Revista FLAMMAE
Revista Científica do Corpo de Bombeiros Militar de Pernambuco
Seção 1 – Artigos Técnicos Científicos
Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

ESTIMATIVAS DE INDICADORES DAS PRINCIPAIS VARIÁVEIS INERENTES AO SISTEMA DE ATENDIMENTO PRÉ-HOSPITALAR MÓVEL

Dirac Cordeiro[1]
Gauss Cordeiro[2]
Fernando Jordão[3]

RESUMO

Freidenfelds (1980) introduziu para a modelagem da demanda em diversos sistemas de transporte, os conceitos de teoria das filas e estudou o problema de expansão da capacidade do sistema de transporte como um processo aleatório de nascimento e morte, mostrando que é possível se adaptar o modelo estocástico de crescimento da demanda para um modelo determinístico. Souza (1996) aplicou esta teoria para predizer a expansão dos sistemas de atendimento emergencial. A modelagem integrada aos estabelecimentos hospitalares - atendimento emergencial e remoções inter-hospitalares, apesar de ser um serviço de mercado estritamente restrito, à medida que novas soluções vão sendo desenvolvidas, novos conhecimentos vão sendo agregados a um custo cada vez menor (GOLDBERG, 2004). A aplicação do modelo desenvolvido, utilizando dados da realidade brasileira, é um campo que merece extrema atenção. Isso permitirá avaliar a situação existente e poderá apontar novos rumos em termos de políticas públicas. Observa-se, empiricamente, que o serviço de transporte para atendimento pré-hospitalar móvel, seja urbano ou rodoviário, enfrenta grandes dificuldades, que vão desde a triagem para o atendimento - fluxo operacional - até a escassez da literatura, que possibilite a quantificar resultados, de modo a melhorar a e ciência do sistema. As Centrais de Regulação que contém os Postos ou Estações de serviço representam o elemento ordenador e orientador dos Sistemas Estaduais de Urgência e Emergência. Essas Centrais devem ser estruturadas em todos os níveis, organizando a relação entre os vários

[1] Professor Doutor da Universidade Federal de Pernambuco e da Universidade de Pernambuco. Email: dmc@poli.br

[2] Professor Doutor da Universidade Federal de Pernambuco.

[3] Doutorando em Engenharia Civil com ênfase em Engenharia dos Transportes pela UFPE e Mestre em Engenharia dos Transportes pelo Instituto Militar de Engenharia, Rio de Janeiro (1980). Professor Adjunto da Universidade Federal de Pernambuco, tem experiência em Gestão e Concessão de Transporte Intermunicipal de Passageiros, em Gestão e Operação em Transporte Ferroviário de Cargas e Passageiros e Gestão e Operação Portuária.;Engenheiro Civil, Pós-Graduando em Engenharia de Segurança do Trabalho.

serviços, qualificando o fluxo dos pacientes no Sistema e gerando uma porta de integração aos estabelecimentos hospitalares, por meio dos quais os pedidos de socorro são recebidos, avaliados e hierarquizados. Estas regras devem ser seguidas por todos os serviços, sejam públicos ou privados. Pode-se citar, a título de exemplo, que para os serviços emergenciais uma medida bastante usada é a maximização da utilização da unidade de serviço (Us) ou a minimização do tempo resposta (TR), entre qualquer usuário do sistema de transporte e o estabelecimento hospitalar mais próximo. A princípio pretende-se calcular o número mínimo de leitos necessários de cada região, a partir de parâmetros estimados dessa região, de modo que se tenha confiança especificada de não faltar leitos após o socorro do paciente por uma unidade de serviço (Us). Nestes termos, deve-se sempre ter uma população usuária compatível com o atendimento. A Constituição Federal enfatiza a garantia de internamento a qualquer indivíduo necessitado. Logo, a população usuária do sistema será igual à população da região. Porém, se o objetivo é atender apenas a certos habitantes por meio das Us, deve-se estimar o percentual de atendimento, isto é, estimar cientificamente a demanda do sistema em regime de e ciência.

Palavras-Chave: População de Usuários. Tempo de viagem. Tempo de Resposta Máximo.Unidades de serviço. Teoria de Filas.

ESTIMATES OF INDICATORS OF THE MAIN VARIABLES INHERENT TO THE MOBILE PREHOSPITAL CARE SYSTEM

ABSTRACT

Freidenfelds (1980) introduced for the modeling of several transport systems demands the concepts of queuing theories and studied the problem of the capacity expansion of the transport system as a random process of life and death. He did that to show it is possible to adapt the stochastic model of demand growth into a deterministic model. Souza (1996) applied this theory to predict the expansion of the emergency care systems. Despite the supply model of service unit (Us) integrated into the hospitals - emergency care and inter-hospital removals - being considered a restricted market service, as new solutions are developed new knowledge is aggregated into an increasingly lower cost (GOLDBERG, 2004). The application of the developed model, using data from the Brazilian reality, is an important eld that must be studied. This analysis will make possible to assess the existing situation and may point out new directions in terms of public policies. It is empirically observed that whether urban or road transport service for pre-hospital mobile care faces great dificulties, that go from screening to examination - operational ow - up to the lack of literature. This fact allows us to quantify the results, as a way to improve the system e-ciency. Thus, the distribution of service stations of the regulation centers represents the ordering and orienting element of the State Systems of Urgency and Emergency. These centers must be structured in all levels, organizing the relation between several services, qualifying the flux of patients in the system and generating an integrative gateway for the hospitals, by which distress signals are received, evaluated and ranked. These rules must be followed by all services, whether public or private. It can be mentioned, as an example, that for emergency services a widely used measure is the maximization of the use of service unit (Us) or the minimization of response time (TR) between any user of the transport system and the nearest hospital. At first, we propose to calculate the minimum number of beds required in each region, based on the estimated parameters of that region, so that we have the specified confidence that beds are not missing after the patient has been rescued by a service unit (Us). In these terms, a user population must always be compatible with the treatment. It is important to point out that The Federal Constitution emphasizes the guarantee of internment to any individual in need. Therefore, the user population of the system will be equal to the population of the region. However, if the objective is to serve only certain inhabitants through the Us, we must estimate the service percentage, i.e., scienti cally estimate the demand of the system in an e-ciency regime.

Keywords: User Population; Travel Time - TV; Response Time - TR; Maximum Response Time; Service Units – US.

Artigo Recebido em 11/12/2017 e Aceito em 12/09/2018

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

1. INTRODUÇÃO

A necessidade premente de estimar as diversas variáveis do sistema de atendimento pré-hospitalar móvel, que responda adequadamente, por meio de indicadores, a qualidade desse serviço público é realmente de suma importância, especialmente, porque o atendimento pré-hospitalar móvel no Brasil vem crescendo nos últimos anos de forma geométrica e, nas últimas décadas, vem ocupando o primeiro lugar em acidentes de trânsito (OLIVEIRA & SOUSA, 2003) um dos principais eventos que demanda esse serviço público.

Na grande maioria desses serviços ofertados, nas principais cidades do Brasil, a estrutura de atendimento baseia-se fundamentalmente numa remoção do acidentado de forma desorganizada sem o prévio conhecimento dos leitos que estão disponíveis nos estabelecimentos hospitalares. Dessa maneira, formam-se verdadeiros corredores de indivíduos acidentados sem o prévio conhecimento de onde ficar.

A modelagem integrada aos estabelecimentos hospitalares - atendimento emergencial e remoções inter-hospitalares, apesar de ser um serviço de mercado estritamente restrito, à medida que novas soluções vão sendo desenvolvidas, novos conhecimentos vão sendo agregados a um custo cada vez menor (GOLDBERG, 2004).

Observa-se, empiricamente, que o serviço de transporte para atendimento pré-hospitalar móvel enfrenta grandes dificuldades, que vão desde a triagem para o atendimento - fluxo operacional - até a escassez da literatura, que possibilite a quantificar resultados, de modo a melhorar a e ciência do sistema.

Faz parte de uma política de urgência e emergência regionalizada, capaz de atender, dentro da região de abrangência, todos os usuários acidentados em situação de urgência ou emergência, e transportá-los com segurança, com acompanhamento de profissionais da saúde até o atendimento hospitalar. As

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

Centrais de Regulação que contém os Postos ou Estações de serviço representam o elemento ordenador e orientador dos Sistemas Estaduais de Urgência e Emergência. Essas Centrais devem ser estruturadas em todos os níveis, organizando a relação entre os vários serviços, qualificando o fluxo dos pacientes no Sistema e gerando uma porta de integração aos estabelecimentos hospitalares, por meio dos quais os pedidos de socorro são recebidos, avaliados e hierarquizados. Estas regras devem ser seguidas por todos os serviços, sejam públicos ou privados.

Para os profissionais que estão nos hospitais e clínicas (Pronto Socorro - PS e Unidade de Pronto Atendimento-UPA) é fundamental conhecer quais são as regras do serviço de atendimento pré-hospitalar móvel, os tipos de Unidades de Serviço (*Us*), incluindo os pré-requisitos, funções e limitações de cada profissional envolvido no atendimento, assim como o cenário do atendimento, mesmo que seja necessário o encaminhamento com o critério de “vaga zero”, que não deve ser considerado como medida punitiva e sim como uma medida necessária e mais adequada ao paciente específico.

O perfil da mortalidade se alterou ao longo das últimas décadas, tanto no Brasil, quanto no mundo. Se por um lado, a melhoria das condições sanitárias e os progressos da medicina reduziram as mortes por vários tipos de doenças, a massificação do automóvel, o sedentarismo, a longevidade e a violência urbana, dentre outros fatores, criaram ou acentuaram urgências médicas provenientes dos traumas (acidentes de trânsito) e clínicas (acidentes cardiovasculares), que por sua vez levam ao óbito as vítimas (TAKEDA, 2002).

Porém, muitas dessas mortes poderiam ser evitadas se o atendimento à vítima ocorresse nos primeiros instantes após a ocorrência da causa da urgência médica, pois esse tempo é determinante para a sua sobrevivência (ELLIOT, 2000). Esse tempo depende basicamente do número de unidades Us e da localização das estações ou postos de serviço, onde são alocadas essas unidades. Obviamente, quando se aumenta a quantidade de Us disponíveis, o tempo médio para atendimento de um acidente na emergência decresce

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

substancialmente, caso as unidades estejam favoravelmente distribuídas na região R, com base num critério estritamente científico. A regulamentação americana para esse tipo de serviço estabelece que 95% das solicitações numa dada região R de uma área urbana devem ser atendidas em, no máximo, 10 minutos, sendo este tempo estendido para 30 minutos no caso de R está situada numa região rural (BALL & LIN, 1993). Para os serviços de atendimento pré-hospitalar móvel, nas cidades de Londres e Montreal, 95% das solicitações atendidas devem ser servidas entre 14 e 10 minutos, respectivamente (GEANDREAU et al., 2001). No caso do Brasil, não existe especificações na legislação que determine os limitantes superiores e inferiores para o tempo resposta.

Para estabelecimento desses limites, Cordeiro (20012) definiu uma distribuição ótima para as *Us*, por meio de modelos estatísticos que considerem todas as variáveis inerentes para o pleno atendimento pré-hospitalar, tais como: tempo, distância, probabilidade de um usuário sofrer um acidente, taxas de acidentes, número de leitos dos estabelecimentos hospitalares, tamanho das zonas de atendimento e a população usuária para atendimento daquela região. Assim, a dimensão desse fenômeno vai muito além do aspecto humano, da perda de vidas. Sabe-se, que os serviços de atendimento pré-hospitalar móvel apresentam um alto grau de incerteza em suas características operacionais e, quanto maior for o grau de incerteza imputado, maior será a necessidade de respostas rápidas; sendo assim, menor será o fator de utilização das *Us* e, consequentemente, a qualidade do serviço ofertado aos usuários pode ser deteriorada.

No Brasil, segundo o relatório do estudo dos “Impactos sociais e econômicos dos acidentes de trânsito nas aglomerações urbanas brasileiras” IPEA (2004), os custos associados a essa perda chegaram a representar em média de 0,4% do PIB do País. Pode-se citar, a título de exemplo, que para os serviços emergenciais uma medida bastante usada é a maximização da

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: **http://www.revistaflammae.com.**

utilização da *Us* ou a minimização do tempo resposta (TR), entre qualquer usuário do sistema de transporte e o estabelecimento hospitalar mais próximo.

A princípio pretende-se calcular o número mínimo de leitos necessários para uma dada região, a partir de parâmetros estimados dessa região, de modo que se tenha confiança especificada de não faltar leitos após o socorro do paciente por uma *Us*.

Nestes termos, deve-se sempre ter uma população usuária compatível com o atendimento. A Constituição Federal enfatiza a garantia de internamento a qualquer indivíduo necessitado. Logo, a população usuária do sistema será igual à população da região. Porém, se o objetivo é atender apenas a certos habitantes por meio das *Us*, deve-se estimar o percentual de atendimento, isto é, estimar cientificamente a demanda do sistema de atendimento móvel em regime de e ciência. Em relação aos leitos disponíveis para internação, verifica-se que, no Brasil os 443.210 leitos existentes são distribuídos em: 33% públicos e 67% privados, dos quais 82% são SUS. No Nordeste as cidades de Fortaleza e Recife nessa ordem são as que mais ofertam leitos para internações. Ficando Recife com 8.089 leitos, com a seguinte distribuição: 44% públicos e 56% privados, dos quais 76% são SUS. Os indicadores representativos do número de leitos por mil habitantes, para internação e ofertados pelos estabelecimentos de saúde são muito heterogêneos. A média brasileira é de 5,75; enquanto o Norte é 4,91, Nordeste é 5,07, Sudeste 6,74, Sul é 5,68 e o Centro Oeste fica com 4,77. Com relação aos dados de população (IBGE, 2005), o Brasil possuía na época 188 milhões de habitantes dos quais 81% residem em áreas urbanas. Um simples cálculo com base no número de internações nos leva a afirmar, que o valor mínimo para um individuo sofrer algum tipo de acidente nas capitais brasileiras é da ordem de $4,2 \times 10^{-4}$. A região Nordeste é da ordem de $3, 90 \times 10^{-4}$, enquanto a região Sudeste é da ordem de $4, 03 \times 10^{-4}$. O tempo médio de hospitalização - TMH no Brasil é de 6,96 dias, enquanto no restante das regiões varia entre o mínimo

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

de 5,67 dias (Norte) ao máximo de 8,04 dias (Nordeste). Todos os valores supra-citados tem como base o Anuário de IBGE-2005.

Existem basicamente duas estratégias para gerir a capacidade em serviços emergenciais. A primeira consiste em 'perseguir' a demanda. Se a demanda aumenta, a capacidade aumenta; se diminui, a capacidade também diminui. Essa estratégia é conhecida na literatura como 'Demanda Atendida'. Já segunda estratégia consiste em fixar a capacidade em um nível capaz de atender a um determinado percentual da demanda máxima esperada. É a estratégia de nível de serviço. Essa decisão sobre o nível de serviço deve levar em conta a essencialidade e a existência, ou não, de serviços substitutos. A grande impedância dessa estratégia é o custo da ociosidade dos recursos quando a demanda é inferior ao nível de capacidade fixado. Assim, por exemplo, se um hospital está preparado para atender em 24 horas todos os pacientes que chegarem até as 18 horas de determinado dia, necessita de uma capacidade superior a um outro hospital que diz atender em 24 horas apenas os pacientes provenientes de determinada área geográfica. Certamente, o primeiro dispõe de mais recursos, sejam elas pessoas, unidades de serviço (*Us*) ou tecnologia. Seu custo estrutural deve ser maior, mas talvez isso lhe dê possibilidade de atender a pacientes em estado mais grave.

O Nível de Serviço pode ser entendido, então, como a probabilidade de que a demanda máxima prevista é satisfeita (FITZSIMMONS, 2001). Decidir qual a parcela da demanda máxima que o sistema pretende significa determinar o Nível de Serviço oferecido a sociedade. Uma vez decidido o nível de serviço, a empresa prestadora do serviço dimensiona os recursos necessários para atender àquele nível.

Na prática, o nível de serviço costuma ser definido de acordo com a natureza do serviço prestado, ou seja, o tempo decorrido entre a chegada de um paciente num hospital e o momento de ser atendido por um profissional de saúde. Para determinar o nível de serviço, a empresa prestadora do serviço deve fazer uma pesquisa junto a sociedade com objetivo de conhecer suas

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

expectativas quanto ao tempo resposta das suas solicitações de serviço de assistência. Descobre que 100% dos indivíduos pesquisados esperam que, entre a solicitação do serviço e a chegada da unidade de serviço (*Us*) decorram, no máximo, 10 minutos. Nessa mesma distribuição de frequência de expectativas, fica identificado também que 90% dos indivíduos esperam que aquele tempo seja, no máximo, de 12 minutos. Então, se a gestora do serviço considera que, com os recursos de que dispõe, consegue atender às chamadas em até 12 minutos, fixa o nível de serviço em 90%, ou seja, vai atender satisfatoriamente 90% dos usuários (indivíduos acidentados - usuários do sistema) e, deliberadamente, não vai atender os 10% que esperavam que a unidade de serviço (*Us*) chegasse em, no máximo, 10 minutos. Existem abordagens quantitativas para determinar o percentual ótimo da demanda máxima, ou seja, o nível de serviço. Um dos métodos que tem merecido mais atenção na literatura é a análise incremental entre o custo de faltar capacidade e o custo de sobrar capacidade.

Este método propõe que a empresa deve aumentar o nível de capacidade até o ponto em que o retorno esperado gerado pelo incremento marginal exceda a perda esperada para o último atendimento. O resultado do quociente entre o custo da falta e o custo da falta mais o custo da sobra, é chamado de ‘fração crítica’, que indica o nível de serviço ótimo para o sistema através de um valor que determina a probabilidade com que a demanda máxima deve ser atendida. Porém, é praticamente impossível determinar, com precisão su ciente, os custos de falta de unidades de serviço (*Us*), pois o custo de falta é muito alto-custo medido não necessariamente em dinheiro e sim em termos políticos e, inclusive, em termos de vidas fatais. Assim, o mérito da expressão acima é mostrar que quanto maior o custo da falta mais a fração se aproxima de 1, revelando a necessidade de um nível de serviço próximo a 100%. Teoricamente, o nível de serviço só é 100% se o custo de sobrar capacidade fosse igual à zero. Em outras palavras, o sistema deve estar preparado para atender à demanda máxima se a ociosidade dos recursos não representasse

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

custo algum para o sistema. Em resumo, essa ferramenta é apenas um auxílio à tomada de decisão quanto ao nível de serviço. Cabe ao gerente esclarecido usar o bom senso para estimar o que significa ‘faltar capacidade’ e o que significa ‘sobrar capacidade’.

2. DIMENSIONAMENTO DAS ESTAÇÕES INTEGRADAS AO SISTEMA ⊥ LEITOS HOSPITALARES

Considere uma dada região R com população inicial h. Cada usuário pertencente a essa região terá coordenadas (λ, μ) constantes ao longo do tempo, que são definidas por:

λ: taxa média de acidentes de um usuário;

μ: taxa média de ‘funcionamento’, usuário fora de atendimento.

Denomina-se λ e μ de taxas médias; pois, ‘a posteriori’ haverá necessidade de estimá-las a partir de uma população conhecida. O evento acidente é definido como qualquer entrada no estabelecimento hospitalar através de uma unidade de serviço - *Us*. As seguintes hipóteses são premissas para o dimensionamento da demanda do sistema:

1. O usuário da região só poderá sofrer acidente estando em funcionamento, ou seja, fora da hospitalização;

2. Todos os usuários acidentados e não-acidentados (em funcionamento) são considerados como variáveis aleatórias independentes;

3. São considerados usuários do sistema os indivíduos que chegam ao estabelecimento hospitalar usando como meio de transporte uma *Us*;

4. A população h é considerada uma função que não varia durante o tempo de aplicação das variáveis.

Pela primeira hipótese não computamos como acidentes as remoções (pacientes usuários que são transferidos de um estabelecimento hospitalar

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

para outro), pois são interações que não alteram o número de indivíduos hospitalizados - usuários do sistema. Sejam as seguintes definições:

TMH = $\lambda - 1$, tempo médio de hospitalização de um usuário do sistema;

TMF = $\mu - 1$, tempo médio de funcionamento de um indivíduo não acidentado.

Sendo TV o tempo de viagem de uma *Us*, pode-se então escrever que $\lambda - 1$ = TV + TMH, pois no momento que o individuo sofre acidente ele passa a ser usuário do sistema; e no momento que sai do hospital o usuário fica 'bom' estando fora do sistema. Uma aproximação dessa equação à realidade pode ser feita, pois como citado anteriormente o TMH varia de 6,1 dias a 8,65 dias. Assim é factíve considerar que TMH >> TV e dessa maneira pode-se a princípio negligenciar esta variável fazendo, TMH = $\lambda - 1$.

A pressuposição de TV = 0 está coerente com a terceira hipótese, no sentido de que não está sendo considerado possíveis aperfeiçoamentos nos serviços das *Uss* do tipo GPS; pois esses somente alteram o TV , que esta sendo relaxado na modelagem inicial. Logo, relaxando TV, pode-se considerar que λ e μ são taxas que um indivíduo qualquer entra e sai no sistema, respectivamente, no estabelecimento hospitalar. Dessa maneira tem-se: TMF > TMH ou $\lambda - 1 < \mu - 1$. A Figura 2.1 expressa de forma clara uma representação esquemática entre a realidade do funcionamento do sistema 'versus' funcionamento do sistema aproximado para essa fase inicial (T V = 0).

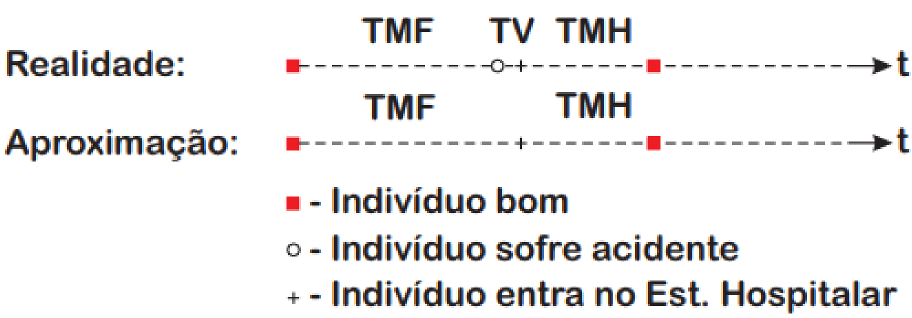

Figura 2.1: Esquematização dos Deslocamentos.

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: **http://www.revistaflammae.com**.

Seja agora Xt definida como sendo uma variável aleatória que representa o número de indivíduos bons na região R no instante de tempo t. A população usuária máxima do sistema (demanda máxima do sistema – h_{max}) representa toda a comunidade (população h) da região R. Enquanto a população usuária do sistema (demanda efetiva) refere-se aos indivíduos acidentados (usuários) da região R, que foram transferidos para um estabelecimento hospitalar usando como meio de transporte a *Us*. Seja j o estado; diz-se que o sistema está no estado j - Ej no tempo t se e somente se Xt = j. Então, pode-se definir, que a probabilidade de um individuo no estado j esteja bom seja dado por: Pj (t) = P(Xt = j). O tempo é uma medida linear através da qual o sistema se movimenta, e pode ser visto como um parâmetro. Devido à existência do tempo, existe: passado, presente e futuro. Usualmente se sabe qual foi a trajetória que o sistema tomou para chegar ao estado atual. Usando esta informação, o objetivo é antecipar o futuro comportamento do sistema em termos básicos de um conjunto de atributos. Por razões de modelagem, o estado e o tempo podem ser tratados de forma contínua e discreta. Mas, por razões computacionais e considerações teóricas, o estado é considerado em forma discreta. Quando as características do processo são governadas pela teoria da probabilidade, se tem um processo estocástico. Para obter uma computação tratável, assumi-se que o processo estocástico satisfaz a propriedade de Markov. Isto é, o caminho que o processo segue no futuro depende só do estado atual e não da sequência de estados visitados previamente ao estado atual. A Figura 2.2 elucida a concepção das entradas e saídas do sistema numa dada região R. Vale salientar, para que as hipóteses primeira e segunda obedeçam ao processo Markoviano (HOEL, 1996), o fluxo total líquido no sistema S em A'A é zero.

Revista FLAMMAE
Revista Científica do Corpo de Bombeiros Militar de Pernambuco
Seção 1 – Artigos Técnicos Científicos
Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

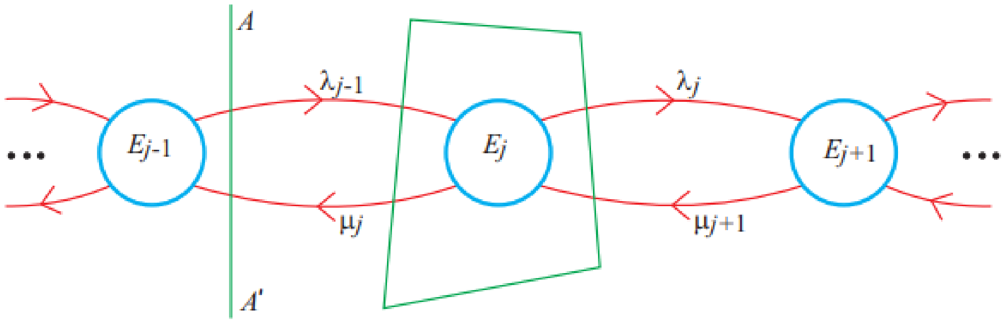

Figura 2.2: Entradas x Saídas do Sistema – Processo Markoviano.

A seguir, as equações que explicam a dinâmica de estado; (λj) - taxa de usuários acidentados (entrada no sistema) e (μj) - indivíduos bons (saída do sistema), configurando-se no processo nascimento e morte, respectivamente, conforme o diagrama da Figura 2.2.

$$\lambda_j = (h - j)\lambda \quad \text{e} \quad \mu_j = j\mu \quad \text{para } j = 0, 1, \ldots, h.$$

A equação diferencial que rege o processo de entrada e saída do sistema é especificada pela taxa de variação Pj (t) em relação a t, ou seja:

$$P_j'(t) = \lambda_{j-1}P_{j-1}(t) + \mu_{j+1}P_{j+1}(t) - (\lambda_j + \mu_j)P_j(t).$$

Na situação limite, o sistema atinge o equilíbrio estatístico - estabilidade de estado, quando (t ≥ te). Para a busca desse equilíbrio, faz-se necessário tomar o limite de P' j (t) quando t → +∞, ou seja: lim t→+∞ P 0 j (t) = 0. Chega-se, assim, a equação de equilíbrio estatístico do sistema - equação de estabilidade de estado do sistema.

$$(\lambda_j + \mu_j)P_j(t) = \lambda_{j-1}P_{j-1}(t) + \mu_{j+1}P_{j+1}(t), \quad com \quad j = 0, 1, \ldots, h. \tag{2.1}$$

Da equação (2.1), fazendo j = 0, chega-se a: $\lambda_{-1} = \mu 0 = P_{-1}(t) = P_{h+1}(t) = 0$, em que Pj representa a proporção do tempo que a região R contém j indivíduos

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

bons isto é, *Pj = P(X = j)*. Já o *lim t→+∞ Xt = X*, representa o número de indivíduos não acidentados da região R após o equilíbrio estatístico. Ainda com base no diagrama da Figura 2.2, pode-se de nir as equações de transição do estado j para o estado j + 1.

$$\lambda_j P_j = \mu_{j+1} P_{j+1}, \quad \text{onde} \quad j = 0, 1, \ldots, h, \quad \text{e } \lambda_{-1} = \mu_0 = P_{-1} = P_{h+1} = 0. \qquad (2.2)$$

Como *λj = (h − j)λ* e *μj = jμ*, então fazendo as devidas substituição na equação (2.2), chega a equação recursiva para Pj+1.

$$P_{j+1} = \frac{h-j}{j+1} \frac{\lambda}{\mu} P_j, \quad \text{com } j = 0, 1, \ldots, h. \qquad (2.3)$$

A distribuição de Pj representa uma verdadeira distribuição de probabilidade, pois $\sum_{j=0}^{h} P_j = 1.$ Dessa maneira o valor de P0 é obtido a partir da equação abaixo:

$$\sum_{j=0}^{h} P_j = \sum_{j=0}^{h} C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j P_0 = 1 \qquad (2.5)$$

Ao substituir a expressão de P0, obtida na equação (2.5), na equação (2.4), encontra-se uma forma simplificada para o calculo dos Pjs.

$$P_j = C_h^j \frac{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j}{\sum_{j=0}^{h} C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j}. \qquad (2.6)$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

O termo $\sum_{j=0}^{h} C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j$ representa o desenvolvimento do binômio, cuja expressão mais simples é $\left(1+\frac{\lambda}{\mu}\right)^h$. Ao substituir o binômio na equação (2.6), obtém-se a equação que estabelece a proporção do tempo t que a região R contém j indivíduos bons.

$$P_j = C_h^j \frac{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j}{\left(1+\frac{\lambda}{\mu}\right)^h}. \tag{2.7}$$

Seja agora p a probabilidade de um individuo em R estar bom no longo horizonte de tempo, ou seja, p é a proporção do tempo que ele indivíduo permanece bom. Essa equação representa na verdade o quociente entre o TMF com (TMF + TMH).

$$p = \frac{1}{\mu} \div \left(\frac{1}{\mu}+\frac{1}{\lambda}\right) \quad ou \quad p = \frac{\lambda}{\lambda+\mu}. \tag{2.8}$$

Tomando o complemento na equação (2.8), vem que $(1-p) = \left(\frac{\mu}{\lambda+\mu}\right)$, que representa a probabilidade de um individuo da região R passar a ser usuário do sistema, isto é, sofrer um acidente e usar a unidade de serviço (*Us*) como meio de transporte até um estabelecimento hospitalar. É importante salientar que essas probabilidades se estabilizam no longo horizonte processo frequentista (HOEL, 1996).

Observe-se, que pela equação (2.8), se obtém o quociente entre $\left(\frac{p}{1-p}\right)$; que representa a razão entre o TMF e o TMH. Logo, substituindo o termo $\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)$ da equação (2.7), chega-se para a função de probabilidade de *Pj* ,

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

uma distribuição bastante conhecida, que é a distribuição binomial com probabilidade de sucesso p e insucesso (1 − p).

$$P(X = j) = C_h^j \, p^j \, (1 - p)^{h-j}, \quad j = 0, 1, \ldots, h. \tag{2.9}$$

Após a definição da distribuição de X é importante calcular as estatísticas da distribuição. Assim, o número de indivíduos bons (X) após o sistema atingir o equilíbrio estatístico segue uma distribuição binomial de média E(X) = hp e variância *V (X) = hp (1 − p).* Seja Y uma outra variável aleatória que representa o número de usuários do sistema removidos para um estabelecimento hospitalar utilizando como meio de transporte a *Us*. Assim a variável população pode ser escrita como *H* = *X* +*Y* ; e, como Y é uma binomial, H também segue a lei binomial (HOEL, 1996). Em sendo assim, pode-se calcular a probabilidade de j indivíduos acidentados na região R ser usuários do sistema.

$$P(Y = j) = C_h^j (1 - p)^j p^{h-j}, \quad j = 0, 1, \ldots, h. \tag{2.10}$$

Considere agora, que $Y = \sum_{i=0}^{h} Y_i$ e sendo os *Yi* independentes. Usando o conceito de variável 'dummy', em que *Yi* = 1 se o i-ésimo indivíduo for usuário do sistema (removido para estabelecimento hospitalar usando como meio de transporte a Us) ou Yi = 0 se não. Então, *E(Yi) = (1 − p)* e *V (Yi) = (1 − p)p*. Em virtude de h ser grande em comparação com Y tem-se pelo teorema do limite central (FELLER, 1975), que a variável aleatória Y será uma normal com seguinte representação: Y ∼ *N(h(1 − p), h(1 − p)p)*. Para se ter uma ideia, suponha que a população da região R seja h = 15.000 - ordem de grandeza 10^4 ; admitindo, que a probabilidade de um indivíduo esteja bom (não acidentado) na região R é de p = 0, 999. Então é importante saber qual é a probabilidade para que um indivíduo nunca seja usuário do sistema-; nunca ocorra um acidente com esse individuo dentro da região R de modo que, ao sofrer um acidente será removido para um estabelecimento hospitalar usando como meio de transporte a *Us*.

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

$$P(Y \leq 0) = P\left(Z \leq \frac{0 - h(1-p)}{\sqrt{h(1-p)p}}\right) \tag{2.11}$$

ou

$$P(Y \leq 0) = P\left(Z \leq -\sqrt{\frac{h(1-p)}{p}}\right), \tag{2.12}$$

Sendo Z ∼ N(0, 1). Fazendo as devidas substituições encontra-se que: P(Y ≤ 0) = P(Z ≤ −3, 8749) = 0, 0001 6= 0. Logo, usar uma Z ∼ N(0, 1) - normal reduzida, não traz resultados significativos, pois imputa a P(Y ≤ 0), uma probabilidade 0, 0001 - somente dez vezes menor do que a ordem de grandeza de (1 − p) = 0, 001, a um evento que temos a certeza que jamais pode ocorrer. Por conseguinte, para maiores aperfeiçoamentos nos serviços de atendimento préhospitalar (CORDEIRO et al, 2015) e (TAVAKOLI & LIGHTNER, 2003), sugerem que as regiões correspondentes a divisão de uma cidade devem ser menores de modo que: h ↓ imputa um P(Y ≤ 0) ↑.

Para corrigir tal distorção de P(Y ≤ 0), faz-se necessário adotar o seguinte procedimento: ao invés de Y ser tratada como uma normal Z ∼ N(0, 1), tratar Y como um normal truncada, cuja função densidade de probabilidade (f.d.p.) é dada por:

$$f(Y) = c\,(2\pi\ V(Y))^{-0,5} \exp \frac{-1}{2}\left(\frac{Y - h(1-p)}{V(Y)}\right)^2, \tag{2.13}$$

com Y > 0 e c representando a constante de correção para a f.d.p. de Y , calculada por: $c = \Phi^{-1}\left(\frac{E(Y)}{\sqrt{V(Y)}}\right).$

Como E(Y)=h(1 − p) e V (Y) = h(1 − p)p então $c = \Phi^{-1}\left(\frac{h(1-p)}{\sqrt{h(1-p)p}}\right).$ Para considerar Y como uma normal sem truncamento, dessa forma faz-se

Revista FLAMMAE
Revista Científica do Corpo de Bombeiros Militar de Pernambuco
Seção 1 – Artigos Técnicos Científicos
Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

Φ −1 (∆) = 1. Logo, pela tabela da distribuição normal (h(1 − p)p −1) 0,5 ≥ 4. Então, a condição para o uso da distribuição Z é calcular o valor mínimo para h que satisfaça a condição de $h \geq \left(\frac{16p}{1-p}\right).$

Para dimensionar h é preciso conhecer ‘a priori’ o número de leitos (nL) a serem ofertados pelos hospitais, que estão situados na região R. Em conhecendo nL o problema consiste agora em calcular a máxima população usuária do transporte por *Us*, de modo que a probabilidade de não faltar leitos (α) seja conhecida. A solução desse problema será importante na divisão de uma cidade em zonas de atendimento (ZA) que corresponderão biunivocamente aos hospitais. Dessa maneira, conhecendo-se nL chega-se ao cálculo da sua população usuária e a correspondente zona. Considere que

Y ~ N(h(1−p), h(1−p)p) ; então pode-se calcular a probabilidade P(Y ≤ nL) = α.

$$P(Y \leq n_L) = c\,(2\pi\ h(1-p)p)^{-0{,}5} \int_0^{n_L} \exp \frac{-1}{2}\left(\frac{Y-h(1-p)}{V(Y)}\right)^2 dY. \qquad (2.14)$$

Para tornar mais prático o resultado da solução da equação acima, façamos θ = E(Y) = h(1 − p) e σ 2 = V (Y) = h(1 − p)p. Usando truncamento à esquerda, vem:

$$P(Y \leq n_L) = \frac{\left[\Phi\left(\frac{n_L-\theta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{-\theta}{\sigma}\right)\right]}{\Phi\left(\frac{\theta}{\sigma}\right)} = \alpha.$$

Como $\Phi\left(\frac{-\theta}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{\theta}{\sigma}\right)$, então chega-se a uma expressão bastante simples para o 14 cálculo h, ou seja: $\frac{\left[\Phi\left(\frac{n_L-\theta}{\sigma}\right) + \Phi\left(\frac{\theta}{\sigma}\right) - 1\right]}{\Phi\left(\frac{\theta}{\sigma}\right)} = \alpha.$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

Para finalizar, substitui σ e θ pelos seus respectivos valores da distribuição Y ~ N(h(1 − p), h(1 − p)p). A equação abaixo, apresenta a estimativa de nL.

$$\Phi\left[\frac{n_L}{(h(1-p)p)^{0,5}} - \left(h(1-p)pp^{-1}\right)^{0,5}\right] = 1 + (\alpha - 1)\Phi\left(h(1-p)p^{-1}\right)^{0,5}. \qquad (2.15)$$

A equação (2.15) é bem geral pois permite calcular nL a partir de h e vice-versa sob quaisquer condições. Porém, se a condição $h \geq 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$ for satisfeita, o problema se inverte, e o cálculo é feito por Z ~ N(0, 1). Dessa maneira, conhecendo h e p, deseja-se agora calcular nL.

$$P(Y \leq n_L) = \Phi\left(\frac{n_L - \theta}{\sigma}\right) = \alpha. \qquad (2.16)$$

Fazendo para as substituições de θ e σ - o mesmo procedimento para obtenção da equação (2.15)

$$\Phi\left[\left(\frac{n_L}{h(1-p)p}\right)^{0,5} - \left(h(1-p)pp^{-1}\right)^{0,5}\right] = \alpha. \qquad (2.17)$$

A equação final para o cálculo de nL conhecendo h e p é dada por:

$$n_L = \sqrt{h(1-p)p}\ \Phi^{-1}(\alpha) + h(1-p) \ \text{ ou } n_L = \sqrt{V(Y)}\ \Phi^{-1}(\alpha) + h(1-p). \qquad (2.18)$$

Considerando, que não devem faltar leitos nos hospitais, então α = 1. Logo, com base na tabela da distribuição normal, $\Phi^{-1}(\alpha) \geq 4$, ou seja, $n_L \geq 4\sqrt{h(1-p)p} + h(1-p)$. . Nesse caso, a busca do mínimo para nL se obtém da igualdade:

$$n_{L_{min}} = 4\sqrt{h(1-p)p} + h(1-p) \ \text{ ou } \ n_{L_{min}} = 4\sqrt{V(Y)} + E(Y). \qquad (2.19)$$

Na equação (2.15) aplica-se a condição de $h < 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$. Claro, que h pode ser conhecida ou não. Exemplificando, se a população de uma

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

determinada zona for 15.000; e, para (1−p) = 0, 001, tem-se que o valor calculado para h é 15.840 considerando a condição de $16\left(\frac{p}{1-p}\right)$. Esse resultado é maior que população da zona. Então, ao fixar a hipótese da probabilidade de não faltar leitos, por exemplo, α = 95%, obrigatoriamente aplica-se a equação (2.15). Em suma, dado certo h satisfazendo a condição de $h < 16\left(\frac{p}{1-p}\right),$ calcula nL partindo da equação (2.15):

$$n_L = h(1-p) + \sqrt{h(1-p)p}\;\Phi^{-1}\left[1 + (\alpha - 1)\;\Phi\left(\sqrt{h(1-p)p^{-1}}\;\right)\right]. \qquad (2.20)$$

Exemplificando, substituindo na equação (2.20), (1−p) = 0, 001, h = 14.000 < $16\left(\frac{p}{1-p}\right)$ e com α = 95%, resulta o valor de nL = 20 leitos. Agora, garantindo 100% de possibilidade de não faltar leitos, então α = 1 e dessa forma, da equação (2.15) se obtém a equação (2.17). A maior dificuldade para achar h está em resolver a equação (2.15). Para facilitar a solução, busca-se h, por meio do método iterativo de Newton - Rapson (REGUEIRA, 1999). Para isso, basta transformar a equação (2.15) na equação abaixo, usando

b = $\sqrt{h(1-p)p^{-1}}.$ $\left(\frac{b^2 p}{1-p}\right).$ Finalizando, calcula-se a raiz b da equação abaixo e posteriormente h por

$$\Phi\left(\frac{n_L}{pb} - b\right) = 1 + (\alpha - 1)\;\Phi(b). \qquad (2.21)$$

Recife atualmente disponibiliza 8.089 leitos hospitalares; na prática ao dividir a cidade em ZAs, com certeza os nLs a serem disponibilizados são maiores que 40. Este valor foi calculado considerando o caso extremo, em que cada Zona representa um bairro da cidade (Recife possui no máximo 200 bairros). Fixando

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

a variabilidade média de (1 − p) entre 4, 2 × 10−4 (média nacional) a 1, 0 × 10−2 obtém-se com essa variação de valores que a condição h ≥ 16 $\left(\frac{p}{1-p}\right)$ será sempre obedecida. Portanto, a busca por h é sempre a partir da equação (2.17). Agora, fazendo o devido isolamento de h, vem:

$$h = \frac{1}{4}\frac{p}{(1-p)}\left\{\left[\sqrt{(\Phi^{-1}(\alpha))^2 + \frac{4n_L}{p}}\right] - \Phi^{-1}(\alpha)\right\}^2. \qquad (2.22)$$

Assim, para nL > 40 e fazendo (1−p) variar no intervalo de 4, $2{\times}10^{-4}$ a $1{,}0{\times}10^{-2}$, tem-se na equação (2.22) uma forma muito prática de se calcular h; não precisando utilizar o método iterativo de Newton - Raphson. No caso de interesse - não faltar leitos, α = 1. Substituindo $\Phi^{-1}(1) \geq 4$ na equação (2.15), o valor de h fica em função de nL e vice-versa.

$$n_L \geq 4\sqrt{h(1-p)p} + h(1-p).$$

O valor da população usuária máxima (demanda máxima) h_{max} é calculado considerando a igualdade e, portanto:

$$h_{max} = \frac{\left(\sqrt{4p + n_L} - 2\sqrt{p}\,\right)^2}{(1-p)}. \qquad (2.23)$$

A equação (2.22) é a equação (2.23) para α = 1. Assim, sempre que almejar a garantia da existência de leitos (α = 1), aplica-se a equação (2.22) independente de h ser $16\left(\frac{p}{1-p}\right)$ ou $< 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$. Da equação (2.22) conclui-se: se α ↑ então h ↓; quando α → 0, h → +∞.

A Organização Mundial de Saúde - OMS preconiza para a conjuntura hospitalar, que o número de leitos hospitalar de uma cidade pode ser determinado a partir de um índice que espelha a relação de 1 leito para cada 1000 habitantes. Cada país adota um índice diferente. Observe que a fixação de um mesmo índice para todas as regiões num país de dimensões continentais é incorrer em erros grosseiros. É fato, que as condições para um

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

habitante sofrer um acidente e ser removido para hospitalização variam com a região. Nas capitais a probabilidade é bem maior que nos estados respectivos.

Partindo então da equação (2.23), se nL for muito grande ($nL \to +\infty$) e α qualquer valor 0 < α 5 1, tem-se: h = nL (1 − p) −1 ou (1 − p) = nL h −1 , e assim (1 − p) pode ser definido como sendo o fator de unidade de leitos por habitante, e dessa forma, o número de leitos se iguala ao número esperado de indivíduos acidentados E(Y) - usuários do sistema. Portanto, pode-se concluir que quanto maior for nL menor será o percentual médio de ociosidade (tendência da população usuária do sistema a se igualar a oferta de leitos); esse tempo médio de ociosidade tende a zero quando $nL \to +\infty$.

3.Estimativa de p - pˆ Após o Equilíbrio Estatístico

Considere Yt a variável aleatória que representa o número de indivíduos acidentados (usuários do sistema) e hospitalizados no tempo t e seja In o número de usuários internados nos estabelecimentos hospitalares de uma dada região R no período $\Delta t = (t_2 - t_1)$, que no caso do levantamento feito pelo IBGE é anual (365 dias). Seja agora, I_{n1}, o número de usuários hospitalizados remanescentes no instante de tempo t1. A área A da curva Yt entre t_2 e t_1 conforme a Figura 3.1, representa o total de usuários acidentados e hospitalizados no período Δt (usuários x dia). Então o Tempo Médio de Hospitalização - TMH para todos os indivíduos (indivíduos bons + usuários do sistema) da região R após o equilíbrio estatístico será calculado por:

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

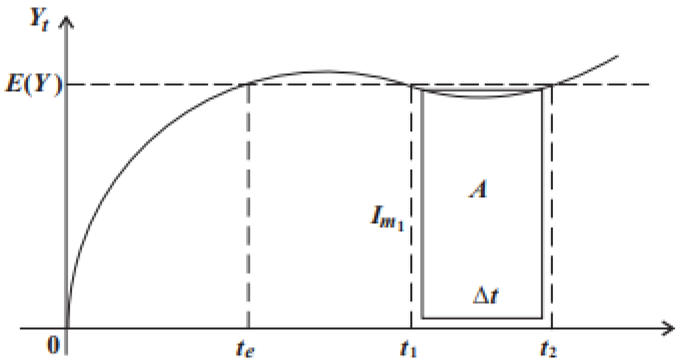

Figura 3.1: Representação da Curva de (Y_t) x t.

$$TMH = \frac{(A - I_{n_1}TMH)}{(I_n - I_{n_1})}. \tag{3.1}$$

Resolvendo, vem: TMH = A(In) $^{-1}$. Como TMH = λ $^{-1}$, então λˆ = In(A) $^{-1}$. Agora, o valor esperado de Y para t ≥ te (ponto de equilíbrio estatístico) é: E(Y) = h(1 − p) = A(Δt)$^{-1}$ e, então, a estimativa para p é dada pela equação seguinte:

$$\hat{p} = \frac{(h\Delta t - A)}{h\Delta t}. \tag{3.2}$$

Das equações (3.1) e (3.2), encontra-se o valor estimado de μ e consequentemente TMF = μ^{-1} .

$$\hat{\mu} = \frac{I_n}{(h\Delta t - A)}. \tag{3.3}$$

Claro, que esse seria o procedimento de estimação correto para TMH - equação (3.1), ou seja, conhecendo-se a curva Y em função de t, o valor de A seria calculado pela integral de Y entre t_1 e t_2. Logo, com o resultado de A (usuários x dia) se calcula o valor de E(Y) - número médio de indivíduos acidentados na região R, que são removidos para hospitalização usando como meio de transporte as *Us*.

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

Na prática o coe ciente de variação de Y - dispersão relativa de Y é muito pequena em relação à h. Esse coeficiente por definição é $\sqrt{\frac{V(Y)}{E(Y)^2}}$. O que representa o número de desvios padrões por unidade de média.

$$C_Y = \sqrt{\frac{p}{h(1-p)}}. \qquad (3.4)$$

Assim, o CY em função de A e ∆t é dado por:

$$C_Y = \sqrt{\frac{(h\Delta t - A)}{Ah}}. \qquad (3.5)$$

Para tornar mais claro a metodologia desenvolvida, faz-se necessária aplicá-la nas três principais capitais dos estados do Nordeste (foi a região que apresentou o maior TMH) mais as cidades de Belo Horizonte e Curitiba. Para as estimativas dos TMHs $(\widehat{TMH})$, tem-se as seguintes considerações:

1. A remoção do acidentado se dará para qualquer estabelecimento hospitalar (público mais privado);

2. A remoção do acidentado somente se dará para os estabelecimentos oficiais (públicos mais hospitais privados conveniados pelo SUS).

Os TMHs calculados são considerando os hospitais privados, privados conveniados com o SUS e os oficiais públicos. Em todos os cálculos feitos para o número mínimo de leitos n_{Lmin} utiliza-se a equação (2.19) e, para as considerações 1 e 2 , usa-se a confiabilidade 100% (α = 1). Esse resultado é comparado com os leitos oficias visando à estimativa dos dé cites de leitos. Além do mais, para cada cidade é estimada a população usuária máxima do sistema - demanda máxima (hmax) - equação (2.23).

Também, foram estimados os n_{Ls} com confiabilidade 95%. Todos os cálculos acima são apresentados na Tabela 3.1. Quanto aos dados de entrada

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

para efetuar as devidas estimativas, os mesmos foram obtidos da Assistência Médica Sanitária - AMS (IBGE, 2005).

Cidades	*TMF (dias)*	*TMH (dias)*	$\hat{p}$	$(1-\hat{p})$
Recife	1.641,24	9,98	0,994560	0,00544
Fortaleza	2.794,77	9,78	0,996511	0,00349
Salvador	3.425,39	10,02	0,997083	0,00292
BeloHorizonte	2.221,13	8,27	0,996291	0,00371
Curitiba	1.617,35	5,65	0,996518	0,00348

Tabela 3.1: População usuária do Sistema × Mínimo de Leitos com 100%Confiabilidade.

Cidades	$Pop-h$	*Hospitalizaes*-I_n	*Leitos*-n_L	*Leitos*-$n_{L_{mim}}$
Recife	1.486.869	328.870	8.089	8.448
Fortaleza	2.332.657	303.585	8.138	8.880
Salvador	2.631.831	279.623	7.676	8.026
B.Horizonte	2.350.504	384.838	8.719	9.002
Curitiba	1.727.010	388.392	6.013	6.323

Os dados da Tabela 3.1, foram calculados a partir dos valores estimados de p (pˆ) , (1 − p) (1 − pˆ) das cidades de Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba. A título de informação, a cidade de Salvador tem uma população maior que Recife; mas, a probabilidade de um indivíduo sofrer um acidente e ser removido para hospitalização é 0, 00292 na cidade de Salvador, enquanto na cidade do Recife é de 0, 00544. Por isso é que o mínimo exigido de leitos é maior em Recife (8.448) comparativamente a Salvador (8.026); que ainda tem menos leitos nos estabelecimentos hospitalares oficiais (7.676).

Quanto aos valores estimados do TMH, n_{Lmin} e h_{max} não se constatam nenhuma anormalidade. Observe-se, que para o conjunto de elementos constituídos pelas probabilidades estimadas (pˆ) o valor da variância é da ordem de grandeza 10^{-7}. Outrossim, os percentuais dos déficits referentes ao número mínimo de leitos das cidades se situam dentro de uma uniformidade. Logo, pode-se afirmar que as probabilidades de um usuário acidentado ser removido para a hospitalização é, do ponto de vista estatístico, praticamente a

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

mesma para todas as cidades analisadas. O número de leitos em todas as organizações hospitalares oficiais e particulares de cada uma dessas cidades é inferior ao mínimo exigido. Constata-se, para todas as cidades estudadas os déficits de leitos ficam em torno de 4,5%. Agravando-se quando se considera somente os leitos oficiais. Como os hospitais particulares não se consideram compatíveis com a política de atendimento a qualquer pessoa, o percentual de dé cite de leitos hospitalares fica em: 16,7% para Recife, 13,5% para Fortaleza, 19,46% para Salvador, 26% para Belo Horizonte e 26% para Curitiba. Assim não se pode garantir vaga de leitos a qualquer indivíduo das cinco cidades analisadas. Talvez, esses 'escabrosos' déficits sejam decorrentes de 'fatores preponderantes', que dificultam o aumento do nL, por meio da criação de mais estabelecimentos oficiais, entre os quais se destacam:

1. O alto custo de planejamento, construção e manutenção dos estabelecimentos hospitalares;
2. O custo de instalação e compra de equipamentos;
3. A escassez de pessoal qualificado (médicos e para-médicos), para o funcionamento adequado dos serviços hospitalares.

Para as cinco cidades analisadas e a partir do número de leitos dos hospitais oficiais encontra-se pela equação (2.23) a população usuária máxima e assim o percentual de cobertura da população que pode sofrer hospitalização nas organizações oficiais. Esse percentual de cobertura para a cidade de Recife é de 79,631%, enquanto de Salvador é maior, porém não muito (81,881%). Um fato que chama atenção refere-se à distribuição dos fatores leitos por 1.000 habitantes. O da cidade do Recife fica acima das outras capitais. Isso pode ser explicado, pois Recife é uma cidade de pequena área, ficando próximo de 200 Km2 e onde no seu entorno encontram-se cidades com população mediana tais como, Cabo, Jaboatão, Olinda e Camaragibe, tendo as duas primeiras uma área de abrangência muito superior a Recife.

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

4. Detalhamento para estimar TMH e A

Nem todas as organizações hospitalares dos estados brasileiros ou de algumas capitais, possuem estatísticas para facilitar o cálculo da área A (internamentos × dia), e consequentemente o número médio de hospitalizados. Dessa forma, fica difícil avaliar essa área A por algum método direto, ou seja, determinar a integral de Y (t) usando o procedimento gráfico. Para isso bastaria dividir a região definidora de A em pequenas áreas trapezoidais -; ou por controle contínuo (no tempo t quantificar o número de hospitalizados e considerá-lo até t+ Δt onde t+ Δt corresponde a próxima entrada ou saída em termos de área Y (t)Δt e assim sucessivamente até a determinação da área total); ou nais formalmente por controle discreto (formalizar os pares ordenados *(t, Y (t)), (t +* Δ*t, Y (t +* Δ*t), (t + 2*Δ*t, Y (t + 2*Δ*t)* e assim por diante até encontrar o número médio de hospitalizados). Como a frequência em que ocorre as hospitalizações é grande, então para se obter uma amostragem razoável com certa confiabilidade, o controle desses dados não é fácil para ser implantado, principalmente nos hospitais controlados pelo SUS.

Pode-se estimar o TMH $\widehat{(TMH)}$ adimitindo-se o mesmo TMH tanto para os hospitais do SUS e particulares. Dessa maneira, a avaliação da área seria por Aˆ = In$\widehat{(TMH)}$. A Figura 4.1 elucida a sistematização das operações para obtenção dos $\widehat{(TMH)}$ e pˆ

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

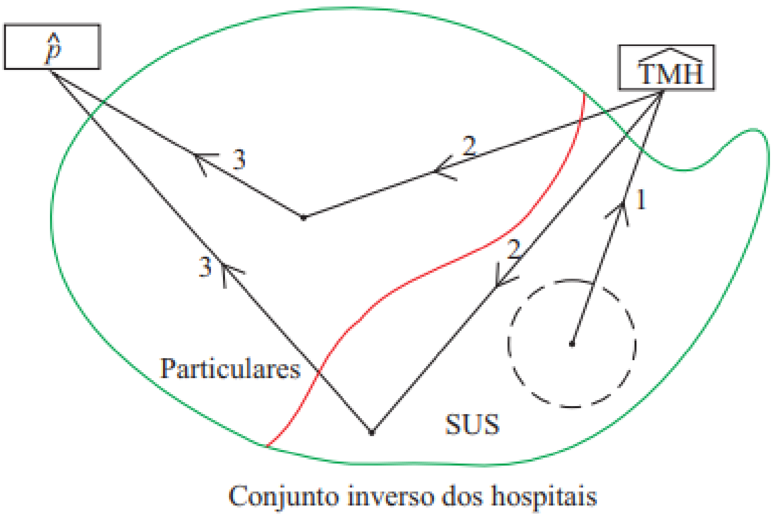

Figura 4.1: Sistematização das Operações para o Cálculo do $\widehat{TMH}$ e $\hat{p}$.

A seguir, apresenta-se o esquema operacional para o cálculo do $(\widehat{TMH})$ e pˆ.

Operação 1. Determinação das áreas A (graficamente, controle contínuo ou discreto) nas clínicas ou hospitais credenciados pelo SUS ou hospitais particulares e a estimação do TMH a partir de uma ponderação.

Operação 2. Supor TMH o mesmo para todos os hospitais particulares ou oficiais.

Operação 3. Considerando o número total de internamentos em todos os hospitais estimasse o p. Se a premissa é garantir hospitalização aos segurados do SUS, ou a todo indivíduo em geral - conforme prevê a Constituição Federal - o internamento pode ser feito em qualquer hospital - então, qualquer variante para estimação de TMH e p deve ser ponderada segundo os hospitais do SUS e os particulares. Em síntese: tudo depende da política fixada para o serviço de atendimento pré-hospitalar móvel: ‘hospitalizar quem?’ e ‘onde pode ser feita a hospitalização?’

Por exemplo o Hospital da Universidade de Pernambuco - Hospital da Restauração - situado numa das principais vias de tráfego do Recife, possui

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

atualmente 535 leitos. Quantos usuários podem utilizá-lo com confiabilidade de 100%? Aplicando a equação (2.23), tem-se:

$$h_{max} = \frac{\left(\sqrt{n_L + 4p} - 2\sqrt{(p)}\right)^2}{(1-p)} = 83.397\ usu\acute{a}rios.$$

Assim, esse hospital pode servir uma área com 84 mil habitantes. Se o mesmo for destinado somente aos segurados do SUS esta área é maior, e em qualquer caso, essa área pode ser calculada pela estimação da densidade de usuários correspondente a política de atendimento adotado para o hospital.

5. Estudo do Número de Indivíduos Usuários do Sistema Hospitalizados com o Tempo

O estudo da estimativa do número de usuários do sistema é feito com base na analogia com um sistema constituído por uma máquina de dois estágios; funcionando e parada, equivalente aos estágios da população h (não-acidentado e acidentado), isto é, de mesmas taxas médias de transição λ (entrada) e μ (saída), sendo essa analogia representada pela Figura 5.1.

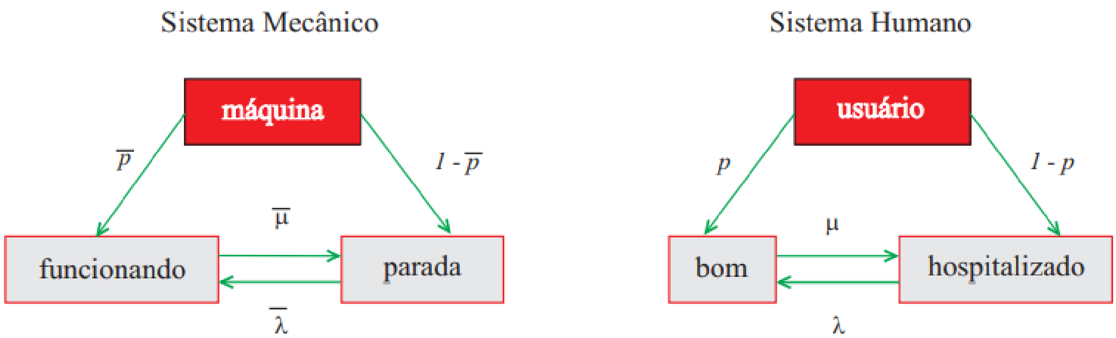

Figura 5.1: Analogia Sistema Mecânico x Sistema Humano.

Tendo a população h da região R j indivíduos não-acidentados (bons), então: *λj = (h − j)λ e μj = jμ,* para j = 0, 1, . . . , h. O valor médio de λ (λ) pode ser calculado usando o conceito de média ponderada. Ou seja,

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

$\overline{\lambda} = \sum_{j=0}^{h} \lambda_j P_j$, onde Pj representa a probabilidade de um indivíduo no estado j não seja usuário do sistema (esteja bom). Então,

$$\overline{\lambda} = \sum_{j=0}^{h} \lambda_j P_j = \sum_{j=0}^{h} \lambda(h-j)P_j. \qquad (5.1)$$

Usando a equação (2.7), para o cálculo de Pj e fazendo as devidas substituições, chega-se a seguinte expressão para a taxa média de indivíduos acidentados (λ):

$$\overline{\lambda} = \sum_{j=0}^{h} \lambda(h-j)\ C_h^j \ \frac{\left(\dfrac{\lambda}{\mu}\right)^j}{\left(1+\dfrac{\lambda}{\mu}\right)^h}. \qquad (5.2)$$

Para tornar mais simples a equação (5.2), basta dasagregar os termos entre os parenteses. Chega-se então, a

$$\overline{\lambda} = \frac{h\lambda(\lambda+\mu) - h\lambda^2}{\lambda+\mu}. \qquad (5.3)$$

Finalizando, a taxa média de usuários acidentados (usuários do sistema), removidos aos estabelecimentos hospitalares por meio de *Us* é dada pela equação:

$$\overline{\lambda} = h\left(\frac{\lambda\mu}{\lambda+\mu}\right). \qquad (5.4)$$

Com relação à taxa média de indivíduos não acidentados (μ) a mesma é calculada usando procedimento similar ao cálculo do (λ) da equação (5.1):

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

$$\overline{\mu} = \sum_{j=0}^{h} \mu_j P_j = \mu \frac{\sum_{j=0}^{h} jC_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j}{\left(1+\frac{\lambda}{\mu}\right)^h}. \tag{5.5}$$

Substituindo $\sum_{j=0}^{h} j\ C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j$ por $h\left(1+\frac{\lambda}{\mu}\right)^{h-1}$, encontra-se a forma reduzida para μ.

$$\overline{\mu} = h\left(\frac{\mu^2}{\lambda+\mu}\right). \tag{5.6}$$

Logo, para de nir a média de p ($\overline{p}$), ou seja, a probabilidade média de um indivíduo estar bom, utiliza-se o mesmo desenvolvimento formalizado para a equação (2.8):

$$\overline{p} = \left(\frac{\frac{1}{\overline{\mu}}}{\left(\frac{1}{\overline{\mu}}+\frac{1}{\overline{\lambda}}\right)}\right). \tag{5.7}$$

Observe-se, que ao se fazer as substituições de μ e λ pelas equações (5.4) e (5.6), respectivamente, obtém para uma dada população h a expressão para p. Constata-se, assim, que $\overline{p}$ = p, equação (5.8).

$$\overline{p} = \frac{1}{\left(1+\frac{\mu}{\lambda}\right)}. \tag{5.8}$$

O tempo que um paciente (acidentado) passa para ser atendido por uma unidade de serviço (Us) não depende de quanto tempo já passou desde que o último acidente teve o seu atendimento concluído. Ou seja, não depende do

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

passado, mas somente do futuro. Em termos matemáticos: $P\left(\frac{X > t+\Delta t}{X \geq t}\right) = P(X \geq \Delta t).$ Ou seja:

$$P(X > t+\Delta t) = \int_{t+\Delta t}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt \quad ou \quad P(X > t+\Delta t) = e^{-\lambda(t+\Delta t)}$$

ou

$$P(X \geq t) = \int_{t}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt \quad ou \quad P(X \geq t) = e^{-\lambda t}$$

ou

$$P\left(\frac{X > t+\Delta t}{X \geq t}\right) = \frac{e^{-\lambda(t+\Delta t)}}{e^{-\lambda t}} = e^{-\lambda \Delta t}.$$

Então, torna-se importante para eliminar qualquer dúvida para os valores de pt, estabelecer uma função que explique o comportamento de pt com t. Seja então qt = (1 − pt) a distribuição probabilística do número de indivíduos acidentados ao longo do tempo. Considere que g(t) representa a função densidade de probabilidade da distribuição qt. Seja para g(t) a f.d.p. da distribuição exponencial, escrita na forma abaixo:

$$g(t) = (\lambda + \mu)\ e^{-(\lambda+\mu)t}, \quad t \geq 0 \quad e \quad g(t) = 0, \ t < 0.$$

Para se calcular (1 − pt), faz-se necessário usar o conceito de distribuição acumulada G(t) para g(t). Para isso basta calcular a integral de g(t) no seu dominio.

$$G(t) = \int_{0}^{t} (\lambda + \mu)\ e^{-(\lambda+\mu)t} dt, \quad com\ t \geq 0.$$

Como a probabilidade de um indivíduo sofrer um acidente após t ≥ te (equilíbrio estatístico) é $(1-p) = \left(\frac{\mu}{\lambda+\mu}\right)$, então a probabilidade de um indivíduo sofrer acidente no tempo t é:

$$(1-p_t) = (1-p)\ G(t), \quad ou \quad (1-p_t) = \frac{\mu}{\lambda+\mu}(1 - e^{-(\lambda+\mu)t}\ ). \tag{5.10}$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

A representação do comportamento das funções de distribuição de probabilidade de (1−pt) e pt , é ilustrada na Figura 5.2.

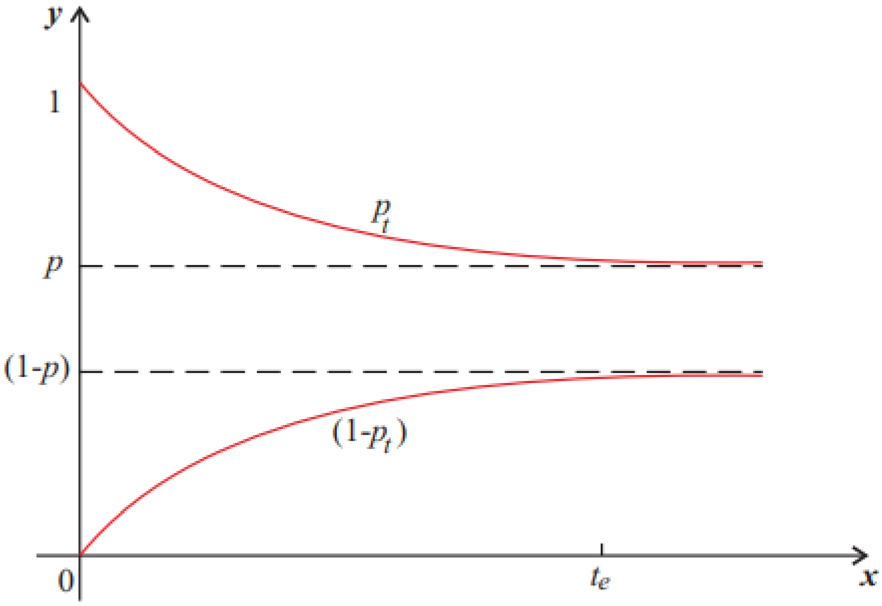

Figura 5.2: Representação das Funções p_t e $(1 - p_t)$.

Por consequência, a probabilidade de um indivíduo não sofrer acidente no tempo t é

$$p_t = 1 - \frac{\mu}{\lambda + \mu}\left(1 - e^{-(\lambda+\mu)t}\right). \tag{5.11}$$

Sendo Xt uma distribuição binomial, então E(Xt) = hpt e V (Xt) = hpt(1−pt) = hptqt. A probabilidade de existir j indivíduos bons (não acidentados) no instante t é calculada pela equação (2.9):

$$P(X_t = j) = C_h^j\, p_t{}^j\, (1 - p_t)^{h-j}, \quad j = 0, 1, \ldots, h. \tag{5.12}$$

Após o equilíbrio estatístico toma-se o limite da equação (5.11), ou seja, $\lim_{t \to +\infty} p_t = \left(1 - \frac{\mu}{\lambda + \mu}\right) = p.$ Assim,

$$\lim_{t \to +\infty} P(X_t = j) = C_h^j\, p^j\, (1 - p)^{h-j}, \quad j = 0, 1, \ldots, h. \tag{5.13}$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

A equação (5.13) é invariante com t, pois lim t→+∞ pt = p e lim t→+∞ (1 − pt) = (1 − p).

Mostra-se assim, que as equações (5.13) e (2.9) são iguais; e, sendo que p representa a proporção do tempo que um indivíduo permanece sem sofrer acidente. Agora, como Yt é o número de indivíduos usuários do sistema no tempo t, que são removidos para estabelecimentos hospitalares usando as Us, então, a probabilidade de j indivíduos acidentados no instante t é também uma binomial.

$$P(Y_t = j \mid t \leq t_e) = C_h^j \; (1 - p_t)^j \; (p_t)^{h-j}, \quad j = 0, 1, \ldots h. \tag{5.14}$$

Conforme mostra a Figura 5.2, quando t cresce, pt decresce de 1 até p = $p = \left(\frac{\lambda}{\lambda + \mu}\right)$, lembrando que a condição inicial equivale a p0 = 1; (1 − pt) cresce de 0 a $\left(\frac{\mu}{\lambda + \mu}\right)$, quando t cresce de 0 a +∞. Na realidade, quando t ≥ te, se pode considerar pt e (1 − pt) constantes e consequentemente o valor de E(Yt) também é constante.

Dessa maneira, carece fazer uma avaliação detalhada para a dimensão de te. Faz-se avaliação para te com base nos dados dos TMHs calculados anteriormente para as cinco cidades; Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba. Esses tempos TMHs estimados para as respectivas cidades são: 8,98 dias, 9,78 dias, 10,02 dias, 8,27 dias e 5,65 dias. Vale ressaltar, que para qualquer cidade o TMF + TMH > MAV (TMH), onde o operador MAV (TMH) representa o maior valor dos TMHs, entre todas as cidades. Substituindo agora a expressão (TMF^{-1} + TMH^{-1}) por (μ + λ) e, posteriormente calculando para cada uma das cidades a função G(t) = $1 - e^{-(\lambda+\mu)t}$;, com t variando de 0 a +∞, chega-se ao equilíbrio quando a função de distribuição G(t) = 1, ou seja, o resultado da expressão ($1 - e^{-(\lambda+\mu)t}$;) for igual a 1. Na Tabela 5.1, ilustra os resultados dos tes

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

calculados para cada uma das cidades, considerando o valor da função de distribuição G(t) = ($1 - e^{-(\lambda+\mu)t}$:) = 1. Os valores

Tabela 5.1: Valores do Tempo para o Equilíbrio Estatístico - t_e.

Cidade	TMH (dias)	t_e $(dias)$	TMF (dias)	%Equil.
Recife	8,98	110	1641	6,70
Fortaleza	9,78	130	2795	4,60
Salvador	10,02	130	3425	3,80
Belo Horizonte	8,27	110	2221	4,90
Curitiba	5,65	70	1617	4,30

dos t_{es} variam de 70 dias a 130 dias. Ficando Curitiba com o menor tempo e o maior Fortaleza, que empatou com Salvador. Recife igualou-se a Belo Horizonte com um t_e = 110 dias. Calculando os percentuais de participação dos tes com os respectivos TMF s, chega-se a uma variação de 3,8% (Salvador) a 6,70% (Recife). A média desses percentuais 27 de participação é 4,86%, com um desvio padrão de 0,96% e o coeficiente de dispersão 0,19 da média.

Dessa maneira, a hipótese de independência da probabilidade pt de t, isto é, pt = p e (1 − pt) = (1 − p), é factível. Em sendo assim, é também invariante com t o valor esperado de usuários acidentados - E(Yt) = h(1 − pt) = h(1 − p). No caso das regiões com menores TMH o equilíbrio estatístico t_e é atingido mais rapidamente. Sendo assim, fica viável estabelecer condições, no sentido de definir uma estratégia para os valores de *p* antes e após o equilíbrio estatístico.

6. Estudo do Tempo Médio entre Acidentes Sequenciados $(\overline{TEAS})$ e Hospitalizações Sucessivas $(\overline{TEHS})$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

Após o cálculo das médias para λ (λ) e μ (μ), é importante estabelecer em função dessas taxas o tempo médio para a seqüência de acidentados $\overline{TEAS}$.

$$\overline{TEAS} = \left(\frac{1}{\overline{\lambda}} + \frac{1}{\overline{\mu}}\right). \qquad (6.1)$$

Ao substituir as equações de nidoras de (λ) - equação (5.4) e (μ) - equação (5.6) na equação (6.1), o valor dessa função tempo $\overline{TEAS}$ fica dependendo da população h e das taxas constantes λ e μ. Observe-se que:

$$\overline{TEAS} = \left(\frac{(\lambda+\mu)^2}{h\lambda\mu^2}\right). \qquad (6.2)$$

Note-se, que o $\overline{TEAS}$ varia inversamente proporcional a h para λ e μ fixos. Vale ressaltar, que a equação diferencial definidora do processo nascimento e morte, *P'j (t) = λj−1Pj−1(t) + μj+1Pj+1(t) − (λj + μj)Pj (t)* aplicada à Figura 2.2, ocorre se somente se o sistema estiver funcionando em t = 0, ou seja, todos indivíduos da região R são bons em t = 0. Em ocorrendo essa premissa encontra-se pela equação (5.10) as probabilidades pt e (1 − pt) = qt .

$$(1-p_t) = q_t = \left(\frac{\overline{\mu}}{\overline{\lambda}+\overline{\mu}}\right)\left(1-e^{-(\overline{\lambda}+\overline{\mu})t}\right) \qquad (6.3)$$

e

$$p_t = \left(\frac{\overline{\lambda}}{\overline{\lambda}+\overline{\mu}}\right) + \left(\frac{\overline{\mu}}{\overline{\lambda}+\overline{\mu}}\right)e^{-(\overline{\lambda}+\overline{\mu})t}. \qquad (6.4)$$

Os valores de pt e (1 − pt) = qt representam as probabilidades de um indivíduo estar bom e sofrer um acidente, respectivamente, no instante t. Estabelecendo a similaridade 28 de conceitos entre o tempo médio entre hospitalizações sucessivas $\overline{TEHS}$ com o tempo médio de hospitalização (TMH = λ^{-1}), tem-se:

$$\overline{TEHS} = \left(\frac{\lambda+\mu}{h\lambda\mu}\right). \qquad (6.6)$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

O interesse maior é calcular o $\overline{TEHS}$ para um indivíduo acidentado, então h = 1. Dessa forma, a relação entre o $\overline{TEHS}$ e o $\overline{TEAS}$ deve ser proporcional ao valor esperado do número de indivíduos acidentados, que representa os usuários do sistema. Logo, das equações (5.4) e (5.6), vem:

$$\overline{TEAS} = \left(\frac{(\lambda+\mu)(\lambda\mu)\,\overline{TEHS}}{h\lambda\mu^2}\right),$$

$$\overline{TEAS} = \left(\frac{\overline{TEHS}}{h(1-p)}\right) \quad ou \quad \overline{TEAS} = \left(\frac{\overline{TEHS}}{E(Y)}\right). \tag{6.7}$$

Essa forte relação do $\overline{TEAS}$ com *E(Y)*, sugere uma análise consistente sobre o comportamento da curva *E(Y) = h(1 − p)* no tempo.

7. Análise Comportamental da Curva E(Y) no Tempo Seja Yt a variável aleatória que representa o número de indivíduos acidentados (usuários do sistema) numa dada região R e removidos, por meio de unidades de serviço (*Us*), para serem hospitalizados no tempo t. A função densidade de probabilidade de Yt - f.d.p. é dada pela equação (5.14).

P(Yt = j) = C j h (1 − pt) j (pt) h−j , j = 0, 1, . . . , h.

Tem-se que: E(Yt) = h(1 − pt). Dessa maneira, o valor da taxa de acidentados λ ou da sua estimativa λˆ é dada pela equação (3.1).

A Figura 7.1 ilustra o grá co de E(Yt). Observe-se, que a curva E(Yt) é assintótica à reta horizontal de ordenada h(1 − p). Carece agora, calcular o valor de (1 − p) levando em consideração o comportamento de E(Yt) no período $\Delta t = (t_2 - t_1)$.

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

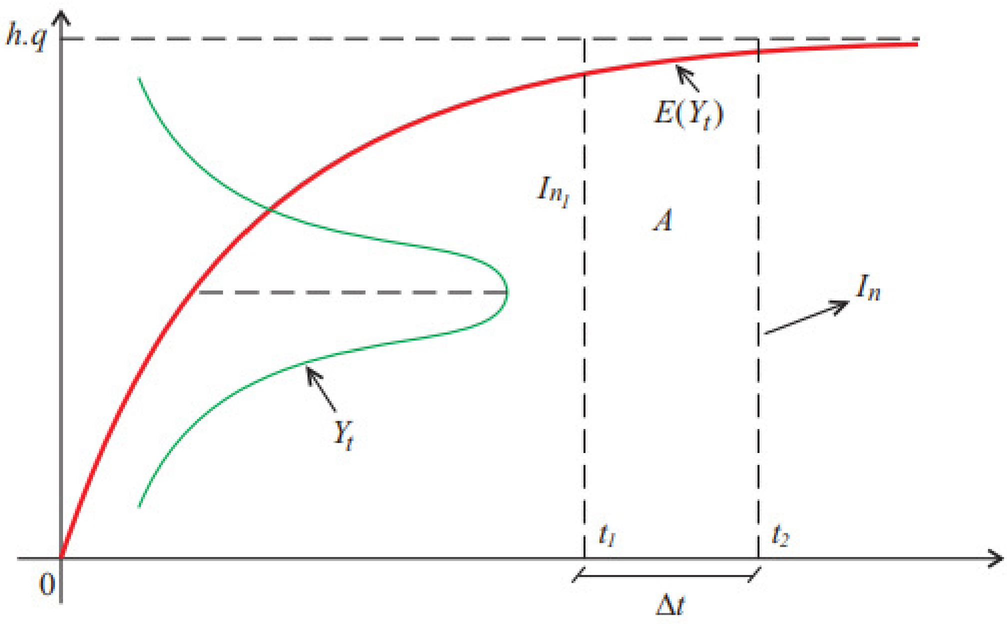

Figura 7.1: Representação da Função $E(Y_t)$ x t.

Agora, é de suma importância estabelecer uma metodologia para calcular o valor de (1 − p) em função do comportamento da curva E(Yt); com as observações Y con guradas no período [t1, t2].

Dessa forma, pode-se generalizar a estimação de p, considerando que o sistema ainda não atingiu o equilíbrio estatístico (t < te).

Para se obter a estimativa de p, primeiramente se calcula a área A sob a curva da Figura 7.1. Tem-se assim, que resolver a integral abaixo de E(Yt) no intervalo [t1, t2].

$$A = \int_{t_1}^{t_2} E(Y_t)dt. \tag{7.1}$$

Após a substituição de $E(Y_t) = h(1 - p_t) = h\dfrac{\mu}{\lambda + \mu}\left(1 - e^{-(\lambda+\mu)t}\right)$ na equação (7.1), resolve-se a integral abaixo:

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

$$A = \int_{t_1}^{t_2} h\frac{\mu}{\lambda+\mu}\left(1 - e^{-(\lambda+\mu)t}\right) dt.$$

$$A = \left(h\frac{\mu}{\lambda+\mu}\right)\left(t + \frac{e^{-(\lambda+\mu)t}}{\lambda+\mu}\right)\Big|_{t_1}^{t_2} \qquad (7.2)$$

e

$$A = \left(h\frac{\mu}{\lambda+\mu}\right)\left((t_2 - t_1) + \frac{e^{-(\lambda+\mu)t_2} - e^{-(\lambda+\mu)t_1}}{\lambda+\mu}\right).$$

Trocando na expressão de A, t2 = Δt + t1 e chamando $e^{-(\lambda+\mu)t} = \nabla^t$, chega-se a uma equação bastante simplificadora para o cálculo da área A:

$$A = \left(h\frac{\mu}{\lambda+\mu}\right)\left(\Delta t + \frac{\nabla^{t_1}(\nabla^{\Delta t} - 1)}{\lambda+\mu}\right). \qquad (7.3)$$

No tempo t_1 - início do período, o número de usuários acidentados e hospitalizados é dado pela equação $E(Y_t) = h(1-p_t) = h\left(\frac{\mu}{\lambda+\mu}\right)\left(1 - e^{-(\lambda+\mu)t}\right)$. A determinação da condição inicial desse problema é calcular E(Yt), no t = t_1:

$$E(Y_{t_1}) = \left(\frac{h\mu}{\lambda+\mu}\right)\left(1 - \nabla^{t_1}\right) = I_{n_1}. \qquad (7.4)$$

Substituindo na equação (7.4) $\left(\frac{h\mu}{\lambda+\mu}\right)$ por $h(1-p)$ e isolando o termo $\nabla t1$, encontra-se que:

$$\nabla^{t_1} = \left(\frac{-I_{n_1}}{h(1-p)}\right) + 1 = \left(\frac{h(1-p) - I_{n_1}}{h(1-p)}\right).$$

Após o isolamento o termo $\nabla t1$, faz-se a mudança na equação (7.3), para estabelecer a expressão de A:

$$A = \frac{\left[h(1-p)\left(\Delta t + \frac{p}{\lambda}\right)\left(h(1-p) - I_{n_1}\right)\right]}{h(1-p)}(\nabla^{\Delta t} - 1).$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

Como $\nabla\Delta t = \exp{-(\lambda + \mu)\Delta t}$, então: $\nabla^{\Delta t} = exp\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$ e, eliminando o termo h(1−p) na equação anterior, obtém-se a expressão final para o cálculo de *A*:

$$A = \left[h\lambda\Delta t(1-p) + (hp(1-p) - pI_{n_1})\left(exp\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right) - 1\right)\right]\lambda^{-1}.$$

Claro está, que há necessidade de se fazer uma analise de sensibilidade da função $exp\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$, visto que, a exponencial negativa decresce muito rapidamente, quando o expoente $\left(\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$ cresce. O isolamento da função exponencial é dada por:

$$\exp\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right) = \left(\frac{\lambda A - h\lambda\Delta t(1-p)}{(hp(1-p) - pI_{n_1})}\right) + 1 \geq 0. \qquad (7.5)$$

O efeito quantitativo da equação (7.5) é inferido em função dos dados referentes às cinco cidades: Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba. A Tabela 7.1 ilustra os resultados obtidos em função dos valores anteriormente calculados de λ, p e ∆t para cada uma das cidades analisadas. Vale lembrar, que os dados coletados referem-se ao período ∆t = 1 ano. Os resultados apresentados na Tabela 7.1 - para as cidades Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba - possuem as seguintes variações: TMH de 6 a 11 dias; λ de

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

Tabela 7.1: Valores da função $exp\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$.

Cidade	$(\frac{\lambda\Delta t}{p})$	$\exp(-\frac{\lambda\Delta t}{p})$
Recife	40,8788	1,76419035>>E-18
Fortaleza	37,4352	5,52191692>>E-17
Salvador	36,5348	1,35877874>>E-16
Belo Horizonte	44,3022	5,75178877>>E-20
Curitiba	64,8177	7,07975039>>E-29

0,099 a 0,177; p de 0,994 a 0,997; $\left(\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$ de 36 a 65 com Δt = 365 dias. Portanto, a variação de exp $\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$ é: 1, 36 × 10^{-16} a 7, 08 × 10^{-29}. Nestes termos, a prática sugere que exp $\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right) \simeq 0$. Então para a obtenção da estimativa de p busca a solução da inequação (7.5), conforme apresenta-se abaixo:

$$\frac{\lambda A - h\lambda\Delta t(1-p)}{hp(1-p) - pI_{n_1}} + 1 \simeq 0. \tag{7.6}$$

Então para a obtenção da estimativa de p busca a solução da inequação (7.5), conforme apresenta-se abaixo:

$$h\lambda\Delta t(1-p) - I_n - hp(1-p) + pI_{n_1} \simeq 0. \tag{7.7}$$

A raiz da equação (7.7) está variando no intervalo 0 < p < 1. A solução para p vem da inequação do segundo grau escrita na forma abaixo:

$$hp^2 + (I_{n_1} - h\lambda\Delta t - h)p + (h\lambda\Delta t - I_{n_1}) \simeq 0. \tag{7.8}$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

A solução aceita para p é obtida dessa inequação do segundo grau; constituída obviamente pela menor raíz do intervalo de variação 0 < p < 1.

$$p = \frac{(h\lambda\Delta t + h - I_{n_1}) - \sqrt{(I_{n_1} - h\lambda\Delta t - h)^2 - 4h(h\lambda\Delta t - I_n)}}{2h}. \tag{7.9}$$

Ao invés de encontrar p como a raiz da equação do segundo grau, dada pela equação (7.9), uma excelente aproximação é feita sem a necessidade de usar (7.9). Nos resultados obtidos para as cinco cidades, pode-se a rmar com a máxima verossimilhança, que p encontra-se próximo de 1.

Assim é estabelecido na equação (7.7), p ≈ 1 e, dessa maneira, hλΔt(1 − p) − In = h(1 − p) − In1 . Logo, a expressão que estabelece uma estimativa verossímil para (1 − p) é calculada partindo da equação (7.7):

$$(1-\hat{p}) = \frac{I_n - I_{n_1}}{h(\lambda\Delta t - 1)} \quad ou \quad (1-\hat{p}) = \frac{(I_n - I_{n_1})TMH}{h(\Delta t - TMH)}, \tag{7.10}$$

$$\hat{p} = \frac{h\Delta t - (h + I_n - I_{n_1})TMH}{h(\Delta t - TMH)} \quad ou \quad \hat{p} = \frac{h\lambda\Delta t - (h + I_n - I_{n_1})}{h(\lambda\Delta t - 1)}. \tag{7.11}$$

Da expressão $\hat{\mu} = \left(\frac{\lambda(1-\hat{p})}{\hat{p}}\right)$, sendo (1 − pˆ) - equação (7.10) e pˆ - equação (7.11), chega-se a uma estimativa para a taxa media de indivíduos não acidentados (bons):

$$\hat{\mu} = \frac{I_n - I_{n_1}}{h\Delta t - (h + I_n - I_{n_1})TMH} \quad ou \quad \hat{\mu} = \frac{\lambda(I_n - I_{n_1})}{h(\lambda\Delta t - 1) - (I_n - I_{n_1})}. \tag{7.12}$$

Os valores obtidos pelas expressões de pˆ de nidas pela equação (3.2), sendo $\hat{p} = \left(\frac{h\Delta t - A}{h\Delta t}\right)$ e equações(7.11) re etem resultados muito próximos.

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

Notar, que nas equações (7.11), tanto o numerador e o denominador são menores que os respectivos da equação (3.2). Para tornar mais claro os resultados dos psˆ , é feita uma análise das três equações aplicadas às cidades do Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba.

Considere a Tabela 7.2; nessa tabela constam os resultados das estimativas de p - antes do equilíbrio - equação (3.2) e após o equilíbrio estatístico - equações (7.9) ou (7.11). Para as estimativas a taxa média µ antes e após o equilíbrio estatístico usam-se as equações (3.3) e (7.12), respectivamente. No âmbito geral, as estimativas de p antes do equilíbrio ⊥ equação (3.2)

Tabela 7.2: Resultados das Estimativas dos $\hat{p}_s$ e dos $\hat{\mu}_s$ antes e após o Equilíbrio Estatístico (t_e).

Cidade	População-h	$\hat{p}(t < t_e)$	$\hat{p}(t > t_e)$	$\hat{\mu}(t < t_e)$	$\hat{\mu}(t > t_e)$
Recife	1.486.869	0,994560	0,994423	0,0006093	0,0006247
Fortaleza	2.332.657	0,996511	0,996415	0,0003578	0,0003677
Salvador	2.631.831	0,997083	0,997001	0,0002919	0,0003002
Belo Horizonte	2.350.564	0,996291	0,996205	0,0004502	0,0004607
Curitiba	1.727.010	0,996518	0,996464	0,0006183	0,0006281

responde com valores pouquíssimo superior em relação aos resultados dos ps calculados após o equilíbrio estatístico - equações (7.9) e (7.11). Todavia, essa diferença pode ser desconsiderada, em virtude dos erros médios absolutos - EMA das três estimativas se situarem entre 6, 532 × 10^{-4} a 6, 7114 × 10^{-4}.

Agora, considerando que o valor teórico para pˆ seja dado pela equação (7.9) - menor raiz da equação do segundo grau, então, o percentual médio do erro relativo na comparação de (3.2) com (7.9) e de (7.11) com (7.9) é: 0, 07106% e 0, 06743%, respectivamente. Entretanto, ao cruzar as médias dos valores de pˆ das equações (7.9) e (7.11), tem-se uma diferença, cuja ordem de grandeza é de 10−6 . Pelo que foi observado, é verossímil aplicar para qualquer t as equações de pˆ e µˆ listadas abaixo:

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

$$\hat{p} = \frac{h\Delta t - (h + I_n - I_{n_1})TMH}{h(\lambda\Delta t - 1)} \quad e \quad \hat{\mu} = \frac{\lambda(I_n - I_{n_1})}{h(\lambda\Delta t - 1) - (I_n - I_{n_1})} \tag{7.13}$$

ou

$$\hat{p} = \frac{(h\Delta t - A)}{h\Delta t} \quad e \quad \hat{\mu} = \frac{I_n}{(h\Delta t - A)} \tag{7.14}$$

Os resultados obtidos por essas equações trazem menos riscos - maior μˆ e menor pˆ e consequentemente mais próximo de ficar a favor da segurança. Vale salientar, que as probabilidades de acidentes, bem como, as taxas de indivíduos não acidentados são bem maiores nas capitais que nos estados correspondentes. Essa tese se confirma, pois no estado de Pernambuco, a taxa de indivíduos bons (não acidentados) representa 3 vezes mais em relação a capital. No caso da probabilidade de um individuo sofrer acidente no estado é de 0, 00251; configurando-se menos da metade em relação a probabilidade de um individuo sofrer um acidente na capital Recife. Após o estudo das diversas formas de estimar as variáveis p e μ, é relevante a definição de uma metodologia visando obter as estimativas dos tempos TEHS - Tempo entre Hospitalizações Sucessivas e TEESH - Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização.

Na Seção seguinte é abordado esse assunto, considerando que esses tempos representam uma variável aleatória. Com efeito, essas considerações são proeminentes para as definições da distribuição de probabilidade desses tempos. Na análise '*a posteriori*', as distribuições desses tempos são de suma importância para a devida quantificação do número de *Us* necessários ao pleno atendimento das solicitações.

8. Estudo das Variáveis Aleatórias Tempo entre Hospitalizações Sucessivas - TEHS e Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização - TEESH

Para os estudos dos TEHS e TEESH necessita-se classificar os acidentes como: normais e de emergência. Nos casos das emergências, os

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

usuários precisam de pronto atendimento por meio de uma *Us* e da utilização imediata do leito hospitalar. Considera-se que esses usuários do sistema são removidos para os estabelecimentos hospitalares usando sempre o meio de transporte as *Us*.

Enquanto a classificação normal é feita por exclusão, ou seja, nas entradas normais os usuários são trazidos por unidades de serviço (*Us*) ou outros meio de transporte, devido as seguintes condições do usuário: saúde, distância, financeira, entre outras. Nos casos das remoções as transferências de um paciente de um hospital para outro são feitas utilizando as *Us* disponíveis. Como foi citado anteriormente, a simples remoção não altera o número de usuários do sistema. Considere agora as seguintes variáveis aleatórias definidora de: tempo de um indivíduo não acidentado (TNA) e o tempo de um indivíduo acidentado (TAC). Essas variáveis tempo são independentes e seguem uma distribuição exponencial - única distribuição contínua que representa um processo markoviano (PARZEN, 1992). Logo, as funções densidade de probabilidade - f.d.p. de TNA e TAC são definidas por:

$$f_{TAC}(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad e \quad f_{TNA}(t) = \mu e^{-\mu t}.$$

Observe-se na, que o tempo entre hospitalizações sucessivas TEHS = TNA + TAC, é também uma variável aleatória, a que de nimos por S = TNA + TAC, com a f.d.p. representada por fT EHS(s). Logo por definição a f.d.p. de S é:

$$f_{TEHS}(s) = \int_0^s f_{TNA}(t) f_{TAC}(s-t)|J|dt. \tag{8.1}$$

O J representa o Jacobiano da transformação. Vale salientar, que a f.d.p de S é uma função conjunta.

$$f_{TEHS}(x,y) = f_{TNA}(x) f_{TAC}(y). \tag{8.2}$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

A partir da análise sobre a distribuição de T EHS = T NA + T AC pode-se calcular a integral de nida pela equação (8.1):

$$f_{TEHS}(s) = \int_0^s f_{TNA}(t) f_{TAC}(s-t)\ |J| dt. \qquad (8.3)$$

Substituindo *fT AC(t) = λe−λt e fT NA(t) = μe−μt com t ≥ 0*, chega-se ao seguinte resultado:

$$f_{TEHS}(s) = \int_0^s \mu e^{-\mu t} \lambda e^{-\lambda(s-t)} dt.$$

Resolvendo a integral em s chega a f.d.p. conjunta de f TEHS:

$$f_{TEHS}(s) = \frac{\lambda\mu}{\lambda-\mu}\left(e^{-\mu s} - e^{-\lambda s}\right), \quad s \geq o. \qquad (8.4)$$

Da equação (8.4), observa-se que a expressão da f.d.p. acima, não é definida para μ = λ (taxa de indivíduos bons igual a taxa de usuários acidentados), ou seja, para o caso em que TNA e TAC tenham a mesma distribuição exponencial. Caso essa hipótese ocorra, fazendo a substituição na integral da equação (8.3) de μ = λ = θ, encontra-se que:

$$f_{TEHS}(s) = \theta^2 \int_0^s e^{((\theta-\theta)t-\theta s)} dt \quad ou \quad f_{tehs}(s) = \theta^2 s e^{-\theta s}, \quad s > 0. \qquad (8.5)$$

Essa hipótese é extrema ⊥ todos os indivíduos de uma dada região R são usuários do sistema, ou seja, o sistema atende sempre a toda população da região; essa população usuária atendida é acima da demanda máxima ⊥ população usuária máxima que o sistema pode atender. E assim, a f.d.p. que dá o tempo entre hospitalizações sucessivas f $_{TEHS}$(s), equação (7.0.4), não mais representa uma média ponderada das funções densidades

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

$f_{TAC}(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ e $f_{TNA}(t) = \mu e^{-\mu t}$, com pesos $\left(\frac{-\mu}{\lambda-\mu}\right)$ e $\left(\frac{\lambda}{\lambda-\mu}\right)$, respectivamente.

Logo, fazendo λ = μ = θ, a função densidade de probabilidade fT EHS(s) representada pela equação (8.4) passa a ser uma distribuição gama S ~ G(r, θ), com f_{TEHS}(s) = $\frac{\theta(\theta s)^{r-1}e^{-\theta s}}{\Gamma(r)}$, $s > 0$ e $r = 2$.

Esse cenário representa um verdadeiro paradoxo, pois além de toda a população da região R ser usuário do sistema, haveria ainda um acréscimo de demanda a ser inserido na demanda máxima, provavelmente, vindo de outras regiões já totalmente saturadas, de modo que, a soma dessas duas demandas extrapolaria a população da própria região. Esse caso seria semelhante aos acidentes promovidos por 'grandes catástrofes' onde o número de acidentados a serem atendidos ultrapassa a população da região onde se situa os estabelecimentos hospitalares. Após o cálculo da função densidade de probabilidade da distribuição TEHS - Tempo Entre Hospitalizações Sucessivas, é fundamental calcular a probabilidade de um individuo de uma região R de qualquer cidade ter um intervalo entre hospitalizações maior que t anos. Para isso, é de suma importância calcular a *P(TEHS > t).*

$$P(TEHS > t) = \int_t^{+\infty} f_{tehs}(s)ds \quad ou \quad P(TEHS > t) = \int_t^{+\infty} \frac{\lambda\mu}{\lambda-\mu}\left(e^{-\mu s} - e^{-\lambda s}\right)ds. \tag{8.6}$$

Resolvendo a integral, vem:

$$P(TEHS > t) = \frac{1}{\lambda-\mu}\left(\lambda e^{-\mu t} - \mu e^{-\lambda t}\right). \tag{8.7}$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

As estatísticas da distribuição da variável TEHS - média, variância e coe ciente de dispersão são calculadas usando as equações apresentadas a seguir:

1) Cálculo do valor médio da variável TEHS

$$E(TEHS) = \int_0^{+\infty} s\frac{\lambda\mu}{\lambda-\mu}\left(e^{-\mu s} - e^{\lambda s}\right) ds.$$

Resolvendo as integrações chega-se:

$$E(TEHS) = \frac{\lambda\mu}{\lambda-\mu}(\mu^{-2} - \lambda^{-2}) \quad ou \quad E(TEHS) = \frac{\lambda+\mu}{\lambda\mu}. \tag{8.8}$$

2) Cálculo da variância da variável TEHS

$$V(TEHS) = E(TEHS^2) - E(TEHS)^2. \tag{8.9}$$

O valor de E(TEHS) 2 = $\left(\frac{\lambda+\mu}{\lambda\mu}\right)^2.$ Já E($TEHS^2$) é obtido, por meio da integração abaixo.

$$E(TEHS^2) = \frac{\lambda\mu}{\lambda-\mu}\left(\int_0^{+\infty} s^2 e^{-\mu s} ds - \int_0^{+\infty} s^2 e^{-\lambda s} ds\right).$$

.

Portanto, E($TEHS^2$) = $\left(\frac{\lambda\mu}{\lambda-\mu}\right)\left(\frac{2}{\mu^3} - \frac{2}{\lambda^3}\right).$ Ao substituir as expressões na equação da variância, chega-se ao resultado da estatística *V(TEHS)*.

$$V(TEHS) = \frac{\lambda^2+\mu^2}{(\lambda\mu)^2}. \tag{8.10}$$

3) Coeficiente de dispersão da variável *TEHS*.

$$C_{TEHS} = \sqrt{\frac{V(TEHS)}{E(TEHS)^2}} \quad \text{ou} \quad C_{TEHS} = \sqrt{\frac{\lambda^2+\mu^2}{(\lambda+\mu)^2}}. \tag{8.11}$$

Revista FLAMMAE
Revista Científica do Corpo de Bombeiros Militar de Pernambuco
Seção 1 – Artigos Técnicos Científicos
Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

9. Análise dos Resultados

Após as definições das equações definidoras das estatísticas da variável TEHS - média, desvio padrão e coeficiente de dispersão, é fundamental testá-las, em função dos resultados estimados - taxas de usuários acidentados (λ) e de indivíduos bons (μ), referentes às cinco cidades até então estudadas: Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba. A Tabela 9.1, elucida além dessas estatísticas para variável TEHS, ilustra também, o resultado das probabilidades P(TEHS > t), em que t é dado em anos.

Tabela 9.1: Estatísticas da Distribuição $TEHS$ e a $P(TEHS > t)$.

Cidade	E (TEHS)	$Var\ (TEHS)$	σ_{TEHS}	C_{TEHS}
Recife	4,52115	20,2196	4,49662	0,994575
Fortaleza	7,68370	58,6288	7,65694	0,996517
Salvador	9,41207	88,0718	9,38466	0,997088
Belo Horizonte	6,10793	37,0311	6,08532	0,996298
Curitiba	4,44656	19,6347	4,43111	0,996524

Cidade	P(TEHS > $t = 20$ anos)	P(TEHS > $t = 10$ anos)	P(TEHS > $t = 5$ anos)	P(TEHS > $t = 6,5$ anos)
Recife	0,011768	0,108778	0,330721	0,236912
Fortaleza	0,073644	0,271850	0,522307	0,429385
Salvador	0,119049	0,345541	0,588689	0,501730
Belo Horizonte	0,037520	0,194061	0,441346	0,344927
Curitiba	0,010998	0,105054	0,324687	0,231446

Ao analisar a Tabela 9.1, observa-se em 2005, Salvador com um E(TEHS) = 9, 41 anos; representando a maior média entre todas as cidades. Curitiba e Recife possuem os dois menores E(TEHS), isto é, 4,43 anos e 4,49 anos, respectivamente. Já os coe cientes de dispersão pouco diferem, ficando em torno de 0,99. Além do mais, para a cidade do Recife a P(TEHS > 20 anos)

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

= 0, 011768, ou seja, somente 1, 1768% da população da cidade do Recife tem intervalo entre hospitalizações superior a 20 anos.

Essa probabilidade cresce nove vezes quando se reduz o tempo pela metade. Considerando o conjunto das cinco cidades o E(TEHS) = 6, 5 anos; e para Recife, o P(TEHS > 6, 5 anos) = 0, 236912. Dessa forma, somente 23, 69% da população da cidade do Recife têm intervalo entre hospitalizações superior a 6,5 anos. Realmente, um número significativo, que carece de uma análise cruzada deste resultado, com a expectativa de vida de um cidadão brasileiro.

Nos últimos 10 anos a expectativa de vida do brasileiro vem crescendo de forma surpreendente. Em 2005 o brasileiro tinha uma expectativa de vida de 71,9 anos. O nordestino no mesmo ano, a sua expectativa de vida igual a 69 anos. Mesmo com acréscimos significativos, a região Nordeste ainda continua com o pior ‘rank’, quando se compara com as outras regiões do Brasil. Para surpresa, o pernambucano ocupa a segunda pior colocação (67,1 anos), enquanto a população do Distrito Federal recebe a primeira melhor colocação com 74,6 anos (IBGE, 2005).

Considere para análise cruzada as seguintes definições: EV: Expectativa de vida de um indivíduo de uma dada região R de população h; NMH: Número médio de hospitalizações do usuário acidentado durante a sua expectativa de vida;

NMDH: Número médio de dias que o usuário acidentado passa hospitalizado. Pelas definições construídas tem-se que: $NMH = \frac{EV}{E(TEHS)}$ e $E(TEHS) = \frac{\lambda + \mu}{\lambda\mu}$

$$NMDH = (NMH)TMH \quad ou \quad NMDH = \left(\frac{(EV)\lambda\mu}{\lambda + \mu}\right) TMH.$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

Fazendo a substituição de TMH = λ^{-1}, chega-se a uma expressão bastante simples para o NMDH.

$$NMDH = (1 - p)(EV).$$

A formulação da equação acima está condizente com a metodologia que vem sendo concebida para definição das variáveis explicativas. Essa equação é auto-explicativa, pois como é de conhecimento, (1 − p) representa a proporção do tempo que um indivíduo passa acidentado.

Considerando, que a expectativa de vida da população de Pernambuco é de 67,1 anos (IBGE, 2005), estendendo essa expectativa para o Recife e, com base nas estimativas feitas para as taxas de usuários acidentados λ = 0, 1114 e indivíduos não acidentados μ = 0, 000609295, tem-se que em média um morador da cidade do Recife sofrerá durante toda sua vida 14,84 hospitalizações, o que representa 0, 5440% da sua expectativa de vida. Esse percentual corresponde a um NMDH = 133, 241 dias durante toda a sua vida.

A Tabela 9.2 expressa os resultados do NMH, NMDH, bem como, o percentual em relação a sua expectativa de vida. Os valores calculados são com base nas estimativas do E(TEHS), EV e de (1 − p). As equações P(TEHS > t) $\frac{1}{(\lambda - \mu)}\left(\lambda e^{-\mu t} - \mu e^{-\lambda t}\right)$,

Tabela 9.2: Expectativa de vida "versus" Proporção do Tempo Acidentado.

Cidade	EV (anos)	NMH	NMDH (dias)	%Hosp.	E(TEHS) (dias)
Recife	67,1	14,8414	133,241	0,544029	4,52115
Fortaleza	69,2	9,0061	88,118	0,348873	7,68370
Salvador	71,2	7,5648	75,797	0,291660	9,41207
Belo Horizonte	73,8	12,0827	99,918	0,370932	6,10793
Curitiba	73,2	16,4621	93,025	0,348174	4,44656

$$E(TEHS) = \frac{\lambda + \mu}{\lambda\mu},\ V(TEHS) = \frac{\lambda^2 + \mu^2}{(\lambda\mu)^2} \text{ e } NMH = \frac{EV}{E(TEHS)}$$

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: **http://www.revistaflammae.com**.

podem ser de extrema valia ao sistema de atendimento pré-hospitalar móvel atuante nas cidades, a rede de hospitais públicos e os conveniados pelo SUS, pois são indicadores relevantes para o cálculo dos custos diários das hospitalizações, decorrentes dos usuários acidentados internos nos estabelecimentos hospitalares. Claro está, para inferir com precisão esses custos, há necessidade de extratificar o tipo de acidente 'versus' tipo de procedimentos utilizados na hospitalização, bem como, os serviços médicos especialistas, tais como as UTIs, cujo custo da diária varia entre hum mil reais - hospitais universitários - até cinco mil reais, média calculada para os hospitais privados na cidade do Recife e São Paulo.

Atualmente, o SUS paga aos hospitais conveniados (ASSEFAZ, 2009), uma remuneração média diária de R$ 213,71 (duzentos e treze reais e setenta e um centavos). Em caso da emergência demandar serviços de UT I, o SUS estabelece como remuneração diária um valor de R$ 790,00 (setecentos e noventa reais).

Para inferir valores de custos com confiabilidade especificada, é necessário estimar, para uma cidade os parâmetros λ e μ. Sabendo que um indivíduo qualquer durante um período de tempo Δt sofrerá $\left(\frac{\lambda\mu\acute{\Delta} t}{\lambda+\mu}\right)$ hospitalizações, cada uma com duração média $TMH = \lambda -1$.

O Ministério da Saúde, por meio do SUS, pode calcular o custo esperado do internamento de uma pessoa desta cidade no período de Δt e, dessa maneira, estabelecer um plano orçamentário, para melhor definir os efetivos repasses financeiros a serem feitos aos hospitais conveniados.

Seja CD o custo referente a uma diária hospitalar para cada individuo acidentado (hospitalizado). A esse custo não está incorporado os custos referentes às internações especializadas, bem como, os custos inerentes ao sistema de transporte para o atendimento pre-hospitalar, tais como, os custos operacionais das unidades de serviço *Us*, médicos, enfermeiros e custos administrativos associados ao sistema de triagem.

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

O cálculo a ser feito fornece o custo total de um usuário acidentado (hospitalizado) - custo unitário total - durante a sua expectativa de vida EV. Isto é, o gasto que o Governo espera ter com um usuário hospitalizado durante a sua expectativa de vida. A equação definidora do custo esperado é:

$$E(custo) = (CD)(NMH)(TMH) \quad ou \quad E(custo) = 365(CD)(EV)(1-p)$$

Admitindo-se, que somente 15% dos acidentados necessitam de procedimentos especializados (TANI, 2005) e, como a média da diária hospitalar para esse tipo de procedimento representa cerca de 262% do CD (ASSEFAZ, 2009), então, nesse caso o CD estabelecido está corrigido pelo fator 1, 40. Na Tabela 9.3, constam os resultados obtidos para o valor esperado do custo considerando apenas a hospitalização (com e sem UT I). Os dados calculados referem-se a cada usuário do sistema no decorrer da sua vida. No ano de 2008.

Tabela 9.3: Custos de Hospitalização "versus" Expectativa de Vida.

Cidade	NMH	NMDH (dias)	EV (ano)	E(custo$_{uti}$) (R$)	E(custo) (R$)
Recife	14,8414	133,241	67,1	28.474,90	20.339,20
Fortaleza	9,0061	88,118	69,2	18.831,70	13.451,20
Salvador	7,5648	75,797	71,2	16.198,50	11.570,40
Belo Horizonte	12,0827	99,918	73,8	21.353,50	15.252,50
Curitiba	16,4621	93,025	73,2	19.880,40	14.200,30

o PIB brasileiro ficou em R$ 2,9 trilhões (CASTRO, 2009). No estudo da cidade do Recife a demanda máxima ou população usuária máxima calculada - ver Tabela 3.1, que o sistema oficial (público mais hospitais conveniados pelo SUS) poderia atender é de h_{max} = 1.417.796 usuários no ano. Logo o custo total máximo decorrente dessa demanda e exclusivamente das diárias sem considerar os procedimentos especialistas do tipo UTI é: R$ $2,88 \times 10^{10}$ durante os 67, 1 anos de vida dos usuários, o que equivale anualmente a 0, 0148% do PIB do Brasil. Como o valor esperado do número de acidentados (hospitalizados) no sistema oficial é de 261.787 usuários no ano, então o custo efetivo passa a ser de R$ 5,32 $\times 10^9$, durante a expectativa de vida dos usuários, o que representa uma participação anual de 0, 00273% desse PIB.

Em 2007 registrou-se para Recife um PIB de R$ 20,7 bilhões; obtendo-se um PIB per capita de R$ 13.510,00 e sendo o mais elevado entre as capitais do Nordeste. Considerando esses resultados, tem-se que durante os 67,1 anos de vida, para um atendimento de 1.417.796 usuários, o percentual do gasto anual para os acidentados (hospitalizados) representa 2,07% do PIB da cidade do Recife. É importante salientar (IPEA, 2004), que os custos associados à perda por acidente de trânsito chegaram a representar em média 0,4% do P IB do Brasil. Esta estatística é bastante escabrosa - cerca de 30 vezes - quando, comparada com o percentual do PIB gasto somente para internamentos na cidade do Recife. A cidade de menor custo total unitário é Salvador - R$ 11.570,40. Os moradores do Recife mesmo possuindo a menor expectativa de vida proporciona ao Estado um maior custo unitário total - acréscimo de 76% comparado com Salvador. Esse fato é decorrente do fator $(1 - p)$ do Recife ser quase 1,8 vezes em relação ao fator $(1 - p)$ médio calculado para as cinco cidades.

REFERENCIAS

BALL, M.O. and Lin, F.L. A reliability model applied to emergency service vehicle location, Operation Research, 41(1), 18-36, 1993.

CASTRO, Francisco.Relação da Dívida Publica com Juros, PIB e Investimentos das Estatais, Portal do Castro (Folha de São Paulo), julho de 2009.

CORDEIRO, Dirac M. Modelo Conceitual de Transporte Integrado à Rede de Hospitais como Atributo de Otimização de um Sistema de Atendimento Pré-Hospitalar Móvel, UFPE, Recife, PE, 2012.

CORDEIRO, Dirac; CORDEIRO, Gauss; LIMA, Oswaldo Neto. Formating Model of 43 an Integrated Urban Region Designed for the Pre-hospitalization Assistance Transport Syistem, Rev. Bras. Biom., n.1, v. 34, jan-mar, 2015.

ELLIOT, P. An approach to integrated rescue. QMC - Queensland Mining Council, 2000.

FELLER, William. An introduction to probability Theory and its Applications. 4 rd ed. New York. John Willey 1975.

FITZSIMMONS, James A. Administrão de Serviços, Operações, Estratégias e Tecnologia da Informação. 4a Edição, BOOKMAN – Companhia Editora Artmed, RS, 2001.

GEANDREAU, M.B., Laporte, G. and Semet, F. A Dynamic Model and Parallel Tabu Search heuristic for Real-time Ambulance Relocation. Parallel Computing, 27, 1641-1653, 2001.

GOLDBERG, J.B. Operations research models for the deployment of emergency services vehicles. EMS Management Journal. V.1 i1. 20-39, 2004.

HOEL, P.G. Introduction to Stochastic Theory, New York: Houghton Miin, 1996.
FREIDENFELDS, J. Capacity Expansion When Demand is a Birth/Deadh Random Process. In: Operations Research, 28, Nr. 3, S. 712-721, 1980.

HOEL, P.G. Introduction to Stochastic Theory, New York: Houghton Miin, 1996.

IBGE. Brazilian Institute of Geography and Statistics in the demographic census, 2005.

IPEA - Instituto Pesquisa Econômica Aplicada. Economic Impact of the Tra-c Accidents in the Brazilian Urban Agglomerations, 2004.

LARSON, R.C. A hypercube queuing model for facility location and redistricting in urban emergency services, Computers & Operations Research. v1. 67-95, PrenticeHall, 1982.

MCALEER, W.E.; NAQVI, I.A. The relocation of ambulances stations: A successful case study. European Journal of Operational Research. Vol.15, p.582-588, 1994.

OLIVEIRA, N.L.B.; SOUSA, R.M.C, Diagnóstico de Lesões e Qualidade de Vida de Motociclistas, Vítimas de Acidentes de Trânsito. Rev, Latino-am Enfermagem: V. 11, n. 6, p. 749-56, 2003.

RUGGIERO, Marcia A., Rocha e Vera Lcia L. Calculo Numerico – Aspecto Teorico e Computacionais. Editora Pearson Education, 2a Edio,1999.

PARZEN, Emanuel. Modern Probability Theory and its Applications. Wiley Classics Library, 1992.

SALLA, J.; CHELIAR, ML.; ILHA, MS. Per l da demanda de um servio de Pronto Socorro, Santa Maria, RS. Sade, 2002:71-80.

SASSER, W.E., Olsen, R.P. and Wycko←, D.D. Management of Services Operations. Allyn and Bacon, USA. 1978.

Artigo publicado no Vol.04 Nº10 - Edição de JUL a DEZ 2018 - ISSN 2359-4837(online)
Versão on-line disponível em: http://www.revistaflammae.com.

SOUZA, Joo Carlos. Dimensionamento, localização e escalonamento temporal de serviços de emergência, Tese de Doutorado, Departamento de Engenharia de Produção, UFSC, Florianpolis, SC, 1996.

TAKEDA, E. Riscos ocupacionais, acidentes do trabalho e morbidade entre motoristas de uma central de ambulâncias do estado de São Paulo, Dissertação de mestrado, USP, Ribeiro Preto, SP, 2002.

TANI, G. Programação motora: organização hierárquica, ordem e desordem. In: TANI, G. (Ed.). Comportamento motor: aprendizagem e desenvolvimento. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005d. p. 82-105.

TAVAKOLI, A.; LIGHTNER, S. Implementing a Mathematical model for location EMS vehicles in Fayetteville, NC, Computers and Operations Research. Article in press, 2003. ASTETE, M. W.; GIAMPAOLI, E.; ZIDAN, L. N.. **Riscos físicos**. São Paulo, SP: Fundacentro, 1989.