1038/s41598-020-60404-9>

KNAUS W.A.; DRAPER E.A.; WAGNER D.P.; ZIMMERMAN J.E. APACHE II: a severity of disease classification system. **Critical Care Medicine**, Mount Prospect, v. 13, n. 10, p. 818 – 829, Oct. 1985.

KRZANOWSKI, W. J. **Principles of multivariate analysis : a user's perspective**. Oxford Statistical Sciences Series (21). Oxford: Clarendon Press, 1988. 608 p.

KÜNG, E.; WALDHÖR, T; RITTENSCHÖBER-BÖHM, J.; BERGER, A.; WISGRILL, L. Increased nurse workload is associated with bloodstream infections in very low birth

weight infants. **Scientific Reports**. v. 9, n. 1, 6331, Apr. 2019. <https://doi.org/10.1038/s41598-019-42685>

LEEMIS, L.M.; TRIVEDI, K.S. A comparison of approximate interval estimators for the Bernoulli parameter. **The American Statistician**, Alexandria, v. 50, n. 1, p. 63-68, Feb.1996. <https://doi.org/10.2307/2685046>

LENTSCK, M.H.; OLIVEIRA, R.R.; CORONA, L.P.; MATHIAS, T.A.F. Risk factors for death of trauma patients admitted to an Intensive Care Uni. **Revista Latino-Americana Enfermagem**, Ribeirão Preto, v. 28, e3236, Feb. 2020 <https://dx.doi.org/10.1590/1518-8345.3482.3236>

LEVENE, H. Robust tests for the equality of variance. In: OLKIN, I (Ed.) **Contributions to Probability and Statistics**, Palo Alto, California: Stanford University Press, 1960, p. 278–292.

LI, H.Y.; LI, S.J.; YANG, N.; HU, W.L. Evaluation of nosocomial infection risk using APACHE II scores in the neurological intensive care unit. **Journal of Clinical Neuroscience**, Melbourne, v. 21, n. 8, p. 1409-1412, Aug. 2014. <https://doi.org/10.1016/j.jocn.2013.11.036>

LOSS, S.H.; OLIVEIRA, ROSELAINE, P.; MACCARI, J.G.; SAVI, A.; BONIATTI, M.M.; HETZEL, M.P.; DALLEGRAVE, D.M.; BALZANO, P.C.; OLIVEIRA, E.S.; HÖHER, J.A.; TORELLY, A.P.; & TEIXEIRA, C. The reality of patients requiring prolonged mechanical ventilation: a multicenter study. **Revista Brasileira de Terapia Intensiva**, São Paulo, v. 27, n. 1, p. 26-35, Mar. 2015. <https://dx.doi.org/10.5935/0103-507X.20150006>

LUCENA, M.; SANTOS VELOSO, M.; XAVIER, G.; MORAES, F.; LUCENA, R.; MARKMAN-FILHO, B.; LIMA, S. Mortality prognostic factors associated with SAPS 3 and APACHE II in elderly patients admitted in intensive care unit. **Medicina**, São Paulo, v. 52. p. 277-285, 2019. <http://dx.doi.org/10.11606/issn.2176-7262.v52i4.p277-285>

MANN, H.B.; WHITNEY, D.R. On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 18, n. 1, p. 50-60, 1947. <https://dx.doi.org/doi:10.1214/aoms/1177730491>

MARGADANT, C.; WORTEL, S.; HOOGENDOORN, M.; BOSMAN, R.; SPIJKSTRA, J.; BRINKMAN, S.; DE KEIZER, N.. The Nursing Activities Score per Nurse Ratio is associated with in-hospital mortality, whereas the Patients per Nurse Ratio is not. **Critical Care Medicine**. New York, Sept. 2019. <https://dx.doi.org/10.1097/CCM.0000000000004005>

MCLACHLAN, G.J. **Discriminant analysis and statistical pattern recognition**. New York: John Wiley & Sons, 1992. 526 p.

MICHTALIK H.J.; YEH H.; PRONOVOST P.J.; BROTMAN D.J. Impact of attending physician workload on patient care: A survey of hospitalists. **JAMA Internal Medicine**, Chicago; v. 173, n. 5, p. 375–377, Mar. 2013. <https://dx.doi.org/10.1001/jamainternmed.2013.1864>

MIRANDA, D.R.; NAP, R.; DE RIJK, A.; SCHAUFELI, W.; IAPICHINO, G.; TISS WORKING GROUP. THERAPEUTIC INTERVENTION SCORING SYSTEM. Nursing Activities Score (NAS). **Critical Care Medicine**, New York, v. 32, n. 2, p. 375–382, 2003. <https://dx.doi.org/10.1097/01.CCM.0000045567.78801.CC>

MOHAMMED, A.E; SAIED, A.M.; SELIMA, W.Z.; IBRAHIM, W.S. impact of thyroid dysfunction in correlation to mortality rate of the critically ILL ICU patients (prospective observational study), **QJM: An International Journal of Medicine**, v. 113, n. 1, hcaa039.065, Mar. 2020. <https://doi.org/10.1093/qjmed/hcaa039.065>

MORENO, R.P.; NASSAR JR., A.P. Is APACHE II a useful tool for clinical research? **Revista Brasileira de Terapia Intensiva**, São Paulo, v. 29, n. 3, p. 264-267, Sept. 2017. <https://doi.org/10.5935/0103-507x.20170046>

MORETTIN, L.G. **Estatística Básica: probabilidade e inferência**: volume único. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2009. 376 p.

MOTA, É.C.; OLIVEIRA, S.P.; SILVEIRA, B.R.M.; SILVA, P.L.N.; OLIVEIRA, A.C. Incidence of ventilator-associated pneumonia in intensive care unit. **Medicine**, Ribeirão Preto; v. 50, n. 1, p. 39-46, Feb. 2017. <https://dx.doi.org/10.11606/issn.2176-7262.v50i1p39-46>

NAGELKERKE, N.J.D. A note on a general definition of the coefficient of determination. **Biometrika**, Great Britain, v. 78, n. 3. p. 691-692, 1991. <https://doi.org/10.1093/biomet/78.3.691>

NEEDLEMAN, J.; LIU, J.; SHANG, J.; LARSON, E. L; STONE, P. W. Association of registered nurse and nursing support staffing with inpatient hospital mortality. **BMJ Quality & Safety**, London, v. 29, n. 1, p. 10-18, Aug. 2020. <https://dx.doi.org/10.1136/bmjqs-2018-009219>

NOGUEIRA, L.S.; SANTOS, M.R.; MATALOUN, S.E.; MOOCK, M. Nursing Activities Score: Comparison among the Index APACHE II and the mortality in patients admitted in intensive care unit. **Revista Brasileira de Terapia Intensiva**, São Paulo, v. 19, n. 3, p. 327-330, Sept. 2007. <https://dx.doi.org/10.1590/S0103-507X2007000300010>

NOGUEIRA, T.D.A.; MENEGUETI, M.G.; PERDONÁ, G.D.S.C.; AUXILIADORA-MARTINS, M.; FUGULIN, F.M.T.; LAUS, A.M. Effect of nursing care hours on the outcomes of intensive care assistance. **PLoS ONE**, San Francisco, v. 12, n. 11, e0188241, 2017. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0188241>

OLIVEIRA, H.P. **Modelo preditivo de óbito em pacientes vítimas de trauma admitidos em Unidade de Terapia Intensiva**. 2020. 57 f. il. Tese (Doutorado em Anestesiologia) - Faculdade de Medicina, University of São Paulo, São Paulo, 2020. <https://dx.doi.org/10.11606/T.5.2020.tde-28102020-165038>

OLIVEIRA, A.B.F.; DIAS, O.M.; MELLO, M.M.; ARAÚJO, S.; DRAGOSAVAC, D; NUCCI, A.; FALCÃO, A.L.E. Factors associated with increased mortality and prolonged length of stay in an adult intensive care unit. **Revista Brasileira de Terapia Intensiva**, São Paulo, v. 22, n. 3, p. 250-256, Sept. 2010. <https://dx.doi.org/10.1590/S0103-507X2010000300006>

OLIVEIRA, A.B.F.; DIAS, O.M.; MELLO, M.M.; ARAÚJO, S.; DRAGOSAVAC, D.; NUCCI, A.; FALCÃO, A.L.E. Factors associated with increased mortality and prolonged length of stay in an adult intensive care unit. **Revista Brasileira de Terapia Intensiva**, São Paulo, v. 22, n. 3, p. 250-256, Sept. 2010. <https://doi.org/10.1590/S0103-507X2010000300006>

PEARSON, K. On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling. **Philosophical Magazine**. Series 5. v. 50 n.302, p. 157–175, 1900. <http://dx.doi.org/10.1080/14786440009463897>

PERES L.A.B.; WANDEUR V.; MATSUO T. Predictors of acute kidney injury and mortality in an Intensive Care Unit. **Brazilian Journal of Nephrology**, São Paulo, v. 37, n. 1, p. 38-46, Mar. 2015. <http://dx.doi.org/10.5935/0101-2800.20150007>

PETRIE, A.; SABIN, C. Estatística médica. São Paulo: Editora Roca, 2007.164 p.

PRESS, J.; WILSON, S. Choosing between logistic regression and discriminant analysis. **Journal of the American Statistical Association**, v. 73, n. 364, p. 699-705, 1978.

QUEIJO, A.F.; PADILHA, K.C. Nursing Activities Score (NAS): Cross-cultural adaptation and validation to Portuguese language. **Revista da Escola de Enfermagem USP**, São Paulo, v. 43, p. 1018–1025, 2009. <https://dx.doi.org/10.1590/S0080-62342009000500004>

R CORE TEAM (2020). R: **A language and environment for statistical computing**. **R Foundation for Statistical Computing**, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

RISSO, S.P.; NASCIMENTO, L.F.C. Risk factors for neonatal death in neonatal intensive care unit according to survival analysis **Revista Brasileira de Terapia Intensiva**, São Paulo, v. 22, n. 1, p. 19-26, Mar. 2010. <https://dx.doi.org/10.1590/S0103-507X2010000100005>

ROCHA, L.A.; VILELA, C.A.; CEZÁRIO, R.C.; ALMEIDA, A.B.; GONTIJO FILHO, P. Ventilator-associated pneumonia in an adult clinical-surgical intensive care unit of Brazilian university hospital: incidence, risk factors, etiology, and antibiotic resistance. **Brazilian Journal of Infectious Diseases**, Salvador, v. 12, n. 1, p. 80-85, Feb. 2008 <https://doi.org/10.1590/S1413-86702008000100017>

RUMEL, D. The odds ratio: some considerations. **Revista de Saúde Pública**, v. 20, n. 3, p. 253-258, Jun. 1986. <https://doi.org/10.1590/S0034-89101986000300011>

SCHAEFER, R.L. Alternative estimators in logistic regression when the data are collinear. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, v. 25, n. 1-2, p. 75-91, Mar. 1986. <https://doi.org/10.1080/00949658608810925>

SENTURK, E.; SENTURK, Z.; SEN, S.; TURE, M.; AVKAN, N. Mortality and associated factors in a thoracic surgery ICU. **Jornal Brasileiro de Pneumologia**, São Paulo, v. 37, n. 3, p. 367-374, May-Jun. 2011. <https://dx.doi.org/10.1590/S1806-37132011000300014>

SHAPIRO, S.S.; WILK, M. B.. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, Great Britain, v. 52, no. 3/4, p. 591-611, 1965. <https://doi.org/10.2307/2333709>

SIEGEL, S.; CASTELLAN JR., N.J. **Nonparametric statistics for the behavioral sciences**. New York: McGraw-Hill, Inc., 1988. 399 p.

SILVA JUNIOR, J.M.; MALBOUISSON, L.M.S.; NUEVO, H.L.; BARBOSA, L.G.T.; MARUBAYASHI, L.Y.; TEIXEIRA, I.C.; NASSAR JUNIOR, A.P.; CARMONA, M.J.C., SILVA, I.F.; AULER JÚNIOR, J.O.C.; REZENDE, E. Applicability of the Simplified Acute Physiology Score (SAPS 3) in Brazilian Hospitals. **Revista Brasileira de Anestesiologia**, v. 60, n. 1, p. 20-31, 2010. <https://doi.org/10.1590/S0034-70942010000100003>

SOARES, M.; DONGELMANS, D.A. Why should we not use APACHEII for performance measurement and benchmarking? **Revista Brasileira de Terapia**

Intensiva, São Paulo, v. 29, n. 3, p. 268-270, Sept. 2017.
<https://doi.org/10.5935/0103-507x.20170043>

SOUZA, S.P.D.; MATOS, R.S.; BARROS, L.L.; ROCHA, P.N. Inverse association between serum creatinine and mortality in acute kidney injury. **Brazilian Journal of Nephrology**, v. 36, n. 4, p. 469-475, Dec. 2014. <http://dx.doi.org/10.5935/0101-2800.20140067>

SOKAL, R.R.; ROHLF, F.J. **Biometry: the principles and practice of statistics in biological research**. New York: W.H. Freeman and Company, 1981. 887 p.

STUDENT The probable error of a mean. **Biometrika**, v. 6, n. 1, p 1–25, Mar. 1908,
<https://doi.org/10.1093/biomet/6.1.1>

SZUMILAS, M. Explaining Odds Ratios. **Journal of the Canadian Academy of Child and Adolescent Psychiatry**, v. 19, n. 3, p. 227-229, Aug. 2010.

YATES, F. Contingency table involving small numbers and the χ^2 test. **Supplement to the Journal of the Royal Statistical Society**. v. 1 n. 2, p. 217–235.
<https://doi.org/1934doi:10.2307/2983604>

WANG, F.; PAN, W.; WANG, H.; WANG, S.; PAN, S.; GE, J. Relationship between thyroid function and ICU mortality: A prospective observation study. **Critical Care**, London, v. 16, n. R11, 2012. <https://doi.org/10.1186/cc11151>

WORLD MEDICAL ASSOCIATION DECLARATION OF HELSINKI. Recommendations guiding physicians in biomedical research involving human subjects. **The Journal of the American Medical Association**, Chicago, v. 277, n.11, p. 925-926. Mar. 1997. <https://doi.org/10.1001/jama.1997.03540350075038>

ZAR, J.H. **Biostatistical analysis**. India: Pearson Education, 1999. 663 p.

ANEXO I

Tabela 1 Suplementar. Correlações de Spearman entre as variáveis de admissão de pacientes admitidos em ventilação mecânica em uma unidade de terapia intensiva adulto.

Variáveis ¹	Variáveis ¹																				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
2	0,132																				
3	-0,211**	-0,324**																			
4	-0,092	-0,655**	-0,013																		
5	0,171*	0,046	-0,104	-0,063																	
6	0,033	0,057	-0,129	-0,013	-0,053																
7	0,171*	0,107	-0,160*	0,019	0,202**	0,287**															
8	0,180*	0,101	-0,283**	-0,055	0,152*	0,242**	0,222**														
9	0,002	0,127	-0,064	-0,137	0,192**	0,064	0,043	0,269**													
10	0,015	0,237**	-0,287**	-0,135	0,088	0,173*	0,166*	0,490**	0,381**												
11	-0,015	-0,069	-0,020	0,056	0,093	0,091	0,016	0,090	0,089	-0,095											
12	-0,020	0,206**	-0,175*	-0,076	0,073	0,162*	0,140	0,384**	0,309**	0,418**	-0,032										
13	-0,107	-0,026	0,098	-0,034	-0,092	-0,179*	-0,115	-0,280**	0,063	-0,072	-0,056	0,017	0,018								
14	-0,166*	0,072	0,127	-0,014	-0,126	0,053	-0,009	-0,189**	0,089	-0,101	-0,122	-0,042	-0,029	0,142*							
15	0,037	0,068	-0,072	0,008	-0,037	0,097	0,107	0,069	0,120	0,276**	-0,477**	0,103	0,101	0,015	-0,085						
16	-0,115	-0,023	0,048	0,032	0,138	0,090	0,147*	-0,080	0,070	0,043	0,085	0,044	0,089	0,023	0,081	0,016					
17	-0,050	0,035	0,063	-0,081	-0,024	0,042	0,022	-0,004	0,036	0,004	0,130	-0,006	-0,013	0,049	0,097	-0,009	0,323**				
18	-0,558**	-0,122	0,241**	0,034	-0,081	-0,020	-0,179*	-0,375**	-0,061	-0,139	-0,054	-0,073	-0,099	0,139	0,181*	0,110	0,067	0,037			
19	-0,473**	-0,149*	0,193**	0,111	-0,045	-0,088	-0,119	-0,179*	-0,072	-0,194**	0,009	-0,007	0,022	0,032	0,054	0,012	-0,029	0,008	0,601**		
20	-0,048	-0,075	0,015	0,088	0,030	-0,073	0,043	0,163*	-0,012	-0,101	0,054	0,093	0,128	-0,125	-0,097	-0,049	-0,071	-0,016	-0,239**	0,558**	

Fonte: elaborada pelos autores

Legenda: *: $p < 0,05$; **: $p < 0,01$ probabilidades baseadas no teste t de Student para correlação.

¹ Variáveis: 1: Sexo; 2: Internação Clínica; 3: Internação Trauma; 4: Internação Cirúrgica; 5: Alteração Tireoide; 6: Presença de doença pulmonar obstrutiva crônica; 7: Presença de insuficiência cardíaca congestiva; 8: Idade (ano); 9: APACHEII (pontos); 10: SAPS3 (pontos); 11: Pressão arterial média (mmHg); 12: Ureia no sangue (mg/dL); 13: Temperatura axilar (°C); 14: Pressão Parcial de CO₂ (mmHg); 15: PIRO (pontos); 16: NAS-ad (pontos); 17: Tempo de ventilação mecânica antes internação UTI (dias); 18: Altura (cm); 19: Peso (kg); 20: Índice de Massa Corporal (Kg/m²).

ANEXO II

03/12/2020

SEI/UFU - 2429947 - Ata de Defesa - Graduação



UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
Faculdade de Matemática
Av. João Naves de Ávila, 2121, Bloco 1F - Bairro Santa Mônica, Uberlândia-MG, CEP 38400-902
Telefone: +55 (34) 3239-4158/4156/4126 - www.famat.ufu.br - famat@ufu.br



ATA DE DEFESA - GRADUAÇÃO

Curso de Graduação em:	Estatística				
Defesa de:	Trabalho de Conclusão de Curso 2 (GES034)				
Data:	03/12/2020	Hora de início:	8:00	Hora de encerramento:	10:00
Matrícula do Discente:	11421EST202				
Nome do Discente:	Clesnan Mendes Rodrigues				
Título do Trabalho:	Preditores de mortalidade na unidade de terapia intensiva para pacientes adultos admitidos em ventilação mecânica: perfil de admissão				

Reuniu-se em sessão remota, via webconferência, a Banca Examinadora, composta pelos Professores: Quintiliano Siqueira Schroden Nomelini, presidente, orientador do candidato; José Waldemar da Silva - FAMAT/UFU; Janser Moura Pereira - FAMAT/UFU.

Iniciando os trabalhos, o presidente da mesa, Dr. Quintiliano Siqueira Schroden Nomelini, apresentou a Comissão Examinadora e o candidato, agradeceu a presença virtual do público, e concedeu ao discente a palavra, para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do curso.

A seguir o(a) senhor(a) presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos(às) examinadores(as), que passaram a arguir o(a) candidato(a). Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o(a) candidato(a):

Aprovado Nota 98.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por Quintiliano Siqueira Schroden Nomelini, Professor(a) do Magistério Superior, em 03/12/2020, às 10:14, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).

03/12/2020

SEI/UFU - 2429947 - Ata de Defesa - Graduação



Documento assinado eletronicamente por José Waldemar da Silva, Professor(a) do Magistério Superior, em 03/12/2020, às 10:14, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por Janser Moura Pereira, Professor(a) do Magistério Superior, em 03/12/2020, às 10:52, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador 2429947 e o código CRC 821E9BB2.

Referência: Processo nº 23117.066420/2020-07

SEI nº 2429947