



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE TECNOLOGIA E GEOCIÊNCIAS
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA CIVIL

Programa de Pós Graduação em Engenharia Civil

**MODELO CONCEITUAL DE TRANSPORTE
INTEGRADO À REDE DE HOSPITAIS COMO
ATRIBUTO DE OTIMIZAÇÃO DE UM
SISTEMA URBANO DE ATENDIMENTO
PRÉ-HOSPITALAR MÓVEL**

Dirac Moutinho Cordeiro

Tese de Doutorado

Recife
23 de abril de 2012

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE TECNOLOGIA E GEOCIÊNCIAS
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA CIVIL

Dirac Moutinho Cordeiro

**MODELO CONCEITUAL DE TRANSPORTE INTEGRADO À
REDE DE HOSPITAIS COMO ATRIBUTO DE OTIMIZAÇÃO DE
UM SISTEMA URBANO DE ATENDIMENTO PRÉ-HOSPITALAR
MÓVEL**

Trabalho apresentado ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil do DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA CIVIL da UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Engenharia Civil com ênfase na Área de Transportes e Gestão das Infraestruturas Urbanas.

Orientador: *Prof. Oswaldo Lima Neto, D. Ing.*

Co-orientador: *Prof. Gauss Moutinho Cordeiro, Ph.D.*

Recife

23 de abril de 2012

C794m Cordeiro, Dirac Moutinho.

Modelo conceitual de transporte integrado à rede de hospitais como atributo de otimização de um sistema urbano de atendimento pré-hospitalar móvel / Dirac Moutinho Cordeiro. – Recife: O Autor, 2012.
xxxix, 231f., il., figs., gráfs., tabs.

Orientador: Prof. Oswaldo Lima Neto, D. Ing.
Co-Orientador Prof. Gauss Moutinho Cordeiro, Ph.D.
Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco. CTG.
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, 2012.
Inclui Referências e Anexos.

1. Engenharia Civil. 2. Modelo de Transporte. 3. Zonas de Atendimento. 4. Atendimento Pré-hospitalar móvel. 5. Tempo de Resposta. 6. Unidade de Serviço (U_s) I. Lima Neto, Oswaldo (Orientador). II. Cordeiro, Gauss Moutinho (Co-Orientador). III. Título.

**MODELO CONCEITUAL DE TRANSPORTE INTEGRADO À REDE DE
HOSPITAIS COMO ATRIBUTO DE OTIMIZAÇÃO DE UM SISTEMA
URBANO DE ATENDIMENTO PRÉ-HOSPITALAR MÓVEL**

Dirac Moutinho Cordeiro

TESE SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DA COORDENAÇÃO DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO DE ENGENHARIA DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO – UFPE, COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS À OBTENÇÃO DO GRAU DOUTOR.

Aprovada por:

Prof. Oswaldo Lima Neto, D. Ing.

Prof. Gauss Moutinho Cordeiro, Ph. D.

Prof. Edwin Moises Ortega , Ph. D.

Prof. Cristiano Ferraz, Ph. D.

Prof. Enivaldo Carvalho da Rocha, Doutor

Prof. Anísio Brasileiro de Freitas Dourado, Doutor.

Recife
23 abril de 2012

Dedico esta tese primeiramente ao nosso grande Pai DEUS, pela saúde, fé e perseverança que tem me dado.

A Fátima, minha fiel companheira na hora da tribulação. A meus filhos, Thiago, Rafaela e Lorena, pelo reconhecimento à minha profissão, os quais têm desejado em um futuro próximo fazer educação, sabendo dos desafios do educador no contexto atual. Aos meus pais, a quem honro pelo esforço com o qual mantiveram cinco filhos, permitindo-lhes condições de galgar êxito na sociedade letrada. Aos meus amigos pelo incentivo a busca de novos conhecimentos, a todos os professores que muito contribuíram para a minha formação, dos quais tenho boas lembranças.

Agradecimentos

Ao completar-se um trabalho de doutoramento, principalmente se realizado no enquadramento de uma razoavelmente longa carreira acadêmica, e talvez porque, em tal enquadramento, o mesmo esteja associado à noção de etapa ou estágio, surge a necessidade inevitavelmente de recordar o trajeto acadêmico e científico percorrido, e deixar registrados, ainda que correndo o risco de omissão, agradecimentos àqueles que mais relevantes interações conosco tiveram sob as mais diversas formas e nos mais diversos contextos.

Em primeiro lugar, um agradecimento afetivo muito especial à Maria de Fátima, minha esposa, e aos meus filhos. À Maria de Fátima, pelo constante apoio e estímulo demonstrado ao longo da minha carreira acadêmica, bem como pelos muitos sacrifícios feitos em prol da família, em particular durante as muitas e, por vezes, longas ausências, e, ainda, durante a fase final do trabalho de escrita da tese de doutoramento.

Aos meus filhos, Thiago, Rafaela e Lorena, agradeço o permanente interesse e compreensão pelo meu trabalho, e por terem muitas vezes, conscientemente, abdicado de horas em conjunto para que mais rapidamente eu pudesse terminar o meu segundo “grande livro” que tinha que escrever, e que, tão ansiosamente, pretendiam “ler”.

De seguida, agradeço aos meus pais, Professor Sidrack de Holanda Cordeiro (“in memorem”) e Terezinha Moutinho Cordeiro, por tudo que inspira educação.

Cientificamente, os meus maiores agradecimentos vão ao meu orientador e amigo, o Professor Oswaldo Lima Neto, com quem venho mantendo relações de trabalho desde 1986 – quando assumiu a presidência da EMTU/Recife e ao Professor Gauss Moutinho Cordeiro, pela amizade e confiança, bem como, e porque não aproveitar para afirmá-lo formalmente, pelas suas excepcionais capacidades científicas e pedagógicas. As ciências, engenharia, matemática e estatística têm sido cerceadas do “intelecto” e a da intuição do Professor Gauss, considerado por muitos na lista dos sete maiores cientistas do Brasil.

Ao meu inestimável amigo, colega do curso e colega do departamento de engenharia Professor Anísio Brasileiro pelos muitos exemplos de extrema competência (lembração do Projeto COPPETEC), visando sempre à prospecção do transporte voltada para o bem estar social.

Por fim agradeço a Pandinha (“in memorem”) amiga inseparável, a Economista Angelusa Cavalcanti e ao Engenheiro Alexandre da RAM pelo estímulo e discussões valiosas sobre o tema, a Secretária da Pós-Graduação de Engenharia Civil Andréa e ao Sr. Oscar Neto pelo seu empenho na diagramação dessa tese.

“Transporte e Saúde são serviços estritamente sociais. O conhecimento científico proveniente do estudo da integração desses serviços pode contribuir, para soluções dos atuais problemas crônicos vivenciados, diariamente, pelo povo brasileiro.”

— DIRAC MOUTINHO CORDEIRO (2011)

Resumo

O atendimento pré-hospitalar móvel é um serviço de assistência individualizada e especializada, fora dos estabelecimentos hospitalares. O intuito desse tipo de serviço é maximização dos atendimentos visando à manutenção da vida. Esse tipo de atendimento tem como finalidade chegar ao usuário – indivíduo acidentado em uma determinada região R no menor tempo resposta após a ocorrência do evento. O meio de transporte das remoções dos usuários para os estabelecimentos hospitalares é feito por uma unidade de serviço (U_s).

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, principalmente motivados por acidentes de trânsito. Sendo assim, o aumento substancial na curva do valor esperado dos atendimentos ao longo do tempo é fato notório.

Apesar de ser considerado pouco relevante para o sistema de saúde brasileiro, alguns modelos tanto determinísticos como probabilísticos de localização da U_s podem vir a ser de grande utilidade, como ferramental rigoroso e útil ao planejamento do sistema de saúde.

Palavras-chave: Demanda Máxima, Distância Mínima, Distribuição de Rayleigh, Estabelecimento Hospitalar, Expectativa de Vida Fator de Ociosidade, Fator de Utilização, Fator Leitos Por Habitante, Formatação da ZA, Função Densidade, Geometria da ZA, Métricas, Número Médio de Indivíduos Hospitalizados, População Residente, Posto de Serviço, Probabilidade de não Faltar Leitos, Probabilidade de um Indivíduo Sofrer Acidente, Rede de Integração Hospitalar, Taxa de Entrada do Sistema, Taxa de Saída do Sistema, Tempo de Atendimento, Tempo de Espera, Tempo de Partida, Tempo de Serviço, Tempo de Viagem, Tempo Entre Acidentes, Tempo Entre Entradas Sucessivas na Hospitalização, Tempo Máximo Resposta, Tempo Resposta, Unidade de Serviço (U_s), Velocidade, Zona de Atendimento-ZA, Zoneamento.

Abstract

The mobile pre-hospitalization service for individuals is a specialized assistance service outside the hospital establishments. The intention of this type of service is to maximize the assistance aiming to preserve life. The purpose of this kind of service is to provide to the user – the person who suffered an accident in a certain region R , the shortest response time after the incident occurred. The means of transport for the removal of the victims to the hospital establishments is done by a service unit (U_s). In this way, the substantial increase in the value curve expected for the assistance throughout time is a very well known fact.

For the pre-hospitalization service, a city can be treated as a single urban region of assistance or can be stratified into urban zones of service. For the first case, a single station or location serves as the screening headquarters – the locality is used as a distributor of the U_s and, in this case, the patient is removed to the closest hospital establishment, where the user of the system (accident victim) is located. The second case, in each assistance zone (ZA) is hospital establishment is allocated, such as, public and private establishments of the municipality or the state in accordance with the National Health System (NHS).

In this way, the model to be approached for assistance in a region is the representation of the urban areas of the city and the urban zones of assistance (ZA) as a function of the area elements of the region that contain a hospital organization. In short, each one of the zones of assistance is defined to minimize the time response (TR) between the call to the U_s and the arrival of the service to the victim. This is the only intention to guarantee the accident victims' lives.

So, we must look for statistical methods of analysis which may solve the problems of geographic location and the points in the network of assistance, measuring in a robust manner the distances between these points and assuring to situate them in an optimized method, under some transport restrictions, such as time duration and cost.

Keywords: ZA Geometry, Attendance Zone, Hospital System, Integration Network, Location of the Service Posts, Minimum Distance, Probability of an Individual to Suffer an Accident, Rayleigh Distribution, Response Time, Metrics, Service Unit, System

Entrance Rate, System Exit Rate, Travel time.

Sumário

1	Introdução	1
1.1	O Problema	3
1.2	Construção do Objeto do Estudo	5
1.3	Revisão da Literatura	7
1.4	Abordagem do Universo da Pesquisa	12
1.5	A Gestão da Capacidade em Serviços de Atendimento	16
1.5.1	Estratégias básicas para a gestão da capacidade em serviços de atendimento	18
2	Dimensionamento das Estações de Integração – Leitos Hospitalares	23
2.1	Estimativa de $p - \hat{p}$ após o Equilíbrio Estatístico	35
2.1.1	Detalhamento para estimar TMH e A	44
2.2	Estudo do Número de Indivíduos Usuários do Sistema Hospitalizados com o Tempo	46
2.3	Estudo do Tempo Médio entre Acidentes Seqüenciados ($\overline{TEAS}$) e Hospitalizações Sucessivas ($TEHS$)	52
2.4	Análise Comportamental da Curva $E(Y)$ no Tempo	53
2.5	Estudo das Variáveis Aleatórias Tempo entre Hospitalizações Sucessivas – $TEHS$ e Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização – $TEESH$	59
2.5.1	Estudo da variável aleatória tempo entre hospitalizações sucessivas – $TEHS$	59
2.5.2	As Estatísticas da distribuição da variável $TEHS$	62
2.5.3	Estudo da variável aleatória tempo entre entradas sucessivas na hospitalização – $TEESH$	67

2.6	Estudo das Variáveis Aleatórias Tempo entre Entradas Sucessivas na Emergência – <i>TEESE</i> e Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização com U_s – <i>TEESHU_s</i>	73
2.6.1	Estudo da variável <i>TEESE</i>	76
2.6.2	Estudo da variável ψ – proporção de entradas destinadas as emergências hospitalares	81
3	Descrição do Modelo Conceitual de Transporte para o Atendimento Pré-Hospitalar com Base nas U_s	85
3.1	Estudo da Variável Tempo de Serviço <i>TS</i> de Qualquer U_s	87
3.2	Estudo da Variável Tempo entre as Chamadas Sucessivas das U_{ss} – <i>TECSU_s</i>	90
3.3	Metodologia para estimar as Taxas de Chamadas das U_{ss} $\overline{\lambda_1}$ e $\overline{\lambda_2}$	94
4	Zoneamento:	
	Divisão da Região Urbana em Zonas de Atendimentos – ZAs	101
4.1	Estudo da Variável Tempo de Viagem - <i>TV</i>	112
4.2	Estudo da Variável Aleatória <i>D</i> com base na Geometria da <i>ZA</i>	120
4.2.1	Cálculo do <i>TV</i> com base com base na Distribuição Espacial Aleatória da <i>ZA</i> de Densidade d e Área <i>A</i>	128
4.2.2	A divisão da <i>RPA</i> de área <i>A</i> e densidade populacional d em <i>N</i> zonas de atendimento	132
4.2.3	Distância entre pontos próximos	133
4.2.4	Similaridade das zonas de atendimento – conceitos preliminares	137
4.3	Medidas de Semelhança entre Dois Elementos	138
4.3.1	Funções de distância	139
4.3.2	Coeficientes de similaridades	140
4.3.3	Coeficientes de Gower	140
4.3.4	Métricas e coeficientes de similaridades	141
4.3.5	Coeficiente de correlação	141
5	Dimensionamento das U_s, Alocação e Distribuição das Zonas e Subzonas de Atendimentos	145
5.1	Dimensionamento do Número de U_s para Atender Eficientemente os Usuários de uma <i>ZA</i>	145
5.2	Divisão de Uma Área Urbana em Zonas <i>ZAs</i>	158
5.3	Divisão de Uma Zona <i>ZA</i> em Subzonas <i>SZAs</i>	166
5.4	Localização dos Postos de Remoções	168

6	Planejamento Geral do Sistema de Transporte Integrado a uma Organização Hospitalar do Tipo SUS	175
6.1	Simulação do Modelo e Análise dos Resultados	183
A	CARACTERIZAÇÃO, FATORES E ESTATÍSTICAS DOS ACIDENTES DE TRÂNSITO	193
A.1	INTRODUÇÃO	193
A.2	CONCEITO E DEFINIÇÕES DE ACIDENTE	198
A.3	PROPENSÃO A ACIDENTES	199
A.4	ACIDENTES DE TRÂNSITO E IDADE DOS MOTORISTAS, PEDESTRES E DEMAIS VÍTIMAS	201
A.5	ACIDENTES DE TRÂNSITO E SEXO DOS MOTORISTAS, PEDESTRES E DEMAIS VÍTIMAS	203
A.6	INGESTÃO DE ÁLCOOL E ACIDENTES DE TRÂNSITO	204
A.7	CONDIÇÕES PATOLÓGICAS DE MOTORISTAS E ACIDENTES DE TRÂNSITO	204
A.8	ATRIBUTOS DO VEÍCULO E A OCORRÊNCIA DOS ACIDENTES	206
A.9	CONDIÇÕES AMBIENTAIS E OCORRÊNCIAS DE ACIDENTES DE TRÂNSITO	207
A.10	LESÕES DECORRENTES DE ACIDENTES DE TRÂNSITO E SUAS CAUSAS DIRETAS	208
A.11	ASPECTOS RELACIONADOS COM A OCORRÊNCIA DE ACIDENTES DE TRÂNSITO NO RECIFE	209
A.12	OCORRÊNCIA DE ACIDENTES POR MESES DO ANO	211
A.13	ACIDENTES DE TRÂNSITO SEGUNDO AS CONDIÇÕES DE ILUMINAÇÃO	211
A.14	FATALIDADE DOS ACIDENTES	212
A.15	ACIDENTES DE TRÂNSITO SEGUNDO A SUA CLASSIFICAÇÃO	212
	Referências Bibliográficas	217
	ANEXO DA TESE	225

Lista de Figuras

1.1	Modelo do Processo de Resgate e Intervalos de Tempo.	13
2.1	Esquematização dos Deslocamentos.	24
2.2	Entradas $\times$ Saídas do Sistema – Processo Markoviano.	26
2.3	Representação da Curva de $(Y_t) \times t$.	36
2.4	Sistematização das Operações para o Cálculo do $\widehat{TMH}$ e $\hat{p}$.	45
2.5	Analogia Sistema Mecânico $\times$ Sistema Humano.	46
2.6	Representação das Funções p_t e $(1 - p_t)$.	50
2.7	Representação da Função $E(Y_t) \times t$.	54
2.8	Esquema Operacional das Entradas nos Estabelecimentos Hospitalares.	75
3.1	Esquema Operacional da Unidade de Serviço (U_s).	88
3.2	Comportamento do Sistema pelas Variáveis TS , $TEESHV_s$ e $TECSU_s$.	91
3.3	Representação das Taxas $\bar{\lambda}_1$ e $\bar{\lambda}_2$ ao Longo do Dia.	94
3.4	Controle Estatístico do Número de Chamadas das U_s s.	99
4.1	Distância Mínima – Métrica D .	114
4.2	Distâncias do Ponto de Atendimento ao Posto de Serviço (U_s) versus Formato das Zonas.	119
4.3	ZA com Formato de Círculo com Posto da U_s Hospitalar no seu Centro.	120
4.4	ZA com Formato de Quadrado com Posto da U_s Hospitalar num dos seus Vértices.	121
4.5	ZA com Formato de Quadrado de lado l com Posto da U_s Hospitalar no seu Centro.	122
4.6	ZA com Formato de Quadrado com Posto da U_s Hospitalar no seu Centro, Rotacionado $\angle = 45$ graus.	123

4.7	<i>ZA</i> com Formato de Quadrado com Posto da U_s Hospitalar no Vértice e D pela ME .	124
4.8	<i>ZA</i> com Formato de Quadrado com Posto da U_s Hospitalar no Centro e D pela ME .	125
4.9	<i>ZA</i> com Formato de um Círculo de raio R com Posto da U_s Hospitalar no Centro e D pela MM .	125
4.10	Análise dos $E(D_G)$ para as Figuras na Forma Quadrado $\times$ Forma Geral.	127
5.1	Região Urbana com as Fronteiras Ótimas para as <i>ZA</i> .	165
5.2	Região Urbana com as Fronteiras Satisfazendo as Áreas das <i>ZA</i> .	166
6.1	Sequenciamento das Etapas por Relação de Dependência.	179

Lista de Tabelas

1.1	Evolução do Número de Leitos Hospitalares por 1.000 Habitantes. Fonte: IBGE – 2008: Pesquisa Assistência Médico-Sanitária – AMS	15
2.1	Valores Estimados para h em Função de α , n_L e $(1 - p)$.	34
2.2	População Usuária Máxima do Sistema $\times$ Número Mínimo de Leitos com Confiabilidade de 100%.	37
2.3	Valores de $\Phi(x)$, $f_l(x)$ e do Percentual do Erro Relativo à Menor-%ER.	42
2.4	Valores do Tempo para o Equilíbrio Estatístico – t_e .	51
2.5	Valores da função $\exp\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$.	56
2.6	Resultados das Estimativas dos $\hat{p}_s$ e dos $\hat{\mu}_s$ antes e após o Equilíbrio Estatístico (t_e).	57
2.7	Momentos da Distribuição de $TEHS$ e $P(TEHS > t)$.	63
2.8	Expectativa de Vida “versus” Proporção do Tempo Acidentado.	65
2.9	Custos de Hospitalização “versus” Expectativa de Vida.	66
2.10	Análise de Sensibilidade de $P(S(h - j) \geq t)$ em Função de t e h .	70
2.11	Análise das Distribuições da Variável $TEESH$.	72
2.12	Análise das Distribuições da Variável $TEESE$.	80
3.1	Análise das Distribuições da Variável $TEESHU_s$.	87
3.2	Número de chamadas das U_s s – Diurno e Noturno.	99
4.1	População Residente, N. de Domicílios, Área e Densidade das RPA s – Recife/2005.	105
4.2	Relação $U_s \times$ Estabelecimentos de Saúde/Hospital.	108
4.3	Análise das Métricas de D em Função da Geometria das ZAs .	126

6.1	Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.	186
6.2	Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.	187
6.3	Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.	188
6.4	Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.	189
6.5	Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.	190

Lista de Abreviaturas e Siglas

$\%ER$	Percentual do Erro Relativo.
$(1 - p)$	Probabilidade de um Indivíduo em R ser Usuário do Sistema.
A	Área da Curva Y_t no Instante de Tempo Δt .
AA'	Representação da Secção do Fluxo de Entrada e Saída do Sistema no Processo Markoviano.
AMS	Assistência Médica Sanitária.
c	Constante de Correção da Normal Truncada.
CF	Constituição Federal.
c_y	Coefficiente de Dispersão ou de Variação da variável Y .
$E(Y)$	Valor Esperado da Variável Y .
E_j	Evento no Estado j .
$EMTU$	Empresa Metropolitana de Transportes Urbanos.
$f.d.p.$	Função Densidade de Probabilidade.
$f_\ell(x)$	Função que Representa a Curva Logística.
$g(t)$	Função Densidade de Probabilidade da Distribuição q_t .
$G(t)$	Probabilidade de um Indivíduo Sofrer um Acidente antes do Equilíbrio Estatístico.
h	População.

H	Variável Aleatória que Explica a População.
$h_{\text{máx}}$	Demanda Máxima do Sistema.
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
I_n	Número de Usuários Internados nos Estabelecimentos Hospitalares de uma Dada Região R no Período de Tempo Δt .
I_{n_1}	Número de Usuários Hospitalizados Remanescentes no Instante de tempo t_1 .
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
MINITAB	Software Estatístico.
MS	Ministério da Saúde.
n_L	Número de Leitos Hospitalar.
$n_{L\text{mín}}$	Número de Leitos Mínimo.
OMS	Organização Mundial de Saúde.
P	Probabilidade de um Indivíduo em R estar Bom no longo Horizonte.
$P'(t)$	Equação Diferencial que Rege as Entradas e Saídas do Processo Markoviano.
P_j	Proporção do Tempo que a Região R contém j Indivíduos Bons.
PLCC	Problema de Localização de Cobertura de Conjuntos.
PS	Pronto Socorro.
p_t	Probabilidade de um Indivíduo não Sofrer um Acidente no Tempo t .
R	Região.
S	Sistema.
SAMU	Serviço de Atendimento Móvel de Urgência.
SUS	Sistema Único de Saúde.
T	Instante de tempo.
t_e	Tempo de Equilíbrio Estatístico.
TMF	Tempo Médio de Funcionamento.

TMH	Tempo Médio de Hospitalização.
TV	Tempo de Viagem.
UPA	Unidade de Pronto Atendimento.
U_s	Unidade de Serviço.
X_t	Variável Aleatória que Representa o Número de Indivíduos Bons.
Y_t	Variável Aleatória que Representa o Número de Usuários do Sistema.
Z	Variável Aleatória que Representa a Normal Reduzida.
ZA	Zona de Atendimento.
α	Probabilidade de Não Faltar Leitos.
λ	Taxa Média de Acidentes de um Usuário.
λ_j	Taxa de Usuários do Sistema – Indivíduos Acidentados.
μ	Taxa Média de Funcionamento – Usuário Fora de Atendimento.
μ_j	Taxa de Usuários do Sistema – Indivíduos Bons.
Φ	Função Cumulativa da Normal.
Φ^{-1}	Inversa da Função Cumulativa.
MAV	Operador que Representa o Maior Valor.
$\hat{A}$	Estimativa da Área.
$TEAS$	Tempo entre Acidentes Seqüenciados.
$TEHS$	Tempo entre Hospitalizações Sucessivas.
EMA	Erro Médio Absoluto.
$TEESH$	Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização.
TNA	Variável Aleatória Tempo de um Indivíduo Não Acidentado.
TAC	Variável Aleatória Tempo de um Indivíduo Acidentado.
f_{tac}	Função Densidade da Variável TAC .
f_{tna}	Função Densidade da Variável TNA .
f_{tehs}	Função Densidade da Variável $TEHS$.
J	Matriz Jacobiana.

$S \sim G(r, \theta)$	A Variável Aleatória S Passa a ter Distribuição Gama de parâmetros r e θ .
$V(Y)$	Variância da Variável Y .
c_{tehs}	Coeficiente de Dispersão da Variável $TEHS$.
EV	Expectativa de Vida.
NMH	Número Médio de Hospitalização.
$NMDH$	Número Médio de Dias Hospitalizados.
$\%HOSP$	Percentual de Hospitalização.
$ASSEFAZ$	Associação dos Servidores Fazendários.
UTI	Unidade de Terapia Intensiva.
CD	Custo Referente a uma Diária Hospitalar.
$E(\text{custo})$	Custo Esperado.
PIB	Produto Interno Bruto.
$TEESE$	Tempo entre Entradas Sucessivas para Acidentados que Precisam de Emergência.
$TEESHU_s$	Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização para os Acidentados que Chegam de U_s .
$TEESH(hp)$	Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização para (hp) Indivíduos Bons.
ZAs	Zonas de Atendimentos.
$S(h - j)$	Variável que dá o Tempo até a Próxima Entrada na Hospitalização de algum Indivíduo dos $(h - j)$ Acidentados que está Hospitalizado.
$\%\Delta(E(TEESH))$	Percentual de Aumento do Valor Esperado do Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização.
$\Delta\sigma_{teesh}$	Percentual de Aumento do Desvio Padrão do Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização.
n_{L_1} e n_{L_2}	Número de Leitos Calculados p/ o Hospital 1 e 2, Respectivamente.

Z_1	Variável que Representa o Número de Entradas com Emergência que não são Realizadas por meio de U_s .
Z_2	Variável que Representa o Número de Entradas sem Emergência, cujo meio de Transporte é a U_s .
E_{Z_1}	Percentual de Entradas nos Hospitais com Emergência sem o Uso das U_s s como meio de Transporte.
E_{Z_2}	Percentual de Entradas nos Hospitais sem Emergência com o Uso das U_s s como meio de Transporte.
EU_s	Número de Entradas nos Estabelecimentos Hospitalares Usando como meio de Transporte as U_s s.
Ψ	Proporção das Entradas I_n na Emergência (K) Independente do Modo de Transporte ser U_s ou outro Modal (Veículo Particular).
K	Entradas na Emergência.
HR	Hospital da Restauração.
e_{U_s}	Proporção entre Entradas através de U_s em Relação ao Total de Entradas na Hospitalização.
TS	Tempo de Serviço.
W	Variável Aleatória que Representa o Tempo de Espera na Fila.
ρ	Fator de Utilização das U_s s.
$(1 - \rho)$	Fator de Ociosidade das U_s s.
$f_{\Omega}(w)$	Função Densidade de Probabilidade da Beta.
TA	Tempo Gasto em Apanhar o Paciente Acidentado e socorrê-lo no Local, ou seja, Tempo Gasto no Local do Acidente até a saída da U_s Local.
TD	Tempo Gasto para deixar o Paciente no Estabelecimento Hospitalar até a Liberação da U_s – Unidade de Serviço Livre para o Retorno.
TP	Tempo Gasto para U_s partir, ou seja, Tempo entre a Ocupação da U_s até a sua Saída do Local de Estocagem (Posto de Serviço).

TR	Tempo Resposta, ou seja, Tempo entre a Chamada da U_s e sua Chegada ao Paciente.
TV	Tempo de Viagem de ida ou de volta.
Ω	Valores entre 0 e 1 que seguem uma Distribuição Beta.
$TECSU_s$	Tempo entre Chamadas Sucessivas das U_s s.
TS	Tempo de Serviço.
$M/G/n_s$	Sistema de Filas de Atendimento por meio da U_s , onde M representa a Distribuição de Entrada Poisson, G Distribuição Geral para o tempo de Serviço e n_s Número de Unidades U_s que representam os Servidores.
n_d	Número de Dias.
P_1	Dois Períodos do Dia – Período Diurno.
P_2	Um Período do Dia – Período Noturno.
$TECSU_{s_1}$	Tempo entre Chamadas Sucessivas da U_s para o Período Diurno.
$TECSU_{s_2}$	Tempo entre Chamadas Sucessivas da U_s para o Período Noturno.
Δt_1	Tempo Total Período Diurno.
Δt_2	Tempo Total Período Noturno.
EU_s	Número de Entradas na Hospitalização Usando como meio de Transporte a U_s .
ℓ	Probabilidade de uma Chamada dessa U_s ser em Δt_1 .
$(1 - \ell)$	Probabilidade de uma Chamada dessa U_s ser em Δt_2 .
NC_i	Número de Chamadas do Dia i Referente ao Período P_1 .
CN_i	Número de Chamadas do Dia i Referente ao Período P_2 .
λ_1^*	Taxas Médias das Chamadas das U_s em Δt_1 para Atendimento Emergenciais.
λ_2^*	Taxas Médias das Chamadas das U_s em Δt_2 para Atendimentos Emergenciais.

$lost_1$	Percentual de Chamadas Desnecessárias ou Perdidas no Período Diurno.
$lost_2$	Percentual de Chamadas Desnecessárias ou Perdidas no Período Noturno.
z	Probabilidade da Entrada da U_s ser no Período Diurno (Δt_1).
$(1 - z)$	Probabilidade da Entrada da U_s ser no Período Noturno (Δt_2).
d	Densidade Populacional de uma Região R .
h_i	População da ZA_i .
B	Borda da ZA .
MM	Métrica Metropolitana.
ME	Métrica Euclidiana.
$T(B)$	Transformada Aplicada a Borda B da ZA .
D_{ij}	Métrica entre os Pontos (X_i, X_j) e (Y_i, Y_j) .
$E(D)$	Valor Esperado da Métrica D .
F_{ae} e F_{am}	Fator de Ajustamento para ME e para MM , Respectivamente.
$E(TV)$	Valor Esperado do TV .
v	Velocidade da U_s .
$V(D)$	Variância de D .
$E(D_G)$	Valor Esperado da Métrica D para uma ZA com Formato Geométrico Qualquer.
A_G	Área de uma ZA com Formato Geométrico Qualquer.
$A(R)$	Área de uma Região R .
$P(A(R) = k)$	Probabilidade do Número de Eventos contidos numa Região R de Área A ser k .
$h_\eta \sim P(d\eta)$	Número de Habitantes de uma Determinada Região R de Área η segue uma Distribuição de Poisson.
E	Conjunto de Elementos Pertencente à População em Estudo.
$pRPA$	Regiões Políticas Administrativa com p Características.

P_m	Partição de uma Conjunto de n Elementos em m Grupos $g_1, g_2, \dots, g_m$.
SQ	Medida Quantitativa para Avaliação das Similaridades dos Grupos.
S_{ij}	Uma Medida de Similaridade entre X_i e X_j .
r_{ij}	Coefficiente de Correlação entre X_i e X_j .
Θ_{ij}	Ângulo Formado pelos Vetores Y_i e Y_j .

$A/B/c/K/m/Z$

A : representa a Distribuição de Probabilidade dos Intervalos de Tempo entre Chamadas ($1/\lambda$);

B : Representa a Distribuição de Probabilidade do Tempo de Serviço ou Tempo de Atendimento ($1/\mu$);

C : Quantidade de Atendentes ou Unidades de Serviços $U_s(n_s)$;

K : Capacidade Máxima do Sistema ou Número Máximo de Usuários no Sistema;

Z : Disciplina da Fila – Primeiro que entra é o Primeiro que Sai ou Último que entra é o Primeiro que Sai;

M : Exponencial Negativa ou Markoviana ou Poisson;

E_m : Erlang de Ordem m ;

H_m : Hiper-exponencial;

D : Distribuição Determinística;

G : Distribuição Geral.

χ^2 Distribuição Qui-quadrado – Teste de Aderência ou Kolmogorov – Simirnov.

W_D Tempo de Espera na Fila de uma Chamada para Atendimento de um Acidentado Usando a U_s no Sistema de Fila $M/D/n_s$.

W_M Tempo de Espera na Fila de uma Chamada para Atendimento de um Acidentado Usando a U_s no Sistema de Fila $M/M/n_s, M/G/n_s$.

a	Número de Chamadas das U_s s por Tempo de Serviço.
$P(n_s, a)$	Probabilidade do Número de Usuários Acidentados ser Maior ou Igual à n_s ou Probabilidade de todos os n_s s Estarem Ocupados.
MRM	Máxima Redução Entre Métricas.
Δn_L	Acréscimo de Leitos.
ΔA	Acréscimo de área de uma ZA .
N_H	Número de Hospitais.
F_{ij}^*	Lugar Geométrico do Contorno Ótimo dos Pontos dessa Fronteira.
$TVESH$	Tempo de Viagem entre a Estação Satélite e o Hospital.
$d_{r,j}$	Distância da Estação Satélite r ao Hospital j .
$TVRH$	Tempo de Viagem de um Paciente a ser Removido da Subzona i para o Hospital j .
FRE_{ij}	Proporção do Número Médio de Pacientes do Hospital i que foram Removidos para o Hospital j .
N_s	Número de Subzonas da ZA .
FRE	Matriz de Remoção.
T	Mínimo Tempo de Espera para o Paciente ser Removido.
L	Tempo Médio Gasto pelas U_s s, para Remoção de Pacientes entre todos os Hospitais.
d_{ri}, d_{jr}	Métrica entre a Central de Remoção e o Hospital i e j , Respectivamente.
X_r, Y_r	Coordenadas da Central de Remoção.
X_r^*, Y_r^*	Solução que dá o Menor Valor para a Função L .
$TEHER$	Tempo entre Hospital e Estação de Remoção.
$TEVRH$	Tempo de Viagem da Remoção Hospitalar.
$ITECR$	Intervalo entre Chamadas de Remoção.
σ_{CR}	Desvio Padrão do Intervalo de Tempo entre as

	Chamadas de Remoção.
CL_1, CL_2, CL_3	Clínica Médica, Clínica Cirúrgica e Clínica Obstétricas.
p_f	Probabilidade de um Indivíduo da Região R ser do sexo Feminino.
h_{ij}	População Usuária atendida na Clínica CL_i no Hospital H_j .
$n_{L_{ij}}$	Número de Leitos da Clínica CL_i no Hospital H_j .
λ_{ij}	Taxa Média de um Indivíduo Acidentado situado na ZA_j e atendido na CL_i .
h_{ij}	População Usuária atendida na Clínica CL_i no Hospital j .

Introdução

O atendimento pré-hospitalar móvel é um serviço de assistência individualizada e especializada, fora dos estabelecimentos hospitalares. O intuito desse tipo de serviço é maximização dos atendimentos visando à manutenção da vida. Esse tipo de atendimento tem como finalidade chegar ao usuário – indivíduo acidentado em uma determinada região R no menor tempo resposta após a ocorrência do evento; sendo necessário a prestação adequada do atendimento. O meio de transporte das remoções para os estabelecimentos hospitalares é feito por uma unidade de serviço – U_s .

O aumento substancial na curva do valor esperado dos atendimentos ao longo do tempo é fato notório, decorrente principalmente do crescimento do número de acidentes de trânsito com traumatismos diversos. Estudos relativos à determinação do período de tempo para atingir equilíbrio da demanda, ou seja, período entre os acréscimos de capacidade em sistemas de transportes foram consolidados por Manne (1961), que considerou a tendência da demanda explicada por uma função linear, tanto determinística como estocástica. Srinivasan (1967) adequou a metodologia de Manne, admitindo um crescimento geométrico para a modelagem da demanda.

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 prever a expansão dos sistemas de atendimento emergencial. As demandas por serviços e bens com alto

grau de eficiência e eficácia são pré-requisitos imprescindíveis para as organizações modernas. Na área de saúde ser eficiente e eficaz significa, dentre outras coisas, contribuir para a diminuição de sequelas e ainda a manutenção de vidas humanas.

O foco do serviço de atendimento pré-hospitalar móvel é garantir que o serviço de atendimento a situações de emergência/urgência seja realizado no menor tempo possível, lidando com restrições inerentes a qualquer sistema (de equipamento, pessoal, problemas de trânsito e/ou climáticos, etc.) é um dos muitos desafios existentes.

No Brasil pesquisas recentes demonstram que o tempo resposta atual do sistema está na casa dos 21 minutos (tempo entre o chamado via telefone e a chegada da ambulância no local do incidente), tempo este bastante distante do padrão internacional de atendimento que deve ficar próximo dos 10 minutos. Fatores ligados a quantidade de unidades de serviço existentes, localização e quantidade de estações/postos de atendimento, utilização de tecnologias, disponibilidade de leitos em hospitais e centros de atendimento, e etc., são elementos fundamentais para contribuir com um serviço mais efetivo.

Na metodologia desenvolvida para o modelo, além do dimensionamento da oferta e garantia de leitos hospitalar ao paciente removido, busca-se um modelo de otimização com base no zoneamento das zonas de atendimento e nas estações de atendimento da área estuda.

É sugerida a hipótese que, otimizando a localização das estações de atendimento do sistema, um melhor tempo de resposta para o serviço será possível. Foram propostos nas simulações diversos cenários e configurações foram testadas utilizando-se do modelo de otimização. Soluções viáveis foram encontradas e propostas, objetivando melhorar o retrospecto do serviço, considerando questões de ordem econômica e de ordem operacional. Dessa maneira faz-se necessário estabelecer dentro do modelo de transporte um arcabouço matemático que permita determinar “a priori” quando o sistema deve se expandir, levando em consideração a sua capacidade máxima de atendimento, ou seja, se o sistema atingiu seu ponto máximo de atendimento – ponto de saturação. Esse crescimento da demanda tem como função básica a mudança comportamental verificada na sociedade como um todo. Basicamente, essa mudança é proveniente do avanço tecnológico que se, por um lado, traz inumeráveis benefícios quantitativos para a sociedade,

cobra do estado um ônus bastante significativo, pois traz um grande impacto negativo social e econômico, imputando positivamente nas despesas de custeio e previdenciárias. O que é mais relevante nisso tudo é a desagregação familiar dos indivíduos acidentados, provocado estritamente pelo estresse pós-traumático.

1.1 O Problema

A necessidade premente da concepção de um modelo de transporte 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 & SOUZA, 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.

Brotcorne et al. (2003), citam:

“Conceber um modelo de transporte para atendimentos pré-hospitalar móvel considerando somente a gestão da informação e o fornecimento do transporte sem a devida integração a rede hospitalar é criar mais um modelo onde o seu desempenho fica restrito aos critérios de atendimento, que são definidos pelos gestores quando da operacionalização do sistema.”

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 de transporte a ser 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.

A cidade de São Paulo, a partir do Plano Quinquenal de Saúde 1990/1995, foi pioneira na implementação de um sistema de atendimento pré-hospitalar móvel. Mas, o grande impulso nesse serviço de atendimento, foi proveniente da inclusão de equipes médicos e para-médicos, por meio do Serviço de Atendimento Móvel de Urgência (SAMU-192) – similar ao sistema francês – e, posteriormente, nas privatizações das rodovias federais e estaduais, onde nos editais de licitações, o serviço de atendimento pré-hospitalar estava previsto. Vale salientar, que os referidos editais não contemplam nenhum modelo de transporte para esse serviço; ficando a empresa vencedora a incumbência da elaboração dos esquemas operacionais para devido atendimento.

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 eficiência do sistema.

Faz parte de uma política de urgência e emergência regionalizada, capaz de atender, dentro da região de abrangência, todo enfermo, ferido ou parturiente em situação de urgência ou emergência, e transportá-los com segurança, com acompanhamento de profissionais da saúde até o atendimento hospitalar.

Dessa maneira, cabe aos médicos dos estabelecimentos hospitalares, entenderem as variáveis do sistema, pois dessa forma, poderá ter um melhor relacionamento com a equipe de atendimento pré-hospitalar, extraindo dados importantes para a continuidade do atendimento da vítima, e também, entender as limitações do atendimento móvel, evitando assim desentendimentos no inter-relacionamento das equipes.

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 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 U_s , 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.

Atualmente, a rede nacional, conta com 14 Serviços de Transporte para Atendimento Pré-Hospitalar Móvel. Ao todo, 1.184 municípios são atendidos, num total de 100 milhões de pessoas.

1.2 Construção do Objeto do Estudo

Em um contexto de demandas variadas, onde a população brasileira vive cada vez mais e o estilo de vida da população contribui para que determinadas emergências médicas ocorram com maior frequência, fica claro que o fator “tempo” toma um papel fundamental no atendimento de uma ocorrência. Essas características criam uma demanda de atendimento à emergência mais ágil e específica, onde em muitos casos o atendimento médico inicial tem que ocorrer onde o paciente está, seja no seu trabalho, na sua residência, nas ruas ou quaisquer outros lugares, através de unidades móveis de atendimento de emergência e urgência. 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 U_s e da localização das

estações ou postos de serviço, onde são alocadas essas unidades. Obviamente, quando se aumenta a quantidade de U_s disponíveis, o tempo médio para atendimento de um acidente na emergência decresce 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 cerca de 14 e 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, faz-se necessário definir uma distribuição para as U_s , por meio de estatísticas que considerem todas as variáveis inerentes para o pleno desenvolvimento do modelo de transporte, tais como: tempo, distância, taxas de acidentes, número de leitos dos estabelecimentos hospitalares, tamanho das zonas de atendimento e a população usuária por 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 U_s e, conseqüentemente, a qualidade do serviço ofertado aos usuários pode ser deteriorada.

Dessa forma, quando o sistema de transporte é dimensionado a contento, geralmente ocorrem longos períodos em que as U_s permanecem desocupadas (GONSALVES ET AL., 1995). Nas cidades interioranas do Estado de São Paulo, a utilização das U_s representam em média 60% (TAKEDA, 2000).

No Brasil, segundo o relatório do estudo dos “Impactos sociais e econômicos dos acidentes de trânsito nas aglomerações urbanas brasileiras - IPEA (2004)”, os custos asso-

ciados a essa perda chegaram a representar em média de 0,4% do *PIB* do País.

A demanda crescente deu visibilidade ao serviço de transporte para atendimento pré-hospitalar móvel, que pode ocorrer em duas etapas distintas; uma pré-hospitalar móvel ou fixo, que acontece em vias e locais públicos ou no domicílio da vítima e outra em hospitais, com setores especializados. O sucesso desse atendimento depende, também, do motorista, do enfermeiro e, sobretudo da unidade de serviço (U_s), exigindo-se que ela seja aparelhada para o atendimento no meio da rua e durante todo o trajeto até a internação. A funcionalidade técnica da U_s é tão importante quanto a velocidade de remoção (DASKIN, 1989).

1.3 Revisão da Literatura

Ferraz & Torres (2001) conceituam o termo transporte urbano para designar os deslocamentos de pessoas ou produtos no interior das cidades. O deslocamento de pessoas é referido como transporte de passageiros e o de produtos, como transporte de carga.

Qualquer que sejam as atividades – industriais, educacionais, recreativas, emergenciais etc., que são essenciais à vida nas cidades, somente são possíveis, com o deslocamento de pessoas e produtos. Dessa maneira, o transporte urbano generalizado é tão importante para a qualidade de vida da população quanto os serviços de abastecimento de água, fornecimento de energia elétrica, comunicação via rádio e telefone etc.

Os problemas relacionados ao transporte no setor público tendo como variável de interesse a localização são classificados em duas divisões: a primeira refere-se aos serviços não emergenciais, onde estão inseridos a localização de escolas, as agências de correio e meio-ambiente, tendo como foco principal a localização de suprimento de água e como facilidades os depósitos de lixo – aterros sanitários. A segunda divisão refere-se aos serviços de emergência, onde estão incluídos a localização de hospitais interligados aos serviços de atendimento por unidades de serviço (U_s), devidamente distribuídos nas estações ou postos de serviço. Tanto para a primeira como para a segunda divisão, a medida de eficiência com base nos indicadores a serem otimizados são diferentes.

Pode-se citar, a título de exemplo, que para os serviços emergenciais uma medida

bastante usada é a maximização da utilização da U_s ou a minimização do tempo resposta (TR), entre qualquer usuário do sistema de transporte e o estabelecimento hospitalar mais próximo.

A grande impedância para pleno sucesso dos serviços de emergência está associada à capacidade de investimento do setor público em construções (estabelecimentos hospitalares), no planejamento operacional das U_s mais os custos operacionais anuais dessas unidades – U_s associados aos internamentos nos leitos hospitalares. Uma questão importante, que deve ser mencionada, é o horizonte de planejamento para o projeto do sistema. Os hospitais devem ser localizados para atender à população usuária, bem como, a máxima projetada para esse horizonte. Os estabelecimentos hospitalares integrados ao modelo de transporte devem ser expandidos na medida do necessário, ou devem ser construídos com certa ociosidade para atendimento do crescimento da demanda usuária.

Segundo Pidd (1998) “um modelo é uma representação externa e explícita da realidade vista pela pessoa que deseja usar aquele modelo com intuito de entender, mudar, gerir e controlar parte daquela realidade”. Ele defende que modelo deve sempre representar uma simplificação. Além disso, o modelo deve ajudar aos gestores a tomarem decisões melhores e a exercitarem melhor o controle sobre as respostas pelas quais são responsáveis. Outro ponto importante diz respeito de como o “projetista” do modelo descreve a sua modelagem, apontando a possibilidade de existir mais de um modelo para expressar uma única realidade aparente.

Pidd (1998) ressalta três aspectos importantes para o gestor do modelo: 1) A decisão que deve ser tomada quando uma escolha envolve mais de uma opção; 2) A sensibilidade do modelo, isto é, o que poderia acontecer se uma decisão fosse tomada para um determinado caso particular; 3) O controle que está diretamente ligado à tomada de decisão, já que, quando uma decisão é tomada, existe a necessidade de saber sobre o seu andamento, ou seja, as informações sobre a “performance” que são encaminhadas ao gestor, que deve ser capaz de compará-las com o “estado desejado” e mudar conforme a sua necessidade.

Apesar de ser considerado pouco relevante para o sistema de saúde brasileiro, alguns modelos estatísticos tanto determinísticos como probabilísticos de localização de U_s podem vir a ser de grande utilidade como ferramental rigoroso e útil ao planejamento do

sistema de saúde. Deve-se conjugar que simplificações devem ser feitas; visando melhor representar um modelo real por meio de equações.

A modelagem matemática para o modelo de transporte pode ser considerada adequada se é capaz de estabelecer com razoável precisão indicadores – criação de medidas de eficiência para o sistema, que permitam ao gestor ordenar as soluções, concluindo o processo decisório. Esses indicadores devem possibilitar inferir os efeitos provenientes das mudanças introduzidas em certas variáveis explicativas do sistema. Essas mudanças devem refletir diretamente na “performance” do sistema. A esse diagnóstico, denomina-se de análise de sensibilidade; que é de suma importância para melhor avaliar quantitativamente e qualitativamente a eficiência/eficácia do sistema.

Essa fase é talvez a mais relevante, pois são elaborados os modelos formados por um conjunto de equações e inequações. Uma das equações tem a função de medir a eficiência para a solução proposta, que a princípio deve ser única, no que se refere à otimização a ser atingida.

Os primeiros modelos desenvolvidos para os serviços de atendimentos de emergência foram os modelos determinísticos segundo Cronk et al. (1986), Revelle et al. (1995), Goodman et al. (1986) e foram importantes para análise do planejamento e investigação, ignorando as considerações estocásticas do problema. Uma revisão dos modelos específicos de localização de U_s para emergência médica é abordada por Brotcorne et al. (2003).

Uma grande desvantagem desses modelos é que eles partem da hipótese que as U_s só estão disponíveis quando solicitadas, o que nem sempre é razoável em aplicações práticas. O congestionamento em serviços de atendimento de emergência, que pode causar a indisponibilidade de U_s motivou o desenvolvimento dos modelos probabilísticos. Na modelagem probabilística dos serviços de emergência, algumas hipóteses simplificadoras permitem o uso de programação matemática. No entanto, em situações generalizadas algumas hipóteses simplificadoras não são aplicáveis; conduzindo o tratamento desses problemas através do uso de processo estocástico.

Vários modelos probabilísticos foram desenvolvidos, considerando a natureza estocástica dos eventos (acidentes), como o fato das U_s operarem como servidores em um

sistema de filas e algumas vezes não estão disponíveis para operação, como ocorreu no estudo de caso elaborado por Goldberg et al. (1990) e Ching (1997).

Uma aplicação de modelos robustos para solução de problemas de localização de U_s , propostos por Beraldi et al. (2002), que garante um nível de serviço adequado busca a minimização dos custos totais do sistema.

O modelo hipercubo, proposto por Larson (1974), e analisados por diversos autores (SWERSEY, 1994), é uma ferramenta matemática importante para o planejamento de sistemas de emergência, especialmente os sistemas urbanos, em que as U_s se deslocam para atender algum tipo de acidente. O modelo é adequado para analisar sistemas coordenados ou centralizados, onde o usuário que necessita do atendimento é demandado por meio de uma central de atendimento do sistema. O gestor do sistema então despacha a U_s de alguma facilidade próxima do local de ocorrência do evento. Caso nenhuma U_s esteja disponível, a solicitação entra numa fila de espera para ser atendida assim que a U_s ficar disponível.

O modelo hipercubo na verdade representa um modelo de filas distribuídas e trata-se de uma ferramenta analítica que permite calcular uma ampla variedade de medidas de desempenho, que auxiliam nas decisões operacionais do sistema (BRANDEAUS & LARSON, 1986). O modelo hipercubo não representa um modelo de otimização que determina a configuração ótima para o sistema, mas fornece uma completa avaliação de desempenho de cada configuração sugerida para o sistema em função das distribuições das U_s (HALPERN, 1977).

As aplicações do modelo hipercubo são inúmeras. Sistemas como bombeiros e entregas domiciliares podem ser representadas por essa técnica. No Brasil, alguns exemplos são: a localização de ambulâncias em trecho da BR 111 - SC (GONSALVES ET AL. , 1994, 1995), o balanceamento do fator de utilização das ambulâncias do sistema de Anjos do Asfalto da Rodovia Presidente Dutra (MENDONÇA & MORABITO, 2000, 2001), e a análise de desempenho do Sistema SAMU-192 de Campinas-SP (TAKEDA ET AL. , 2001).

Outros modelos de localização de serviços de emergência buscam em geral prover

cobertura a áreas de demanda. A noção de cobertura implica na definição de restrição do modelo, uma distância ou tempo de serviço, que representa a distância ou tempo crítico além do qual a área de demanda é considerada não coberta. Exemplificando, uma área de demanda é, portanto, considerada coberta se está a uma distância menor do que a distância crítica de pelo menos uma das U_s existente, independente de a U_s estar ou não disponível quando o serviço é demandado.

O mais simples dos modelos matemáticos existentes para problemas de localização com restrições de cobertura é o PLCC – Problema de Localização de Cobertura de Conjuntos. Generalizando, esses modelos buscam a localização de n unidades de serviço (U_s) de tal forma que a distância máxima de qualquer área de demanda (evento) à U_s mais próxima seja a mínima possível.

Segundo Silva (1991) não existe um modelo capaz de captar toda a realidade do funcionamento do sistema. O modelo será adequado quando o seu desempenho é próximo da realidade.

Logo, a eficácia do serviço de transporte para atendimento pré-hospitalar móvel é fator determinante para aumentar as chances de sobrevivência e recuperação das vítimas. Além do ato médico em si, existem vários aspectos relacionados ao grafo da operação, que vão desde o fluxo informacional, posicionamento de facilidades até o deslocamento das U_s , que são determinantes para o sucesso dessa atividade.

Segundo o Ministério da Saúde - MS (2005), o perfil dos atendimentos pré-hospitalar móvel distribui-se segundo os estratos:

Estrato 1: 55,2% dos atendimentos são clínicos sendo os mais graves: insuficiência respiratória, tontura, desmaio, infarto, angina, hipertensão e derrame cerebral;

Estrato 2: 21,7% dos atendimentos são devidos aos traumas dos tipos: acidente automobilístico, queimadura, traumatismo craniano, choque elétrico, ferimento por armas;

Estrato 3: 5,9% dos atendimentos são provenientes de causas psiquiátricas (surto psicótico, tentativa de suicídio, depressão);

Estrato 4: 4,2% são casos gineco-obstétricas tais como: trabalho de parto, hipertensão

na gestante, hemorragia, aborto, cesárea “pós-morte”, etc.

Pela relevância da sua cobertura, o serviço de atendimento pré-hospitalar realizado no Brasil é hoje reconhecido pela Organização Mundial de Saúde – OMS como sendo um dos maiores sistemas de transporte de atendimento público de saúde do mundo.

1.4 Abordagem do Universo da Pesquisa

No Brasil, os serviços de atendimento pré-hospitalar móvel e fixo são prestados tanto ao nível de poder público, quanto ao nível da iniciativa privada. Porém, uma análise detalhada dos relatórios do sistema de atendimento localizado nas grandes cidades, aponta os seguintes problemas, como os mais frequentes:

1. Falta de critérios científicos na localização de unidades fixas (hospitais) e móveis (U_s) (SOUZA, 1996);
2. Grandes dificuldades para localizar o local de atendimento para os primeiros socorros, bem como a sua remoção para o atendimento de emergência e urgência;
3. Deficiência de comunicação entre os membros do sistema com os gestores, hospitais e centrais de regulação;
4. Dificuldade para fornecer apoio ao deslocamento vetorizado das viaturas;
5. O dimensionamento da quantidade de U_s de uma dada região, necessário para atender eficientemente as chamadas de socorro;
6. A má locação dessas U_s ;
7. Conhecimento “a priori” do número de leitos hospitalares necessários para atendimento das remoções;
8. Falta de uma política de atendimento hospitalar – decisão de quem pode sofrer hospitalização;
9. E uma política de atendimento para as chamadas – atender a qual chamado?

A seguir, apresenta-se na Figura 1.1, o diagrama de contexto das atividades inerentes ao fluxo operacional para atendimento do Modelo de resgate e os respectivos intervalos de tempo, que são demandados pelo sistema.

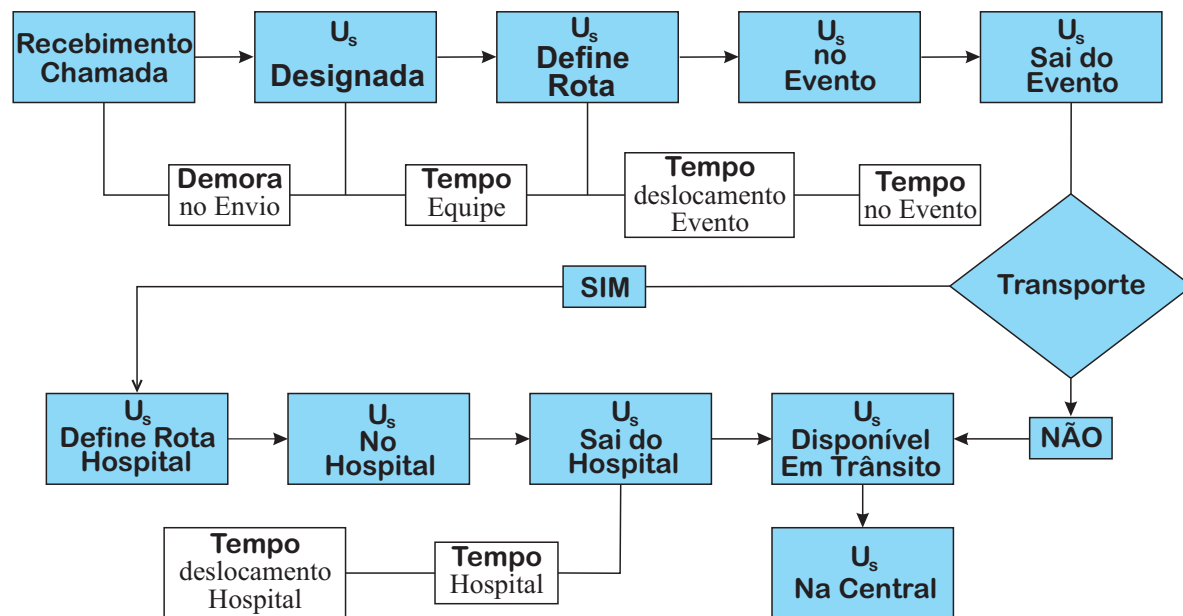


Figura 1.1 Modelo do Processo de Resgate e Intervalos de Tempo.

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 U_s .

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 U_s , deve-se estimar o percentual de atendimento, isto é, estimar cientificamente a demanda do sistema de transporte de atendimento móvel em regime de eficiência.

Para maximizar a eficiência com relação ao atendimento, faz-se necessário procurar espalhar adequadamente as U_s de uma cidade, visando minimizar o tempo resposta, definido como o tempo entre a chamada das U_s e a sua chegada no local do acidente. O mais grave é que, em geral, entre o recebimento da chamada na central de triagem ou posto de serviço e o envio da unidade de serviço - U_s , algum tempo é perdido inutilmente

por falta de um sistema operacional perfeito na central de triagem.

Para o modelo de transporte a ser construído, considera-se para as chamadas das U_s somente os dois tipos: a primeira refere-se à disponibilidade do atendimento pré-hospitalar e a segunda de remoção – transferência de um indivíduo hospitalizado de um local para outro. As chamadas do primeiro tipo alteram substancialmente a demanda do sistema e as de remoção não.

Dessa forma, todos os agravos emergenciais à saúde, sejam casos clínicos, traumas ou psiquiátricos, devem ter o atendimento garantido pelo **Sistema de Transporte Integrado à Rede Hospitalar**, que deve ser capaz de acolher os usuários acidentados, prestando-lhes atendimentos e redirecionando-os para os locais adequados à continuidade do tratamento, por meio do trabalho integrado das Centrais de Regulação Médica de Urgências, com os estabelecimentos hospitalares.

O modelo de transporte a ser concebido é função da combinação entre as chamadas atendidas por meio de U_s “versus” atendimentos com integração nos estabelecimentos hospitalares e para-hospitalar. O primeiro tem por finalidade principal prestar assistência médica em regime de internação, possuindo leitos, médicos e instalações apropriadas à sua finalidade. O segundo, tem por finalidade principal prestar assistência médica curativa em regime de não internação; ambulatorios e as policlínicas (Unidade de Prestação de Serviço-UPA). No âmbito geral, as emergências são casos tratados nesses dois tipos de estabelecimentos, em virtude da seguinte premissa: “os pacientes que precisam de emergência, necessitam de hospitalização, e são conduzidos para os estabelecimentos hospitalares usando como meio de transporte as U_s ”.

A Tabela 1.1 apresenta a série temporal por região do número de leitos hospitalares para cada 1.000 habitantes.

Na Alemanha esse valor é em torno de 10; nos USA, Japão e França esses valores passam a ser de 7, 12 e 10, respectivamente (TAKEDA, 2000). O valor médio da região Nordeste é de 2,3 leitos para cada 1.000 habitantes; muito próximo da média brasileira. A situação é bastante crítica na região Norte, que se afasta da média nacional em quase 21%.

Tabela 1.1 Evolução do Número de Leitos Hospitalares por 1.000 Habitantes.

Fonte: IBGE – 2008: Pesquisa Assistência Médico-Sanitária – AMS

Regiões	Público			Privado			Total		
	1990	1999	2005	1990	1999	2005	1990	1999	2005
Brasil	0,9	0,9	0,8	2,8	2,1	1,6	3,7	3,0	2,4
Norte	1,0	1,0	1,1	1,2	1,2	0,8	2,2	2,2	1,9
Nordeste	0,9	1,1	1,1	2,0	1,7	1,2	2,9	2,8	2,3
Sudeste	0,9	0,8	0,7	3,4	2,3	1,8	4,3	3,1	2,5
Sul	0,7	0,7	0,6	3,5	2,6	2,2	4,2	3,3	2,8
Centro-Oeste	1,2	1,0	1,0	3,3	2,5	1,7	4,5	3,5	2,7

Com base no ano de 2005 tem-se que: o total de estabelecimentos de saúde no Brasil é de 77.007 sendo 58% públicos, 42% privados dos quais 30% são conveniados com o Sistema Único de Saúde (SUS). Na distribuição por região fica: Norte 7%, Nordeste 30%, Sudeste 37%, Sul 17% e Centro-Oeste 9%. Salvador e Recife são as cidades do Nordeste que detém as maiores redes de hospitais. Salvador possui 1.213 estabelecimentos de saúde, enquanto Recife fica com 602 estabelecimentos, distribuídos em 28% públicos e 72% privados, dos quais 18% são SUS, 9% privados sem fins lucrativos e 73% privados com fins lucrativos.

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 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. Quanto às internações, durante 2004, em estabelecimentos de saúde, seguem os resultados: Brasil com 23,2 milhões, dos quais 7,5% é na região Norte, 22,5% na região Nordeste, 46% na região Sudeste, 16% na região Sul e 8% na região Centro-Oeste.

Com relação aos dados de população (IBGE, 2005), o Brasil possui 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 indivíduo 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 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.

1.5 A Gestão da Capacidade em Serviços de Atendimento

Para satisfazer às necessidades dos usuários do sistema, os gestores dos serviços de atendimento pré-hospitalar sabem que precisam apresentar um desempenho que supere ou, pelo menos, iguale às expectativas de salvar os acidentados. Isso significa, por exemplo, que a unidade de serviço (U_s) não fique parada na oficina mecânica por falta de peças de reposição ou que o acidentado não passe por uma espera interminável para ser atendido na sala de emergência de um hospital. Para ter um bom desempenho, em situações como essas, o prestador do serviço precisa ter capacidade. A oficina mecânica precisa ter um estoque de peças de reposição que lhe permita fazer os reparos num tempo razoável e o hospital, contar com médicos, enfermeiras, consultórios e leitos disponíveis para realmente atender as emergências.

A capacidade do sistema é o potencial produtivo de um processo. É o número de “atendimentos” que um sistema de serviços pode realizar em uma dada unidade de tempo. Ressalta-se a palavra “atendimento” porque ela pode assumir diferentes significados, dependendo do tipo de serviço que está se considerando. Assim, a capacidade do sistema formado pelo centro emergencial de um hospital pode significar o número de atendimentos/procedimentos cirúrgicos devido a traumas, que podem ser realizadas em um dia. Esse exemplo serve, também, para mostrar a complexidade e, muitas vezes, a subjetividade presente na medição da capacidade de um sistema. Os usuários do sistema de atendimento pré-hospitalar móvel, que se dirigem a um estabelecimento hospitalar podem ter demandas distintas, o que faz com que cada atendimento seja diferente do outro

em termos de tempo de atenção ao acidentado (alguns procedimentos cirúrgicos são mais simples e outras mais complexos). O mesmo se pode dizer dos atendimentos feitos pela U_s (rotas distintas, distâncias diferentes, condições de recebimento variáveis). Por sua vez a capacidade de um processo fica determinada pelos recursos de que o sistema dispõe para desempenhar as suas atividades. Pessoas (número e habilidades), equipamentos, espaço, estoques, veículos etc. são exemplos de recursos que determinam a capacidade de prestação de um serviço.

A gestão da capacidade em um sistema prestador de serviços, principalmente, o serviço público transporte para atendimento pré-hospitalar é um dos principais desafios gerenciais. Para muitos especialistas, em temas de serviços, a forma como a capacidade é gerida pode implicar na insustentabilidade econômica e ineficiência do serviço. Isto porque o dimensionamento da capacidade afeta o desempenho da empresa prestadora do serviço, pois tem impacto nos investimentos e nos custos operacionais.

Em função de certas características de serviços, como a intangibilidade e a simultaneidade entre produção e atendimento dos usuários, a capacidade do sistema de serviço pré-hospitalar móvel é perecível, não pode ser estocada. Uma unidade de serviço (U_s) quebrada, uma vez solicitado o atendimento do serviço, esse não pode ser disponibilizado para um dia em que a demanda usuária não supera a capacidade de atendimento. Essa característica, mais a heterogeneidade e a necessidade de atendimento dos usuários em diversas ocasiões de modo para não haver falhas nos atendimentos – todos possam ser realizados – explicam a grande dificuldade de se medir a capacidade de um serviço de transporte para atendimento pré-hospitalar e, com isso, dimensionar corretamente o volume de recursos necessários para dotá-lo da capacidade adequada.

A complexidade do gerenciamento da capacidade do serviço de atendimento pré-hospitalar móvel é uma tarefa que procura equilibrar o dimensionamento de recursos (investimentos em instalações hospitalares, unidades de serviço, pessoas, espaço etc.), com o comportamento da demanda (variabilidade, sazonalidade e a expectativa de salvar o acidentado). É possível que o prestador do serviço experimente períodos de ociosidade em alguns ou em todos os seus recursos e períodos de falta de capacidade de atendimento, gerando insatisfação da sociedade, através da má percepção sobre a qualidade de seu

serviço.

O equilíbrio perfeito entre oferta e demanda quase nunca é alcançado, mas existem estratégias que permitem uma adequada gestão da capacidade em serviços, assim como alguns mecanismos que possibilitam, no curto prazo, aproximar capacidade a demanda, reduzindo as situações de excesso ou de falta de capacidade.

1.5.1 Estratégias básicas para a gestão da capacidade em serviços de atendimento

Existem basicamente duas estratégias para gerir a capacidade em serviços. 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.

A seguir, apresentam-se as características das duas estratégias, bem como as vantagens e desvantagens de cada uma delas. Elas não são mutuamente excludentes, isto é, como todo serviço é constituído de processos, é possível que para um processo seja indicado a utilização da estratégia de acompanhamento da demanda e, para outro, o mais viável seja fixar a capacidade.

1) Demanda Atendida

Consiste em ajustar constantemente a capacidade do sistema para atender à demanda e para evitar a ociosidade dos recursos. Trata-se de uma estratégia apropriada para serviços em que a sazonalidade é acentuada ou a flutuação da demanda é muita intensa e imprevisível, como, por exemplo, acidentes no período de carnaval. A sua adoção é indicada em processos intensivos em mão-de-obra abundante e pouco especializada. Nos serviços que utilizam esse tipo de estratégia, o horizonte de planejamento e previsão é normalmente bem mais curto. Muitas vezes, os custos que resultam das adaptações às flutuações da demanda, tais como, treinamento dos novos funcionários e redução da mão-de-obra, são muito altos. Mesmo assim, tal estratégia, quando bem aplicada, pode ser muito vantajosa em determinadas

situações (SASSER ET AL., 1978).

2) Nível de Serviço

Essa estratégia – que a literatura denomina de “Level Capacity” – prevê que o sistema determine um nível fixo de capacidade para atender à demanda, independentemente das suas variações. Ela se aplica quando a prestação de serviço necessita de mão-de-obra especializada, equipamentos e recursos caros ou escassos no mercado, e as taxas de “turnover” são baixas. Nesses casos, os custos e os tempos incorridos em treinamentos, aquisição e instalação de novos recursos para adaptar a oferta à flutuação da demanda, são muito grandes. Justifica-se, assim, a manutenção de um nível de capacidade fixa, denominado “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 (U_s) 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 expectativas quanto ao tempo resposta das suas solicitações de serviço de assistência. Descobre que 100% dos indiví-

duos pesquisados esperam que, entre a solicitação do serviço e a chegada da unidade de serviço (U_s) 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 (U_s) 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 percentual que determina a probabilidade com que a demanda máxima deve ser atendida. Porém, é praticamente impossível determinar, com precisão suficiente, os custos de falta de unidades de serviço (U_s), 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 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”. Dentro desse contexto desenvolvemos os capítulos da tese sequenciados por meio de uma conectividade. Portanto,

sistematizados e organizados da seguinte maneira: no Capítulo 2 é caracterizado pelas principais definições que o serviço de atendimento pré-hospitalar móvel necessita para a quantificação da população usuária, número de leitos hospitalares e as estimativas das probabilidades de ocorrência do evento antes e após o equilíbrio estatístico.

O Capítulo 3 é feita a descrição do modelo conceitual de transporte para o atendimento do usuário com base nas unidades de serviço e nos intervalos de tempo entre as chamadas dessas unidades. No Capítulo 4 é apresentado o tratamento matemático para a divisão da região urbana em zonas de atendimento, com base nas equações de eficiência e eficácia, para o atendimento do usuário em um menor tempo resposta. Além disso, se estabelece um estudo detalhado para a quantificação do tempo de viagem em função da formatação geométrica da zona de atendimento.

O Capítulo 5 refere-se à elaboração do modelo otimizado para o dimensionamento, alocação e distribuição das unidades de serviço nas zonas e subzonas, amparado nos estudos da teoria das filas. Nesse Capítulo faz-se um estudo sugestivo de otimização para a divisão do centro do Recife numa zona e em subzonas de atendimento em função da população usuária e do número de leitos ofertados pelo maior hospital de emergência da cidade do Recife (Hospital da Restauração). No último Capítulo tem-se a avaliação do modelo de otimização desenvolvido, através de simulação objetivando testar a convergência das equações teóricas do modelo e as simuladas através de eventos discretos e contínuos. Os resultados da simulação sugerem que as equações balizadoras do dimensionamento das ofertas e da população usuária amparado nas equações de eficiência para o tempo máximo resposta a partir das configurações sugeridas para as zonas de atendimento convergem com erros inferiores a 2

Dimensionamento das Estações de Integração – 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 – U_s . 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 U_s ;
4. A população h é considerada uma função que não varia durante o tempo de aplicação do modelo.

Pela primeira hipótese não computamos como acidentes as remoções (pacientes usuários

que são transferidos de um estabelecimento hospitalar 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 U_s , 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” saindo 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, ou seja, é factível considerar que $TMH \gg TV$. Em sendo assim, pode-se a principio 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 U_s s 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 ($TV = 0$).

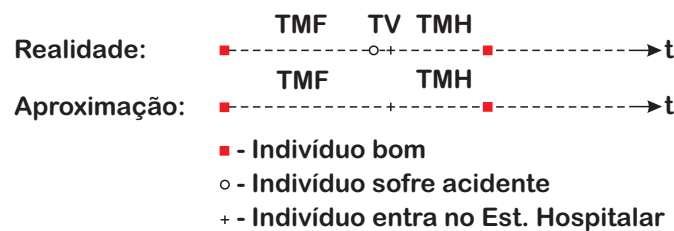


Figura 2.1 Esquemática dos Deslocamentos.

Seja agora X_t 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 - $h_{máx}$) representa toda a comunidade (população h) da região R. Enquanto 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 U_s . Seja j o estado; diz-se que o sistema está no estado $j - E_j$ no tempo t se e somente se $X_t = j$. Então, pode-se definir, que a probabilidade de um indivíduo no estado j esteja bom seja dado por: $P_j(t) = P(X_t = j)$.

As hipóteses primeira e segunda condicionadas às taxas de usuários do sistema – indivíduos acidentados (λ_j) e em funcionamento – indivíduos bons (μ_j), representam um processo de nascimento e morte, respectivamente.

Em muitas situações práticas, os atributos de um sistema mudam de forma aleatória com o tempo, como por exemplo: o número de pacientes numa fila de espera num estabelecimento hospitalar, o congestionamento no trânsito, o número de U_s na central de triagem, no posto de serviço, ou o valor de uma ação financeira, entre outras. Em algumas circunstâncias, é possível descrever os fundamentos do processo que explica como a mudança ocorre.

Quando as características do processo são governadas pela teoria da probabilidade, se tem um processo estocástico. O primeiro passo para modelar um processo dinâmico é definir o conjunto de estados que pode alcançar e descrever os mecanismos que governam suas transições. Um estado é como um “snapshot” (foto instantânea) do sistema em um tempo determinado. É uma abstração da realidade que descreve os atributos de um sistema que interessa.

O tempo é uma medida linear por meio da qual o sistema evolui, 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.

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 seqüência de estados visitados previamente ao estado atual.

Um tempo discreto no sistema corresponde ao modelo das Cadeias de Markov. Para um tempo contínuo no sistema existe um modelo denominado de Processo Markoviano. Um modelo de um processo probabilístico descreve atividades que terminam em eventos. Os eventos geram a transição de um estado a outro. Assumindo que a duração de uma atividade é uma variável aleatória contínua, eventos ocorrem na continuidade do tempo.

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 (STONE, 1971), o fluxo total líquido no sistema S em $A'A$ é zero.

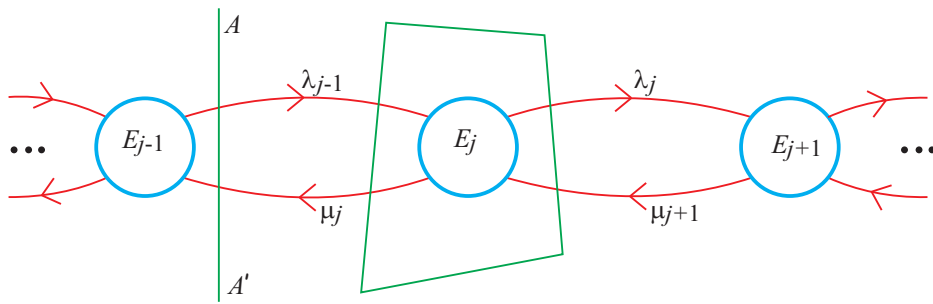


Figura 2.2 Entradas × Saídas do Sistema – Processo Markoviano.

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

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

A equação diferencial que rege o processo de entrada e saída do sistema é especificada pela taxa de variação $P_j(t)$ 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, conforme se observa na Figura 2.3 quando $(t \geq t_e)$. Para a busca desse equilíbrio, faz-se necessário tomar o limite de $P'_j(t)$ quando $t \rightarrow +\infty$, ou seja: $\lim_{t \rightarrow +\infty} P'_j(t) = 0$. Chega-se, assim, a equação de equilíbrio estatístico do sistema – equação de estabilidade de estado

do sistema.

$$(\lambda_j + \mu_j)P_j(t) = \lambda_{j-1}P_{j-1}(t) + \mu_{j+1}P_{j+1}(t), \text{ com } j = 0, 1, \dots, h. \quad (2.0.1)$$

Da equação (2.0.1), fazendo $j = 0$, chega-se a: $\lambda_{-1} = \mu_0 = P_{-1}(t) = P_{h+1}(t) = 0$, em que P_j representa a proporção do tempo que a região R contém j indivíduos bons isto é, $P_j = P(X = j)$. Tem-se $\lim_{t \rightarrow +\infty} X_t = X$, que 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 definir as equações de transição do estado j para o estado $j + 1$.

$$\lambda_j P_j = \mu_{j+1} P_{j+1}, \text{ onde } j = 0, 1, \dots, h, \text{ e } \lambda_{-1} = \mu_0 = P_{-1} = P_{h+1} = 0. \quad (2.0.2)$$

Como $\lambda_j = (h - j)\lambda$ e $\mu_j = j\mu$, então fazendo as devidas substituições na equação (2.0.2), obtém-se a equação recursiva para P_{j+1} :

$$P_{j+1} = \frac{h-j}{j+1} \frac{\lambda}{\mu} P_j, \text{ com } j = 0, 1, \dots, h. \quad (2.0.3)$$

Para encontrar uma equação única para P_j faz-se necessário resolver de forma recursiva a equação (2.0.3). Note que:

$$P_1 = \frac{h}{1} \frac{\lambda}{\mu} P_0, \text{ para } j = 0;$$

$$P_2 = \frac{h-1}{2} \frac{\lambda}{\mu} P_1, \text{ para } j = 1;$$

$$P_3 = \frac{h-2}{3} \frac{\lambda}{\mu} P_2, \text{ para } j = 2.$$

Logo, para todo j , a equação para P_j é

$$P_j = C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu} \right)^j P_0. \quad (2.0.4)$$

A distribuição de P_j representa uma verdadeira distribuição de probabilidade, pois $\sum_{j=0}^h P_j = 1$. Dessa maneira o valor de P_0 é obtido a partir da equação

$$\sum_{j=0}^h P_j = \sum_{j=0}^h C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu} \right)^j P_0 = 1. \quad (2.0.5)$$

Ao substituir a expressão de P_0 , obtida na equação (2.0.5), na equação (2.0.4), encontra-

se uma forma simplificada para o calculo dos P_{js} .

$$P_j = C_h^j \frac{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j}{\sum_{j=0}^h C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j}. \quad (2.0.6)$$

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 (2.0.6), obtém-se a equação que estabelece a proporção do tempo t que a região R contém j indivíduos bons

$$P_j = C_h^j \frac{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j}{\left(1 + \frac{\lambda}{\mu}\right)^h}. \quad (2.0.7)$$

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 permanece bom. Essa equação representa o quociente entre o TMF e $(TMF + TMH)$. Logo,

$$p = \frac{1}{\mu} \div \left(\frac{1}{\mu} + \frac{1}{\lambda}\right) \text{ ou } p = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}. \quad (2.0.8)$$

Tomando o complemento na equação (2.0.8), 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 (U_s) como meio de transporte até um estabelecimento hospitalar. É importante salientar que essas probabilidades se estabilizam no longo horizonte – processo frequentista (MEYER, 1970). Na Seção 2.4, apresenta-se a estimativa de p antes do equilíbrio estatístico.

Observe-se que, pela equação (2.0.8), obtém-se 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 (2.0.7), chega-se para a função de probabilidade de P_j , a uma distribuição bastante conhecida, que é a distribuição binomial com probabilidade de sucesso p e insucesso $(1 - p)$.

$$P(X = j) = C_h^j p^j (1 - p)^{h-j}, \quad j = 0, 1, \dots, h. \quad (2.0.9)$$

“Sempre que se realizam repetições independentes de um experimento e o interesse maior é somente em uma dicotomia, nesse caso, está assim virtualmente se tratando

com um espaço amostral definido por uma variável aleatória binomial.”

Enquanto as condições da experimentação estiverem suficientemente estáveis, de modo que a probabilidade de algum atributo, digamos X indivíduos bons, permaneça constante, não existem restrições em usar o modelo acima (FREEMAN, 1973).

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 U_s . Assim, a variável população pode ser escrita como $H = X + Y$; e, como Y é uma binomial, H também segue a lei binomial (STONE, 1971). Em sendo assim, pode-se calcular a probabilidade de j indivíduos acidentados na região R serem usuários do sistema:

$$P(Y = j) = C_h^j (1-p)^j p^{h-j}, \quad j = 0, 1, \dots, h. \quad (2.0.10)$$

Considere agora, que $Y = \sum_{i=0}^h Y_i$ e sendo os Y_i independentes. Adota-se o conceito de variável “dummy”, em que $Y_i = 1$ se o i -ésimo indivíduo for usuário do sistema (removido para estabelecimento hospitalar usando como meio de transporte a U_s) ou $Y_i = 0$ se não. Então, $E(Y_i) = (1-p)$ e $V(Y_i) = (1-p)p$. 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: $Y \sim N(h(1-p), h(1-p)p)$.

Para se ter uma ideia, suponha que a população da região R seja $h = 15.000$ – ordem de grandeza 10^4 ; supõe-se, que a probabilidade de um indivíduo esteja bom (não acidentado) na região R é de $p = 99,9\%$. Então é importante saber qual é a probabilidade para que um indivíduo nunca seja usuário do sistema –; nunca ocorra um acidente com esse indivíduo dentro da região R de modo que, ao sofrer um acidente, será removido para um estabelecimento hospitalar usando como meio de transporte a U_s . Tem-se,

$$P(Y \leq 0) = P\left(Z \leq \frac{0 - h(1-p)}{\sqrt{h(1-p)p}}\right) \quad (2.0.11)$$

ou

$$P(Y \leq 0) = P\left(Z \leq -\sqrt{\frac{h(1-p)}{p}}\right), \quad (2.0.12)$$

sendo $Z \sim N(0, 1)$. Fazendo as devidas substituições encontra-se que:

$P(Y \leq 0) = P(Z \leq -3,8749) = 0,0001 \neq 0$. Logo, usar uma $Z \sim N(0, 1)$ – normal reduzida, não traz resultados significativos, pois imputa a $P(Y \leq 0)$, 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 pré-hospitalar (MCALEER & NAQVI, 1994), (TAVAKOLI & LIGHTNER, 2003) e (LARSON ET AL., 1972), sugerem que as regiões correspondentes a divisão de uma cidade devem ser menores de modo que: $h \downarrow$ imputa um $P(Y \leq 0) \uparrow$.

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

$$f(y) = c[2\pi V(Y)]^{-0,5} \exp \left\{ \frac{-1}{2} \left[\frac{y - h(1-p)}{V(Y)} \right]^2 \right\}, \quad (2.0.13)$$

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, faz-se $\Phi^{-1}(\hat{u}) = 1$. Logo, pela tabela da distribuição normal $(h(1-p)p^{-1})^{0,5} \geq 4$.

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 (n_L) a serem ofertados pelos hospitais, que estão situados na região R . Conhecendo n_L , o problema consiste agora em calcular a máxima população usuária do transporte por U_s , 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 n_L chega-se ao cálculo da sua população usuária e a correspondente zona.

Considere que $Y \sim N(h(1-p), h(1-p)p)$. Então, pode-se calcular a probabilidade $P(Y \leq n_L) = \alpha$, por meio de

$$P(Y \leq n_L) = c(2\pi h(1-p)p)^{-0,5} \int_0^{n_L} \exp \frac{-1}{2} \left(\frac{y - h(1-p)}{V(Y)} \right)^2 dy. \quad (2.0.14)$$

Para tornar mais prático o resultado da solução da equação acima, façamos $\theta = E(Y) = h(1-p)$ e $\sigma^2 = V(Y) = h(1-p)p$. Usando truncamento à esquerda, tem-se:

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

Como $\Phi \left(\frac{-\theta}{\sigma} \right) = 1 - \Phi \left(\frac{\theta}{\sigma} \right)$, obtém-se uma expressão bastante simples para o cálculo de h , ou seja:

$$\frac{\left[\Phi \left(\frac{n_L - \theta}{\sigma} \right) + \Phi \left(\frac{\theta}{\sigma} \right) - 1 \right]}{\Phi \left(\frac{\theta}{\sigma} \right)} = \alpha$$

Para finalizar, substitui-se σ e θ pelos seus respectivos valores da distribuição $Y \sim N(h(1-p), h(1-p)p)$. A equação abaixo, apresenta a estimativa de n_L .

$$\Phi \left[\frac{n_L}{(h(1-p)p)^{0,5}} - (h(1-p)p^{-1})^{0,5} \right] = 1 + (\alpha - 1) \Phi(h(1-p)p^{-1})^{0,5}. \quad (2.0.15)$$

A equação (2.0.15) é bem geral, pois permite calcular n_L 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 meio de $Z \sim N(0, 1)$. Dessa maneira, conhecendo-se h e p , pode-se agora calcular n_L por

$$P(Y \leq n_L) = \Phi \left(\frac{n_L - \theta}{\sigma} \right) = \alpha. \quad (2.0.16)$$

Fazendo-se as substituições de θ e σ -, o mesmo procedimento para obtenção da equação (2.0.15):

$$\Phi \left[\left(\frac{n_L}{h(1-p)p} \right)^{0,5} - (h(1-p)p^{-1})^{0,5} \right] = \alpha. \quad (2.0.17)$$

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

$$n_L = \sqrt{h(1-p)p} \Phi^{-1}(\alpha) + h(1-p) \text{ ou } n_L = \sqrt{V(Y)} \Phi^{-1}(\alpha) + h(1-p). \quad (2.0.18)$$

Considerando, que não devem faltar leitos nos hospitais, então $\alpha = 1$. 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 n_L se obtém da igualdade:

$$n_{L_{min}} = 4\sqrt{h(1-p)p} + h(1-p) \text{ ou } n_{L_{min}} = 4\sqrt{V(Y)} + E(Y). \quad (2.0.19)$$

Na equação (2.0.15) aplica-se à condição de $h < 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$. Claro que h pode ser conhecido ou não. Exemplificando, se a população de uma determinada zona for 15.000 e, para $(1-p) = 0,1\%$, tem-se que o valor calculado para h é 15.840, considerando a condição de $h = 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$. Esse resultado é maior que população da zona. Então, ao fixar a hipótese da probabilidade de não faltar leitos, por exemplo, $\alpha = 97,5\%$, obrigatoriamente aplica-se a equação (2.0.15). Em suma, dado certo h satisfazendo a condição de $h < 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$, calcula n_L partindo da equação (2.0.15):

$$\frac{n_L}{\sqrt{h(1-p)p}} - \sqrt{h(1-p)p^{-1}} = \Phi^{-1} \left[1 + (\alpha - 1) \Phi \left(\sqrt{h(1-p)p^{-1}} \right) \right],$$

ou

$$n_L = h(1-p) + \sqrt{h(1-p)p} \Phi^{-1} \left[1 + (\alpha - 1) \Phi \left(\sqrt{h(1-p)p^{-1}} \right) \right]. \quad (2.0.20)$$

Exemplificando, substituindo na equação (2.0.20), $(1-p) = 0,1\%$ e $h = 14.000 < 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$ e com $\alpha = 97,5\%$, resulta o valor de $n_L = 21$ leitos. Agora, garantindo 100% de possibilidade de não faltar leitos, então $\alpha = 1$ e, dessa forma, da equação (2.0.15) se obtém a equação (2.0.17).

A maior dificuldade para achar h está em resolver a equação (2.0.15). Para facilitar a solução, busca-se h , por meio do método iterativo de Newton - Raphson (REGUEIRA, 1999). Para isso, basta transformar a equação (2.0.15) na equação abaixo, usando $b = \sqrt{h(1-p)p^{-1}}$. Finalizando, calcula-se a raiz b da equação abaixo e, posteriormente, h por $\left(\frac{b^2 p}{1-p}\right)$:

$$\Phi \left(\frac{n_L}{pb} - b \right) = 1 + (\alpha - 1) \Phi(b). \quad (2.0.21)$$

A cidade de Recife, atualmente, disponibiliza 8.089 leitos hospitalares; na prática ao dividir a cidade em ZAs, com certeza os n_L s 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-se a variabilidade média de $(1-p)$ entre $4,2 \times 10^{-4}$ (média nacional) e $1,0 \times 10^{-2}$, a condição $h \geq 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$ será sempre verificada. Portanto, a busca por h é sempre a partir da equação (2.0.17).

Agora, fazendo o devido isolamento de h , tem-se

$$h = \frac{1}{4} \frac{p}{(1-p)} \left\{ \left[\sqrt{(\Phi^{-1}(\alpha))^2 + \frac{4n_L}{p}} \right] - \Phi^{-1}(\alpha) \right\}^2. \quad (2.0.22)$$

Assim, para $n_L > 40$ e fazendo $(1-p)$ variar no intervalo de $4,2 \times 10^{-4}$ a $1,0 \times 10^{-2}$ tem-se na equação (2.0.22) uma forma muito prática de se calcular h , não precisando utilizar o método iterativo de Newton - Raphson. No caso de interesse – não faltar leitos, $\alpha = 1$. Substituindo $\Phi^{-1}(1) \geq 4$ na equação (2.0.15), o valor de h fica em função de n_L e vice-versa:

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

O valor da população usuária máxima (demanda máxima) $h_{m\acute{a}x}$ é calculado considerando a igualdade e, portanto:

$$h_{m\acute{a}x} = \frac{(\sqrt{4p + n_L} - 2\sqrt{p})^2}{(1-p)}. \quad (2.0.23)$$

A equação (2.0.22) é a equação (2.0.23) para $\alpha = 1$. Assim, sempre que almejar a garantia da existência de leitos ($\alpha = 1$), aplica-se a equação (2.0.22) independente de h ser $\geq 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$ ou $< 16\left(\frac{p}{1-p}\right)$.

Da equação (2.0.22) conclui-se: se $\alpha \uparrow$ então $h \downarrow$; quando $\alpha \rightarrow 0$, $h \rightarrow +\infty$. Na Tabela 2.1 encontram-se os resultados da simulação para obtenção dos valores de h , a partir de $(1-p)$, α e n_L . A função quantílica da normal $\Phi^{-1}(\alpha) = z$, sendo $z \sim N(0,1)$ foi calculada usando as rotinas “Cumulative probability” e “Inverse cumulative probability” (MINITAB, 2001). Foram gerados 1000 valores de $\Phi(z)$ entre 0 e 3,9999. Posteriormente foi selecionado $\Phi^{-1}(\alpha)$, para $\alpha = 80\%$, $\alpha = 90\%$, $\alpha = 95\%$, $\alpha = 99,92\%$ e $\alpha = 99,999\%$ ($h_{m\acute{a}x}$ – população usuária máxima ou demanda máxima). Os valores de $(1-p)$ – as probabilidades do individuo ser usuário do sistema foram fixados em 0,1%, 0,2%, 0,4%, 0,8% e 1%. A Organização Mundial de Saúde (OMS) preconiza para a conjuntura hospitalar, que o número de leitos hospitalares de uma cidade pode ser determinado a partir de um índice que espelha a relação de 1 leito para cada 1.000 habitantes – ver Tabela 1.1. 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 habitante sofrer um acidente e ser removido para hospitalização, variam com a região. Nas capitais a probabilidade é bem maior que nos estados

Tabela 2.1 Valores Estimados para h em Função de α , n_L e $(1-p)$.

$\alpha(\%)$	Φ^{-1}	n_L	$h(0,1\%)$	$h(0,2\%)$	$h(0,4\%)$	$h(0,8\%)$	$h(1\%)$
80	0,84378	250	237.016	118.511	59.259	29.633	23.707
90	1,28659	250	230.477	115.243	57.626	28.818	23.056
95	1,6482	250	225.274	112.643	56.327	28.170	22.538
99,92	3,19277	250	204.379	102.200	51.110	25.565	20.456
99,997	3,99997	250	194.275	97.150	48.587	24.306	19.450
80	0,84378	450	432.462	216.235	108.122	54.065	43.254
90	1,28659	450	423.535	211.774	105.893	52.953	42.365
95	1,6482	450	416.384	208.200	104.108	52.062	41.653
99,92	3,19277	450	387.206	193.617	96.823	48.426	38.747
99,997	3,99997	450	372.806	186.421	93.228	46.631	37.312
80	0,84378	650	628.851	314.431	157.221	78.616	62.895
90	1,28659	650	618.031	309.023	154.519	77.268	61.817 .
95	1,6482	650	609.335	304.677	152.349	76.184	60.951
99,92	3,19277	650	573.573	286.805	143.420	71.728	57.390
99,997	3,99997	650	555.750	277.897	138.970	69.507	55.614
80	0,84378	1000	973.684	486.848	243.431	121.722	97.380
90	1,28659	1000	960.153	480.086	240.053	120.036	96.033
95	1,6482	1000	949.245	474.635	237.330	118.677	94.947
99,92	3,19277	1000	904.050	452.048	226.047	113.046	90.446
99,997	3,99997	1000	881.313	440.684	220.370	110.213	88.182

respectivos.

Partindo, da equação (2.0.23), se n_L for muito grande ($n_L \rightarrow +\infty$) e α qualquer valor positivo diferente de zero, tem-se: $h = n_L (1-p)^{-1}$ ou $(1-p) = n_L h^{-1}$ 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 n_L 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 $n_L \rightarrow +\infty$.

Observando a Tabela 2.1 pode-se tirar as seguintes conclusões:

1. Para valores de $h, \alpha, \Delta n_L$ e $(1-p)$ todos constantes, então a expressão $\frac{h (n_L + \Delta n_L)}{h n_L}$ decresce rapidamente quando n_L cresce, ou seja:

$$\lim_{n_L \rightarrow \infty} \frac{h (n_L + \Delta n_L)}{h n_L} = 1.$$

2. Para $\Delta \alpha, n_L$ e $(1-p)$ todos constantes, então a expressão $\frac{h (\alpha - \Delta \alpha)}{h \Delta \alpha}$ decresce e posteriormente cresce para $+\infty$ quando α decresce de 1 para 0,

$$\lim_{\alpha \rightarrow 1} \left(1 - 1 + \frac{\alpha^*}{\alpha} \right) = \alpha^* \quad e \quad \lim_{\alpha \rightarrow 0} \left(1 - 1 + \frac{\alpha^*}{\alpha} \right) = \infty.$$

3. Para n_L, α e $(1-p)$ constantes, então a expressão $\frac{h(1-p, \alpha - \Delta \alpha)}{(h(1-p), \alpha)}$ decresce quando $(1-p)$ cresce. Observe, que se $(1-p)$ cresce o denominador é sempre maior que o numerador para qualquer valor positivo de $\Delta \alpha$. Quanto maior for $\Delta \alpha$ maior é a velocidade de decrescimento da expressão.

4. Como definido anteriormenre, o percentual de utilização dos leitos hospitalares é dado por $\frac{h (1-p)}{n_L}$. Logo, para α e $(1-p)$ constantes, o percentual esperado de leitos ociosos é $\left[\frac{h (1-p)}{n_L} - 1 \right] 100$, que decresce quando n_L cresce.

2.1 Estimativa de $p - \hat{p}$ após o Equilíbrio Estatístico

Considere Y_t a variável aleatória que representa o número de indivíduos acidentados (usuários do sistema) e hospitalizados no tempo t e seja I_n 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_{n_1} , o número de usuários hospitalizados remanescentes no instante de tempo t_1 . A área A da curva Y_t entre t_2 e t_1 conforme a Figura 2.3, representa o total de usuários acidentados e hospitalização 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:

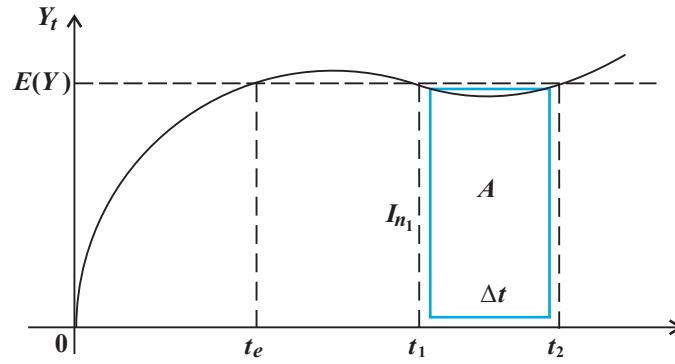


Figura 2.3 Representação da Curva de $(Y_t) \times t$.

$$TMH = \frac{(A - I_{n_1} TMH)}{(I_n - I_{n_1})}. \quad (2.1.1)$$

Resolvendo, vem: $TMH = A(I_n)^{-1}$. Como $TMH = \lambda^{-1}$, então $\hat{\lambda} = I_n(A)^{-1}$. Agora, o valor esperado de Y para $t \geq t_e$ (ponto de equilíbrio estatístico) é: $E(Y) = h(1 - p) = A(\Delta t)^{-1}$ e, então, a estimativa para p é dada pela equação seguinte:

$$\hat{p} = \frac{(h\Delta t - A)}{h\Delta t}. \quad (2.1.2)$$

Das equações (2.1.1) e (2.1.2), encontra-se o valor estimado de μ e, consequentemente, $TMF = \mu^{-1}$.

$$\hat{\mu} = \frac{I_n}{(h\Delta t - A)}. \quad (2.1.3)$$

Claro que esse seria o procedimento de estimação correto para TMH – equação (2.1.1), 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 U_s .

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

$$c_y = \sqrt{\frac{p}{h(1 - p)}}. \quad (2.1.4)$$

Assim, c_y em função de A e Δt é dado por:

$$c_y = \sqrt{\frac{(h\Delta t - A)}{Ah}}. \quad (2.1.5)$$

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).

No primeiro caso, os $TMHs$ são os mesmos para todos os estabelecimento públicos e privados. Enquanto, no segundo, os $TMHs$ calculados é considerando somente os hospitais oficiais – públicos mais os privados conveniados com o SUS. Em todos os cálculos feitos para o número mínimo de leitos $n_{L_{min}}$, utiliza-se a equação (2.0.19) e, para as considerações 1 e 2, usa-se a confiabilidade 100% ($\alpha = 1$).

Esse resultado é comparado com os leitos oficiais visando à estimativa dos déficits de leitos. Além do mais, para cada cidade, é estimada a população usuária máxima do sistema – demanda máxima ($h_{m\acute{a}x}$) – equação (2.0.23).

Todos os cálculos acima são apresentados na Tabela 2.2. Quanto aos dados de entrada para efetuar as devidas estimativas, os mesmos foram obtidos da Assistência Médica Sanitária – AMS (IBGE, 2005).

Tabela 2.2 População Usuária Máxima do Sistema × Número Mínimo de Leitos com Confiabilidade de 100%.

Cidade	T.Hospitais	Internações- I_n	Leitos- n_L	TMH (dias)
Recife	602	328.870	8.089	8,98
Fortaleza	543	303.585	8.138	9,78
Salvador	1213	279.623	7.676	10,02
Belo Horizonte	1032	384.838	8.719	8,27
Curitiba	811	388.392	6.013	5,65

Cidade	Pop-h	TMF (dias)	p	$(1 - p)$	c_y
Recife	1.486.869	1.641,24	0,994560	0,00544	0,01108838
Fortaleza	2.332.657	2.794,77	0,996511	0,00349	0,01106579
Salvador	2.631.831	3.425,39	0,997083	0,00292	0,01139720
Belo Horizonte	2.350.564	2.221,13	0,996291	0,00371	0,01068956
Curitiba	1.727.010	1.617,35	0,996518	0,00348	0,01287351
Cidade	$h_{m\acute{a}x}$	$nL_{m\acute{i}n}$	Fator-Leitos $\times 1000$		Déf./Sup.
Recife	1.422.367	8.447,78	5,44029		-358,76
Fortaleza	2.231.666	8.498,21	3,48873		-360,21
Salvador	2.514.553	8.025,94	2,91660		-349,94
Belo Horizonte	2.252.184	9.091,81	3,70932		-372,81
Curitiba	1.640.339	6.322,63	3,48174		-309,63
Cidade	T.Hospitais-Oficiais			Int. Oficiais	
Recife	251			261.882	
Fortaleza	191			271.672	
Salvador	329			228.958	
Belo Horizonte	320			264.971	
Curitiba	278			294.835	
Cidade	Leitos Oficiais- n_L			TMH	
Recife	7.036			9,81	
Fortaleza	7.348			9,87	
Salvador	6.663			10,62	
Belo Horizonte	6.728			9,27	
Curitiba	4.688			5,80	
%h-Cobertura	TMF (dias)	$h_{m\acute{a}x}$	$nL_{m\acute{i}n}$	%Déf.	
79,6309	2.062,53	1.417.796	7.370,73	16,71	
89,4880	3.124,13	2.226.481	7.690,34	13,54	
81,8810	4.184,99	2.506.139	6.989.10	16,97	
68,8526	3.228,66	2.238.854	7.055,63	25,99	
75,9117	2.132,20	1.6291.50	4.961,50	25,85	

Os dados da Tabela 2.2, foram calculados a partir dos valores estimados de p ($\hat{p}$) e

$(1-p)((1-\hat{p}))$ das cidades de Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba. Esta tabela, também, apresenta o número total de leitos nos estabelecimentos hospitalares oficiais (Municipal, Estadual, Federal e conveniados com o SUS).

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 0,292% na cidade de Salvador, enquanto na cidade do Recife é de 0,544%. 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 (6.676), cuja estimativa para o mínimo de leitos em hospitalares oficiais é de 6.989.

Quanto aos valores estimados do TMH , $n_{L_{min}}$ e $h_{máx}$ não se constata nenhuma anormalidade. Observe-se, que para o conjunto de elementos constituídos pelas probabilidades estimadas ($\hat{p}$), o valor da variância é da ordem de grandeza 10^{-7} – resultado excelente do ponto de vista dessa estatística. Em qualquer análise de variância se rejeitaria a hipótese nula para essas estimativas. Outrossim, os percentuais dos déficits referentes ao número mínimo de leitos das cidades se situam dentro de uma uniformidade.

Como as probabilidades estão situadas no mesmo intervalo de confiança, logo pode-se afirmar, que as probabilidades de um usuário acidentado ser removido para a hospitalização é, do ponto de vista estatístico, praticamente a mesma para todas as cidades analisadas, independente das hipóteses relacionadas às considerações 1 ou 2.

O número de leitos em todas as organizações hospitalares oficiais e particulares de cada uma dessas cidades é inferior ao mínimo exigido, 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 déficit de leitos hospitalares fica em: 16,7% para Recife (em torno de 1.412 leitos), 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 n_L , por meio da criação de mais estabelecimentos oficiais, entre os quais se destacam:

1. O alto custo de planejamento, construção e manutenção dos estabelecimentos hos-

pitalares;

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.

Constata-se, também, que para todas as cidades estudadas os déficits de leitos hospitalares se reduzem drasticamente quando se incorpora às organizações oficiais os leitos particulares. Os percentuais de déficits se reduzem para todas as cinco cidades ficando em torno de 4,5%.

No Brasil, o índice adotado é no geral 5 leitos para cada 1.000 habitantes – Assistência Médica Sanitária - AMS (IBGE, 2005), conforme a estratificação abaixo:

1. Medicina Clínica: Clínica médica e pediatria geral – 1,5 leitos para cada 1.000 habitantes.
2. Medicina Cirúrgica de Pequeno Porte: a) Clínica Cirúrgica 1 leito para cada 1.000 habitantes; b) Clínica Obstétrica e Ginecologista 0,75 leitos por 1.000 habitantes, em virtude de 30% ficarem em enfermarias; c) Clínica oftalmológica e Otorrinolaringológico 0,25 leitos por 1.000 habitantes.
3. Para Casos Especializados: a) Emergência para serviços de poli-clínicas e clínicas de urgência para trauma-ortopedia sem cirurgia de grande porte (como fratura de fêmur para pessoas idosas), 0,75 leitos por 1.000 habitantes; b) Isolamentos provenientes de doenças graves transmissíveis como tuberculose entre outras, 0,50 leitos por 1.000 habitantes; c) Distúrbios mentais 0,25 por 1.000 habitantes.

Para as cinco cidades analisadas e a partir do número de leitos dos hospitais oficiais encontra-se por (2.0.23) 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 do fator “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 219 Km^2 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.

Essas cidades possuem pouca ou quase nenhuma estrutura hospitalar; onde, os indivíduos nelas acidentados são na sua grande maioria removidos pelas U_s para os estabelecimentos hospitalares situados no Recife. Portanto, esse fator por 1.000 habitantes pode estar sobreestimado. Porém, o mesmo não provoca distorção para as estimativas de $(1 - \hat{p})$. Observe-se, que as estimativas de $(1 - \hat{p})$ estão devidamente situadas dentro do intervalo de aceitação $(4,2 \times 10^{-4}, 1,0 \times 10^{-2})$. Com efeito todos os c_{ys} se situam na proporção de 10^{-2} da média.

Para tornar mais fácil o cálculo do número de leitos n_L , uma análise mais precisa para aproximar a equação (2.0.15) é feita a seguir:

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

Existe uma forma de aproximar esta equação utilizando o recurso da função logística (Cordeiro, 2002). Considere a curva logística representada pela função abaixo:

$$f_l(x) = \frac{1}{e^{-x} + 1}, \quad \text{para } x \in (-\infty, +\infty).$$

A logística tem as mesmas características quanto ao campo de definição e simetria da normal acumulada $\Phi(x)$. A função $f_l(x)$ varia justamente com o $\Phi(x)$, ou seja, $(x \rightarrow -\infty, 0)$, $(x \rightarrow 0, 0,5)$ e $(x \rightarrow +\infty, 1)$. No caso da simetria em relação a x , $f_l(x) + f_l(-x) = 1$.

$$\frac{1}{e^{-x} + 1} + \frac{1}{e^x + 1} = \frac{e^x + 1 + e^{-x} + 1}{(e^{-x} + 1)(e^x + 1)} = 1.$$

Apresenta-se na Tabela 2.3 os valores de $\Phi(x)$ e $f_l(x)$, para x de 0 a 4, calculados por meio da rotina “Cumulative probability” e “Inverse cumulative probability” (MINITAB, 2001). Observe-se que para x positivo, o percentual do erro relativo $\%ER$ cresce quando x cresce até 1,2 e decresce quando x cresce acima 1,25 até 4. Para aproximar a equação (2.0.15) para a distribuição logística de função densidade $f_l(x)$, faz-se necessário fazer algumas transformações (BERKSON, 1976), tais como: $h = \frac{p b^2}{(1-p)}$, sendo $b = (h(1-p)p^{-1})^{0,5}$, que é obtida de forma iterativa usando Newton-Raphson. Para fazer essa transformação substitui-se o h da equação (2.0.15) e se tem uma nova equação em função de n_L , p , b

Tabela 2.3 Valores de $\Phi(x)$, $f_l(x)$ e do Percentual do Erro Relativo à Menor-%ER.

x	$\Phi(x)$	$f_l(x)$	%ER
0,00	0,500000	0,500000	0,0000
0,05	0,519939	0,512497	1,4520
0,10	0,539828	0,524979	2,8284
0,15	0,559618	0,537430	4,1285
0,30	0,617911	0,574443	7,5671
0,50	0,691462	0,622459	11,0856
0,75	0,773373	0,679179	13,8688
1,00	0,841345	0,731059	15,0858
1,25	0,894350	0,777300	15,0586
1,50	0,933193	0,817574	14,1416
2,00	0,977250	0,880797	10,9506
2,50	0,993790	0,924142	7,5366
3,00	0,998650	0,952574	4,8370
3,50	0,999767	0,970688	2,9958
3,90	0,999952	0,980160	2,0193
4,00	0,999968	0,982014	1,8283

e α . Como a aproximação necessita de um certo conhecimento algébrico, lista-se abaixo, passo a passo o procedimento para obter a equação (2.0.15) aproximada pela logística.

$$\Phi\left(\frac{n_L}{p} - b\right) = 1 + (\alpha - 1)\Phi(b).$$

Fazendo a aproximação na logística tem-se que

$$\Phi\left(\frac{n_L}{p} - b\right) = \frac{1}{\exp\left(\frac{-n_L}{p} + b\right) + 1},$$

e

$$1 + (\alpha - 1)\Phi(b) = 1 + (\alpha - 1)\frac{1}{e^{-b} + 1}.$$

$$\left[\Phi\left(\frac{n_L}{p} - b\right)\right]^{-1} = \exp\left(\frac{-n_L}{p} + b\right) + 1 \quad e \quad [1 + (\alpha - 1)\Phi(b)]^{-1} = \frac{e^{-b} + 1}{e^{-b} + 1 + (\alpha - 1)}.$$

$$\exp\left(\frac{-n_L}{p} + b\right) + 1 = \frac{e^{-b} + 1}{e^{-b} + 1 + (\alpha - 1)}.$$

$$\exp\left(\frac{-n_L}{p b}\right) + e^{-b} + e^b \exp\left(\frac{-n_L}{p b}\right) + 1 + (\alpha - 1) e^b \exp\left(\frac{-n_L}{p b}\right) + (\alpha - 1) = e^{-b} + 1.$$

$$\exp\left(\frac{-n_L}{p b}\right)(1 + e^b + (\alpha - 1) e^b) = (1 - \alpha)$$

$$\exp\left(\frac{-n_L}{p b}\right)(1 + \alpha e^b) = (1 - \alpha).$$

$$\exp\left(\frac{n_L}{p b}\right) = \frac{1}{1 - \alpha} + \frac{\alpha}{1 - \alpha} e^b, \quad \text{com } \alpha \neq 1.$$

Após as etapas dos procedimentos algébricos, fica claro que é mais fácil resolver essa equação do que a equação (2.0.15) sob quaisquer condições, mesmo usando o algoritmo de Newton-Raphson, para a busca da solução para b e assim encontrar $h = \frac{p b^2}{(1 - p)}$. Note-se, que ao substituir a função cumulativa Φ pela logística f_l comete-se um erro para menos em relação à equação (2.0.15) e, dessa maneira, está se melhorando a aproximação. Considerando a ordem de grandeza de $(1 - p)$ variando de 10^{-4} a 10^{-2} , $n_L \geq 50$ leitos e com uma população de 40.000 habitantes, as expressões que compõem a equação de aproximação da logística são: $\exp\left(\frac{n_L}{p b}\right)$ e $\frac{\alpha}{1 - \alpha} e^b$, sendo a ordem de grandeza de cada uma das equações

$$\exp\left(\frac{n_L}{p b}\right) = \exp\left(\frac{50}{0,999 \times 6,3}\right) = 2,81 \times 10^3,$$

e

$$\frac{\alpha}{1 - \alpha} e^b = \frac{0,975}{1 - 0,975} e^{6,3} = 2,1 \times 10^4.$$

Logo, para $\alpha \neq 1$ pode-se desprezar o termo $\frac{1}{1 - \alpha}$ na equação final $\frac{1}{1 - \alpha} + \frac{\alpha}{1 - \alpha} e^b$. Dessa maneira, a equação para obtenção de h – população usuária –, é calculada mais facilmente, para $\alpha \neq 1$ conforme apresenta-se abaixo:

$$\exp\left(\frac{n_L}{p b}\right) = \frac{\alpha}{1 - \alpha} e^b \quad \text{ou} \quad \frac{n_L}{p b} = \ln \frac{\alpha}{1 - \alpha} + b. \quad (2.1.6)$$

Como pela equação (2.0.15) a função $\Phi\left(\frac{n_L}{p b} - b\right) = (1 + (\alpha - 1)\Phi(b))$ e, ao substituir o lado esquerdo dessa equação pela logística, vem que: $\frac{n_L}{p b} = \ln\left(\frac{\alpha}{\alpha - 1}\right) + b$. Agora, isolando a função Φ , $\frac{n_L}{p b} = \Phi^{-1}(1 + (\alpha - 1)\Phi(b)) + b$. Logo, comparando o termo comum das duas equações, verifica-se que a função Φ^{-1} na equação (2.0.22) – equação de h – é aproximada

pela função $\ln\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)$, o que torna o cálculo de h muito mais fácil de ser obtido:

$$h = \frac{1}{4} \frac{p}{(1-p)} \left\{ \left[\sqrt{\left(\ln \frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^2 + \frac{4n_L}{p}} \right] - \ln \frac{\alpha}{1-\alpha} \right\}^2. \quad (2.1.7)$$

A equação (2.17) aproxima a equação (2.0.22) e como ela dá valores menores, então pode ser usada na prática por estar a favor da segurança. A título de ilustração, considere o Hospital da Restauração em Recife, que possui $n_L = 535$ leitos. Para $p = 0,9946$, $\alpha = 97,5\%$ e aplicando as equações (2.0.22) e (2.17), tem-se a análise comparativa dos resultados de h , com base nas duas equações. Vale salientar que pela distribuição $N(0,1)$, a função $\Phi^{-1}(0,975) = 1,96$ e $\Phi^{-1}(1) = 4$. Mas, a equação (2.17) é válida somente para $\alpha \neq 100\%$. Observe os cálculos abaixo:

$$h = \frac{1}{4} \frac{0,9946}{(1-0,9946)} \left\{ \left[\sqrt{(1,96)^2 + \frac{4 \times 535}{0,9946}} \right] - 1,96 \right\}^2 = 91.047 \text{ usuários.}$$

$$h = \frac{1}{4} \frac{0,9946}{(1-0,9946)} \left\{ \left[\sqrt{\left(\ln \frac{0,975}{1-0,975}\right)^2 + \frac{4 \times 535}{0,9946}} \right] - \ln \frac{0,975}{1-0,975} \right\}^2 = 84.611 \text{ usuários.}$$

Pela equação, usando a função acumulada Φ , $h = 91.047$ usuários; e, pela aproximação da logística, $h = 84.611$ usuários. Logo o erro cometido devido a aproximação é de 7,06%.

2.1.1 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 $\times$ 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 $t + \Delta t$ em que $t + \Delta t$ corresponde a próxima entrada ou saída em termos de área $Y(t)\Delta t$ e assim sucessivamente até a determinação da área total); ou mais formalmente por controle discreto (formalizar os pares ordenados $(t, Y(t))$, $(t + \Delta t, Y(t + \Delta t))$, $(t + 2\Delta t, Y(t + 2\Delta t))$ 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 ($\widehat{TMH}$) admitindo-se o mesmo TMH tanto para os hospitais do *SUS* e particulares. Dessa maneira, a avaliação da área seria por $\hat{A} = I_n(\widehat{TMH})$. A Figura 2.4 elucida a sistematização das operações para obtenção dos $\widehat{TMH}$ e $\hat{p}$

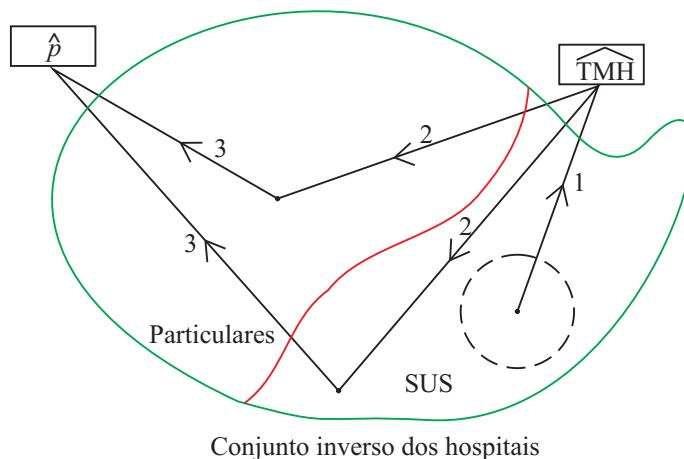


Figura 2.4 Sistematização das Operações para o Cálculo do $\widehat{TMH}$ e $\hat{p}$.

A seguir, apresenta-se o esquema operacional para o cálculo de $\widehat{TMH}$ e $\hat{p}$.

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 estima-se 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 atualmente 535 leitos. Quantos usuários podem utilizá-lo com confiabilidade de 100%?

Aplicando a equação (2.0.23), tem-se:

$$h_{m\acute{a}x} = \frac{\left(\sqrt{n_L + 4p} - 2\sqrt{(p)}\right)^2}{(1-p)} \quad \text{ou} \quad \frac{\left(\sqrt{535 + 4 \times 0,9946} - 2\sqrt{0,9946}\right)^2}{(1 - 0,9946)} = 83.397 \text{ usu\'arios}$$

Assim, esse hospital pode servir a uma \\'area com 84 mil habitantes. Se o mesmo for destinado somente aos segurados do SUS, esta \\'area ser\'a maior, e em qualquer caso, essa \\'area pode ser calculada pela estimaco da densidade de usu\'arios correspondente \\'a pol\'itica de atendimento adotado pelo hospital.

2.2 Estudo do N\'umero de Indiv\'duos Usu\'arios do Sistema Hospitalizados com o Tempo

O estudo da estimativa do n\'umero de usu\'arios do sistema \\'e feito com base na analogia com um sistema constitu\'ido por uma m\'aquina de dois est\'agios; funcionando e parada, equivalente aos est\'agios da populao h (n\~ao-acidentado e acidentado), isto \\'e, de mesmas taxas m\'edias de transio λ (entrada) e μ (sa\'ida), sendo essa analogia representada pela Figura 2.5.

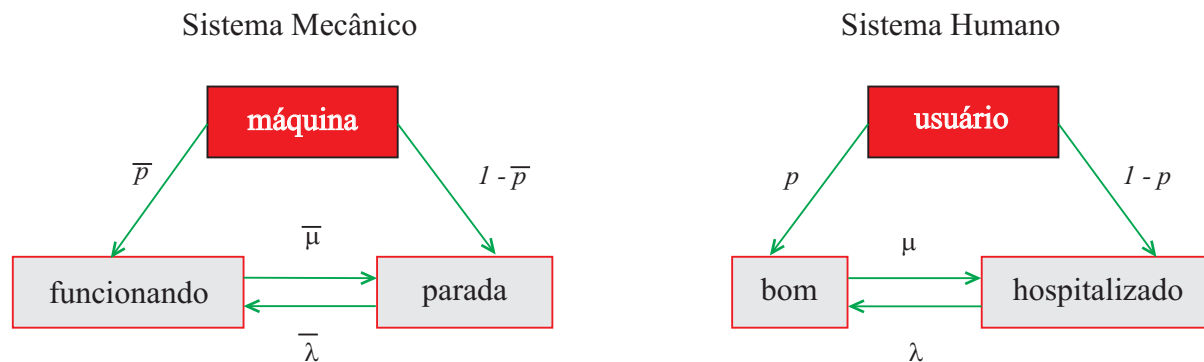


Figura 2.5 Analogia Sistema Mecânico × Sistema Humano.

Tendo a populao h da regio R j indiv\'duos n\~ao-acidentados (bons), ent\~ao: $\lambda_j = (h - j)\lambda$ e $\mu_j = j\mu$, para $j = 0, 1, \dots, h$. O valor m\'edio de λ ($\bar{\lambda}$) pode ser calculado usando o conceito de m\'edia ponderada. Ou seja, $\bar{\lambda} = \sum_{j=0}^h \lambda_j P_j$, em que P_j representa a probabili-

dade de um indivíduo no estado j não seja usuário do sistema (esteja bom). Então,

$$\bar{\lambda} = \sum_{j=0}^h \lambda_j P_j = \sum_{j=0}^h \lambda(h-j)P_j. \quad (2.2.1)$$

Usando a equação (2.0.7), para o cálculo de P_j e fazendo as devidas substituições, chega-se a seguinte expressão para a taxa média de indivíduos acidentados ($\bar{\lambda}$):

$$\bar{\lambda} = \lambda \sum_{j=0}^h (h-j) C_h^j \frac{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j}{\left(1 + \frac{\lambda}{\mu}\right)^h}. \quad (2.2.2)$$

Reorganizando os termos da equação (2.2.2), vem:

$$\bar{\lambda} = \frac{\lambda}{\left(1 + \frac{\lambda}{\mu}\right)^h} \sum_{j=0}^h (h-j) C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j$$

ou

$$\bar{\lambda} = \frac{\lambda}{\left(1 + \frac{\lambda}{\mu}\right)^h} \left(\sum_{j=0}^h h C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j - \sum_{j=0}^h j C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j \right). \quad (2.2.3)$$

Como

$$C_h^j = \frac{h!}{j!(h-j)!}, \quad \sum_{j=0}^h h C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j = h \left(1 + \frac{\lambda}{\mu}\right)^h,$$

então

$$\sum_{j=0}^h j C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j = h \left(\frac{\lambda}{\mu}\right) \sum_{j=1}^h C_{h-1}^{j-1} \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^{j-1}.$$

Agora, fazendo as devidas substituições na equação (2.2.3), tem-se:

$$\bar{\lambda} = \frac{\lambda}{\left(1 + \frac{\lambda}{\mu}\right)^h} \left[h \left(1 + \frac{\lambda}{\mu}\right)^h - h \left(\frac{\lambda}{\mu}\right) \left(1 + \frac{\lambda}{\mu}\right)^{h-1} \right]. \quad (2.2.4)$$

Para tornar mais simples a equação (2.2.4), basta desagregar os termos entre os colchetes. Chega-se então, a

$$\bar{\lambda} = \frac{h\lambda(\lambda + \mu) - h\lambda^2}{\lambda + \mu}. \quad (2.2.5)$$

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

$$\bar{\lambda} = h \left(\frac{\lambda\mu}{\lambda + \mu} \right). \quad (2.2.6)$$

Com relação à taxa média de indivíduos não acidentados ($\bar{\mu}$) a mesma é calculada usando procedimento similar ao cálculo do ($\bar{\lambda}$) da equação (2.2.4):

$$\bar{\mu} = \sum_{j=0}^h \mu_j P_j = \mu \frac{\sum_{j=0}^h j C_h^j \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j}{\left(1 + \frac{\lambda}{\mu}\right)^h}. \quad (2.2.7)$$

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 $\bar{\mu}$.

$$\bar{\mu} = h \left(\frac{\mu^2}{\lambda + \mu} \right). \quad (2.2.8)$$

Logo, para definir a média de p ($\bar{p}$), ou seja, a probabilidade média de um indivíduo estar bom, utiliza-se o mesmo desenvolvimento formalizado para a equação (2.0.8):

$$\bar{p} = \left(\frac{\frac{1}{\bar{\mu}}}{\left(\frac{1}{\bar{\mu}} + \frac{1}{\bar{\lambda}}\right)} \right). \quad (2.2.9)$$

Observe-se, que ao se fazer as substituições de $\bar{\mu}$ e $\bar{\lambda}$ pelas equações (2.2.6) e (2.2.8), respectivamente, obtém-se para uma dada população h , a expressão para $\bar{p}$:

$$\bar{p} = \frac{1}{\left(1 + \frac{\mu}{\lambda}\right)}. \quad (2.2.10)$$

Constata-se, assim, que $\bar{p} = p$ – equação (2.0.8). De uma forma geral, sempre será considerado, no texto, que X representa o número de indivíduos não acidentados (bons) de uma região R de população h .

Note, que até agora p calculado não variou com t . Em sendo assim, a equação do processo Markoviano – equação diferencial $P'_j(t) = \lambda_{j-1}P_{j-1}(t) + \mu_{j+1}P_{j+1}(t) - (\lambda_j + \mu_j)P_j(t)$ aplicada ao esquema da Figura 2.2 é justificada se o sistema estiver funcionando em $t = 0$, isto é, $p_t = 1$ se $t = 0$

“Num processo estocástico as transições entre os estados são causadas somente pela ocorrência dos acontecimentos (eventos), pelo que a variável aleatória está diretamente restringida pela propriedade de ausência de memória – tempo entre acontecimentos sucessivos. A única distribuição contínua que obedece a essa propriedade é a distribuição exponencial, ou seja, num processo Markoviano todos os tempos entre acontecimentos

sucessivos têm de ser exponencialmente distribuídos (HOEL, 1996).”

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

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

ou

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

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 p_t , estabelecer uma função que explique o comportamento de p_t com t . Seja então $q_t = (1 - p_t)$ a distribuição probabilística do número de indivíduos acidentados ao longo do tempo. Considere que $g(t)$ representa a função densidade de probabilidade da distribuição q_t . Seja para $g(t)$ a f.d.p. da distribuição exponencial, escrita na forma abaixo:

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

Para se calcular $(1 - p_t)$, 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 domínio.

$$G(t) = (\lambda + \mu) \int_0^t e^{-(\lambda + \mu)t} dt, \quad \text{com } t \geq 0.$$

Resolvendo a integral no intervalo de $(0, t)$, encontra-se a expressão que define a probabilidade de um indivíduo sofrer um acidente antes do equilíbrio estatístico.

$$G(t) = -e^{-(\lambda + \mu)t} \Big|_0^t, \quad G(t) = 1 - e^{-(\lambda + \mu)t}. \quad (2.2.11)$$

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

$$(1 - p_t) = (1 - p) G(t), \quad \text{ou} \quad (1 - p_t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} (1 - e^{-(\lambda + \mu)t}). \quad (2.2.12)$$

A representação do comportamento das funções de distribuição de probabilidade de $(1 - p_t)$ e p_t , é ilustrada na Figura 2.6.

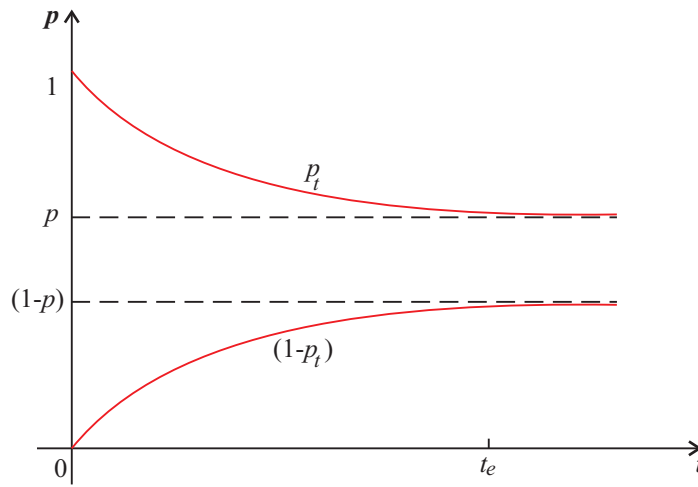


Figura 2.6 Representação das Funções p_t e $(1 - p_t)$.

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

$$p_t = 1 - \frac{\mu}{\lambda + \mu} \left(1 - e^{-(\lambda + \mu)t} \right). \quad (2.2.13)$$

Se X_t tem uma distribuição binomial, então $E(X_t) = h p_t$ e $V(X_t) = h p_t (1 - p_t) = h p_t q_t$. A probabilidade de existirem j indivíduos bons (não acidentados) no instante t é calculada pela equação (2.0.9):

$$P(X_t = j) = C_h^j p_t^j (1 - p_t)^{h-j}, \quad j = 0, 1, \dots, h \quad (2.2.14)$$

Após o equilíbrio estatístico toma-se o limite da equação (2.2.13), ou seja, $\lim_{t \rightarrow +\infty} p_t = \left(1 - \frac{\mu}{\lambda + \mu} \right) = p$. Assim,

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} P(X_t = j) = C_h^j p^j (1 - p)^{h-j}, \quad j = 0, 1, \dots, h \quad (2.2.15)$$

A equação (2.2.15) é invariante com t , pois $\lim_{t \rightarrow +\infty} p_t = p$ e $\lim_{t \rightarrow +\infty} (1 - p_t) = (1 - p)$.

Mostra-se, assim, que as equações (2.2.15) e (2.0.9) são iguais; e, sendo que p representa a proporção do tempo que um indivíduo permanece sem sofrer acidente. Agora, como Y_t é o número de indivíduos usuários do sistema no tempo t , que são removidos para estabelecimentos hospitalares usando as U_s . Logo, a probabilidade de j indivíduos

acidentados no instante t segue, também, uma distribuição binomial.

$$P(Y_t = j | t \leq t_e) = C_h^j (1 - p_t)^j (p_t)^{h-j}, \quad j = 0, 1, \dots, h \quad (2.2.16)$$

Conforme mostra a Figura 2.6, quando t cresce, p_t decresce de 1 até $p = \left(\frac{\lambda}{\lambda + \mu}\right)$, lembrando que a condição inicial equivale a $p_0 = 1$; $(1 - p_t)$ cresce de 0 a $\left(\frac{\mu}{\lambda + \mu}\right)$, quando t cresce de 0 a $+\infty$. Na realidade, quando $t \geq t_e$, se pode considerar p_t e $(1 - p_t)$ constantes e, conseqüentemente, o valor de $E(Y_t)$, também, é constante.

Dessa maneira, deve-se fazer uma avaliação detalhada para a dimensão de t_e . Faz-se avaliação para t_e 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, $TMF + TMH > MAV(TM H)$, em que o operador $MAV(TM H)$ representa o maior valor dos $TMHs$, entre todas as cidades.

Substituindo agora a expressão $(TMF^{-1} + TMH^{-1})$ por $(\mu + \lambda)$ e, posteriormente, calculando para cada uma das cidades a função $G(t) = 1 - e^{-(\lambda + \mu)t}$, com t variando de 0 a $+\infty$, 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 2.4, apresenta-se os resultados dos $t_e s$ calculados para cada uma das cidades, considerando o valor da função de distribuição $G(t) = 1 - e^{-(\lambda + \mu)t} = 1$. Os valores

Tabela 2.4 Valores do Tempo para o Equilíbrio Estatístico – t_e .

Cidade	TMH (dias)	t_e (dias)	TMF (dias)	%Equil.
Recife	8,98	110	1.641	6,70
Fortaleza	9,78	130	2.795	4,60
Salvador	10,02	130	3.425	3,80
Belo Horizonte	8,27	110	2.221	4,90
Curitiba	5,65	70	1.617	4,30

dos $t_e s$ 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 $t_e s$ com os respectivos $TMFs$,

chega-se a uma variação de 3,8% (Salvador) a 6,70% (Recife). A média desses percentuais 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 p_t de t , isto é, $p_t = p$ e $(1 - p_t) = (1 - p)$, é factível. Em sendo assim, é também invariante com t o valor esperado de usuários acidentados – $E(Y_t) = h(1 - p_t) = h(1 - p)$.

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. Na Seção 2.4 é feita uma análise detalhada da estimação de p no tempo.

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

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

$$\overline{TEAS} = \left(\frac{1}{\bar{\lambda}} + \frac{1}{\bar{\mu}} \right) \quad (2.3.1)$$

Ao substituir as equações definidoras de ($\bar{\lambda}$) – equação (2.2.6) e ($\bar{\mu}$) – equação (2.2.8) na equação (2.3.1), o valor dessa função tempo ($\overline{TEAS}$) fica dependendo da população h e das taxas constantes λ e μ . Observe-se que:

$$\overline{TEAS} = \left(\frac{(\lambda + \mu)^2}{h\lambda\mu^2} \right). \quad (2.3.2)$$

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, $P'_j(t) = \lambda_{j-1}P_{j-1}(t) + \mu_{j+1}P_{j+1}(t) - (\lambda_j + \mu_j)P_j(t)$ aplicada à Figura 2.6, 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 (2.2.13), as probabilidades p_t e $(1 - p_t) = q_t$:

$$(1 - p_t) = q_t = \left(\frac{\bar{\mu}}{\bar{\lambda} + \bar{\mu}} \right) \left[1 - e^{-(\bar{\lambda} + \bar{\mu})t} \right] \quad (2.3.3)$$

e

$$p_t = \left(\frac{\bar{\lambda}}{\bar{\lambda} + \bar{\mu}} \right) + \left(\frac{\bar{\mu}}{\bar{\lambda} + \bar{\mu}} \right) e^{-(\bar{\lambda} + \bar{\mu})t}. \quad (2.3.4)$$

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

$$\overline{TEHS} = \bar{\lambda}^{-1}. \quad (2.3.5)$$

Ao substituir $\bar{\lambda} = \left(\frac{h\lambda\mu}{\lambda + \mu} \right)$ na equação (2.3.5), chega-se à expressão da função explicadora do tempo médio entre hospitalização sucessivas – $\overline{TEHS}$:

$$\overline{TEHS} = \left(\frac{\lambda + \mu}{h\lambda\mu} \right). \quad (2.3.6)$$

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 (2.3.2) e (2.3.6), vem:

$$\begin{aligned} \overline{TEAS} &= \left(\frac{(\lambda + \mu)(\lambda\mu) \overline{TEHS}}{h\lambda\mu^2} \right), \\ \overline{TEAS} &= \left(\frac{\overline{TEHS}}{h(1-p)} \right) \quad \text{ou} \quad \overline{TEAS} = \left(\frac{\overline{TEHS}}{E(Y)} \right). \end{aligned} \quad (2.3.7)$$

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.

2.4 Análise Comportamental da Curva $E(Y)$ no Tempo

Seja Y_t 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 (U_s), para serem hospitalizados no tempo t . A função densidade de probabilidade de Y_t – f.d.p. é dada pela equação (2.2.16).

$$P(Y_t = j) = C_h^j (1 - p_t)^j p_t^{h-j}, \quad j = 0, 1, \dots, h.$$

Tem-se que: $E(Y_t) = h(1 - p_t)$. Dessa maneira, o valor da taxa de acidentados λ ou da sua estimativa $\hat{\lambda}$ é dada pela equação (2.1.1).

A Figura 2.7 ilustra o gráfico de $E(Y_t)$. Observe-se, que a curva $E(Y_t)$ é assintótica à reta horizontal de ordenada $h(1-p)$. Deve-se, agora, calcular o valor de $(1-p)$ levando em consideração o comportamento de $E(Y_t)$ no período $\Delta t = (t_2 - t_1)$.

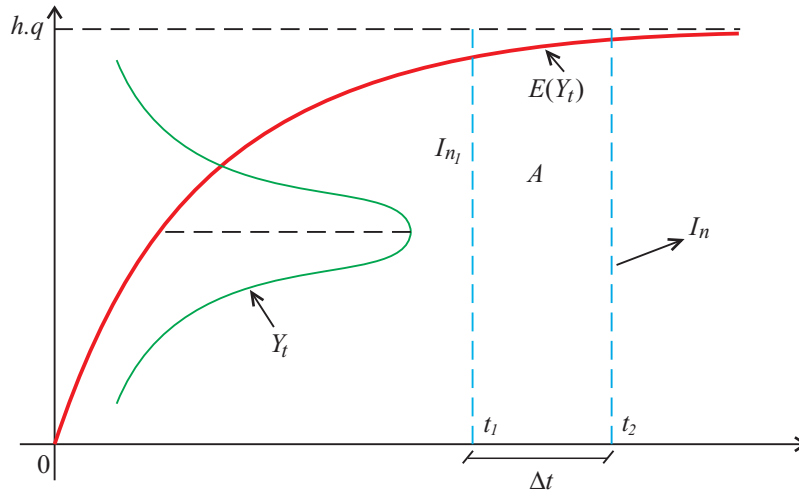


Figura 2.7 Representação da Função $E(Y_t)$ x t .

Agora, é de suma importância estabelecer uma metodologia para calcular o valor de $(1-p)$ em função do comportamento da curva $E(Y_t)$; com as observações Y configuradas no período $[t_1, t_2]$. Dessa forma, pode-se generalizar a estimação de p , considerando que o sistema ainda não atingiu o equilíbrio estatístico ($t < t_e$).

Para se obter a estimativa de p , primeiramente se calcula a área A sob a curva da Figura 2.7. Tem-se assim, que resolver a integral abaixo de $E(Y_t)$ no intervalo $[t_1, t_2]$.

$$A = \int_{t_1}^{t_2} E(Y_t) dt. \quad (2.4.1)$$

Após a substituição de $E(Y_t) = h(1-p_t) = h \frac{\mu}{\lambda + \mu} (1 - e^{-(\lambda + \mu)t})$ na equação (2.4.1), resolve-se a integral abaixo:

$$\begin{aligned} A &= \int_{t_1}^{t_2} h \frac{\mu}{\lambda + \mu} (1 - e^{-(\lambda + \mu)t}) dt. \\ A &= \left(h \frac{\mu}{\lambda + \mu} \right) \left(t + \frac{e^{-(\lambda + \mu)t}}{\lambda + \mu} \right) \Big|_{t_1}^{t_2} \end{aligned} \quad (2.4.2)$$

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 , $t_2 = \Delta t + t_1$ e chamando $e^{-(\lambda+\mu)t} = \nabla^t$, chega-se a uma equação bastante simplificadora para o cálculo da área A :

$$A = \left(h \frac{\mu}{\lambda + \mu} \right) \left(\Delta t + \frac{\nabla^{t_1}(\nabla^{\Delta t} - 1)}{\lambda + \mu} \right) \quad (2.4.3)$$

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

$$E(Y_{t_1}) = \left(\frac{h\mu}{\lambda + \mu} \right) (1 - \nabla^{t_1}) = I_{n_1}. \quad (2.4.4)$$

Substituindo na equação (2.4.4) $\left(\frac{h\mu}{\lambda + \mu} \right)$ por $h(1 - p)$ e isolando o termo ∇^{t_1} , 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 ∇^{t_1} , faz-se a mudança na equação (2.4.3), para estabelecer a expressão de A :

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

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 análise 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:

$$\exp \left(-\frac{\lambda\Delta t}{p} \right) = \left(\frac{\lambda A - h\lambda\Delta t(1 - p)}{(hp(1 - p) - pI_{n_1})} \right) + 1 \geq 0. \quad (2.4.5)$$

O efeito quantitativo da equação (2.4.5) é inferido em função dos dados referentes às cinco cidades: Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba. A Tabela 2.5 ilustra os resultados obtidos em função dos valores anteriormente calculados de λ , p e Δt para cada uma das cidades analisadas. Vale lembrar, que os dados coletados referem-se ao período $\Delta t = 1$ ano. Os resultados apresentados na Tabela 2.5 – para as cidades Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba – possuem as seguintes variações: *TMH*

Tabela 2.5 Valores da função $\exp\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$.

Cidade	$\left(\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$	$\exp\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$
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

de 6 a 11 dias; λ de 0,099 a 0,177; p de 0,994 a 0,997; $\left(\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$ de 36 a 65 com $\Delta t = 365$ dias. Portanto, a variação de $\exp\left(-\frac{\lambda\Delta t}{p}\right)$ é: $1,36 \times 10^{-16}$ a $7,08 \times 10^{-29}$. 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 (2.4.5), conforme apresenta-se abaixo:

$$\frac{\lambda A - h\lambda\Delta t(1-p)}{hp(1-p) - pI_{n_1}} + 1 \simeq 0. \quad (2.4.6)$$

Substituindo $\lambda A = I_n$ – número de usuários acidentados e hospitalizados no período Δt na equação (2.4.6), chega a uma inequação contendo p , cuja solução recai numa equação do segundo grau. Note que

$$h\lambda\Delta t(1-p) - I_n - hp(1-p) + pI_{n_1} \simeq 0. \quad (2.4.7)$$

A raiz da equação (2.4.7) está variando no intervalo $0 < p < 1$. A solução para p vem da inequação do segundo grau escrita na forma abaixo:

$$hp^2 + (I_{n_1} - h\lambda\Delta t - h)p + (h\lambda\Delta t - I_{n_1}) \simeq 0. \quad (2.4.8)$$

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

$$p = \frac{(h\lambda\Delta t + h - I_{n_1}) - \sqrt{(I_{n_1} - h\lambda\Delta t - h)^2 - 4h(h\lambda\Delta t - I_{n_1})}}{2h}. \quad (2.4.9)$$

Ao invés de encontrar p como a raiz da equação do segundo grau, dada pela equação (2.4.9), uma excelente aproximação é feita sem a necessidade de usar (2.4.9). Nos resul-

tados obtidos para as cinco cidades, pode-se afirmar com a máxima verossimilhança, que p encontra-se próximo de 1.

Assim, é estabelecido na equação (2.4.7), $p \approx 1$ e, dessa maneira, $h\lambda\Delta t(1-p) - I_n = h(1-p) - I_{n_1}$. Logo, a expressão que estabelece uma estimativa verossímil para $(1-p)$ é calculada partindo da equação (2.4.7):

$$(1-\hat{p}) = \frac{I_n - I_{n_1}}{h(\lambda\Delta t - 1)} \quad \text{ou} \quad (1-\hat{p}) = \frac{(I_n - I_{n_1})TMH}{h(\Delta t - TMH)}, \quad (2.4.10)$$

ou

$$\hat{p} = \frac{h\Delta t - (h + I_n - I_{n_1})TMH}{h(\Delta t - TMH)} \quad \text{ou} \quad \hat{p} = \frac{h\lambda\Delta t - (h + I_n - I_{n_1})}{h(\lambda\Delta t - 1)}. \quad (2.4.11)$$

Da expressão $\hat{\mu} = \left(\frac{\lambda(1-\hat{p})}{\hat{p}} \right)$, sendo $(1-\hat{p})$ – equação (2.4.10) e $\hat{p}$ – equação (2.4.11), chega-se a uma estimativa para a taxa media de indivíduos não acidentados (bons):

$$\hat{\mu} = \frac{I_n - I_{n_1}}{h\Delta t - (h + I_n - I_{n_1})TMH} \quad \text{ou} \quad \hat{\mu} = \frac{\lambda(I_n - I_{n_1})}{h(\lambda\Delta t - 1) - (I_n - I_{n_1})}. \quad (2.4.12)$$

Os valores obtidos pelas expressões de $\hat{p}$, definidas pela equação (2.1.2), sendo $\hat{p} = \left(\frac{h\Delta t - A}{h\Delta t} \right)$ e equações (2.4.11) refletem resultados muito próximos. Notar que nas equações (2.4.11), tanto o numerador e o denominador são menores que os respectivos da equação (2.1.2).

Para tornar mais claro os resultados dos $\hat{p}$ s, é feita uma análise das três equações aplicadas às cidades de Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba. Considere a Tabela 2.6. Nessa tabela constam os resultados das estimativas de p – antes do equilíbrio – equação (2.1.2) e após o equilíbrio estatístico – equações (2.4.9) ou (2.4.11). Para as estimativas da taxa média μ antes e após o equilíbrio estatístico usam-se as equações (2.1.3) e (2.4.12), respectivamente. No âmbito geral, as estimativas de p antes

Tabela 2.6 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

do equilíbrio – equação (2.1.2) – respondem com valores pouquíssimo superior em relação aos resultados dos p s calculados após o equilíbrio estatístico – equações (2.4.9) e (2.4.11). Todavia, essa diferença pode ser desconsiderada, em virtude dos erros médios absolutos – EMA das três estimativas se situarem entre $6,532 \times 10^{-4}$ a $6,7114 \times 10^{-4}$.

Agora, considerando que o valor teórico para $\hat{p}$ seja dado pela equação (2.4.9) – menor raiz da equação do segundo grau, então, o percentual médio do erro relativo na comparação de (2.1.2) com (2.4.9) e de (2.4.11) com (2.4.9) é: 0,07106% e 0,06743%, respectivamente. Entretanto, ao cruzar as médias dos valores de $\hat{p}$ das equações (2.4.9) e (2.4.11), 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 $\hat{p}$ e $\hat{\mu}$ listadas abaixo:

$$\hat{p} = \frac{h\Delta t - (h + I_n - I_{n_1})TMH}{h(\lambda\Delta t - 1)} \quad e \quad \hat{\mu} = \frac{\lambda(I_n - I_{n_1})}{h(\lambda\Delta t - 1) - (I_n - I_{n_1})} \quad (2.4.13)$$

ou

$$\hat{p} = \frac{(h\Delta t - A)}{h\Delta t} \quad e \quad \hat{\mu} = \frac{I_n}{(h\Delta t - A)} \quad (2.4.14)$$

Os resultados obtidos por essas equações trazem menos riscos – maior $\hat{\mu}$ e menor $\hat{p}$ e conseqüentemente 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 maior em relação a sua capital. No caso da probabilidade de um individuo sofrer acidente no estado é de 0,251%; 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 2.5 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”, quando da concepção do modelo de transporte, as distribuições desses tempos são

de suma importância para a devida quantificação do número de U_s necessário ao pleno atendimento das solicitações.

2.5 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 usuários precisam de pronto atendimento por meio de uma U_s 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 U_s . Enquanto a classificação normal é feita por exclusão, ou seja, nas entradas normais os usuários são trazidos por unidades de serviço (U_s) ou outros meio de transporte, devido às 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 U_s disponíveis. Como foi citado anteriormente, a simples remoção não altera o número de usuários do sistema.

2.5.1 Estudo da variável aleatória tempo entre hospitalizações sucessivas – *TEHS*

Considere as variáveis aleatórias a seguir: tempo de um indivíduo não acidentado (*TNA*) e o tempo de um indivíduo acidentado (*TAC*). Essas variáveis de tempo são independentes e, em geral seguem uma distribuição exponencial – única distribuição contínua que representa um processo Markoviano (PARZEN, 1960). Logo, as funções densidade de probabilidade – f.d.p. de *TNA* e *TAC* são definidas por:

$$f_{tac}(t) = \lambda e^{-\lambda t} \text{ e } f_{tna}(t) = \mu e^{-\mu t}.$$

Observe-se na Figura 2.1, que o tempo entre hospitalizações sucessivas $TEHS = TNA + TAC$ é, também, uma variável aleatória, a que definimos por $S = TNA + TAC$, com a f.d.p. representada por $f_{tehs}(s)$. Logo, por definição, a f.d.p. de S é:

$$f_{tehs}(s) = \int_0^s f_{tna}(t) f_{tac}(s-t) |J| dt. \quad (2.5.1)$$

O J representa o Jacobiano da transformação. Vale salientar, que a f.d.p. de S é uma função conjunta; para se tornar mais claro, segue a demonstração.

“Sendo $X = TNA$ e $Y = TAC$ variáveis aleatórias independentes, contínuas, com f.d.p. $f_{tna}(x)$ e $f_{tac}(y)$, respectivamente. Então, sua f.d.p. conjunta $f_{tehs}(x,y)$ pode ser fatorada em:

$$f_{tehs}(x,y) = f_{tna}(x)f_{tac}(y). \quad (2.5.2)$$

Assim, é fundamental fazer a seguinte transformação: $s = x + y$ e $z = x$. Portanto, $x = z$ e $y = s - z$.

Dessa maneira se calcula o Jacobiano J : que representa o valor do determinante da matriz cujos elementos são as derivadas parciais das funções f_{tna} e f_{tac} em relação às variáveis z e s , isto é: $D_z(f_{tna}(z,0s))$, $D_s(f_{tna}(z,0s))$, $D_s(f_{tac}(z,s))$ e $D_z(f_{tac}(z,s))$.

Derivando parcialmente, obtém-se as linhas da matriz: $D_z(f_{tna}(z,0s)) = 1$, $D_s(f_{tna}(z,0s)) = 0$, $D_z(f_{tac}(z,s)) = -1$ e $D_s(f_{tac}(z,s)) = 1$. Desse modo, vem: $J = (1)(1) - (-1)(0) = 1$. Por conseguinte, o valor absoluto de J é 1 e, por isso, a f.d.p. conjunta de $S = X + Y$ é $f_{tehs}(z,s) = f_{tna}(z)f_{tac}(s - z)$, com z variando de $0 \leq z \leq s$ e $s \geq 0$.

Uma outra forma de se obter $f_{tehs}(s)$ – f.d.p. de S sem o emprego do conceito de Jacobiano é calcular a função distribuição de S , isto é $f_{tehs}(s)$ usando o conceito de integração dupla. Salienta-se, que como a distribuição de $X + Y = Y + X$, tanto faz substituir $y = s - x$ na função $f_{tac}(y)$ como $x = s - y$ na função $f_{tna}(x)$. O resultado é o mesmo para a $f_{tehs}(s)$. Logo,

$$f_{tehs}(s) = \int_0^s f_{tna}(x)f_{tac}(s-x)|J|dx \quad \text{ou} \quad f_{tehs}(s) = \int_0^s f_{tna}(y)f_{tac}(s-y)|J|dy.$$

Essa propriedade representa a integral de convolução de f_{tna} e f_{tac} , que é igual a integral de convolução de f_{tac} e f_{tna} . A representação dessa operação de convolução é escrita por $f_{tna} \oplus f_{tac} = f_{tac} \oplus f_{tna}$.” Sobre o assunto em tela, vide (MEYER, 1969).

A partir dessa análise sobre a distribuição de $TEHS = TNA + TAC$ pode-se calcular a integral definida pela equação (2.5.1):

$$f_{tehs}(s) = \int_0^s f_{tna}(t)f_{tac}(s-t)|J|dt. \quad (2.5.3)$$

Substituindo $f_{tac}(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ e $f_{tna}(t) = \mu e^{-\mu t}$ com $t \geq 0$, 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} :

$$f_{tehs}(s) = \frac{\lambda\mu}{\lambda - \mu} \left(e^{-\mu s} - e^{-\lambda s} \right), \quad s \geq 0. \quad (2.5.4)$$

Da equação (2.5.4), observa-se que a expressão da f.d.p. acima, não é definida para $\mu = \lambda$ (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 (2.5.3) de $\mu = \lambda = \theta$, encontra-se que:

$$f_{tehs}(s) = \theta^2 \int_0^s e^{((\theta-\theta)t - \theta s)} dt \quad \text{ou} \quad f_{tehs}(s) = \theta^2 s e^{-\theta s}, \quad s > 0. \quad (2.5.5)$$

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 (2.5.4), não mais representa uma média ponderada das funções densidades $f_{tac}(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ 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 $\lambda = \mu = \theta$, a função densidade de probabilidade $f_{tehs}(s)$ representada pela equação (2.5.4) passa a ser uma distribuição gama $S \sim G(r, \theta)$, 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 as diferentes metodologias sobre o cálculo da função densidade de probabilidade da distribuição *TEHS* - Tempo Entre Hospitalizações Sucessivas, é fundamental calcular a probabilidade de um indivíduo de uma região R de qualquer cidade ter um in-

tervalo entre hospitalizações maior que t anos. Para isso, é de suma importância calcular a $P(TEHS > t)$.

$$P(TEHS > t) = \int_t^{+\infty} f_{tehs}(s)ds \text{ ou } P(TEHS > t) = \int_t^{+\infty} \frac{\lambda\mu}{\lambda - \mu} (e^{-\mu s} - e^{-\lambda s}) ds. \quad (2.5.6)$$

Resolvendo a integral, tem-se

$$P(TEHS > t) = \frac{1}{\lambda - \mu} (\lambda e^{-\mu t} - \mu e^{-\lambda t}). \quad (2.5.7)$$

2.5.2 As Estatísticas da distribuição da variável $TEHS$

As estatísticas da distribuição da variável $TEHS$ – média, variância e coeficiente de dispersão são calculadas usando as equações apresentadas a seguir:

1) Cálculo do valor médio da variável $TEHS$

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

Resolvendo as integrações obtém-se que: $\int_0^{+\infty} s e^{-\mu s} ds = \mu^{-2}$ e $\int_0^{+\infty} -s e^{-\lambda s} ds = -\lambda^{-2}$.

Então, o valor médio de $TEHS$ é:

$$E(TEHS) = \frac{\lambda\mu}{\lambda - \mu} (\mu^{-2} - \lambda^{-2}) \text{ ou } E(TEHS) = \frac{\lambda + \mu}{\lambda\mu}. \quad (2.5.8)$$

2) Cálculo da variância da variável $TEHS$

$$V(TEHS) = E(TEHS^2) - E(TEHS)^2. \quad (2.5.9)$$

O valor de $E(TEHS)^2 = \left(\frac{\lambda + \mu}{\lambda\mu}\right)^2$. Pode-se calcular $E(TEHS^2)$, 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

$$V(TEHS) = \frac{\lambda^2 + \mu^2}{(\lambda\mu)^2}. \quad (2.5.10)$$

3) Coeficiente de dispersão da variável $TEHS$

$$c_{tehs} = \sqrt{\frac{V(TEHS)}{E(TEHS)^2}} \text{ ou } c_{tehs} = \sqrt{\frac{\lambda^2 + \mu^2}{(\lambda + \mu)^2}}. \quad (2.5.11)$$

Após as definições das quantidades da variável aleatória $TEHS$ – 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 2.7, elucida além dessas quantidades da variável $TEHS$, os valores das probabilidades $P(TEHS > t)$, em que t é dado em anos.

Tabela 2.7 Momentos da Distribuição de $TEHS$ e $P(TEHS > t)$.

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

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

Ao analisar a Tabela 2.7, 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 coeficientes de dispersão pouco diferem, ficando em torno de 0,99. Além do mais, para a cidade de Recife, $P(TEHS > 20 \text{ anos}) = 0,011768$, ou seja, somente 1,1768% da população da cidade de 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, $E(TEHS) = 6,5$ anos; e para Recife, o $P(TEHS > 6,5 \text{ anos}) = 0,236912$. Dessa forma, somente 23,69% da população da cidade

de Recife têm intervalo entre hospitalizações superior a 6,5 anos. Realmente, um número significativo, que requer 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 era 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 $E(TEHS) = \frac{\lambda + \mu}{\lambda\mu}$, então vem:

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

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

$$NMDH = (1 - p)(EV). \quad (2.5.12)$$

A formulação da equação (2.5.12) está condizente com a metodologia que vem sendo concebida para definição das variáveis explicativas do modelo de transporte a ser idealizado “a posteriori”. 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 $\lambda = 0,1114$ e indivíduos não acidentados $\mu = 0,000609295$, 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 2.8 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 $P(TEHS > t) = \frac{1}{(\lambda - \mu)} (\lambda e^{-\mu t} - \mu e^{-\lambda t})$,

Tabela 2.8 Expectativa de Vida “versus” Proporção do Tempo Acidentado.

Cidade	EV (anos)	NMH	NMDH (dias)	%Hosp.	E(TEHS) (anos)
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

$E(TEHS) = \frac{\lambda + \mu}{\lambda \mu}$, $V(TEHS) = \frac{\lambda^2 + \mu^2}{(\lambda \mu)^2}$ e $NMH = \frac{EV}{E(TEHS)}$ 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, que para inferir com precisão sobre esses custos, há necessidade de estratificar 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 *UTI*, 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 ; conforme descrito na Seção 2.2. Sabendo que um indivíduo qualquer durante período de tempo Δt sofrerá $\left(\frac{\lambda \mu \Delta t}{\lambda + \mu} \right)$ 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 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 indivíduo 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 U_s , médicos, enfermeiros e custos administrativos associados ao sistema de triagem.

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:

$$E(custo) = (CD)(NMH)(TMH) \text{ ou } E(custo) = 365(CD)(EV)(1 - p). \quad (2.5.13)$$

Admitindo-se, que somente 15% dos acidentados necessitam de procedimentos especializados (TANI, 2003) 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 2.9, constam os resultados obtidos para o valor esperado do custo considerando apenas a hospitalização (com e sem *UTI*). Os dados calculados referem-se a cada usuário do sistema no decorrer da sua vida. No ano

Tabela 2.9 Custos de Hospitalização “versus” Expectativa de Vida.

Cidade	NMH	$NMDH(\text{dias})$	$EV(\text{ano})$	$E(custo)$ (R\$)	$E(custoS/UTI)$ (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

de 2008, o *PIB* brasileiro ficou em R\$ 2,9 trilhões (CASTRO, 2009). No estudo da cidade

de Recife, a demanda máxima ou população usuária máxima calculada – vide Tabela 2.2, que o sistema oficial (público mais hospitais conveniados pelo SUS) poderia atender é de $h_{m\acute{a}x} = 1.417.796$ 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, o que equivale a um *PIB* per capita de R\$ 13.510,00, 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 cerca de 2,07% do *PIB* da cidade de Recife.

É importante salientar (IPEA, 2004), que os custos associados à perda por acidente de trânsito chegaram a representar em média 0,4% do *PIB* 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 de 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.

2.5.3 Estudo da variável aleatória tempo entre entradas sucessivas na hospitalização – TEESH

O tempo entre entradas sucessivas na hospitalização (*TEESH*) é um conceito independente de como o acidentado (paciente) chegou ao hospital, se de U_s ou não. Mas o tempo entre entradas sucessivas na emergência (*TEESE*) para acidentados (pacientes) que necessitam “a priori” de emergência devem ter a garantia do serviço de transporte

– pré-atendimento hospitalar por meio de uma U_s . Esse serviço prestado atende satisfatoriamente a todos os pacientes de emergência, sendo então estes seus usuários em potencial.

Assim, os outros pacientes entram na hospitalização por intermédio de filas, com guias elaboradas, horas marcadas para hospitalização, ou seja, sem emergência. Para dimensionar o número de U_s capaz de atender a todos os indivíduos acidentados da região R , que entram com emergência, é importante definir uma variável que explique o tempo entre entradas sucessivas para esses usuários em potencial; pacientes que chegam por meio de atendimento pré-hospitalar móvel denominado de U_s . Inicialmente, essa variável – tempo entre entradas sucessivas para pacientes que chegam por meio de U_s ($TEESU_s$) é igual ao $TEESE$.

Admitindo que a região atingiu o equilíbrio estatístico e sendo X o número de indivíduos não-acidentados, então o valor médio desse tempo condicionado para j indivíduos bons é: $E(TEESH)|j \text{ bons}) = E(TEESH(j))$. Logo, o valor médio $E(TEESH)$ é calculado ponderando os $E(TEESH)|j \text{ bons})$ com os P_j :

$$E(TEESH) = \sum_{j=0}^h E(TEESH(j))P_j. \quad (2.5.14)$$

Para se obter a f.d.p. da variável $TEESH$ é preciso estabelecer a seguinte premissa básica: “Não existe nenhum caso de um paciente deixar o hospital e voltar novamente a ele antes de um outro indivíduo anteriormente bom já ter entrado na hospitalização”. Essa hipótese é discernida “a posteriori”, pois o cálculo da probabilidade do evento que representa a hipótese acima ocorrer é muitíssimo próximo de 1.

Observe, que numa dada região R de população h num tempo t tem j indivíduos bons igual a $E(X) = hp$ e $(h - j)$ acidentados igual $E(Y) = h(1 - p)$. Conforme definido anteriormente, TNA é variável que mede o tempo de um indivíduo não acidentado. Dessa maneira tem-se para hp indivíduos bons que:

$$TEESH = MIN(TNA, TNA, \dots, TNA) \text{ ou } TEESH = MIN(TNA)^{hp}.$$

Como a $P(TNA \geq t) = \left(1 - \int_0^t f_{tna} dt\right) = \left(1 - \int_0^t \mu e^{-\mu t} dt\right) = e^{-\mu t}$, então

$$P(TEESH(hp) \geq t) = e^{-\mu h p t}. \quad (2.5.15)$$

Assim, tudo se passa em sempre existirem hp indivíduos bons sujeitos aos acidentes. Logo, a f.d.p da variável $TEESH$ é exponencial, pois o $TEESH(hp)$ é exponencial. A média e a variância e o coeficiente de dispersão do $TEESH(hp)$ são apresentadas abaixo:

$$E(TEESH(hp)) = \frac{1}{\mu hp}, \quad V(TEESH(hp)) = \frac{1}{(\mu hp)^2} \quad e \quad c_{teesh} = 1.$$

A contagem do número de pacientes hospitalizados (μhp) (entradas na hospitalização) num período de tempo Δt representa uma distribuição de Poisson (HALPERN, 1977), de parâmetro ($\mu hp \Delta t$). Sabe-se, que se $I_n \sim P(\mu hp)$, ou seja, se o número de hospitalizações (I_n) em Δt segue uma Poisson, então a média é $E(I_n(\Delta t)) = \mu hp \Delta t$ e a variância é $V(I_n(\Delta t)) = \mu hp \Delta t$. Sendo I_n uma variável aleatória Poisson, então a probabilidade entre os hps indivíduos bons haverem m indivíduos hospitalizados em Δt é

$$P(I_n(\Delta t) = m) = \frac{e^{-\mu hp \Delta t} (\mu hp \Delta t)^m}{m!} \quad se \quad \Delta t > 0 \quad e \quad m = 0, 1, \dots \quad (2.5.16)$$

Considerando que I_n representa o número de internamentos no período $\Delta t = 1$ ano, então $I_n = \mu hp \Delta t$; como $\mu p = \lambda(1 - p)$, então $\left(\frac{I_n}{\Delta t}\right) = \lambda h(1 - p)$ ou sendo A a área sob a curva $Y(t)$ – Figura 2.3, então $h(1 - p) = \left(\frac{A}{\Delta t}\right)$, que é a equação (2.1.2) para o cálculo de p sem admitir que o número de entradas I_n representa uma variável aleatória de Poisson.

Dessa forma a premissa básica de desenvolvimento da f.d.p. do $TEESH$ não é “muito sólida”. Para comprovar a premissa, seja $S(h - j)$ a variável aleatória que modela o tempo até a próxima entrada na hospitalização de algum indivíduo dos $(h - j)$ acidentados que está hospitalizado. Assim, $S(h - j) = \text{Min}(TEHS, TEHS, \dots, TEHS)$, pois para um indivíduo internado sofrer novamente hospitalização é necessário ficar curado, sair do hospital, estar bom e acidentar-se, novamente, para entrar no hospital. Pela equação (2.5.7), vem:

$$P(S(h - j) \geq t) = (P(TEHS \geq t))^{h-j} \quad ou \quad P(TEHS \geq t) = \left[\frac{1}{\lambda - \mu}(\lambda e^{-\mu t} - \mu e^{-\lambda t})\right]^{h-j} \quad (2.5.17)$$

Vale salientar, que a busca da f.d.p. da distribuição da variável $TEESH$ foi com base numa hipótese equivalente a probabilidade da equação (2.5.17) ser igual a 1, para t pertencente a um intervalo máximo contendo $E(TEHS)$; isto é, quando o número de indivíduos – usuários acidentados hospitalizados Y estiver no intervalo $(h(1 - p) - 4\sqrt{h(1 - p)p}, h(1 - p) + 4\sqrt{h(1 - p)p})$.

Para comprovar a premissa básica, é fundamental fazer uma análise de sensibilidade da equação (2.5.17), por meio de variações, por exemplo: $(h - j)$ de 40% a 140% do $E(Y)$ e t de 10% até 140% do $E(TEHS)$.

Esta equação foi aplicada para as cinco cidades; Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte e Curitiba. Para t como 10% do $E(TEHS)$ e $h - j$ variando de 40% até 140% do $E(Y) = h(1 - p)$, o valor de $P(S(h - j) \geq E(TEHS))$ é igual a 1 para um erro relativo de 0,007%.

No caso de t variar entre 10% a 140% do $E(TEHS)$, então $P(S(h - j) \geq t) = 1$ para um erro de aproximadamente 0,48%. Esses resultados são apresentados na Tabela 2.10.

Tabela 2.10 Análise de Sensibilidade de $P(S(h - j) \geq t)$ em Função de t e h .

Cidade	$P(S(h - j) \geq 10\% E(TEHS));$ $(h - j) = 40\% E(Y)$	$P(S(h - j) \geq 10\% E(TEHS));$ $(h - j) = 140\% E(Y)$	erro(%)
Recife	0,999985	0,999911	0,0074217
Fortaleza	0,999985	0,999912	0,0073386
Salvador	0,999985	0,999912	0,0072974
Belo Horizonte	0,999985	0,999912	0,0073516
Curitiba	0,999985	0,999912	0,0073382
Cidade	$P(S(h - j) \geq 10\% E(TEHS));$ $(h - j) = 40\% E(Y)$	$P(S(h - j) \geq 140\% E(TEHS));$ $(h - j) = 40\% E(Y)$	erro(%)
Recife	0,999985	0,994861	0,51560
Fortaleza	0,999985	0,994952	0,50635
Salvador	0,999985	0,995374	0,46324
Belo Horizonte	0,999985	0,994811	0,52000
Curitiba	0,999985	0,994957	0,50600

Na prática, o comportamento de $P(S(h - j) \geq t)$ não deve se alterar muito com possíveis mudanças de λ e μ . Em sendo assim, pode-se afirmar com grande confiabilidade que a probabilidade de um usuário do sistema deixar a hospitalização e sofrer um acidente antes de um indivíduo anteriormente “bom” (indivíduo não acidentado) se hospitalizar é zero.

Para as ZAs das U_s é de bom tamanho fixar para h , uma ordem de grandeza que varia de 10^4 a 10^5 habitantes. Dessa maneira, pode-se trabalhar descentralizando as U_s ou como uma única região concentrando todas as U_s num único local. Distribuí-las em zonas de atendimento é uma solução mais viável tanto economicamente como eficientemente em função do tempo resposta. Dessa forma, os tempos de viagens computados pelas U_s são menores com a descentralização, quando comparados com os tempos de viagens da U_s concentradas num único local (GOLDBERG ET AL., 1990).

Uma equação de estrutura semelhante a equação (2.5.15) – $P(TEESH(hp) \geq t) = e^{-\mu h p t}$ – pode ser obtida considerando a proporção do TEESH em relação a Δt , ou seja, $\left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)$. Dessa maneira, a $P(TEESH(hp) \geq t)$ pode ser calculada também pela equação abaixo:

$$P(TEESH(hp) > t) = \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{I_n},$$

sendo $I_n = \mu h p \Delta t$. Como I_n – internamentos ou entradas de acidentados nos estabelecimentos hospitalares é muito grande em virtude do período Δt ser longo (1 ano), então $P(TEESH(hp) \geq t)$ é aproximada para exponencial. Lembrar que $\lim_{x \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{1}{x}\right)^x = e^{-1}$. Então,

$$P(TEESH(hp) > t) = \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{I_n} = e^{\left(-\frac{t}{\Delta t}\right)I_n} \text{ ou } P(TEESH(hp) > t) = e^{-\mu h p t}.$$

Derivando em relação a t a função distribuição acumulada da variável TEESH, isto é, a equação $(1 - P(TEESH(hp) \leq t))$ ou $1 - \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{I_n}$, obtém-se a f.d.p $f_{teesh}(t)$ (lembrando que I_n é grande).

$$f_{teesh}(t) = \left(\frac{I_n}{\Delta t}\right) \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{I_n-1} \text{ ou } f_{teesh}(t) = \mu h p \left(1 - \frac{\mu h p t}{I_n}\right)^{I_n-1}. \quad (2.5.18)$$

As estatísticas $E(TEESH)$, $V(TEESH)$ e c_{teesh} dessa distribuição $f_{teesh}(t)$ são semelhantes àquelas calculadas pelas equações (2.5.17). Salienta-se, que como I_n é grande, então a relação $\left(\frac{I_n}{I_n + 1}\right) \approx 1$. Tem-se,

$$E(TEESH) = \int_0^{\Delta t} t \frac{I_n}{\Delta t} \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{I_n-1} dt = \frac{\Delta t}{I_n + 1},$$

$$V(TEESH) = \frac{I_n}{(I_n + 1)^2(I_n + 2)} \Delta t^2 \quad \text{e} \quad c_{teesh} = \sqrt{\frac{I_n}{I_n + 2}}. \quad (2.5.19)$$

Ao substituir $\left(\frac{I_n}{\Delta t}\right)$ por $\mu h p$, vem o valor esperado $E(TEESH) = (\mu h p)^{-1}$, que é o mesmo encontrado do $E(TEESH)$ da equação (2.5.15).

A Tabela 2.11 ilustra as equações definidoras das estatísticas para a distribuição da variável $TEESH$ representadas pelas f.d.p.'s do $TEESH$ exponencial com contagem I_n Poisson e $TEESH$ com entradas aleatórias e independentes.

Tabela 2.11 Análise das Distribuições da Variável $TEESH$.

Fonte	$TEESH$ – Exponencial	$TEESH$ – Aleatórias Independentes
f.d.p.	$\mu h p e^{-\mu h p t}$	$\mu h p \left(1 - \frac{\mu h p}{I_n} t\right)^{I_n - 1}$
f.d.a.	$(1 - e^{-\mu h p t})$	$\left(1 - \left(1 - \frac{\mu h p}{I_n} t\right)^{I_n}\right)$
$E(TEESH)$	$\frac{1}{\mu h p}$	$\frac{I_n}{I_n + 1} \frac{1}{\mu h p}$
$V(TEESH)$	$\frac{1}{(\mu h p)^2}$	$\frac{I_n^3}{(I_n + 1)^2 (I_n + 2)} \frac{1}{(\mu h p)^2}$
c_{teesh}	1	$\sqrt{\frac{I_n}{I_n + 2}}$
$I_n \sim P(\mu h p)$	$E(I_n(\Delta t)) = \mu h p \Delta t$	I_n Aceita-se por Hipótese

No longo horizonte, $\Delta t = 1$ ano, os processos das distribuições do $TEESH$ são coincidentes. Na verdade, o valor esperado $E(TEESH)$ é maior para a exponencial – caso mais favorável –; em compensação o desvio padrão é maior. Observe-se o cálculo desses aumentos ($\% \Delta$):

$$\% \Delta(E(TEESH)) = \frac{\frac{1}{\mu h p} - \frac{I_n}{I_n + 1} \frac{1}{\mu h p}}{\frac{I_n}{I_n + 1} \frac{1}{\mu h p}} = \frac{1}{I_n}$$

$$\% \Delta \sigma_{teesh} = \frac{\frac{1}{\mu h p} - \frac{1}{\mu h p} \sqrt{\frac{I_n^3}{(I_n + 1)^2 (I_n + 2)}}}{\frac{1}{\mu h p} \sqrt{\frac{I_n^3}{(I_n + 1)^2 (I_n + 2)}}} = \left[\left(1 + \frac{1}{I_n}\right) \sqrt{1 + \frac{2}{I_n}} - 1 \right]$$

Com base na média dos I_n s relativos às cinco cidades, tem-se que valores imputados para os percentuais de aumentos são: $\% \Delta(E(TEESH)) = 0,0002973\%$ e $\% \Delta \sigma_{teesh} =$

2.6. Estudo das Variáveis Aleatórias Tempo entre Entradas Sucessivas na Emergência – *TEESE* e Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização com U_s – *TEESHU_s* 73

0,0004450%. Sendo assim, trabalhando para a distribuição da variável *TEESH* como exponencial – equação (2.5.15) está mais próximos da realidade e dessa maneira, se prevê para o *TEESH* as suas variações bruscas – maior desvio padrão, principalmente devido aos congestionamentos – maior demanda em determinados horários; e, suavizamento – menor procura em outros períodos.

A Tabela 2.2, apresenta para a cidade do Recife os seguintes valores: $h = 1.486.869$ habitantes, taxa de entrada $\mu = 0,000609295$ e o valor de $p = 0,994560$. Então, com base nesses valores e conforme os cálculos da Tabela 2.8, em média de 4,521 em 4,521 minutos, um habitante ($h = 1$) da cidade do Recife em 2005 dava entrada num estabelecimento hospitalar.

2.6 Estudo das Variáveis Aleatórias Tempo entre Entradas Sucessivas na Emergência – *TEESE* e Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização com U_s – *TEESHU_s*

Considere a variável aleatória que representa o tempo entre entradas sucessivas para acidentados que precisam de emergência - *TEESE*. Supondo I_n entradas na hospitalização durante o período Δt . Sejam essas entradas espaçadas de $E(TEHS)$; sendo K entradas nas emergências então $(I_n - K)$ representa as entradas nos estabelecimentos hospitalares sem emergência. O interesse maior é que o serviço a ser prestado pelas U_s atendam as K entradas restantes na emergência.

Inicialmente, para hipótese baseada numa política de serviço para o atendimento pré-hospitalar, a equação $TEESE = TEESHU_s$, é factível, em que o $TEESHU_s$ representa o tempo entre entradas sucessivas na hospitalização para acidentados que necessitam de um atendimento pré-hospitalar móvel – U_s . “A priori” fica muito difícil determinar o $TEESHU_s$ a partir de estatísticas levantadas para as entradas com as unidades de serviço (U_s), pois não há disponibilidade para se computar os dados relativos ao número de chamadas de emergência não-atendidas efetuadas ao SAMU-192. As entradas $(I_n - K)$ nos estabelecimentos são estatísticas de fácil determinação e mais confiável, pois podem ser levantadas por meio das guias expedidas. Logo, a hipótese de $TEESE = TEESHU_s$ é o caso mais desfavorável de atendimento por meio de U_s , ou seja, atender a todos acidentes (pacientes) de emergência.

“Nos atendimentos feitos pelas unidades de serviço dois tipos de falhas podem ocorrer. A primeira é decorrente da falta de atendimento pela U_s ao acidentado, ou seja, o acidentado morre antes de receber assistência médica (socorro) pela U_s . No segundo tipo de falha, o acidentado é socorrido pela U_s , mas falece a caminho do hospital – morre antes de ser hospitalizado. O agravante é que não existem estatística do SAMU que possibilitem estimar os percentuais de ocorrência das falhas.”

As chamadas para atendimento por meio de uma U_s em que o acidentado morre a caminho sem chegar a hospitalização estão inseridas nas K emergências. Por exclusão, seja Z_1 a variável que representa o número de entradas com emergência que não são realizadas, por meio de U_s , porém são feitas mais eficientemente por outros meios de transporte. Isso pode ocorrer algumas vezes, em virtude do transporte do paciente de emergência ser feito mais rapidamente por um veículo mais próximo dele – veículo particular.

Por outro lado, existe também Z_2 , que representa o número de entradas nos estabelecimentos hospitalares sem emergência, que devidos as condições de saúde do acidentado (paciente), a locomoção deve ser feita por uma U_s , embora a hora do transporte pode ser marcada com antecedência.

Em geral os valores de Z_1 e Z_2 são poucos representativos quando comparados com I_n e K ; assim, pode-se supor $Z_1 = Z_2$, tornando-se válido a equação $TEESE = TEESHU_s$ e consequentemente os valores esperados, ou seja, $E(TEESE) = E(TEESHU_s)$. Salienta-se, que Z_1 só é significativo nas entradas em ambulatórios e não nas das emergências hospitalares, desde que o serviço prestado pelas U_s seja bem eficiente. Além do mais, aperfeiçoando o serviço de transporte para atendimento pré-hospitalar e reduzindo os gastos com os atendimentos sem emergência pelas U_s , a tendência é a minimização de Z_1 e Z_2 , respectivamente.

Seja agora $Z_1 \neq Z_2$. Considere as seguintes percentuais definidos abaixo:

1. E_{Z_1} : Percentual de entradas nos hospitais com emergência sem o uso das U_s como meio de transporte;
2. E_{Z_2} : Percentual de entradas nos hospitais sem emergência usando as U_s como meio de transporte;

3. EU_s : Número de entradas nos estabelecimentos hospitalares usando como meio de transporte as U_s s.

O valor de $EU_s = K + Z_2 - Z_1$, $Z_1 = (E_{Z_1})K$ e $Z_2 = (E_{Z_2})(I_n - K)$. Logo, o valor de EU_s pode ser calculado em função E_{Z_1} , E_{Z_2} , K e I_n .

$$EU_s = K + E_{Z_2}(I_n - K) - E_{Z_1}K \text{ ou } EU_s = (1 - E_{Z_2} - E_{Z_1})K + E_{Z_2}I_n \quad (2.6.1)$$

Não consta na equação (2.6.1) a parcela referente as chamadas de unidades de serviço (U_s) para transferência de um acidentado de um hospital para outro. A não inclusão do percentual de chamadas para remoção é por que estas não alteram o número de usuários do sistema. No geral, para Z_1 e Z_2 quaisquer, o valor esperado $E(TEESHU_s)$ deve ser calculado da mesma maneira que $E(TEESE)$, para isto basta substituir o K por EU_s .

O esquema operacional para definição das variáveis aleatórias K , Z_1 , Z_2 e EU_s é apresentado na Figura 2.8, tendo como ψ a f.d.p da distribuição que estabelece a proporção de entradas na emergência.

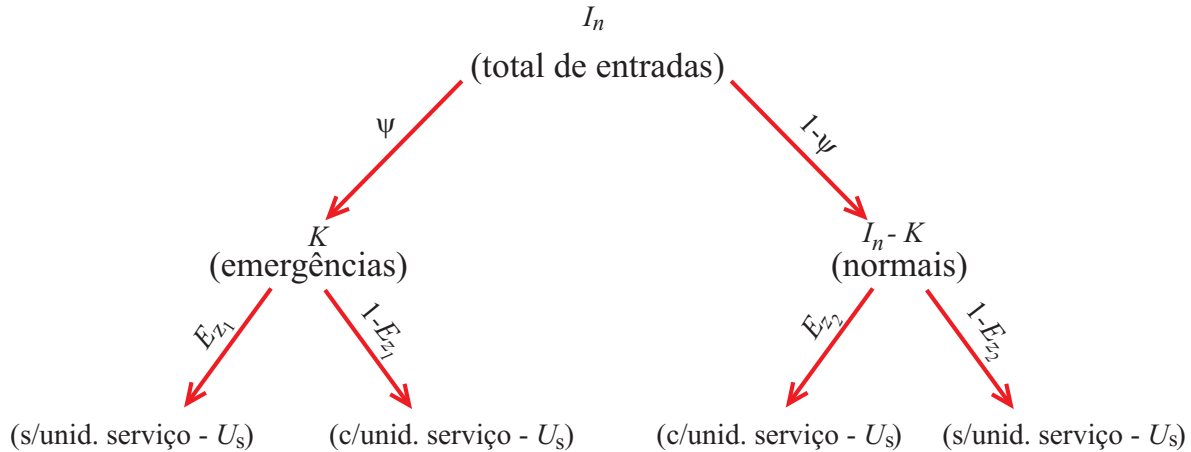


Figura 2.8 Esquema Operacional das Entradas nos Estabelecimentos Hospitalares.

Considere as seqüências de operações contidas no esquema operacional acima partindo de I_n entradas para K emergências com ou sem U_s .

1. ψ : proporção das entradas I_n na emergência (K) independente do modo de transporte – U_s ou veículo particular;
2. E_{Z_1} : proporção das K entradas na emergência (Z_1) sem uso das U_s s;

3. $(1 - E_{Z_1})$: proporção das K entradas na emergência $(K - Z_1)$ usando como meio de transporte as U_s s;

Para as restantes entradas normais (sem emergência) nos estabelecimentos hospitalares, tem-se que:

1. $(1 - \psi)$: proporção das $(I_n - K)$ entradas normais (sem emergência) independente do modo de transporte – unidade de serviço (U_s) ou veículo particular;
2. E_{Z_2} : proporção das $(I_n - K)$ entradas normais (Z_2) usando como meio de transporte as U_s s;
3. $(1 - E_{Z_2})$: proporção das $(I_n - K)$ entradas normais $(I_n - K - Z_2)$ sem o uso de unidades de serviço (U_s).

2.6.1 Estudo da variável $TEESE$

Considere, que as entradas nas emergências estejam distribuídas de forma aleatória ao longo das entradas nos estabelecimentos hospitalares. Essa suposição facilita a obtenção da estimativa do valor esperado $E(TEESE)$.

Ao distribuir as K entradas nas emergências uniformemente espaçadas, cujos valores desses espaçamentos são representados pela estatística $E(TEESH)$. Essa condição induz ao seguinte critério com relação as entradas nas emergências: as entradas nas emergências são independentes e distribuídas aleatoriamente de forma discreta ao longo do período Δt . Assim, ao se calcular o valor de $E(TEESE)$ segundo esse critério, a f.d.p. da variável $TEESE$ torna-se sem efeito.

Salienta-se, que o problema para determinação do $E(TEESE)$ é análogo a solução que se dá ao distribuir K bolas em I_n caixas (cada caixa contém no máximo uma bola) espaçadas de uma distância d de valor igual a $E(TEESH)$ e posteriormente calcular a distância média $\bar{d}$ entre as bolas, que representa uma estimativa para o valor esperado $E(TEESE)$.

A seguir a descrição da solução: “A 1ª bola só pode ocupar as caixas $1, 2, 3, \dots, I_n - (K - 1)$ e a K -ésima bola as caixas $K, K + 1, K + 2, \dots, I_n$. Logo, se a 1ª bola ocupar a caixa i e

a K -ésima bola a caixa j , com $j > i$, então a soma das distâncias entre as bolas é $(j - i)d$. Dessa maneira, a distância média é dada por: $\bar{d} = \left(\frac{j-i}{(K-1)} \right) d$, com $i < j$.

A solução final para todas as bolas recai na montagem de uma matriz diagonal com dimensão $(I_n - K + 1)$. Essa matriz representa a posição da 1ª bola e da K -ésima bola, bem como, o número de maneiras de distribuir as $(K - 2)$ bolas, obtidas por meio da combinação do número de lugares entre as bolas extremas à taxa de $(K - 2)$ bolas. A matriz L representa as localizações da cada bola com base na distribuição das caixas.

$$L = \begin{bmatrix} C_{K-2}^{K-2} & C_{K-1}^{K-2} & C_K^{K-2} & \dots & C_{I_n-2}^{K-2} \\ & C_{K-2}^{K-2} & C_{K-1}^{K-2} & \dots & C_{I_n-3}^{K-2} \\ & & C_{K-2}^{K-2} & \dots & C_{I_n-4}^{K-2} \\ & & & \ddots & \vdots \\ & & & & C_{K-2}^{K-2} \end{bmatrix}$$

A distância média de d ($\bar{d}$) é uma média ponderada de todos os $\bar{d}s$ gerados pela distribuição das combinações das $K - 2$ bolas ao longo das I_n caixas. Observe abaixo que:

Para duas bolas $\bar{d}_2 = (I_n - K + 1)C_{K-2}^{K-2} \left(\frac{K-1}{K-1} \right) d;$

+

Para três bolas $\bar{d}_3 = (I_n - K)C_{K-1}^{K-2} \left(\frac{K}{K-1} \right) d;$

+

Para quatro bolas $\bar{d}_4 = (I_n - K - 1)C_K^{K-2} \left(\frac{K+1}{K-1} \right) d;$

⋮

+

Para as K bolas $\bar{d}_K = (1)C_{K-2}^{K-2} \left(\frac{I_n-1}{K-1} \right) d;$

Logo, o $\bar{d}$ é calculado usando o conceito de média ponderada, isto é

$$\bar{d} = \left(\frac{d}{K-1} \right) \frac{\bar{d}_2 + \bar{d}_3 + \bar{d}_4 + \dots + \bar{d}_K}{(I_n - K + 1)C_{K-2}^{K-2} + (I_n - K)C_{K-1}^{K-2} + (I_n - K - 1)C_K^{K-2} + \dots + (1)C_{K-2}^{K-2}}. \quad (2.6.2)$$

Fazendo as devidas simplificações encontra-se um quociente entre dois somatórios. Lembrando que o somatório do denominador da equação (2.6.2) representa os pesos da média ponderada de $(j+1)$ termos, em que $j = (K-2), (K-3), \dots, (I_n-2)$, tem-se

$$\bar{d} = \left(\frac{d}{K-1} \right) \frac{\sum_{j=K-2}^{j=I_n-2} (I_n - j - 1) C_j^{K-2} (j+1)}{\sum_{j=K-2}^{j=I_n-2} (I_n - j - 1) C_j^{K-2}}. \quad (2.6.3)$$

Para deduzir a equação (2.6.3), aplica-se o princípio da indução finita. Por exemplo, fazendo $K = 2$ bolas e $I_n = 3$ caixas, $j = 0, 1$. Logo,

$$\bar{d} = \left(\frac{d}{1} \right) \frac{(3-0-1)(1)(1) + (3-1-1)(1)(2)}{(2 \times 1) + (1 \times 1)} = \frac{4}{3}d$$

Agora, para $K = 2$ bolas e $I_n = 4$ caixas, $j = 0, 1, 2$. Então,

$$\bar{d} = \left(\frac{d}{1} \right) \frac{(4-0-1)(1)(1) + (4-1-1)(1)(2) + (4-2-1)(1)(3)}{(3 \times 1) + (2 \times 1) + (1 \times 1)} = \frac{5}{3}d$$

Expandindo para todo I_n e com $K = 2$, verifica-se, que o numerador é o $(I_n + 1)$ e o denominador é 3, representado por $(K + 1)$. Portanto, a equação geral que exprime o $\bar{d}$ é:

$$\bar{d} = \left(\frac{I_n + 1}{K + 1} \right) d \quad \text{ou} \quad E(TEESE) = \left(\frac{I_n + 1}{K + 1} \right) E(TEESH) \quad (2.6.4)$$

Observe-se, considerando que as K entradas na emergência sejam independentes e distribuída de forma aleatória em qualquer instante de tempo num período Δt e, sendo equiprovável, que **uma entrada** possa ser em qualquer ponto de Δt , então pode-se estabelecer para o valor esperado $E(TEESE) = \left(\frac{1 \times \Delta t}{K + 1} \right)$; que é análoga a equação (2.5.19), ou seja, $E(TEESH) = \frac{\Delta t}{I_n + 1}$

Logo, cruzando a equação $E(TEESE) = \left(\frac{1 \times \Delta t}{K + 1} \right)$ com equação (2.5.19) vem a equação (2.6.4). Em virtude da semelhança das equações citadas, pode-se afirmar, que o processo de distribuir as K emergências nas I_n entradas nos estabelecimentos hospitalares – acidentados que chegam aos hospitais – espaçadas de $E(TEESH)$ (processo discreto) é equivalente a considerar que as chegadas com emergência são independentes e distribuídas de forma aleatória num período de tempo Δt (processo contínuo). Portanto, torna-se enfático afirmar, que a variável aleatória $TEESE$ tem distribuição análoga a variável

aleatória *TEESH*.

Em sendo assim, pode-se fazer para as equações $P(TEESE)$, f_{teese} e $V(TEESE)$ da distribuição *TEESE*, expressões análogas às equações (2.5.18) e (2.5.19) para a distribuição *TEESH*. Portanto, para estabelecer essas equações basta trocar a variável I_n pela variável K :

$$P(TEESE > t) = \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^K \quad (2.6.5)$$

e

$$f_{teese}(t) = \frac{K}{\Delta t} \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{K-1}. \quad (2.6.6)$$

Logo,

$$E(TEESE) = \left(\frac{\Delta t}{K+1}\right), \quad V(TEESE) = \frac{K}{(K+1)^2(K+2)} \Delta t^2 \quad \text{e} \quad c_{teese} = \sqrt{\frac{K}{K+2}}. \quad (2.6.7)$$

Conforme já definido, $\frac{\psi}{100}$ representa o percentual das entradas, cuja finalidade é o atendimento emergencial. Como $\Delta t = \frac{I_n}{\mu h p}$ e $K = \left(\frac{\psi}{100}\right) I_n$, então, tem-se que:

$$P(TEESE > t) = \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{\left(\frac{\psi \mu h p \Delta t}{100}\right)} \quad (2.6.8)$$

ou

$$P(TEESE > t) = e^{\left(-\frac{Kt}{\Delta t}\right)} \quad \text{ou} \quad P(TEESE > t) = \exp\left(-\frac{\psi \mu h p t}{100}\right).$$

Como foi verificado anteriormente, a exponencial representa uma excelente aproximação para a variável *TEESH* e também para a variável *TEESE*, cuja média é $\frac{100}{\psi \mu h p}$. Essa aproximação é favorável, pois imputa no longo horizonte $\Delta t = 1$ ano um maior valor esperado para $E(TEESE)$:

$$E(TEESE) = \left(\frac{\Delta t}{K+1}\right) \quad \text{ou} \quad E(TEESE) = \left(\frac{K}{K+1}\right) \frac{100}{\psi \mu h p}. \quad (2.6.9)$$

Num período Δt muito longo $\left(\frac{K}{K+1}\right) \approx 1$. Dessa maneira, a equação (2.6.9) fica em função do percentual ψ e das entradas nos estabelecimentos hospitalares $\mu h p$:

$$E(TEESE) = \frac{100}{\psi} \frac{1}{\mu h p}. \quad (2.6.10)$$

Pelas razões expostas, a adoção da distribuição exponencial, também, para a variável *TEESE* é mais condizente, pois provoca menos riscos proveniente de maior variação

para o valor esperado; isto é, de $\% \Delta(E(TEESE)) = \frac{1}{K}$.

Para a variável *TEESE* o número de entradas de emergência num período longo $\Delta t > 0$ também segue uma distribuição de Poisson $\left(\frac{\psi}{100}\mu hp \Delta t\right)$. Sabe-se, que se $K \sim P\left(\frac{\psi}{100}\mu hp\right)$, então a probabilidade dos hp indivíduos bons ter k indivíduos hospitalizados na emergência em Δt é:

$$P(K(\Delta t) = k) = \frac{\exp\left(-\frac{\psi\mu hp \Delta t}{100}\right) \left(\frac{\psi\mu hp \Delta t}{100}\right)^k}{k!} \text{ se } \Delta t > 0 \text{ e } k = 0, 1, 2, \dots \quad (2.6.11)$$

Em resumo, a Tabela 2.12 mostra para a variável *TEESE* as distribuições com procedimento exponencial e considerando, que as entradas na emergência sejam independentes e aleatórias no período Δt . Essa Tabela 2.12 é similar a estrutura da Tabela 2.11.

Tabela 2.12 Análise das Distribuições da Variável *TEESE*.

Fonte	<i>TEESE</i> – Exponencial	<i>TEESE</i> – Aleatórias Independentes
f.d.p.	$\frac{\psi\mu hp}{100} e^{-\frac{\psi\mu hp t}{100}}$	$\frac{\psi\mu hp}{100} \left(1 - \frac{\mu hp}{I_n} t\right)^{\frac{\psi I_n - 100}{100}}$
f.d.a.	$(1 - e^{-\frac{\psi\mu hp t}{100}})$	$\left(1 - \left(1 - \frac{\mu hp}{I_n} t\right)^{\frac{\psi I_n}{100}}\right)$
$E(TEESE)$	$\frac{100}{\psi\mu hp}$	$\frac{100 I_n}{100 + \psi I_n} \frac{1}{\mu hp}$
$V(TEESE)$	$\frac{10000}{(\psi\mu hp)^2}$	$\frac{10000 \psi I_n^3}{(\psi I_n + 100)^2 (\psi I_n + 200)} \frac{1}{(\mu hp)^2}$
c_{teese}	1	$\sqrt{\frac{\psi I_n}{\psi I_n + 200}}$
$I_n \sim P(\psi\mu hp)$	$E(K(\Delta t)) = \frac{\psi\mu hp \Delta t}{100}$	$\frac{\psi}{100} I_n$

Tem-se assim, a formalização matemática das distribuições das variáveis *TMH*, *TEHS*, *TNA*, *TAC*, *TEESH* e *TEESE*, bem como as suas respectivas estatísticas, todas inerentes aos estabelecimentos hospitalares. Esses estabelecimentos serão tratados como estações de integração, cujo modal de transporte são as unidades de serviço U_s s, para o atendimento pré-hospitalar. Em suma, para computar todas as estatísticas é fundamental estimar com segurança a variável ψ , que representa a proporção das entradas que se destinam estritamente as emergências hospitalares.

2.6.2 Estudo da variável ψ – proporção de entradas destinadas as emergências hospitalares

Existem algumas dificuldades para a construção da variável ψ . A primeira refere-se ao levantamento de dados relativos a estrita emergência; visto que, o último anuário estatístico feito pelo IBGE – 2005, não consta nenhuma informação para essa finalidade. A segunda, é que nos estabelecimentos hospitalares as guias dos hospitais espelham na sua grande maioria entradas normais. As entradas de emergência quando estabelecidas no prontuário ainda recebem um crivo de caracterização adequada ou inadequada.

Embora a variável ψ possa ser facilmente limitada superiormente – fator de segurança favorável para o dimensionamento das U_s – a sua grande imprecisão pode gerar grandes ociosidades e onerar isorbitantemente os custos associados ao transporte. Isso porque um aperfeiçoamento no serviço das U_s pode aumentar significativamente o número de **entradas na emergência**.

Como K representa uma variável aleatória que dá o número de entradas na emergência nos estabelecimentos hospitalares durante o período Δt , então pode-se qualificar as entradas da seguinte maneira: “no período Δt se a i -ésima entrada de I_n for de emergência $K_i = 1$, caso contrário $K_i = 0$ ”; sendo $K = \sum_{i=1}^{I_n} K_i$. As K_i entradas na emergência são independentes e distribuídas de forma aleatória. Logo, com base nessa definição, pode-se formalizar a seguinte distribuição de probabilidade para K_i :

$$P(K_i = 1) = \frac{\psi}{100} \text{ e } P(K_i = 0) = \left(1 - \frac{\psi}{100}\right). \quad (2.6.12)$$

$$E(K) = \frac{I_n \psi}{100} \text{ e } V(K) = \frac{I_n \psi}{100} \left(1 - \frac{\psi}{100}\right). \quad (2.6.13)$$

Salienta-se, que para cada uma das cidades é importante ter a estimativa para a variável ψ , pois essa proporção depende também das condições de hospitalização na emergência, que variam de acordo com a política de gestão hospitalar.

Num recente artigo (PINHEIRO ET AL.,2008), apresentam estatísticas inerentes aos atendimentos de emergência na cidade de São Paulo. Dos 54 mil atendimentos de emergência selecionados 70% são do sexo masculino. As maiores concentrações dos acidentes são em residências (64%), locais públicos (20%) e local de trabalho (9%). Em relação à

faixa etária, a maior concentração está entre 0 a 9 anos (25%); já nas faixas intermediárias há uma uniformidade (18%); e, acima de 50 anos (7%).

Em estudo elaborado sobre “O perfil da emergência do Hospital da Restauração - HR: uma análise dos possíveis impactos após a municipalização dos serviços de saúde”, (CAVALCANTI & ARAÚJO, 2004) destacam em relação à demanda por faixa etária, duas faixas: 20 a 29 anos e 30 a 49 anos, onde se concentram mais da metade dos atendimentos nos anos de 1993, 1997 e 2001. A distribuição quanto ao sexos é de 50%. Entre 1993 a 2001, o número de entradas na emergência cresceu em quase 50%. O procedimento de traumatologia participa com 35%, provavelmente na sua grande maioria decorrente de acidentes de trânsito.

A quase totalidade dos pacientes do HR (90%) procede do Recife ou da Região Metropolitana, sendo a segunda-feira e o horário diurno os de maior demanda. O HR caracteriza-se como hospital de emergência, com uma média mensal de 25.800 atendimentos sendo 12.000 (46,51%) estritamente emergenciais.

O que mais surpreende do ponto de vista do atendimento é que das entradas computadas direcionadas para a emergência do HR 74,5% são caracterizadas como sendo inadequadas para essa emergência – pacientes cujos diagnósticos poderiam ser atendidos pela assistência básica. Salla et al. (2002) encontraram numa ampla pesquisa hospitalar um percentual de 60,6% de atendimentos nas emergências caracterizados como inadequados.

Na Região Metropolitana do Recife – dados de 2003, o percentual de inadequados variou entre 90% (município de Itapissuma) até 54,5% (município de Moreno). Essa estatística para cidade do Recife tem média de 74,8% (CAVALCANTI & ARAÚJO, 2004).

Esses dois trabalhos mostram a realidade dos estratos da emergência dos hospitais brasileiros. Vale salientar, que é na emergência que funciona os serviços médicos durante 24 horas ininterruptas e onde encontram-se equipes de profissionais dos mais qualificados.

Para definir a estimativa de ψ a favor da segurança recorre-se a lei dos grandes números (BOEWERMAN ET AL.,1996).

Seja E um experimento e seja A (entrada na emergência) um evento associado a E . Considere, que I_n é o número de repetições independentes (entradas no hospital) e K o número de vezes em que A ocorre nas I_n entradas. Sendo $\left(\frac{K}{I_n}\right)$ uma variável aleatória e $P(A) = \left(\frac{\psi}{100}\right)$ seja a mesma para todas as repetições. Então para qualquer real positivo ϵ , tem-se:

$$P\left[\left|\frac{K}{I_n} - \frac{\psi}{100}\right| < \epsilon\right] \geq 1 - \frac{\frac{\psi}{100}\left(1 - \frac{\psi}{100}\right)}{I_n \epsilon^2}. \quad (2.6.14)$$

A solução da inequação (2.6.14), consiste em resolver o seguinte problema: “quantas entradas I_n devem ser observadas para que a frequência relativa $\left(\frac{K}{I_n}\right)$ difira de $\left(\frac{\psi}{100}\right)$ por menos de $\epsilon = 2\%$ com confiabilidade de $\beta = 99\%$ ”. Logo, mesmo não conhecendo $\left(\frac{\psi}{100}\right)$, o problema é de fácil solução, conforme apresentado abaixo:

$$1 - \frac{\frac{\psi}{100}\left(1 - \frac{\psi}{100}\right)}{I_n \epsilon^2} \geq \beta \quad \text{ou} \quad I_n \geq \frac{\frac{\psi}{100}\left(1 - \frac{\psi}{100}\right)}{\epsilon^2(1 - \beta)}. \quad (2.6.15)$$

Embora não se conheça $\left(\frac{\psi}{100}\right)$, se conhece $\frac{\psi}{100}\left(1 - \frac{\psi}{100}\right) \leq 0,25$. Esse valor de 0,25 certamente está do lado seguro, visto que, não se conhecendo a probabilidade p de um certo evento A , se pode empregar o fato de que $p(1 - p)$ tem seu valor máximo quando $p = \frac{1}{2}$. Então, ao substituir esse valor na equação (2.6.15), encontra-se para I_n um valor mínimo de 62.500 entradas na hospitalização:

$$I_n \geq \frac{1}{4(1 - 0,99)0,02^2} \quad \text{ou} \quad I_n \geq 62.500 \text{ atendimentos}.$$

Assim, se deve salientar que ao tomar $I_n \geq \left(\frac{\frac{\psi}{100}\left(1 - \frac{\psi}{100}\right)}{\epsilon^2(1 - \beta)}\right)$ nada se garante quanto a $\left[\left|\frac{K}{I_n} - \frac{\psi}{100}\right|\right]$. Apenas se torna provável que $\left[\left|\frac{K}{I_n} - \frac{\psi}{100}\right|\right]$ venha ser muito pequena. Assim,

$$\left[\left|\frac{K}{I_n} - \frac{\psi}{100}\right| < \epsilon\right] \quad \text{ou} \quad \left[\left|0,4651 - \frac{\psi}{100}\right| < 0,02\right].$$

O intervalo de variação para ψ é (44,51%, 48,51%). A interpretação desse intervalo é que, ao inferir acima de 62.500 entradas – cerca de 73 dias no HR, em cada duas emergências das 100 entradas observadas, em cerca de 99% dessas ocasiões, a frequência relativa observada $\left(\frac{K}{I_n}\right)$ estaria a menos de 2% de 46,51%. Pode-se afirmar que $\hat{\psi} = 48,51\%$ é uma estimativa segura para um hospital com estrita característica de emergência.

Com base nos cálculos já defidamente computados, verifica-se que na cidade do Recife, no ano de 2005, o valor esperado $E(TEESE) = 9,32$ minutos, isto é, em média a cada 9,32 minutos um usuário acidentado dá entrada na emergência hospitalar. Ainda mais, a probabilidade que o $TEESE$ no ano de 2005 seja superior a 10 minutos é de 0,7821%. Observa-se, que a tendência do valor esperado para a variável $TEESE$ é reduzir-se substancialmente com o aumento de h ; notadamente para ψ constante.

No capítulo seguinte é descrito o modelo de transporte para as unidades de serviço (U_s) em função das definições das variáveis inerentes ao tempo e das estimativas de μ , λ , p e $(1 - p)$. Após a preparação da base de dados alimentadora do modelo é importante fixar ao atendimento pré-hospitalar móvel somente aos usuários acidentados que realmente precisam de atendimento emergencial – ; ser um paciente que necessita de uma unidade emergencial hospitalar.

Descrição do Modelo Conceitual de Transporte para o Atendimento Pré-Hospitalar com Base nas U_s

Considere independente as entradas sucessivas na hospitalização dos pacientes que necessitam de unidades de serviço (U_s); o intervalo entre essas entradas ($TEESHU_s$) num período Δt são também independentes. Seja EU_s o número dessas entradas. Essas EU_s entradas além de serem independentes são distribuídas ao acaso no período Δt . Como, essas entradas são distribuídas nas I_n entradas na hospitalização espaçadas de $E(TEESH)$, vem então por analogia da equação (2.5.15), que:

$$P(TEESHU_s > t) = \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{EU_s} \quad (3.0.1)$$

e

$$E(TEESHU_s) = \frac{I_n + 1}{EU_s + 1} E(TEESH). \quad (3.0.2)$$

Sabe-se pelo estudo da variável $TEESH$, que $I_n = \mu h p \Delta t$, ou $\Delta t = \left(\frac{I_n}{\mu h p}\right)$. Dessa forma, tem-se:

$$P(TEESHU_s > t) = \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{EU_s} \quad \text{ou} \quad P(TEESHU_s > t) = \left(1 - \frac{\mu h p t}{I_n}\right)^{EU_s} \quad (3.0.3)$$

e

$$E(TEESHU_s) = \int_0^{\Delta t} t \frac{EU_s}{\Delta t} \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{EU_s-1} dt \quad \text{ou} \quad E(TEESHU_s) = \frac{\Delta t}{EU_s + 1} \quad (3.0.4)$$

ou

$$E(TEESHU_s) = \frac{I_n}{EU_s + 1} \frac{1}{\mu h p}. \quad (3.0.5)$$

Como o período Δt é longo ($\Delta t = 1 \text{ ano}$), a variável $TEESHU_s$ segue uma distribuição exponencial. Partindo da equação (3.0.3), vem:

$$P(TEESHU_s > t) = \left(1 - \frac{t}{\Delta t}\right)^{EU_s} \quad \text{ou} \quad P(TEESHU_s > t) = \exp\left(-\frac{t}{\Delta t}EU_s\right). \quad (3.0.6)$$

Observe-se a equação (2.6.1). Substituindo $K = \frac{\psi}{100}I_n$ e calculando a proporção entre entradas através das U_s em relação ao total de entradas na hospitalização por $\frac{e_{U_s}}{100} = \left(\frac{EU_s}{I_n}\right)$, e, então,

$$\frac{e_{U_s}}{100} = \left(\frac{EU_s}{I_n}\right) \quad \text{ou} \quad e_{U_s} = (1 - E_{Z_2} - E_{Z_1})\psi + E_{Z_2}. \quad (3.0.7)$$

Logo, trocando na equação (3.0.6) $\Delta t = \left(\frac{I_n}{\mu h p}\right)$ e introduzindo o percentual de entradas nos estabelecimentos hospitalares para pacientes que utilizam o meio de transporte as U_s , chega-se para as expressões $P(TEESHU_s > t)$ e $E(TEESHU_s)$ da distribuição $TEESHU_s$ as seguintes equações:

$$P(TEESHU_s > t) = \exp\left(-\frac{t}{\Delta t}EU_s\right) \quad \text{ou} \quad P(TEESHU_s > t) = \exp\left(-\frac{\mu h p e_{U_s}}{100}t\right) \quad (3.0.8)$$

e

$$E(TEESHU_s) = \frac{I_n}{EU_s + 1} \frac{1}{\mu h p} \quad \text{ou} \quad E(TEESHU_s) = \frac{100}{e_{U_s}} \frac{1}{\mu h p}. \quad (3.0.9)$$

Verifica-se, que $P(TEESHU_s)$ e $E(TEESHU_s)$ dependem da estimativa de e_{U_s} ; que depende de E_{Z_2} , E_{Z_1} e ψ . Dessa maneira, precisa-se estimar E_{Z_2} e E_{Z_1} do mesmo modo que se estimou ψ . Para isso, deve-se fazer um levantamento estatístico similar ao que foi feito para ψ , adotando “a posteriori” a seguinte metodologia descrita abaixo:

1. Nas K entradas com emergência, Z_1 representa o número de entradas com emergência realizadas mais eficientemente por outros meios de transportes. Logo, ao se desejar maximizar o atendimento de emergência pelas unidades de serviço (U_s), deve-se então minimizar Z_1 tornando-o zero.
2. Nas $(I_n - K)$ entradas nos estabelecimentos hospitalares – entradas normais, Z_2 representa o número de entradas em que as U_s deveriam ser utilizadas como meio primordial de transporte devido as seguintes condições: saúde, situação financeira e distâncias dos pacientes. O valor de E_{Z_2} tem um percentual muito pequeno, que

deve ser estimado para dar um máximo para o valor de EU_s .

Ao fixar a política de atendimento para as unidades de serviço (U_s) – atender somente a pacientes com emergência, então $Z_2 = 0$ e, com $Z_1 = 0$, converge-se para o caso mais desfavorável para o dimensionamento das U_s do modelo de transporte visando o atendimento pré-hospitalar. Nestes termos, pode-se considerar que $TEESE = TEESHU_s$; sendo então, as equações para a variável $TEESHU_s$ as mesmas definidas para $TEESE$ – Tabela 2.12.

Agora, com $Z_1 \neq Z_2 \neq 0$ as equações explicadoras da variável $TEESHU_s$ passam a ser as da Tabela 3.1. Em todos os casos até então estudados, a distribuição exponencial deve ser a preferível inclusive para a variável $TEESHU_s$. Na Tabela 3.1, $EU_s(t)$ representa a variável aleatória que dá o número de entradas utilizando unidades de serviço (U_s) num determinado intervalo de tempo Δt .

Tabela 3.1 Análise das Distribuições da Variável $TEESHU_s$.

Fonte	$TEESHU_s$ – Exponencial	$TEESHU_s$ – Aleatórias Independentes
f.d.p.	$\frac{e_{U_s}\mu hp}{100} e^{-\frac{e_{U_s}\mu hpt}{100}}$	$\frac{e_{U_s}\mu hp}{100} \left(1 - \frac{\mu hp}{I_n} t\right)^{\frac{e_{U_s}I_n - 100}{100}}$
f.d.a.	$(1 - e^{-\frac{e_{U_s}\mu hpt}{100}})$	$\left(1 - \left(1 - \frac{\mu hp}{I_n} t\right)^{\frac{e_{U_s}I_n}{100}}\right)$
$E(TEESHU_s)$	$\frac{100}{e_{U_s}\mu hp}$	$\frac{100I_n}{100 + e_{U_s}I_n} \frac{1}{\mu hp}$
$V(TEESHU_s)$	$\frac{10000}{(e_{U_s}\mu hp)^2}$	$\frac{10000e_{U_s}I_n^3}{(e_{U_s}I_n + 100)^2(e_{U_s}I_n + 200)} \frac{1}{(\mu hp)^2}$
c_{teshu_s}	1	$\sqrt{\frac{e_{U_s}I_n}{e_{U_s}I_n + 200}}$
$I_n \sim P(\mu hp)$	$E(EU_s(\Delta t)) = \frac{e_{U_s}\mu hp\Delta t}{100}$	$\frac{e_{U_s}}{100} I_n$

3.1 Estudo da Variável Tempo de Serviço TS de Qualquer U_s

Seja TS uma variável aleatória que estabelece o tempo de serviço de qualquer U_s e W , uma variável também aleatória que representa o tempo de espera para que uma U_s ficar disponível e ser atribuída ao chamado (tempo de espera na fila). Inicialmente, a va-

riável TS é definida como a soma de um conjunto de variáveis aleatórias independentes definidas a seguir:

- TP : tempo gasto para a U_s partir; isto é, o tempo entre a ocupação da U_s até a sua saída do local de estocagem;
- TV : tempo de viagem de ida ou de volta;
- TA : tempo gasto em apanhar o paciente acidentado e socorrer-lo no local, ou seja, tempo gasto entre a chegada no local do acidentado até a saída da U_s do local;
- TD : tempo gasto para deixar o paciente no estabelecimento hospitalar até a liberação da U_s – unidade de serviço livre para retorno.

A Figura 3.1 explicita as definições das variáveis TP , TV , TA e TD . Além disso, a variável TS é definida pela soma abaixo:

$$TS = TP + 2TV + TA + TD. \quad (3.1.1)$$

As variáveis TP , TV , TA e TD dependem muito da dinâmica de trabalho estabelecida para o levantamento e apuração dos resultados. Como consequência, as estimativas produzidas podem provocar grandes distorções, principalmente pela forte sensibilidade dessas variáveis. Assim, as estimativas a serem obtidas são decorrentes de uma distribuição probabilística devidamente ajustadas às estatísticas observadas. Uma distribuição factível de ser ajustada a um certo intervalo de tempo Δt é a distribuição beta.

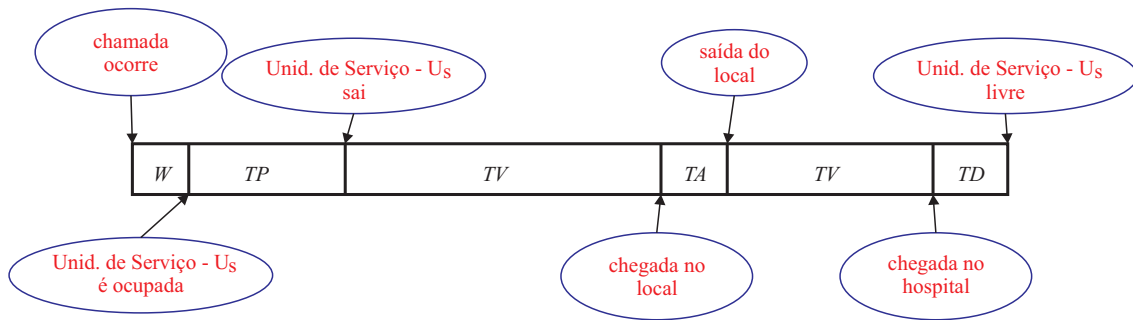


Figura 3.1 Esquema Operacional da Unidade de Serviço (U_s).

Suponha, as seguintes medidas de tempo, todas obtidas a partir de uma amostra qualquer de Δt : $\overline{\Delta t}$ (média), Δt_{min} , Δt_{max} e $\sigma_{\Delta t}$ (desvio padrão). Considere a seguinte

distribuição para Ω definida pela equação abaixo:

$$\Omega = \frac{\Delta t - \Delta t_{min}}{\Delta t_{max} - \Delta t_{min}}. \quad (3.1.2)$$

Exemplificando, se Δt apurado corresponde a sequência (5, 5, 4, 3, 7), os valores assumidos para Ω estão entre $0 \leq \Omega \leq 1$. Isso é válido para qualquer sequência. Logo, pode-se considerar que $\Omega \sim \beta(a, b)$, onde a e b são parâmetros reais positivos da distribuição denominados de escala e declividade, respectivamente. Esses parâmetros são determinados a partir das equações abaixo:

$$\overline{\Omega} = \frac{\overline{\Delta t} - \Delta t_{min}}{\Delta t_{max} - \Delta t_{min}} = \frac{a}{a + b}. \quad (3.1.3)$$

$$\sigma_{\Omega} = \frac{\sigma_{\Delta t}}{\Delta t_{max} - \Delta t_{min}} = \frac{1}{a + b} \sqrt{\frac{ab}{a + b + 1}}. \quad (3.1.4)$$

Sendo $a = 1$ e $b = 1$, então Ω passa a ser uma uniforme – $\Omega \sim U(0, 1)$, cuja $\overline{\Omega} = 0,5$ e $\sigma_{\Omega} = \sqrt{\frac{1}{12}}$. Mais informações sobre as propriedades da distribuição $\beta(a, b)$ (ANTELMAN, 1987).

Em síntese, sendo $\Omega \sim \beta(a, b)$, então a função densidade é dada por:

$$f_{\Omega}(\omega) = \frac{\Gamma(a + b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \omega^{a-1} (1 - \omega)^{b-1}, \quad \text{com } 0 \leq \omega \leq 1. \quad (3.1.5)$$

Com relação a variável TV , esta depende da geometria da zona de atendimento do serviço (ZA) feito pela unidade de serviço (U_s) e, também, do local onde se situa o estabelecimento hospitalar. Como, as liberações das U_s obedecem a um regime de filas, pode-se calcular através do modelo de fila a média e a variância da variável TS , que é dada por:

$$\begin{aligned} E(TS) &= E(TP) + 2E(TV) + E(TA) + E(TD) \quad \text{e} \\ V(TS) &= V(TP) + 4V(TV) + V(TA) + V(TD). \end{aligned} \quad (3.1.6)$$

O tempo resposta TR , conforme definido anteriormente, representa o tempo entre a chamada da U_s e sua chegada ao paciente. Essa variável é representada pela seguinte equação:

$$TR = W + TP + TV \quad (3.1.7)$$

Após as definições das equações para as variáveis TS e do TR e, com base na distribuição que representa a variável $TEESHU_s$, busca-se uma representação para distribuição da variável que representa o tempo entre as chamadas sucessivas das U_s na central de triagem para atendimento ao acidentado – $TECSU_s$.

3.2 Estudo da Variável Tempo entre as Chamadas Sucessivas das U_s – $TECSU_s$

Para efeito dos estudos das distribuições para as variáveis $TECSU_s$ e $TEESHU_s$ considera-se um único estabelecimento hospitalar atendendo a uma pequena população usuária situada numa determinada ZA , cuja dimensão reproduz um menor TS . Assim, o número de unidades de serviço n_s , alocados ao estabelecimento hospitalar tende a ser pequeno. Por exemplo, $n_s = 1$ a $n_s = 3$.

É importante salientar, que para maximizar a eficiência do sistema de atendimento faz-se necessário aumentar o fator de ociosidade $(1-\rho)$ ou diminuir a utilização ρ ; ou tornar o tempo de espera na fila $W = 0$ e conseqüentemente as inequações seguintes tem que ser obedecidas, ou seja $TS < TECSU_s$ e $TS < TEESHU_s$. A equação que mede essa ociosidade é expressa pelo fator de utilização ρ , sendo determinado em função das variáveis TS , $TECSU_s$ e n_s – número de unidades de serviço, conforme a expressão abaixo:

$$\rho = \frac{E(TS)}{E(TECSU_s) n_s}. \quad (3.2.1)$$

Como fora visto anteriormente na Tabela 3.1 a distribuição da variável $TEESHU_s$ é conhecida e representada pela distribuição de Poisson. Na Figura 3.2 ilustra o comportamento do sistema representado pela variável $TECSU_s$ – entrada no sistema, pela variável TS – atendimento do serviço e pela variável $TEESHU_s$ – saída do sistema. Sendo a saída do sistema uma distribuição de Poisson e a variável TS regida pela distribuição exponencial, então a variável $TECSU_s$ segue uma Poisson com a mesma taxa de saída. Logo, tem-se um sistema estigmático e dessa maneira, pode-se afirmar que $TECSU_s = TEESHU_s$. Uma demonstração sobre esse tema, encontra-se detalhada em Hillier et al. (1986). Dessa maneira depara-se com um problema que se baseia na estrita teoria das filas.



Figura 3.2 Comportamento do Sistema pelas Variáveis TS , $TEESHV_s$ e $TECSU_s$.

O emprego da teoria das filas em sistema de transporte com oferta de unidades de serviço U_s , que funcionam como servidores num sistema de filas tem como objetivo otimizar o desempenho do sistema, reduzindo seus custos operacionais. Para otimizar o desempenho dos modelos de filas de espera, é necessário analisar os resultados gerados por equações explicadoras do modelo específico.

Em geral, todo sistema de filas tem diferentes características, mas suas formas de funcionamento são similares. Ou seja, existem formas de chegada e formas de atendimento. Então para se obter resultado é fundamental ter os dados de entrada para alimentar as equações explicadoras do sistema de filas de espera, como por exemplo a taxa de chegada e a taxa de atendimento. Esse sistema de filas de espera caracteriza-se por ser um processo markoviano.

Ainda com relação ao sistema de filas os momentos (valor esperado e variância) das distribuições escolhidas $TECSU_s$, $TEESHU_s$ e TS são extremamente necessários como ferramenta de otimização. No caso de encontrar dificuldades nas expressões dos momentos dessas distribuições, faz-se necessário encontrar métodos aproximados para obtenção dos momentos, como por exemplo a transformada de Laplace. Fazendo o tempo resposta distribuído exponencialmente para um sistema de filas do tipo $M/M/n_s$, então a função distribuição de probabilidade da variável TR é dada por:

$$P(TR \leq t) = F_{TR}(t) = 1 - e^{-\mu n_s(1-\rho)t}. \quad (3.2.2)$$

Observe, que a minimização do tempo resposta é decorrente do aumento do fator de ociosidade $(1 - \rho)$ ou minimização da utilização. Do mesmo modo, pode ser mostrado que para o sistema $M/M/n_s$ a distribuição de probabilidade da variável aleatória W – tempo de espera é representada pela equação:

$$P(W \leq t) = F_W(t) = 1 - e^{-\lambda n_s(1-\rho)t}. \quad (3.2.3)$$

Mostra-se assim, que o aumento da ociosidade ou a redução da utilização das U_s , res-

ponde sensivelmente com a redução do tempo de espera W e também com a mudança no comportamento da função do tempo resposta (TR); esse tempo decresce rapidamente com o aumento da ociosidade. Para mostrar que esses tempos são exponenciais, precisa-se aplicar para $f_W(t)$ e $f_{TR}(t)$ a Transformação de Laplace.

“Oliver Heaviside, quando estudava processos simples para obter soluções de Equações Diferenciais, vislumbrou um método de Cálculo Operacional que leva ao conceito matemático da Transformada de Laplace, que é um método simples para transformar um Problema com Valores Iniciais (PVI), em uma equação algébrica, de modo a obter uma solução deste PVI sem o uso de integrais e derivadas para encontrar a solução geral da Equação Diferencial. Pela utilidade deste método em Matemática, na Computação, nas Engenharias, na Física e outras ciências aplicadas, o método representa algo importante neste contexto. Se $f(t)$ é uma função real ou complexa, definida para todo $t \geq 0$ e o parâmetro z é um número complexo da forma $z = s + iv$ de modo que para cada real $s > 0$, ocorre a convergência da integral imprópria abaixo:

$$F(z) = \int_0^{\infty} e^{-zt} f(t) dt = \lim_{M \rightarrow \infty} \int_0^M e^{-zt} f(t) dt. \quad (3.2.4)$$

Então a função $F(z)$ definida pela integral acima, recebe o nome de transformada de Laplace da função $f(t)$. Se o parâmetro z é um número real, isto é, a parte imaginária $v = 0$, usamos $z = s > 0$ e a definição fica simplesmente na forma:

$$F(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} f(t) dt = \lim_{M \rightarrow \infty} \int_0^M e^{-st} f(t) dt. \quad (3.2.5)$$

A transformada de Laplace depende de s e é representada por uma letra maiúscula $F(s)$, enquanto que a função original que sofreu a transformação depende de t é representada por uma letra minúscula $f(t)$. Para representar a transformada de Laplace da função f , é comum usar a seguinte notação $L[f(t)] = F(s)$. A título de exemplo, sendo $f(t) = e^{-\lambda t}$ a função exponencial com taxa de atendimento λ , então a transformada de Laplace $L[f(t)]$ é:

$$F(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} f(t) dt = \lim_{M \rightarrow \infty} \int_0^M e^{-st} e^{-\lambda t} dt. \quad (3.2.6)$$

Resolvendo a integral acima tem-se que:

$$F(s) = \lim_{M \rightarrow \infty} \int_0^M e^{-st} e^{-\lambda t} dt \quad \text{ou} \quad F(s) = \lim_{M \rightarrow \infty} \int_0^M e^{-(s+\lambda)t} dt, \quad (3.2.7)$$

$$F(s) = \lim_{M \rightarrow \infty} \int_0^M e^{-(s+\lambda)t} dt \quad \text{ou} \quad F(s) = -\frac{e^{-(s+\lambda)t}}{s+\lambda} \Big|_0^\infty, \quad (3.2.8)$$

$$L[f(t)] = F(s) = \frac{1}{s+\lambda}, \quad \text{para } s > 0. \quad (3.2.9)$$

Agora, fazendo a aplicação do conceito de transformada de Laplace para as funções $f_W(t)$ e $f_{TR}(t)$ e, considerando $n_s = 1$ vem:

$$L[f_W(t)] = F_W(s) = \int_0^\infty e^{-st} \lambda(1-\rho)e^{-\lambda(1-\rho)t} dt \quad \text{ou} \quad F_W(s) = \frac{\lambda(1-\rho)}{\lambda(1-\rho)+s}. \quad (3.2.10)$$

Para busca da $W = 0$ do sistema faz-se necessário que o fator de ociosidade $(1-\rho) = 1$; e, dessa maneira, a $F_W(s) = \frac{\lambda}{\lambda+s}$. Demonstra-se assim, que $F_W(s) = L[\lambda e^{-\lambda t}]$, tendo como $f_W(t)$ a exponencial. O mesmo procedimento para o tempo resposta vem que: $F_{TR}(s) = \frac{\mu}{\mu+s}$, ou seja, $F_{TR}(s) = L[\mu e^{-\mu t}]$.

Logo, pode-se generalizar o sistema de filas de atendimento por meio de U_s , a representação $M/G/n_s$, onde o M representa a distribuição de entrada Poisson, G uma distribuição geral para o tempo de serviço TS e n_s o número de unidades U_s , que representam os servidores do serviço. Dessa forma, pode-se admitir para esse sistema geral, que a distribuição de entrada igual a distribuição de saída; portanto, $TECSU_s = TEESHU_s$. Observe-se, para a distribuição da variável $TECSU_s$ as equações da primeira coluna da Tabela 3.1 explicam esta distribuição.

Vale salientar, que existem certas dificuldades em adotar a mesma distribuição $TECSU_s$ durante todo o dia. Essas dificuldades são inerentes as variações bruscas que ocorrem na demanda – maior procura das U_s s nos períodos de pico – períodos de maiores volumes de tráfego. Sendo assim, pode-se particionar o dia em períodos de tempo. Por exemplo, o $TECSU_{s1}$ de menor valor e constante para o período $\Delta t_1 = n_d P_1$; o $TECSU_{s2}$ de maior valor e constante para o período $\Delta t_2 = n_d P_2$. Sendo n_d o número de dias em $\Delta t = \Delta t_1 + \Delta t_2$ e P_1 dois períodos do dia definidos como primeiro turno das 6:00H até 14:00H e segundo turno das 14:00H até 22:00H. Enquanto o segundo período P_2 , refere-se ao terceiro turno das 22:00H até as 6:00H. Portanto, $\Delta t_1 = 2\Delta t_2$ e $P_1 = 2P_2$.

A cada sequência periódica $P_1, P_2, P_1, P_2, \dots$ busca-se a determinação das taxas médias de entrada $\overline{\lambda}_1, \overline{\lambda}_2, \overline{\lambda}_1, \overline{\lambda}_2, \dots$, ao longo de todo período Δt . Ao longo do período $P_1 + P_2 = 1$ dia, as taxas de chamadas das U_s alteram-se; dessa maneira, o processo de chamadas $\overline{\lambda}_1$ e $\overline{\lambda}_2$ durante os turnos $P_1 + P_2$ não representa um processo estigmático –

processo de renovações, em virtude dos intervalos entre chamados sucessivos não serem identicamente distribuídos (iid), embora sejam independentes (id). A conclusão de que o processo não é estigmático é decorrente que em determinados períodos de intenso tráfego à procura de unidades de serviço (U_s), as retenções provenientes dos congestionamentos fazem com que as chamadas deixem de ser regidas por um processo de Poisson. Nesse sentido, há necessidade de garantir uma homocedasticidade das taxas de chamadas durante o período de estudo, de modo a garantir o processo de Poisson.

3.3 Metodologia para estimar as Taxas de Chamadas das U_s $\bar{\lambda}_1$ e $\bar{\lambda}_2$

Considere que a taxa de chamadas $\bar{\lambda}_1$ seja constante em Δt_1 e $\bar{\lambda}_2$ seja constante em Δt_2 . Suponha, que no primeiro período Δt_1 formam-se todos os P_1 s consecutivos e depois no segundo período Δt_2 , todos os P_2 s também consecutivos. A Figura 3.3 apresenta as taxas de chamadas $\bar{\lambda}_1$ e $\bar{\lambda}_2$ das U_s no processo independente e identicamente distribuídos ao longo de Δt_1 e Δt_2 , respectivamente e, admitindo, que $TECSU_s$, $TECSU_{s_1}$ e $TECSU_{s_2}$ sejam exponenciais.

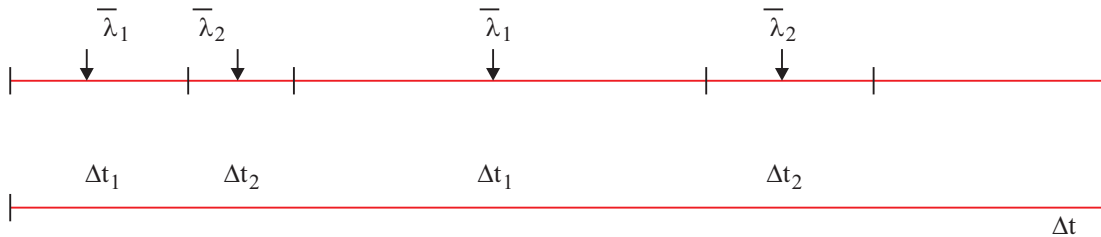


Figura 3.3 Representação das Taxas $\bar{\lambda}_1$ e $\bar{\lambda}_2$ ao Longo do Dia.

Como a variável EU_s representa o número de entradas na hospitalização usando como meio de transporte as U_s , e fazendo ℓ a probabilidade da chamada dessa U_s ser em Δt_1 , então os valores esperados para as variáveis $TECSU_s$, $TECSU_{s_1}$ e $TECSU_{s_2}$ são:

$$E(TECSU_s) = \frac{\Delta t}{EU_s}, \quad E(TECSU_{s_1}) = \frac{\Delta t_1}{\ell EU_s} \quad \text{e} \quad E(TECSU_{s_2}) = \frac{\Delta t_2}{(1 - \ell)EU_s} \quad (3.3.1)$$

Tendo considerado $\Delta t_1 = \frac{2}{3}\Delta t$ e $\Delta t_2 = \frac{1}{3}\Delta t$, ou seja, em EU_s hospitalizações com unidades de serviço, tem-se que: ℓEU_s hospitalizações são de dia e $(1 - \ell)EU_s$ são de noite. Assim,

fazendo as devidas substituições nas equações anteriores, vem:

$$E(TECSU_{s_1}) = \frac{2}{3\ell} E(TECSU_s) \quad \text{e} \quad E(TECSU_{s_2}) = \frac{1}{3(1-\ell)} E(TECSU_s). \quad (3.3.2)$$

Olhando a primeira coluna da Tabela 3.1, $E(TECSU_s) = \frac{100}{e_{U_s} \mu h p}$ e $V(TECSU_s) = \frac{10000}{(e_{U_s} \mu h p)^2}$, onde e_{U_s} representa a proporção de entradas nos estabelecimentos hospitalares usando as unidades de serviço U_s . Logo, pode-se colocar $E(TECSU_{s_1})$ e $E(TECSU_{s_2})$ em função de $\frac{100}{e_{U_s} \mu h p}$. Tem-se que:

$$E(TECSU_{s_1}) = \frac{2}{3\ell} \frac{100}{e_{U_s} \mu h p} \quad \text{ou} \quad E(TECSU_{s_1}) = \frac{200}{3\ell e_{U_s} \mu h p}, \quad (3.3.3)$$

$$E(TECSU_{s_2}) = \frac{1}{3(1-\ell)} \frac{100}{e_{U_s} \mu h p} \quad \text{ou} \quad E(TECSU_{s_2}) = \frac{100}{3(1-\ell) e_{U_s} \mu h p}. \quad (3.3.4)$$

Após as expressões dos valores esperados das variáveis $TECSU_{s_1}$ e $TECSU_{s_2}$ chega ao resultado das variâncias e com isso as características das distribuições:

$$V(TECSU_{s_1}) = \frac{40000}{(3\ell e_{U_s} \mu h p)^2} \quad \text{e} \quad V(TECSU_{s_2}) = \frac{10000}{[3(1-\ell) e_{U_s} \mu h p]^2}. \quad (3.3.5)$$

As variáveis $TECSU_{s_1}$ e $TECSU_{s_2}$ têm distribuições exponenciais de parâmetros $\bar{\lambda}_1 = \frac{3\ell e_{U_s} \mu h p}{200}$ e $\bar{\lambda}_2 = \frac{3(1-\ell) e_{U_s} \mu h p}{100}$. Em todas as equações explicadoras das Variáveis $TECSU_{s_1}$ e $TECSU_{s_2}$ há necessidade de estimar o valor da probabilidade ℓ . A metodologia a ser desenvolvida para essa estimativa é similar àquela descrita na Seção 2.6.2 para a variável ψ .

Para as estimativas de $\bar{\lambda}_1$ e $\bar{\lambda}_2$ algumas premissas são introduzidas no sentido de tornar o processo Poissoniano. A primeira refere-se a estratificação em dois períodos Δt_1 e Δt_2 . A segunda preconiza que em todos os períodos diurnos ou noturnos de dias diferentes sejam consecutivos e o total deles igual a Δt_1 e a Δt_2 , respectivamente. A praticidade dessas premissas é induzir a cálculos matemáticos simples e de fácil entendimento. Observe, que na prática tudo se passa na totalização do número de chamadas para cada dia i do período Δt_j , com $j = 1, 2$. Sendo NC_i o número de chamadas do dia i referente ao período P_1 ; enquanto, CN_i o número de chamadas do dia i no período P_2 . Então, pode-se calcular os valores esperados $E(TECSU_{s_1}) = \frac{P_1}{NC_i}$ e $E(TECSU_{s_2}) = \frac{P_2}{CN_i}$. Logo, as novas equações para os valores esperados $E(TECSU_{s_1})$ e $E(TECSU_{s_2})$ são:

$$E(TECSU_{s_1}) = \frac{1}{n_d} \sum_{i=1}^{\infty} E(TECSU_{s_1}) \quad \text{ou} \quad E(TECSU_{s_1}) = \frac{1}{n_d} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{P_1}{NC_i}, \quad (3.3.6)$$

$$E(TECSU_{s_2}) = \frac{1}{n_d} \sum_{i=1}^{\infty} E(TECSU_{s_{2_i}}) \quad \text{ou} \quad E(TECSU_{s_2}) = \frac{1}{n_d} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{P_2}{CN_i}. \quad (3.3.7)$$

De uma forma geral, o quociente entre dois valores esperados obtidos por partições de valores esperados $E(TECSU_{s_{1_i}})$ e $E(TECSU_{s_{2_i}})$ é proporcional as médias harmônicas dos $NC_i - MH(NC)$ e dos $CN_i - MH(CN)$, respectivamente. Lembrando, que a $MH(a, b, c)$ de três números não-nulos é igual a média $MA(a^{-1}, b^{-1}, c^{-1})$, que representa a média aritmética dos inversos. Logo,

$$E(TECSU_{s_1}) = \frac{P_1}{MH(NC)} \quad \text{e} \quad E(TECSU_{s_2}) = \frac{P_2}{MH(CN)}. \quad (3.3.8)$$

Logo,

$$\frac{E(TECSU_{s_1})}{E(TECSU_{s_2})} = \frac{P_1}{P_2} \frac{MH(NC)}{MH(CN)}.$$

Como o número de chamadas em P_1 e P_2 são próximos então os valores esperados são próximos das médias harmônicas, ou seja, $E(TECSU_{s_1}) = MH(NC) = \frac{P_1}{\ell EU_s}$ e $E(TECSU_{s_2}) = MH(CN) = \frac{P_2}{(1-\ell)EU_s}$. Mas, $P_1 = 2P_2$, então,

$$\frac{E(TECSU_{s_1})}{E(TECSU_{s_2})} = 2 \frac{(1-\ell)}{\ell}, \quad (3.3.9)$$

que representa as equações (3.3.2).

No caso das entradas independentes, mas não sendo identicamente distribuídas (aleatórias), os resultados para $E(TECSU_{s_1})$ e $E(TECSU_{s_2})$ são os mesmos, em virtude do valor das entradas sucessivas na hospitalização dos pacientes que necessitam de unidades de serviço (EU_s) ser grande. Verifica-se, que as expressões para os valores esperados são: $E(TECSU_{s_1}) = \frac{\Delta t_1}{\ell EU_s + 1}$ e $E(TECSU_{s_2}) = \frac{\Delta t_2}{(1-\ell)EU_s + 1}$. Portanto,

$$\frac{E(TECSU_{s_1})}{E(TECSU_{s_2})} = 2 \frac{(1-\ell)EU_s + 1}{\ell EU_s + 1}. \quad (3.3.10)$$

Fazendo EU_s grande a relação entre os valores esperados é $2 \frac{(1-\ell)}{\ell}$, que representa a equação (3.3.9).

Reportando-se agora as variáveis Z_1 – que representa o número de entradas na emergência que não são atendidas pelas unidades de serviço (U_s) e Z_2 – o número de entradas nos estabelecimentos hospitalares sem emergência transportados pelas unidades de

serviço (U_s), conforme definidas na Seção 2.6. Os valores de Z_1 e Z_2 participam com pouquíssima representatividade, quando comparados com o volume de I_n – entradas nos estabelecimentos hospitalares e K – entradas nas emergências. Fixando as U_s estritamente para atendimento as emergências hospitalares, tem-se que $Z_1 \simeq Z_2 \simeq 0$. Em sendo assim, os valores das taxas médias de chamadas para os atendimentos em Δt_1 e Δt_2 são:

$$\bar{\lambda}_1^* = \frac{3\ell\psi\mu hp}{200} \quad \text{e} \quad \bar{\lambda}_2^* = \frac{3(1-\ell)\psi\mu hp}{100}. \quad (3.3.11)$$

Observe-se, que a metodologia empregada para a obtenção dos $\bar{\lambda}_1$, $\bar{\lambda}_1^*$, $\bar{\lambda}_2$ e $\bar{\lambda}_2^*$ está baseada na suposição de que todas as chamadas das unidades de serviço são necessárias; ou, que ao ser chamada, a U_s sempre encontra o acidentado. Portanto, não existe deslocamento desnecessário da U_s ou deslocamento perdido. Logo, os valores das taxas médias de chamadas obtidas para o período diurno $\bar{\lambda}_1^*$ e noturno $\bar{\lambda}_2^*$ estão estimados a favor da segurança.

Agora levando consideração que $lost_1$ representa o percentual de chamadas desnecessárias ou perdidas no período diurno e $lost_2$ no período noturno, então os valores das taxas de entradas dos pacientes na hospitalização transportados pela unidades de serviço no período diurno $\bar{\lambda}_1^*$ e noturno $\bar{\lambda}_2^*$ passam a ser calculados por:

$$\bar{\lambda}_1^* = \frac{3\ell\psi\mu hp(100 - lost_1)}{20000} \quad \text{e} \quad \bar{\lambda}_2^* = \frac{3(1-\ell)\psi\mu hp(100 - lost_2)}{10000}. \quad (3.3.12)$$

Esse novo cálculo de $\bar{\lambda}_1^*$ e $\bar{\lambda}_2^*$ admite a hipótese de tempo de espera na fila $W = 0$. Mostra-se a seguir, que ao considerar as chamadas perdidas $lost_1 = lost_2$, ambas não interferem no resultados das taxas de entradas $\bar{\lambda}_1^*$ e $\bar{\lambda}_2^*$. Para demonstrar essa acertiva, considere z a probabilidade da entrada da unidade de serviço ser em Δt_1 (período diurno) e $(1 - z)$ a probabilidade de entrada da unidade de serviço ser em Δt_2 (período noturno). Sendo, $EU_s = EU_{s_1} + EU_{s_2}$ e EU_{s_1} e EU_{s_2} são as entradas por unidade de serviço em Δt_1 (diurno) e Δt_2 (noturno), respectivamente, então z pode ser calculado por:

$$z = \lim_{\Delta t \rightarrow \infty} \frac{EU_{s_1}(1 - lost_1)}{EU_{s_1}(1 - lost_1) + EU_{s_2}(1 - lost_2)}, \quad (3.3.13)$$

e se $lost_1 = lost_2$, então

$$z = \frac{EU_{s_1}}{EU_{s_1} + EU_{s_2}} = \ell.$$

Essa consideração é factível, principalmente no longo horizonte. Na cidade de Recife os valores estimados $\widehat{lost_1}$ e $\widehat{lost_2}$ para os serviços de atendimento pré-hospitalar móvel –

SAMU-192 são escabrosas. Segundo o Relatório Gerencial de Ligações Recebidas (SAMU 192), no período de 01/01/2009 a 28/02/2010 o percentual de chamadas desnecessárias denominadas de “TROTES” é de 70%. Sabe-se, que esse valor é um pouco mais significativo na madrugada, porém como as chamadas no período diurno tem um peso de 70%, então pode-se admitir por meio das estimativas do NC e CN que os valores de $\widehat{lost}_1$ e $\widehat{lost}_2$ são equivalentes.

Na Tabela 3.2 constam os resultados da apuração do número de chamadas no período diurno e noturno obtidas da Base de Dados (SAMU/Recife, 2009). A metodologia usada para calcular a estimativa de NC é a de controle de cartas ilustrada na Figura 3.4, através da rotina “Control Charts” do MINITAB (2006). O resultado do intervalo de confiança considerando dois desvios é; (2.896, 4.255). A média calculada para NC ($\overline{NC}$) representa 3.575 ligações para o período diurno. O desvio padrão para a distribuição de NC é de 340 ligações, com uma dispersão de 0,095. Logo, a estimativa para NC ($\widehat{NC}$) mais favorável é considerar o limite superior do intervalo de confiança, ou seja $\widehat{NC} = 4.255$ ligações. Dessa maneira, a estimativa também mais favorável para ℓ – probabilidade de entradas nos estabelecimentos hospitalares usando o meio de transporte a U_s é ser no período diurno, ou seja:

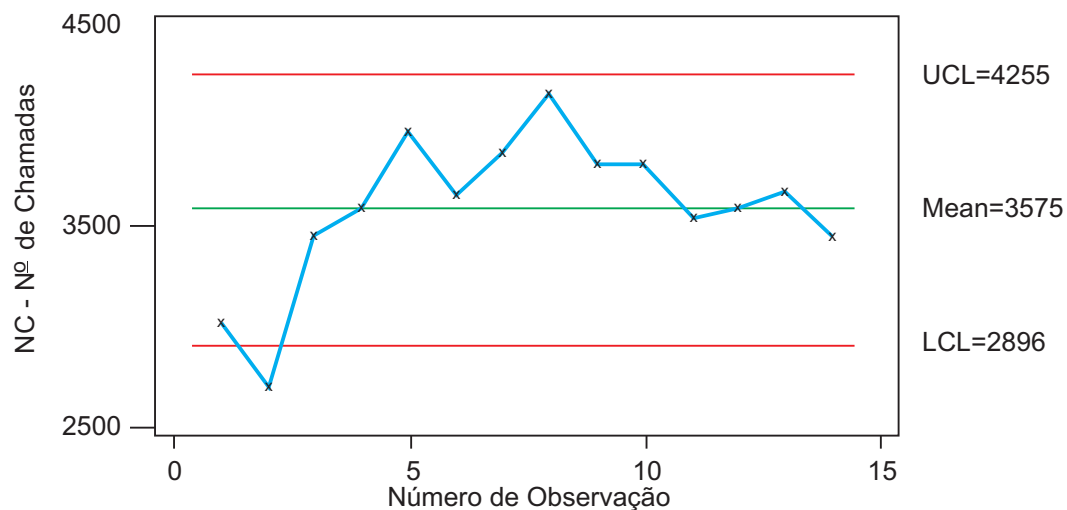
$$\widehat{\ell} = \frac{4.255}{5.275} = 0,8066 \quad \text{ou} \quad (1 - \widehat{\ell}) = 0,1934. \quad (3.3.14)$$

Logo, pode-se afirmar com rigor que 80,66% das chamadas necessárias feitas na central de triagem são demandadas no período diurno. A diferença representada por 19,34% das chamadas referem-se ao período noturno. Esses resultados são necessários para as estimativas do número de U_s visando o pleno funcionamento do sistema, com a garantia de não faltar leitos hospitalares.

Tabela 3.2 Número de chamadas das U_{ss} – Diurno e Noturno.

Número de Chamadas das U_s	Frequência Relativa	Número de Chamadas no Período Diurno das U_{ss}
4.367	0,0591270	3.017
3.875	0,0524655	2.703
5.053	0,0684151	3.444
5.276	0,0714344	3.580
5.897	0,0798424	3.952
5.379	0,0728289	3.643
5.701	0,0771887	3.836
6.211	0,0840938	4.136
5.610	0,0759566	3.781
5.631	0,0762409	3.794
5.203	0,0704460	3.536
5.274	0,0714073	3.579
5.375	0,0727748	3.640
5.006	0,0677787	3.415

Fonte: SAMU/Recife (2009)

**Figura 3.4** Controle Estatístico do Número de Chamadas das U_{ss} .

Zoneamento: Divisão da Região Urbana em Zonas de Atendimentos – ZAs

O modelo de transporte para atendimento pré-hospitalar pode tratar uma cidade como uma única região urbana de atendimento ou estratificá-la em zonas urbanas de atendimentos. Para o primeiro caso, uma única estação ou posto serve como central de triagem – o local é usado como distribuidor das U_s s e, nesse caso, o paciente é removido para o estabelecimento hospitalar mais próximo do local onde se encontra o usuário do sistema. O segundo caso, em cada zona de atendimento é alocado um estabelecimento hospitalar, tais como, público e privado do município e do estado, do Sistema Único de Saúde (SUS) e seus conveniados. Todos esses estabelecimentos hospitalares são de interesse do modelo de transporte.

Dessa modo, a modelagem a ser abordada para o modelo de transporte, uma região é a representação de toda a área urbana da cidade e as zonas urbanas de atendimentos (ZAs) funcionam como elementos de áreas da região que contém uma organização hospitalar. Em suma, cada uma das zonas de atendimentos é definida em função da minimização do tempo resposta (TR) – tempo entre a chamada da U_s e sua chegada ao paciente. Esse é o objetivo único para garantir a vida do acidentado.

Uma das formas mais simples para definição dos formatos das ZAs é formatar as zonas em figuras próximas de um círculo e quadrados, plotando o estabelecimento hospitalar no centro da figura de modo a conseguir o menor tempo de viagem. Sabe-se pela

geometria Euclidiana, que entre todos os quadriláteros de mesmo perímetro, o quadrado é a figura plana que estabelece a menor distância esperada entre dois pontos escolhidos aleatoriamente dentro dele.

Cada estabelecimento hospitalar possui uma estação – posto de serviço das unidades de serviço U_s ou simplesmente posto de serviço, com a finalidade de atender exclusivamente aos chamados dentro da zona de atendimento correspondente. Logo, esse procedimento produz uma homogeneização do serviço prestado, bem como uma melhor utilização do pessoal que trabalha nas U_s . Esse sistema onde vários servidores são distribuídos nas ZAs propicia a criação de um sistema de filas em cada estação (posto) de U_s de modo a atender as chamadas com prioridade “First in First out (FIFO)”. Para o dimensionamento desse sistema de filas se parte da premissa que todas as chamadas são classificadas como emergência; não levando em consideração aquelas desnecessárias ou perdidas.

O sistema de transporte destinado a atender exclusivamente a emergência usando como meio de transporte as unidades de serviço (U_s) tem duas peculiaridades bastante relevantes: a primeira refere-se ao regime de filas das U_s e a segunda ao seu tempo de viagem (TV).

O uso da teoria das filas tem como principal objetivo reduzir a zero a probabilidade que a chamada permaneça na fila por certo período de tempo muito próximo a zero. Nesse sentido, a base teórica para o uso da teoria das filas é estabelecer equações visando o dimensionamento do número de U_s , que são denominados de servidores. Esse dimensionamento visa reduzir ao máximo o tempo médio de espera na fila $\bar{W}$ ou seja, dimensionar as U_s de modo a tornar $\bar{W}$ bastante reduzido em relação ao tempo de viagem. Sendo assim, faz-se necessário aumentar o tempo ocioso e reduzir o fator de utilização ρ .

Ao se fazer essa busca – aumentar a ociosidade por meio da redução da utilização ρ de modo a se ter $\bar{W} \equiv 0$ é incorrer em custos maiores, principalmente, aqueles imputados ao capital e à mão de obra. No que tange ao capital a depreciação é o de maior peso. Entretanto, o custo referente à mão de obra o seu aumento é decorrente da baixa utilização do motorista, principalmente na sua apropriação em relação as horas paradas. Esse é sem dúvida o preço a ser pago em virtude de reduzir $\bar{W} \equiv 0$.

Com relação ao tempo de viagem, o objetivo é escolher uma formatação geométrica para a zona de atendimento ZA de modo a minimizar o $E(TV)$. Como o tempo de espera na fila $\overline{W} \equiv 0$, então, o tempo de viagem TV participa majoritariamente no cálculo do $TR = W + TP + TV$, sendo TP o tempo gasto por uma unidade de serviço U_s partir, isto é, o tempo entre a ocupação da U_s até a sua saída da estação. Admitindo que todas as U_s s que prestam serviço de atendimento pré-hospitalar a uma determinada cidade são alocadas em uma única estação de triagem – único posto de serviço (U_s) – tem-se um efeito, que é a não redução do TR em virtude do tamanho/dimensão da área de atendimento do serviço pois, mesmo se alterando o número de U_s , o rebote sobre o tempo resposta TR é mínimo. Dessa maneira, torna-se inviável tratar toda a região urbana da cidade como sendo uma única zona de atendimento; uma única estação ou posto de triagem para distribuir todas as unidades de serviço (U_s).

Ao abandonar a hipótese de concentrar todas as U_s em um único posto de serviço para despacho da U_s , parte-se para distribuir as U_s s em ZAs . Sendo assim, o tempo de viagem TV sofre modificações em função das características geométricas das ZAs .

Dessa forma, faz-se necessário construir ou adequar os modelos existentes, que propicie estabelecer uma relação matemática entre o tempo de viagem TV com as características geométricas das ZAs . Existem modelos geométricos que a estimam TV , considerando que é conhecido a localização do posto de serviço, bem com, a sua população. A população considerada é explicada por uma função uniformemente distribuída em toda a ZA onde se situa o posto. Há vários estudos que analisam políticas de despacho de sistemas de atendimento pré-hospitalar móvel, como em Savas (1969) e Takeda et al. (2004, 2007), que mostram de forma clara, que a descentralização das unidades de serviço pode melhorar a eficiência de um sistema de atendimento pré-hospitalar móvel, por meio da redução substancial do tempo médio resposta $E(TR)$ aos usuários acidentados. Swersey (1982) e Ignall et al. (1982) simularam diversas políticas de despachos de viaturas de bombeiro em função do motivo/gravidade do atendimento e do número de viaturas que devem ser enviadas quando ocorre um alarme.

A concepção de um modelo de filas é garantir que pelo menos uma unidade de serviço U_s esteja disponível para atendimento ao chamado; com isso, tem-se condição de calcular

a probabilidade para essa garantia. Para o modelo geométrico faz-se a distribuição do tempo de viagem TV segundo essa garantia, minimizando o valor esperado do tempo resposta TR de modo a verificar a compatibilidade de uma ZA .

Dessa maneira, a busca da maximização da eficiência para o serviço de atendimento pré-hospitalar usando U_s dar-se-á segundo as premissa explicadas pelas equações abaixo:

$$E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR \quad (4.0.1)$$

$$\text{e } \overline{W} \equiv 0, \quad (4.0.2)$$

em que TMR representa o tempo máximo resposta especificado para qualquer da ZA , conforme o formato geométrico que conduz a um $E(TR)$ mínimo.

“As capitais brasileiras são divididas em regiões administrativas, que no caso da cidade do Recife, denomina-se de Regiões Políticas Administrativas (RPAs) englobando vários bairros e, cuja densidade populacional é constante. Essa densidade constante d em torno de 6.458 hab/Km^2 ou de 65 hab/ha (quociente entre a população de $1.422.905 \text{ hab}$ adensados numa área de 21.964 ha). Constata-se, que em todas grandes capitais brasileiras, o número de regiões administrativas é sempre inferior ao número de hospitais públicos mais os privados conveniados com o SUS e os privados sem fins lucrativos. No caso da cidade do Recife as $RPAs$, nas quais o espaço urbano do município foi dividido, atendem ao estabelecido no artigo 88, § 1 e § 2 da Lei Orgânica do Recife, que determina:

§ 1 – Para efeito de formulação, execução e avaliação permanente das políticas e de planejamento governamental, o Município será dividido em regiões político-administrativas.

§ 2 – Na definição das regiões político-administrativas devem ser observadas as legislações pertinentes e assegurada a unidade histórico-cultural, demográfica, social e econômica do ambiente urbano.”

O estabelecimento dessas diretrizes na Lei Orgânica significa, na verdade, a busca de um processo de planejamento participativo, consubstanciado através de $RPAs$, por meio da seguinte divisão territorial: 94 bairros e 6 Regiões Político – Administrativas – RPA , sendo: $RPA1$ – Centro: 11 bairros; $RPA2$ – Norte: 18 bairros; $RPA3$ – Noroeste: 29 bairros; $RPA4$ – Oeste: 12 bairros; $RPA5$ – Sudoeste: 16 bairros; $RPA6$ – Sul:

8 bairros; e, 18 microregiões com 66 Zonas Especiais de Interesse Social (*ZEIS*). A Tabela 4.1 ilustra a população residente, o número de domicílios particulares, área e densidades segundo as *RPA*s da cidade do Recife. Para a formatação das *RPA*s, os

Tabela 4.1 População Residente, N. de Domicílios, Área e Densidade das *RPA*s – Recife/2005.

REGIÃO POLÍTICO ADMINISTRATIVA	POP. RESIDENTE		DOMÍC.	ÁREA(ha)	DENSIDADE	
	(Abs)	(%)			(hab/ha)	(hab/dom)
Cidade do Recife	1.422.905	100	376.022	21.964,00	67,78	3,78
<i>RPA</i> 1-CENTRO	78.098	5,49	22.202	1.605,88	48,63	3,52
<i>RPA</i> 2-NORTE	205.986	14,48	52.383	1.429,95	144,05	3,93
<i>RPA</i> 3-NOROESTE	283.525	19,93	73.436	7.793,61	36,38	3,86
<i>RPA</i> 4-OESTE	253.015	17,78	67.486	4.214,13	60,04	3,75
<i>RPA</i> 5-SUDOESTE	248.483	17,46	64.108	3.010,27	82,55	3,88
<i>RPA</i> 6-SUL	353.798	24,86	96.407	3.901,79	90,68	3,67

FONTE: IBGE, EMPREL, Relação das Áreas dos Bairros

seguintes critérios “formam a base para efeito da delimitação dessas regiões:

- 1) A base da divisão são bairros, quer dizer, as regiões aproximam-se da união de conjuntos de bairros completos;
- 2) Existência de *ZEIS* e de áreas verdes, áreas institucionais e Centros Secundários, por serem áreas especiais com características específicas consolidadas;
- 3) A diversidade/heterogeneidade que faz parte da realidade da cidade, expressa-se nas regiões; assim, estas não representam somente uma determinada tendência da ocupação, mas refletem as diferenças existentes tais como: áreas formais e informais, residenciais e comerciais, verdes e edificadas, etc...”

Recife têm 89% de seus imóveis já edificadas, que se distribuem de maneira equilibrada entre as seis *RPA*s, que apresentam percentuais que variam de 84% (região oeste) a 95% (região centro). A região Sul *RPA*6, possui a maior concentração populacional, que corresponde a 24,9% do total da cidade.

A pequena área urbana de Recife – em torno de 220 Km^2 – possui 251 estabelecimentos de saúde pública considerando os conveniados com o SUS mais os privados sem

fins lucrativos (IBGE, 2005). Dos 251 estabelecimentos, 41 (21 públicos mais 20 privados conveniados com o SUS) são estabelecimentos hospitalares que ofertam internações com atendimentos especializados ou com especialidades diversas. O número médio de hospitais com essas características por *RPA* é de 6,83. Entretanto, 2,27 representa o número de hospitais por microrregiões, enquanto 3,80 representa número médio de estabelecimentos hospitalares públicos por *ZEIS*. O IBGE nos censos demográficos elabora juntamente com as prefeituras os mapas e tabelas contendo a população residente, número de domicílios, área, densidade das regiões e outras estatísticas de grande valia para os Planos Diretores.

Como visto anteriormente no Capítulo 2, equações (2.020) e (2.023), partindo do número de leitos n_L do estabelecimento hospitalar e dos parâmetros estimados (λ , μ) para uma dada cidade, determina-se a população máxima usuária desse hospital ($h_{máx}$), com confiabilidade especificada de não faltar leitos (α). Com os dados característicos da *RPA* – população distribuída uniformemente na *ZA* e a partir da densidade populacional d (hab/ha ou hab/Km^2) de uma *RPA*, que contenha a *ZA* determina-se a sua área A e, buscando minimizar, o valor esperado do tempo de viagem $E(TV)$ estabelece o seu contorno geográfico. Em caso das *RPAs* serem muito grandes, pode haver distorção no cálculo de d . Sendo assim dividi-se cada *RPA* em *ZAs* disjuntas de modo que a união delas constitui um revestimento da *RPA* considerada.

É importante salientar que a geografia dos contornos internos das *ZAs* devem ser mais ou menos equidistantes dos estabelecimentos hospitalares, quando for feito o traçado no mapa da *RPA*. Logo, está se considerando a divisão das *RPAs* em *ZAs* e não a divisão de toda a cidade como um todo. Essa metodologia abordada visa basicamente:

- 1) Manter a mesma quota de chamadas ao longo de toda a área a ser dividida ($d = cte$);
- 2) Cada uma das *RPAs* conterá um número pequeno de hospitais (por exemplo, variando de 1 a 5 hospitais) e, assim, pode-se mais facilmente dividir as *ZAs* com um traçado mais rigoroso das fronteiras entre todas as zonas de atendimentos.

Nos casos em que a *ZA* for extensa, não satisfazendo a equação (4.01), a mesma deve ser dividida em sub-zonas (*SZAs*), onde cada uma das sub-zonas corresponde a um posto da unidade de serviço U_s e cada U_s do posto efetuará o seu serviço nessa sub-zona e com

todas as U_s conduzindo seus pacientes para o hospital da ZA considerada. Em suma, cada sub-zona é um sub-espço contido dentro do espço geométrico da zona de atendimento. Savas (1969), no artigo intitulado “Simulation and cost-effectiveness analysis os New york’s emergency ambulance service, Management Science 15(12), B608-B627”, fez uma simulação para a região do “Brooklyn - New York” considerando um posto de serviço no “King County Hospital” e um outro posto numa região satélite – longe da área de abrangência do hospital. A origem desse trabalho foi proveniente da baixa qualidade do serviço reclamada pela Academia de Medicina da cidade Nova York. Observe-se o texto que vetorizou a implantação do sistema de atendimento pré-hospitalar móvel na cidade de Nova York.

“O serviço de atendimento pré-hospitalar emergencial da cidade de Nova York gerido pela Secretaria de Saúde de Nova York conjuntamente com a Empresa Gestora dos Hospitais Públicos vem sofrendo pesadas criticas em relação ao serviço prestado. Um relatório preparado pela Academia de Medicina de Nova York em 1967 recomendou que o serviço seja uma atribuição de polícia. Essa mesma proposta fora sugerida pela Academia em um relatório há 40 anos atrás. De tempos a tempos, outros relatórios e artigos de jornais assinalaram a insuficiência do atual serviço prestado, basicamente na demora do atendimento ao acidentado. Na campanha majoritária para prefeito da cidade de Nova York em 1968, a plataforma de campanha do candidato John Lindsay foi especificamente voltada a esse serviço público. A sua proposta foi a de modificar radicalmente sistema de atendimento pré-hospitalar móvel visando salvar a vida em um menor tempo de atendimento.”

O estudo de Savas (1969) simulou cerca de 180 mil chamadas ao longo de 4 anos de operação do sistema de transporte para atendimento pré-hospitalar móvel, alocadas de duas maneiras:

- 1) Entre o posto de serviço do hospital e um posto satélite – fora do hospital.
- 2) Concentrada somente no posto de serviço do hospital.

Quando as unidades de atendimento foram distribuídas na primeira situação – posto do hospital e posto satélite, o efeito da eficiência foi significativo, isto é, o tempo resposta TR foi bem menor do que quando as unidades de serviço estavam totalmente concentradas no

posto do hospital. O assintotismo ocorreu, isto é, a partir de um certo valor aumentando o número de unidades de atendimento pré-hospitalar móvel no posto do hospital nenhuma redução no $E(TR)$ ocorreu. Assim, para um número total de unidades vislumbrou-se a ocorrência de uma distribuição ótima nas quantidades entre o posto do hospital e o posto satélite, que minimizava o $E(TR)$. Por exemplo, para um total de 10 unidades de serviço (U_s), 6 foram alocadas para o posto satélite. Na cidade de Nova York em 1967 – Savas (1969), o valor de $\frac{n_s}{Hosp} = 2,22$; sendo o numerador da fração a quantidade de unidades de serviço (U_s) e o denominador a quantidade de hospitais públicos.

A Tabela 4.2 apresenta o total de U_s para as cidades de Recife, Fortaleza, Salvador, Belo horizonte e Curitiba. Observe, que em relação ao total de estabelecimentos de saúde inseridos na área urbana das cidades todos os valores referentes ao número de U_s por estabelecimento são sempre menores que 1. Agora, considerando os estabelecimentos saúde oficiais (públicos mais os privados conveniados com o SUS) que ofertam internações a relação cresce para valores acima de 1. Dessa maneira, as estações das U_s definidas como satélites podem ser na maioria das vezes os próprios estabelecimentos de saúde mesmo para aqueles considerados particulares sem fins lucrativos, que no caso da cidade do Recife representa 39 estabelecimentos.

Tabela 4.2 Relação $U_s \times$ Estabelecimentos de Saúde/Hospital.

Cidade	Estab. de Saúde	Leitos- n_L	População-h	Fator $(1-p) \times 1000$
Recife	602	8.089	1.486.869	5,44029
Fortaleza	543	8.138	2.332.657	3,48873
Salvador	1.213	7.676	2.631.831	2,9166
Belo Horizonte	1.032	8.719	2.350.564	3,70932
Curitiba	811	6.013	1.727.010	3,48174

Cidade	Estab. de Saúde Oficiais	Unidades (n_s)	n_s /Estab. de Saúde
Recife	251	260	0,431894
Fortaleza	191	240	0,441989
Salvador	329	345	0,284419
Belo Horizonte	320	380	0,368217
Curitiba	278	285	3,351418

Cidade	$n_s/\text{Estab. Saúde Oficiais}$	n_s/hab
Recife	1,035857	0,000175
Fortaleza	1,256545	0,000103
Salvador	1,048632	0,000131
Belo Horizonte	1,1875	0,000162
Curitiba	1,02518	0,000165

A cidade do Recife pode ser dividida “a priori” em 41 zonas de atendimentos representadas por: 21 estabelecimentos hospitalares públicos mais 20 estabelecimentos privados conveniados com o *SUS*; todos são estabelecimentos hospitalares que ofertam internações com atendimentos especializados ou com especialidades diversas. Recife tem uma área de $219,493 \text{ Km}^2$ e com uma população de 1.486.869 *hab* (CENSO, 2005). Logo com base nessa divisão chega-se aos seguintes números médios para cada *ZA*: Área = $5,35 \text{ Km}^2$; população = 36.265 *hab*; $d = 6.778 \text{ hab/Km}^2$ ou $d = 67,78 \text{ hab/ha}$. No que se refere ao total de U_s , Recife tem disponível 260 U_s , sendo: 38 U_s geridas pelo *SAMU* e 93 U_s ofertadas pelos bombeiros, estabelecimentos de saúde públicos e privados conveniados com o *SUS*. Dessa maneira, tem-se em média para cada *ZA*, considerando somente os estabelecimentos oficiais um valor de 3,19 unidades de serviço pré-hospitalar móvel (U_s) para cada posto de serviço.

Essa divisão feita de forma não científica nos leva a cometer erros de dimensionamento. Para evitar sobrevalores e subvalores nos dimensionamentos, faz-se necessário definir uma metodologia para dimensionamento das U_s com base na formatação das zonas de atendimento e nas variáveis $TECSU_s$ (Tempo entre Chamadas Sucessivas das Unidades de Serviço - U_s) e $TEESHU_s$ (Tempo entre Entrada Sucessiva do Paciente na Hospitalização usando como Transporte a Unidade de Serviço - U_s). Vale lembrar, que o dimensionamento do sistema está vinculado as condições: a) $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$ e b) $\bar{W} \equiv 0$.

Ao considerar a cidade como sendo uma única *ZA* com um único posto de unidades de serviço, a condição $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$ não se verifica na grande maioria dos casos, em virtude das variáveis $TEESHU_s$ e $TECSU_s$ serem pequenas em relação ao *TS*. Agora, para os leitos hospitalares, é mais viável em termos econômicos dimensionar as quantidades de leitos para toda a população h da região urbana da cidade. Logo, cada

indivíduo da zona de atendimento pode hospitalizar-se em qualquer hospital da cidade. Essa forma de dimensionamento dos leitos é muito mais vantajosa do que em relação a dimensionar o número de leitos para as populações das j zonas, ou seja, cada indivíduo hospitalizando-se somente nos hospitais da zona correspondente, de modo a satisfazer a condição $\sum_{i=1}^j h_i = h$, em que h_i e h são as populações da zona de atendimento i e da cidade, respectivamente.

Para essas duas formas de abordagens visando a quantificação /dimensionamento dos leitos hospitalares, tem-se que garantir para ambas que não haverá falta de leitos. Nesse caso, considera-se a confiabilidade de não faltar leitos $\alpha = 100\%$. Logo, nas duas formas de abordagens o número de leitos n_L deve ser calculado de formas diferentes. Observe-se:

$$\begin{aligned} \text{Caso 1: } n_{L_1} &= h(1-p) + 4\sqrt{p(1-p)}\sqrt{\sum_{i=1}^j h_i} \quad \text{ou} \quad n_{L_1} = h(1-p) + 4\sqrt{p(1-p)}\sqrt{h}; \\ \text{Caso 2: } n_{L_2} &= h(1-p) + 4\sqrt{p(1-p)}\sum_{i=1}^j \sqrt{h_i}. \end{aligned}$$

Como o termo $\sqrt{\sum_{i=1}^j h_i} < \sum_{i=1}^j \sqrt{h_i}$, para $i > 1$, então $n_{L_2} > n_{L_1}$. Para se ter uma idéia da magnitude da diferença entre n_{L_2} e n_{L_1} , considere como exemplo uma cidade com 842.000 *hab*, com a probabilidade de um indivíduo sofrer acidente $(1-p) = 0,5\%$. Suponha, que o dimensionamento do número de zonas de atendimento seja $j = 5$, sendo cada h_i , com $i = 1, 2, \dots, 5$ é dado por: $h_1 = 130.000$, $h_2 = 195.000$, $h_3 = 260.000$, $h_4 = 156.000$ e $h_5 = 101.000$. Após aplicação das equações definidoras de n_{L_1} e n_{L_2} , vem: $n_{L_1} = 5.335$ leitos e $n_{L_2} = 5.677$ leitos. Dessa maneira tem-se uma redução de 342 leitos, com uma economia de 6,02%; o que representa um hospital de médio porte. Além do mais, à medida que se aumenta os estratos da área urbana da cidade em ZAs o percentual de economia cresce.

Então, o modelo de transporte para atendimento pré-hospitalar móvel tem a seguinte característica: sempre um posto de U_s é localizado num hospital. Essa escolha é principalmente devido aos fatores relacionados abaixo:

- a) Maior facilidade na operação da U_s pelo hospital que pode se preparar para receber o paciente acidentado, enquanto a U_s sai a sua procura. Além do mais, os atuais sistemas de comunicações disponíveis – rádios, computadores de bordo e GPS, são

elementos facilitadores na relação de diagnóstico entre o médico do hospital e os paramédicos das U_s s;

- b) Baixo fator de U_s por hospital nas cidades brasileiras;
- c) Com essa modelagem não existe problema de faltar leitos para o paciente que se destina ao hospital;
- d) Com a criação dos postos satélites ou com a circulação contínua das unidades de serviço, a utilização da quilometragem rodada por U_s tende a aumentar diluindo assim os custos fixos, que representam mais de 50% do custo total. Fazendo uma analogia com o transporte urbano por ônibus, a cada 2% de aumento na utilização do ônibus há um reflexo na redução do custo total em torno de 1% (Planilha de Custo Operacional do STPP-RMR, 2008).
- e) As equações $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$ e $\overline{W} \equiv 0$ podem ser balizadas para cada uma das ZA .

Considerando os fatores acima relacionados é de suma importância que todos os hospitais das zonas de atendimentos sejam públicos, mesmo aqueles conveniados com o SUS . É importante que todos os hospitais possuam atendimentos especializados, isto é, com adequadas salas de emergência e que sejam mais ou menos uniformes quanto aos tipos de leitos e as especialidades de atendimentos de modo a evitar a remoção do acidentado recém chegado para outro hospital.

Caso fosse estabelecido uma única central de triagem, com a finalidade única de expedição de todas as U_s s, e se as U_s s de qualquer posto da ZA estiverem distribuídas adequadamente por toda a zona correspondente, e se para qualquer chamada a central de triagem expedir a U_s mais próxima disponível ao ponto do acidente, tem-se como resposta um maior aperfeiçoamento no serviço prestado pelas U_s devido a não limitação das áreas de serviço e ao mesmo tempo uma maior redução no TV proveniente da máxima descentralização das U_s em cada ZA . A própria central de triagem informa à U_s o hospital mais próximo com leitos disponíveis.

Dentro do atual contexto essas decisões são estritamente viáveis; principalmente, devido a evolução no fator de comunicação. No projeto de “New York”, Savas (1969)

comparou o valor esperado $E(TR)$ calculado na simulação levando em consideração as seguintes distribuições das U_s s.

- 1) As U_s s descentralizadas e atendendo ao chamado a mais próxima disponível.
- 2) A melhor distribuição – distribuição ótima entre o posto satélite e o posto de serviço do hospital.

No caso de 1) a máxima diminuição no valor do $E(TR)$ foi cerca de 8%. Isso significa que uma das ZAs com formatos geométricos pré-estabelecidos teve como resposta a minimização do $E(TR)$. No caso 2) a conclusão foi que em cada ZA com uma única estação (posto) com poucas U_s , com atendimento exclusivo no hospital situado na zona de atendimento correspondente requer um maior número de U_s para propiciar o mesmo nível de serviço, quando comparado com a situação em que as U_s são dispersas adequadamente em todas as ZAs da região urbana e com a atribuição de atender o acidentado sempre com a U_s disponível mais próxima da ZA.

O enfoque a ser dado requer limitações; principalmente, pelo emprego das variáveis inerentes ao fator comunicação. Com efeito, o modelo deve levar em consideração que as U_s s são unidades fixas nas estações e com um leque de abrangência de atendimento – equidade de serviço em toda região urbana.

Após esse breve discernimento sobre o enfoque de distribuição das U_s , faz-se necessário estudar de forma ampla as variáveis que interferem nas equações (4.01) e (4.02).

4.1 Estudo da Variável Tempo de Viagem - TV

Um dos aspectos relevantes no planejamento de um sistema logístico é a definição da localização dos pontos que formam uma rede de fornecimento de serviços. Esses pontos são, normalmente, associados a fornecedores, armazéns, depósitos e postos de atendimento de serviços ou quaisquer outros elementos de uma rede para os quais é possível demarcar sua posição geográfica. A definição da posição geográfica desses pontos contribui, sobremaneira, para a redução dos custos de transporte, para a minimização do tempo resposta, para a maximização da satisfação do usuário ou otimização de alguma

medida de utilidade que reflita as estratégias a serem adotadas para o serviço de atendimento pré-hospitalar.

Dessa maneira, tem-se que buscar métodos estatísticos de análise que resolvam os problemas de localização geográfica dos pontos de uma rede de atendimentos, medindo de forma robusta as distâncias entre esses pontos e procurando situá-los de forma otimizada sob certas restrições de transporte, tais como tempos e custos.

De início, uma característica relevante na análise de problemas de localização é a restrição de percurso. Quando existem condicionantes de itinerários entre dois pontos, fica-se diante de um grafo, onde os nós são os pontos e os caminhos são os arcos do grafo. A análise do grafo, de uma forma geral, representa os problemas de localização sob um sistema de transporte em uma malha já definida, onde já se têm determinadas as possibilidades de percursos. Logo, a otimização desses percursos em uma grafo é abordado por meio da teoria apropriada.

Na linguagem corrente, distância é a medida da separação de dois pontos. A distância entre dois pontos é medida pelo comprimento do segmento de reta que os unem. Quando se fala na distância entre dois pontos da superfície da Terra, então a distância é o mínimo comprimento entre as possíveis trajetórias sobre a superfície partindo de um ponto e atingindo o segundo (geodésia). Em aplicações práticas, é comum definir a distância entre dois pontos na Terra como o comprimento da trajetória utilizada por determinado meio de transporte. Assim, fala-se em distância da rede urbana e rodoviária, distância ferroviária ou distância aérea. A distância é sempre uma medida positiva e tem a propriedade de que a distância de um ponto A até um ponto B é idêntica à distância de B até o ponto A .

A idéia de distância entre dois pontos é formalizada e generalizada pela matemática através do conceito de métrica. Um espaço onde há uma distância ou métrica definida é chamado de espaço métrico. Mais precisamente, se S é um conjunto, uma métrica em S é função $D : S \times S \rightarrow R$ que associa dois elementos de um conjunto a um número real e deve obedecer aos seguintes propriedades:

- 1) Ser positivamente definida $D(X, Y) \geq 0$ para todos os X e $Y \in R$.

2) Ser simétrica $D(X, Y) = D(Y, X)$ para todos os elementos de X e $Y \in R$.

3) Obedecer a desigualdade triangular. Para todos os X, Y e Z elementos de S , $D(X, Z) \leq D(X, Y) + D(Y, Z)$.

4) Ser nula apenas para pontos coincidentes. $D(X, Y) = 0 \iff X = Y$.

Por exemplo, três vetores X_1, X_2 e X_3 de dimensão $p \times 1$; a matrix distância D é simétrica positiva de dimensão 3×3 , sendo $D_{ij} = 0$ para $i = j$.

A transformada T , aplicada a uma borda B da ZA calcula um campo escalar (ou vectorial) que representa distâncias mínimas entre a borda da ZA e os pontos do espaço no qual a ZA está envolvido. A transformada T pode ser definida da seguinte maneira: $T(B) = \text{MIN}_{P_i \in D(P, P_i)}$ em que P representa pontos arbitrários do espaço, e D representa uma função distância ou métrica utilizada. Assim, para cada ponto P do espaço, a transformada calcula a distância de P ao ponto P_i (P_i pertence ao contorno geométrico ou borda B da ZA) que está mais próximo de P . É claro que com esta definição, para os pontos P situados na borda da ZA, tem-se $T(B) = 0$. A Figura 4.1 mostra a distância mínima entre um ponto P (interno a ZA) a sua borda B e a distância mínima entre um ponto Q (externo) e a borda B .

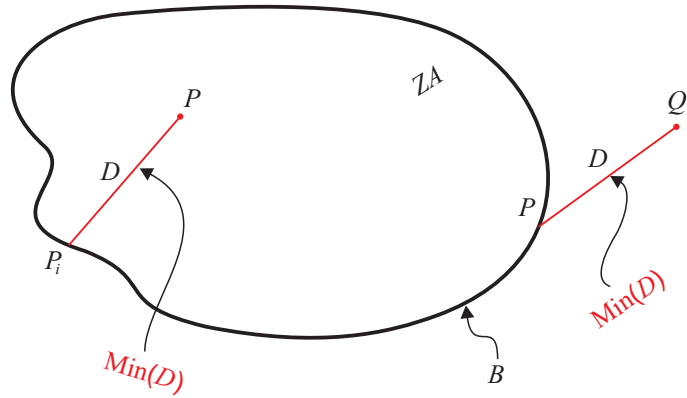


Figura 4.1 Distância Mínima – Métrica D .

O resultado da transformada T aplicada a borda B da ZA depende da métrica ou função distância D . Logo, pode-se definir que a métrica é a regra matemática que define como calcular a separação entre dois eventos.

O primeiro passo para o problema de localização dos pontos, onde os postos devem ficar localizados, é a definição da métrica que deve ser usada para inferir as distâncias D entre os pontos. Existem várias métricas, porém a mais utilizadas são a Métrica Euclidiana (ME) e a Métrica Retangular ou Métrica Metropolitana (MM).

A Métrica Euclidiana adota o princípio de que o caminho mais curto entre dois pontos é uma reta e a mensuração dessa reta é com base na geometria desenvolvida por Euclides. Apesar de ser a métrica ideal, pois trata das medidas reais dos espaços euclidianos, e conseqüentemente apresenta excelentes resultados nas aplicações, há algumas inconveniências computacionais com o uso da métrica euclidiana. O problema de utilizar a transformada de distância com tal métrica para objetos discretizados, nem sempre é algoritmicamente fácil implementá-la, nem seu cálculo computacional é eficiente, já que envolve o cálculo de quadrados e raízes. A segunda – Métrica Metropolitana – é mais abordada em redes de artérias urbanas por ser mais colinear com os traçados perpendiculares dos vetores que constituem as rotas dos caminhos constituídas pelas ruas e avenidas. A denominação Métrica Metropolitana ou Métrica de Manhattan ou “City Block” é proveniente de autores norte-americanos devido ao delineamento da rede urbana de transporte da Ilha de Manhattan da cidade de “New York”. Nesta métrica há uma interpretação interessante: quando aplicada a pontos do espaço discreto, esta métrica assume que, para ir de um ponto A a um ponto B, só é possível andar nas direções dos eixos principais do sistema de coordenadas, onde o ponto está definido (não é permitido andar nas direções diagonais).

Considere uma ZA_i escolhida de densidade populacional média d . Seja essa zona representando a área de serviço onde se situa o posto da U_s , a que denomina-se de posto da U_s hospitalar ou posto de serviço. Para fazer a aproximação do formato da ZA_i de área A_i conhecida pode-se admitir de forma prática a representação da ZA_i em vários formatos de figuras geométricas planas; um círculo, um quadrado, quadrante de um círculo geométrico, entre outras.

Em sendo assim o estabelecimento hospitalar pode ocupar várias posições dentro da figura geométrica. Considere v a velocidade média escalar de uma U_s que deve ser estimada e considerada mínima devido ao percurso da U_s ser pequeno, ou ser realizado por

exemplo na hora do “rush”. Sendo D a variável aleatória que explica o percurso da U_s do posto, onde se situa o hospital (i) a um ponto qualquer (j) da figura geométrica abrangente de ZA , então a distância D_{ij} pode ser calculada de duas maneiras. A primeira por meio da equação Métrica Euclidiana (ME) dada por:

$$D_{ij} = \sqrt{(X_i - X_j)^2 + (Y_i - Y_j)^2}. \quad (4.1.1)$$

A segunda maneira pela equação Métrica Metropolitana (MM) dada por:

$$D_{ij} = |X_i - X_j| + |Y_i - Y_j|. \quad (4.1.2)$$

Aa equações (4.1.1) e (4.1.2) representam o cálculo da distância do percurso efetuado pela U_s entre os nós i e j . A primeira equação (ME) é mais fácil de ser calculada nas figuras círculo e quadrante (círculo geométrico), enquanto a segunda (MM) é mais fácil na figura do quadrado, visto que, as coordenadas (X_i , Y_i) são, também, variáveis aleatórias independentes.

Dentre as equações que mais se aproxima do percurso real é a MM , pois em levantamentos topográficos sempre se toma os eixos coordenados cartesianos paralelos as direções das vias ou ruas principais da zona de atendimento ZA_i considerada. Pode-se também considerar a equação MM corrigida por um fator de ajustamento (F_a), que é função da geometria das ruas da ZA_i e que pode ser estimado a partir da comparação entre os tempos de viagem observados com os teóricos.

Na prática, numa rede de de transporte raramente, tem-se um trajeto entre dois pontos em forma de uma linha reta ou de forma retangular. Normalmente as distâncias efetivas entre pontos são maiores que a distância euclidiana, pois tende a ser distância mínima. Então, para se inferir distâncias usando a ME ou a MM , procura-se ajustá-las às distâncias efetivas empregando um fator de correção. Esse fator (NOVAES, 1989), pode ser obtido ajustando os pontos por meio de mínimos quadrados lineares. Então dado os pontos A e B , a sua distância $D(A,B)$ pode ser explicada por meio de equações do tipo $E(D) = \hat{a} + \hat{b}E(D_{mm})$ ou $E(D) = \hat{a} + \hat{b}E(D_{me})$. Para as malhas rodoviárias da cidade de São Paulo, as seguintes equações explicam as relações entre a distância efetiva e distâncias euclidianas ou metropolitanas:

a) ME : $D = 0,81 + 1,366 D_{me}$

b) $MM: D = 1,13 + 1,045 D_{mm}$

Salienta-se, que os fatores de ajustamento da malha urbana é maior do que o estimado para a malha rodoviária. Isso ocorre, devido principalmente às restrições de tráfego na malha urbana e, também, pelos fortes cruzamentos inseridos na rede urbana. Dessa forma, os fatores de ajustamento para a $ME (F_{ae})$ é sempre maior ou igual ao fator de ajustamento para a $MM (F_{am})$. Logo, sendo $D = (F_{ae})D_{me}$ e $D = (F_{am})D_{mm}$, então $F_{am} \leq F_{ae}$.

Num trabalho sobre “Strategies for Sinzing Service Territories”, Rosenfield et al. (1989) relata que “as deficiências do serviço de atendimento pré-hospitalar móvel nos Estados Unidos foram o foco da primeira de uma série de artigos sobre as emergências hospitalares publicados por médicos na cidade de Nova York. Entre as diversas falhas citadas as relevantes foram: 1) má coordenação do serviço da unidade móvel com os serviços hospitalares; 2) tempo resposta muito acima do tempo necessário para salvar a vida; 3) formação insuficiente do pessoal da unidade móvel; 4) os custo do serviço das unidades; 5) determinação de territórios – zonas de atendimentos de serviço, pois requer determinação do número de zonas e respectiva localização; 6) falta de equipamentos adequados.”

Também menciona “que os custos dos serviços das unidades prestadora de serviço é um fator importante que podem ser minimizados em função da eficiência do serviço.” Incentivar a melhoria do serviço é aumentar as chances de vida do paciente. No entanto, esse custos praticamente não podem ser ignorados quando comparados com os custos médicos crescentes. Uma vez que cada território de serviço – ZA tem um recurso (U_s) que serve como um serviço, o problema da determinação de territórios de serviço – ZA requer também a determinação da localização do posto de serviço das U_s s, bem como, do número de instalações desses postos. Como em cada ZA são adicionadas mais serviços, dessa maneira a organização do sistema torna-se muito menos centralizada, porém os custos fixos provenientes das instalações desses postos devem subir. Por outro lado, as unidades de serviços (U_s) estando mais perto do atendimento, os indicadores de eficiência e eficácia melhoram compensando o aumento dos custos fixo. Logo, a descentralização contribui com menos unidades (U_s) para uma mesma qualidade de serviço.

Langevin & Soumis (1989) definem que a largura L de uma dada região é explicada pela equação $L = \sqrt{A} - Br$, em que r representa a distância do centro da região (Posto ou estação de Serviço ou Posto de serviço da U_s Hospitalar) ao ponto onde ocorre o atendimento, A sendo a área da região e B um número real. Assim, para uma dada demanda assumida como uniforme, o tempo de viagem TV é proporcional a $r - \frac{L}{2}$ (ROSENFELD ET AL., 1989). Ao integrar de 0 a R sobre um anel de tamanho $2\pi r dr$, o valor esperado do tempo de viagem é da forma $KR - B$, em que R é proporcional a raiz quadrada da área e K uma constante. Assim, o tempo de viagem não fica estritamente relacionado à raiz quadrada. Contudo, ao se avaliar a equação, os resultados sugerem um valor de B relativamente pequeno, ou seja, assintoticamente tende a zero.

Note que as distâncias para as diversas ZAs podem variar conforme a Figura 4.2; a comparação é feita em relação aos diferentes serviços nos diferentes tamanhos das ZAs. Embora o formato das zonas nos diversos pontos de atendimentos variem de forma significativa, o efeito não é tão significativo sobre o tempo de viagem.

Embora a constante de proporcionalidade seja função da raiz quadrada, a mesma variará dependendo do formato geométrico da ZA do serviço, como por exemplo, circular versus quadrado. Porém, a distância do posto de serviço da ZA ao ponto de atendimento do serviço ou ponto onde vai ser efetuado o socorro pela U_s ao acidentado dentro da ZA, pode ser sempre calculada pela métrica euclidiana ME ou pela métrica metropolitana MM (LARSON, 1981).

O total de horas trabalhadas por dia em cada viagem pode ser definida em termos do número de atendimentos em cada ZA, bem como, ao total de atendimento em todas as zonas. Observe, que o número total de motoristas pode exceder o número de viagens em caso da utilização das U_s não serem feitas.

Burns et al. (1985) estabelece para uma dada ZA de serviço um valor médio do tempo de viagem para os atendimentos dentro da zona. Esse valor do tempo é dado pela equação abaixo:

$$E(TV) = K_1 \sqrt{\frac{A}{n_s}} \quad \text{ou} \quad E(TV) = K_2 \sqrt{\frac{A}{M}}, \quad (4.1.3)$$

sendo K_1 e K_2 constantes, A representa a área de cobertura de toda a região geográfica

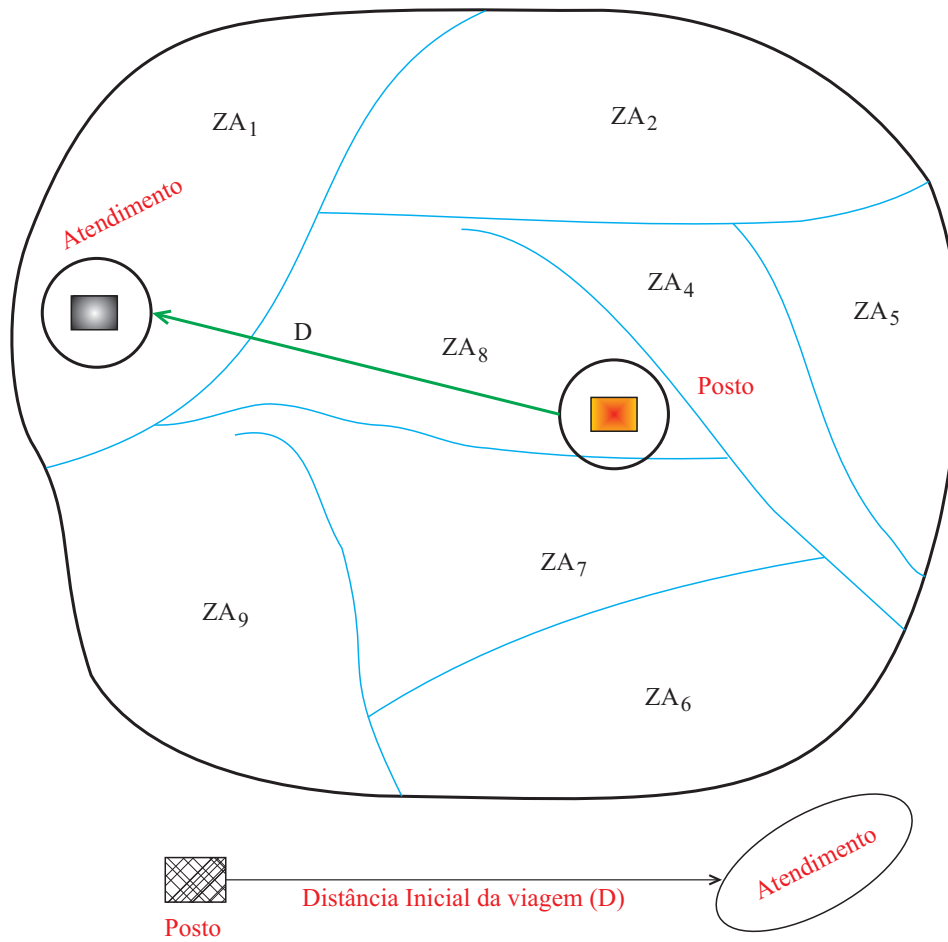


Figura 4.2 Distâncias do Ponto de Atendimento ao Posto de Serviço (U_s) versus Formato das Zonas.

da ZA, n_s número de U_s nos postos e M número de atendimentos.

Kolesar & Blum (1973) após estudarem em várias ZAs o tempo médio de viagem chegaram a uma forma empírica, cuja expressão do tempo de viagem é: $E(TV) = \frac{\alpha}{r^\beta}$, em que r representa a densidade média de U_s e α e β são obtidos por ajuste de uma amostra pesquisada dos tempos de viagem de cada zona de atendimento considerada.

Após as diversas citações que abordam o problema de definir as equações explicadoras dos TV, carece agora um estudo do $E(TV)$ com base numa metodologia própria em função das diversas distâncias a serem consideradas de acordo com o formato da ZA. Para isso, D é uma variável aleatória que representa essas distâncias. Dessa maneira $E(TV) = \frac{E(D)}{v}$ e $V(TV) = \frac{V(D)}{v^2}$, admitindo ser v a velocidade média constante e sendo h

a população que segue uma distribuição uniformemente distribuída na zona de atendimento.

Em caso do estudo exigir restrições de atendimento, ou seja, os hospitais conveniados com o *SUS*, as suas U_s atendem somente aos seus segurados, então, pode-se calcular a densidade populacional (d) de uma dada *ZA*, com base na população θh , em que θ representa a probabilidade de um habitante da *ZA* ser segurado do *SUS*. Observe-se, que θh tem distribuição de probabilidade conhecida, pois é facilmente estimado para cada cidade do Brasil –; sendo assim, são conhecidas sua função densidade de probabilidade f , a função distribuição de probabilidade F e o coeficiente de variação c . A seguir, apresenta-se o cálculo da média $E(D)$, $V(D)$ e c da variável aleatória que explica D , para as diversas formas geométricas de *ZA*.

4.2 Estudo da Variável Aleatória D com base na Geometria da *ZA*

Primeira figura: A *ZA* tem um formato de um círculo de raio R , com o posto da U_s hospitalar no centro e D pela *ME* – Figura 4.3

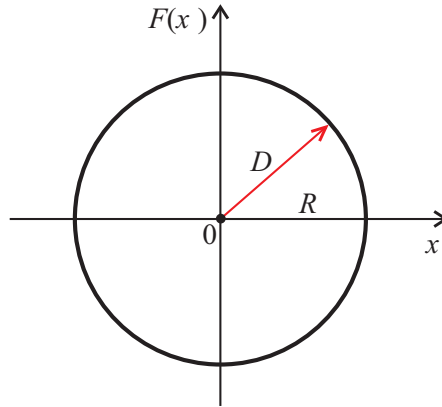


Figura 4.3 *ZA* com Formato de Círculo com Posto da U_s Hospitalar no seu Centro.

A função distribuição da variável aleatória D é especificada por:

$$F(x) = \frac{x^2}{R^2} \quad \text{para} \quad 0 \leq x < R \quad \text{e} \quad F(x) = 1 \quad \text{para} \quad R \leq x < \infty. \quad (4.2.1)$$

Logo, derivando $F(x)$ tem-se $f(x) = \left(\frac{2x}{R^2}\right)$. Os cálculos de $E(D)$, $V(D)$ e c a seguir:

$$E(D) = \int_0^R xf(x)dx \quad \text{ou} \quad E(D) = \int_0^R x \frac{2x}{R^2} dx = \frac{2}{3}R \quad \text{ou}$$

$$E(D) = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{A}{\pi}} = 0,376\sqrt{A}. \quad (4.2.2)$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 = \int_0^R x^2 \frac{2x}{R^2} dx - (0,376\sqrt{A})^2 \quad \text{ou} \quad V(D) = 0,0178 A. \quad (4.2.3)$$

$$c = \frac{\sqrt{0,0178 A}}{\sqrt{(0,376)^2 A}} = 0,354. \quad (4.2.4)$$

Segunda Figura: A ZA tem um formato de um quadrado de lado l , com o posto da U_s hospitalar num dos vértices e D pela MM – Figura 4.4.

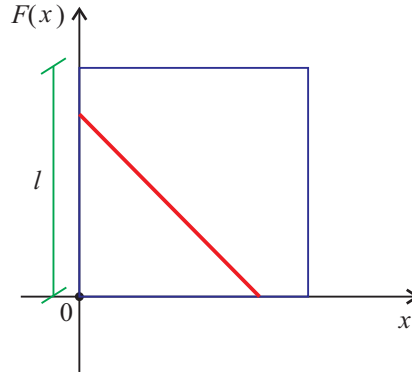


Figura 4.4 ZA com Formato de Quadrado com Posto da U_s Hospitalar num dos seus Vértices.

O cálculo da métrica de D envolve a construção de uma função distribuição $F(x)$ entre $0 \leq x \leq l$ e $l \leq x \leq 2l$. Então, para os cálculos das F' 's considera-se as metades das áreas compreendidas entre os intervalos definidos $0 \leq x \leq l$ e $l \leq x \leq 2l$. Logo, para o quadrado de área $A = l^2$, tem-se que:

$$F(x) = \frac{x^2}{2l^2} \quad \text{para} \quad 0 \leq x \leq l \quad \text{e} \quad F(x) = \frac{2 - (2l - x)^2}{2l^2} \quad \text{para} \quad l \leq x \leq 2l. \quad (4.2.5)$$

Conhecida as F' 's deriva-se em relação a x e obtém-se as f.d.p's para cada um dos intervalos. Lembrar, que área no intervalo $0 \leq x \leq l$ é $F(x \leq l) = 0,5$ e a área entre $l \leq x \leq 2l$ é $F(l \leq x \leq 2l)$, que é igual a $\left(\frac{1}{l^2} - \frac{2 - l^2}{2l^2}\right) = 0,5$. Dessa maneira, F é uma verdadeira função distribuição de probabilidade.

Para os cálculos de $E(D)$, $V(D)$ e c deve-se calcular as integrais abaixo.

$$E(D) = \int_0^l x \frac{x}{l^2} dx + \int_l^{2l} x \left(\frac{2l-x}{l^2} \right) dx = l \quad \text{ou} \quad E(D) = \sqrt{A}. \quad (4.2.6)$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 = \int_0^l x^2 \frac{D}{l^2} dx + \int_l^{2l} x^2 \left(\frac{2l-x}{l^2} \right) dx - l^2 = \frac{14l^2}{12} - l^2 = \frac{A}{6}. \quad (4.2.7)$$

$$c = \frac{\sqrt{\frac{1}{6}A}}{\sqrt{A}} = 0,408. \quad (4.2.8)$$

Terceira Figura: A ZA tem um formato de um quadrado de lado l , com o posto da U_s hospitalar no centro e D pela MM – Figura 4.5.

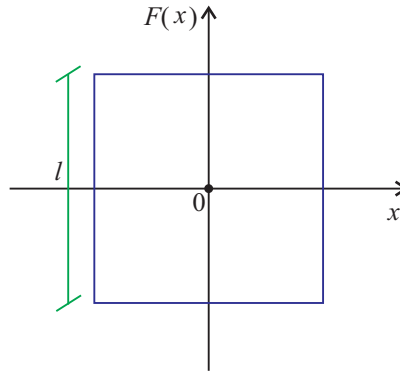


Figura 4.5 ZA com Formato de Quadrado de lado l com Posto da U_s Hospitalar no seu Centro.

Para a Figura 4.5, a métrica é calculada com base na função distribuição de D dada por $F(x) = \frac{1}{2} \left(\frac{x^2}{2l^2} \right)$ para $0 \leq x \leq l$ e $F(x) = \frac{1}{2} \left(\frac{2 - (2l-x)^2}{2l^2} \right)$ para $l \leq x \leq 2l$. Logo, os valores de $E(D)$, $V(D)$ e c são obtidos com base nas equações abaixo:

$$E(D) = \frac{1}{2} \int_0^l x \frac{x}{l^2} dx + \frac{1}{2} \int_l^{2l} x \left(\frac{2l-x}{l^2} \right) dx = \frac{1}{2}l \quad \text{ou} \quad E(D) = \frac{1}{2}\sqrt{A}. \quad (4.2.9)$$

$$E(D^2) = \int_0^l \frac{x^2}{2} \frac{1}{2} \left(\frac{x}{l^2} \right) dx + \int_l^{2l} \frac{x^2}{2} \frac{1}{2} \left(\frac{2l-x}{l^2} \right) dx \quad \text{ou} \quad E(D^2) = \frac{1}{4} \left(\frac{14l^2}{12} \right). \quad (4.2.10)$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 = \frac{1}{4} \left(\frac{14l^2}{12} \right) - \frac{1}{4}l^2 \quad \text{ou} \quad V(D) = \frac{1}{24}l^2 = \frac{1}{24}A. \quad (4.2.11)$$

$$c = \frac{\sqrt{\frac{A}{24}}}{\sqrt{\frac{A}{4}}} = \sqrt{\frac{1}{6}} = 0,408. \quad (4.2.12)$$

Observe-se que os cálculos de $E(D)$ e $V(D)$ são imediatos; bastando pra isso, substituir nas equações (4.2.6) e (4.2.7) o valor de A por $\frac{A}{4}$.

Quarta Figura: A ZA tem um formato de um quadrado de lado l , com o posto da U_s hospitalar no centro, com giro de $\angle = 45$ graus em relação ao eixo horizontal e D pela MM – Figura 4.6.

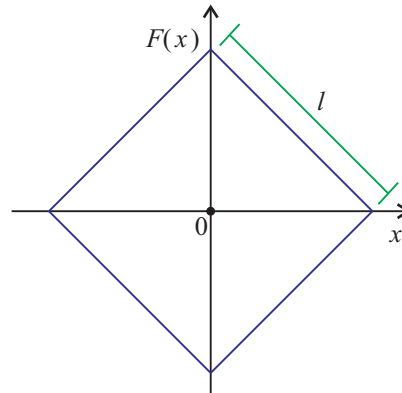


Figura 4.6 ZA com Formato de Quadrado com Posto da U_s Hospitalar no seu Centro, Rotacionado $\angle = 45$ graus.

A metade da diagonal do quadrado é dada por $l \frac{\sqrt{2}}{2}$. Logo, a função distribuição da variável aleatória D é $F(x) = \frac{(x\sqrt{2})(x\sqrt{2})}{l^2}$ para $0 \leq x \leq l \frac{\sqrt{2}}{2}$ e zero para outros valores de x . A função densidade é $f(x) = \frac{dF(x)}{dx} = \frac{4x}{l^2}$. Dessa maneira, a média, a variância e o coeficiente de dispersão são calculados pelas expressões abaixo:

$$E(D) = \int_0^{l \frac{\sqrt{2}}{2}} x \left(\frac{4x}{l^2} \right) dx = \frac{\sqrt{2}}{3} l = \frac{\sqrt{2}}{3} \sqrt{A}. \quad (4.2.13)$$

$$E(D^2) = \int_0^{l \frac{\sqrt{2}}{2}} x^2 \left(\frac{4x}{l^2} \right) dx = \frac{l^2}{4} = \frac{A}{4}. \quad (4.2.14)$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 = \frac{l^2}{4} - \frac{2l^2}{9} = \frac{l^2}{36} = \frac{A}{36}. \quad (4.2.15)$$

$$c = \frac{\sqrt{\frac{A}{36}}}{\frac{\sqrt{2A}}{3}} = \frac{1}{2\sqrt{2}} = 0,354. \quad (4.2.16)$$

Quinta Figura: A ZA tem um formato de um quadrado de lado l , com o posto da U_s hospitalar no vértice e D pela ME – Figura 4.7.

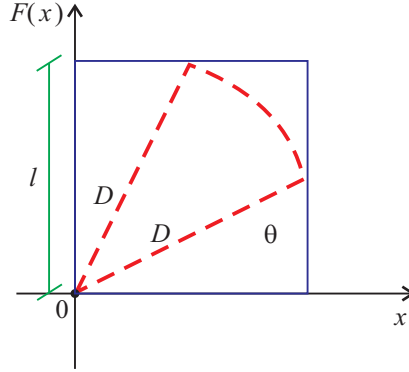


Figura 4.7 ZA com Formato de Quadrado com Posto da U_s Hospitalar no Vértice e D pela ME.

Para o intervalo de variação $0 \leq x \leq l$, a função distribuição da variável aleatória D é $F(x) = \frac{\pi x^2}{4 l^2}$; e, para o intervalo $l \leq x \leq l\sqrt{2}$ a métrica $D = \left(1 - \frac{\pi}{4}\right) l\sqrt{2}$. Os cálculos de $E(D)$, $V(D)$ e c são apresentados a seguir:

$$E(D) = \frac{\pi}{4} \int_0^l x \left(\frac{2x}{l^2} \right) dx + l\sqrt{2} \left(1 - \frac{\pi}{4} \right) = \left[l \frac{2\pi}{12} + l\sqrt{2} \left(1 - \frac{\pi}{4} \right) \right] \quad \text{ou}$$

$$E(D) = 0,8273\sqrt{A}. \quad (4.2.17)$$

$$E(D^2) = \frac{\pi}{4} \int_0^l x^2 \left(\frac{2x}{l^2} \right) dx + (l\sqrt{2}) (l\sqrt{2}) \left(1 - \frac{\pi}{4} \right) = l^2 \left[\frac{2\pi}{16} + 2 \left(1 - \frac{\pi}{4} \right) \right] \quad \text{ou}$$

$$E(D^2) = 0,8225 A. \quad (4.2.18)$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 = 0,8225A - (0,8273\sqrt{A})^2 = 0,1381 A. \quad (4.2.19)$$

$$c = \frac{\sqrt{0,1381 A}}{0,8273\sqrt{A}} = 0,4492. \quad (4.2.20)$$

Sexta Figura: A ZA tem um formato de um quadrado de lado l , com o posto da U_s hospitalar no centro e D pela ME – Figura 4.8.

Um resultado bastante aproximado para se obter os valores de $E(D)$, $E(D^2)$, $V(D)$ é usar nas equações (4.2.17), (4.2.18) e (4.2.19) o termo $\frac{A}{4}$ no lugar de A . Os resultados são apresentados a seguir:

$$E(D) = 0,8273 \sqrt{\frac{A}{4}} = 0,41365\sqrt{A}. \quad (4.2.21)$$

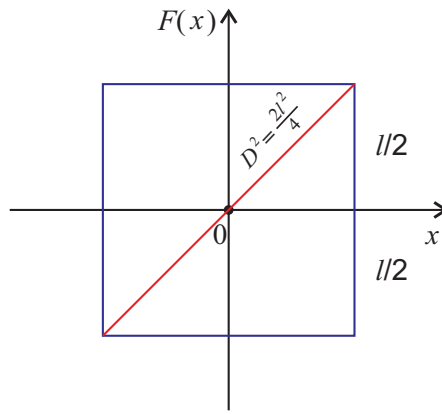


Figura 4.8 ZA com Formato de Quadrado com Posto da U_s Hospitalar no Centro e D pela ME .

$$E(D^2) = 0,8225 \left(\frac{A}{4} \right) = 0,20562 A. \quad (4.2.22)$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 = 0,20562 A - (0,41365\sqrt{A})^2 \quad \text{ou} \quad V(D) = 0,03451 A. \quad (4.2.23)$$

$$c = \frac{\sqrt{0,03451A}}{0,41365\sqrt{A}} = 0,4492. \quad (4.2.24)$$

Sétima Figura: A ZA tem um formato de um círculo de raio R , com o posto da U_s hospitalar no centro e D pela MM – Figura 4.9.

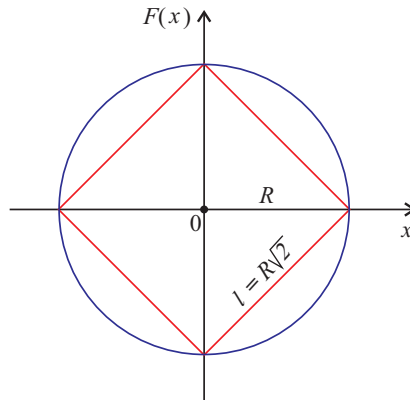


Figura 4.9 ZA com Formato de um Círculo de raio R com Posto da U_s Hospitalar no Centro e D pela MM .

Considere o círculo circunscrito ao quadrado de lado $R\sqrt{2}$. A função distribuição é dada por: $F(x) = \frac{2}{\pi} \frac{x^2}{R^2}$ para $0 \leq x \leq R$ e a métrica $D = \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) R\sqrt{2}$ para $R \leq x \leq R\sqrt{2}$. A relação entre as áreas do quadrado e do círculo é $\frac{(R\sqrt{2})^2}{\pi R^2} = \frac{2}{\pi}$. As expressões para $E(D)$,

$V(D)$ e c são:

$$E(D) = \frac{2}{\pi} \int_0^R x \frac{2x}{R^2} dx + \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) R\sqrt{2} = R \left[\frac{4}{3\pi} + \frac{2\sqrt{2}}{\pi} + \sqrt{2} \right] \quad \text{ou}$$

$$E(D) = 0,938\sqrt{A}. \quad (4.2.25)$$

$$E(D^2) = \frac{2}{\pi} \int_0^R x^2 \left(\frac{2x}{R^2} \right) dx + (R\sqrt{2})(R\sqrt{2}) \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) = R^2 \left[\frac{1}{\pi} + 2 \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \right] \quad \text{ou}$$

$$E(D^2) = 1,0445 A. \quad (4.2.26)$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 = 1,0445A - (0,938\sqrt{A})^2 = 0,1646 A. \quad (4.2.27)$$

$$c = \frac{\sqrt{0,1645 A}}{0,938\sqrt{A}} = 0,4325. \quad (4.2.28)$$

Tabela 4.3 Análise das Métricas de D em Função da Geometria das ZAs.

Geometria da ZA	Localiz. do Posto	Métrica	$E(D)$	$V(D)$	c
Círculo de Raio R	P. da U_s Hosp. no Centro	ME	$0,376\sqrt{A}$	$0,0178 A$	$0,354$
Quadrado de lado l	P. da U_s Hosp. num Vértice	MM	$\sqrt{A}$	$0,1666 A$	$0,408$
Quadrado de lado l	P. da U_s Hosp. no Centro	MM	$0,500\sqrt{A}$	$0,0416 A$	$0,408$
Quad. de lado l $\angle 45^\circ$	Posto da U_s Hosp. no Centro	MM	$0,4714\sqrt{A}$	$0,0277 A$	$0,354$
Quadrado de lado l	P. da U_s Hosp. num Vértice	ME	$0,8273\sqrt{A}$	$0,1381 A$	$0,4492$
Quadrado de lado l	P. da U_s Hosp. no Centro	ME	$0,4136\sqrt{A}$	$0,0345 A$	$0,4492$
Círculo de Raio R	P. da U_s Hosp. no Centro	MM	$0,938\sqrt{A}$	$0,1646 A$	$0,4325$

Ao analisar a Tabela 4.3, verifica-se que para o D calculado pela MM a forma geométrica para ZA, que responde com um menor $E(D) = 0,4714\sqrt{A}$, menor $V(D)$ e c , é o quadrado de lado l com giro de $\angle 45$ graus em relação ao eixo horizontal e posto da U_s hospitalar situado no seu centro. Observe-se, para qualquer métrica, a figura do quadrado de lado l com posto hospitalar no centro responde também com um valor máximo para $E(D) = 0,500\sqrt{A}$. Logo, pode se concluir, que a figura geométrica de $Mín(E(D))$ possui também um $Mín(D_{máx})$. Dessa maneira, se se procura minimizar $E(D)$, está minimizando ao mesmo tempo $D_{máx}$.

Para avaliar a veracidade de que qualquer figura geométrica de $Mín(E(D))$ possui também uma $Mín(D_{máx})$, faz-se necessário estudar uma figura geométrica geral para a ZA. Seja então, um quadrado (Q) de lado l com giro de $\angle 45$ graus em relação a horizontal, conforme apresentado na Figura 4.10. Então, para qualquer figura G mostra-se que

a equação $E(D_Q) = \text{Mín} (E(D_G))$.

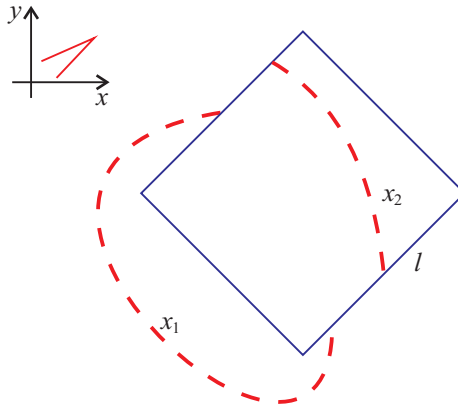


Figura 4.10 Análise dos $E(D_G)$ para as Figuras na Forma Quadrado $\times$ Forma Geral.

A prova é com base na MM . Considere que o valor de $E_Q(D)$ não é o mínimo. Logo, pode-se definir uma região com contorno abrangendo parte do quadrado de lado l , semelhante ao apresentado na Figura 4.10. Dessa figura G acrescenta-se ao quadrado um conjunto de pontos X_1 e retirando posteriormente outro conjunto de pontos X_2 , de modo a satisfazer a inequação $E(D_G) \leq E(D_Q)$. Como a área da figura G deve ser igual a área do quadrado ($A_Q = A_G$), então o vetor $\overrightarrow{BX_1} = \overrightarrow{BX_2}$ ou $|X_1| = |X_2|$, para qualquer que seja o ponto B dentro da figura G . Sendo assim, o valor esperado $E(D_G)$, pode ser calculado por uma média ponderado, ou seja:

$$E(D_G) = E(D|X_1) \frac{|X_1|}{A_G} + E(D_Q) \frac{A_Q}{A_G} - E(D|X_2) \frac{|X_2|}{A_G}. \quad (4.2.29)$$

Conforme a Tabela 4.3, para o quadrado de lado l , para MM com posto da U_s hospitalar no centro, o valor máximo $E(D) = 0,5\sqrt{A}$. Então, $E(D|X_1) \geq 0,5\sqrt{A}$ e $E(D|X_2) \leq 0,5\sqrt{A}$. Substituindo na equação de $E(D_G)$, vem que $E(D_G) \geq E(D_Q)$, configurando-se num verdadeiro absurdo algébrico pela inequação $E(D_G) \leq E(D_Q)$. Assim, confirma-se que $E(D_Q) = \text{Mín} (E(D_G))$.

Pode-se usar o mesmo procedimento para um círculo com posto no seu centro e considerando a ME de D . Este círculo fornece o $\text{Mín} (E(D))$, possuindo também $V(D)$ e c mínimos e $\text{Mín} (D_{m\acute{a}x})$. Para esse círculo, o valor de $c = 0,354$, que é o mesmo na MM para o quadrado de lado l com giro de $\angle 45$ graus em relação ao eixo horizontal e posto da U_s hospitalar situado no seu centro.

Em suma, conhecendo-se a área de uma *ZA* e escolhendo a *MM* para determinar o seu contorno, procura-se sempre um formato para a *ZA* próximo de um quadrado com rotação de $\angle 45$ graus em relação ao eixo horizontal com os eixos cartesianos paralelos às ruas ou vias principais da *RPA* que contém a *ZA* ou da *SZA* contida na *ZA*.

4.2.1 Cálculo do *TV* com base com base na Distribuição Espacial Aleatória da *ZA* de Densidade d e Área A

Em diversos processos logísticos de busca/coleta – i usuários de uma certa população h – é importante estimar a quantidade h_i de atendimento de uma *ZA* de área A , a fim de que se possa dimensionar e alocar suprimentos, unidades de serviços (U_s), custos e pessoal. Essas estimativas requerem um tratamento probabilístico que relacione a quantidade de atendimento h_i à sua densidade d e às dimensões de uma área de atendimento *ZA*.

Larson & Odoni (1981) apresentam a distribuição de Poisson para um processo espacial da seguinte forma:

$$P(X(R) = k) = \frac{(\lambda A(R))^k (e)^{-\lambda A(R)}}{k!}, \quad \text{para } k = 0, 1, \dots \text{ e } A(R) \geq 0,$$

em que R representa uma região definida pela *ZA*, $X(R)$ o número de eventos contidos em R , λ a densidade média de eventos por área e $A(R)$ a área da região R contida na *ZA*. Para dois eventos, isto é, a probabilidade de k_1 eventos estejam em R_1 e k_2 eventos estejam em R_2 onde as interseções $A(R_1) \cap A(R_2) = \phi$, então com $A(R_1) + A(R_2) = A(R)$ e $k = k_1 + k_2$ pode-se afirmar que:

$$P(X(R_1) = k_1) = \frac{(\lambda A(R_1))^{k_1} (e)^{-\lambda A(R_1)}}{k_1!} \quad \text{e} \quad P(X(R_2) = k_2) = \frac{(\lambda A(R_2))^{k_2} (e)^{-\lambda A(R_2)}}{k_2!}.$$

Para k eventos ocorrerem em $A(R)$, tem-se:

$$P(X(R) = k) = \frac{(\lambda A(R))^k (e)^{-\lambda A(R)}}{k!}.$$

Para melhor elucidar considere o exemplo onde se deseja estimar a variação do número de habitantes servidos por postos distribuídos especialmente para os atendimentos realizados pelas U_s em todos os dias da semana, onde a densidade média populacional $d = 3.700$ habitantes por Km^2 , a taxa de atendimento é de 0,001 atendimentos por habi-

tante por mês e a área de atendimento igual a $A = 5 \text{ Km}^2$. Para se calcular a população servida pelas U_s tem-se que:

$$E(h_i) = \lambda A t \quad \text{com} \quad \lambda = (3.700) \frac{\text{hab}}{\text{Km}^2} (0,001) \frac{\text{aten}}{\text{hab} \text{ mês}} \quad \text{e} \quad t = 30 \text{ dias.}$$

$$E(h_i) = (3.700) \frac{\text{hab}}{\text{Km}^2} (0,001) \frac{\text{aten}}{\text{hab} 30 \text{ dias}} (5) \text{ Km}^2 (30) \text{ dias} = 18,5 \text{ hab.}$$

Esse é o número médio de habitantes servidos pelas U_s diariamente para atendimento à área. Como a média da Poisson é igual a variância σ^2 , então $\sigma = 4,30 \text{ hab}$. Novaes (1989) acrescenta que, na prática para $E(h) \geq 15$, pode-se aproximar a distribuição de Poisson por uma distribuição Normal com média e variância iguais. No caso $E(h_i) = 18,5$ é maior que 15, então para uma confiabilidade de 95% tem-se um intervalo de variação para h_i de $(18,5 - 1,96 \sigma, 18,5 + 1,96 \sigma) = (10,07, 26,93)$.

Para a constatação dos resultados obtidos anteriormente para $E(D)$ e consequentemente para TV de uma dada ZA com formato de um quadrado de lado $D\sqrt{2}$, rotacionado de $\angle 45$ graus em relação a horizontal e com o posto do serviço no seu centro é aplicado para a distribuição espacial dos pontos de ZA a Poisson. Inicialmente o posto se situa na origem cartesiana; sendo (X_i, Y_i) as coordenadas do i -ésimo habitante e tendo $D_i = |X_i| + |Y_i|$ – a sua métrica metropolitana –, que representa a distância desses habitantes ao posto de serviço estando o hospital situado no centro da ZA . Seja agora d a densidade populacional da ZA , com área A e população h distribuída aleatoriamente em ZA . Para cada habitante $i = 1, 2, \dots, h$ estabelece um “sort” em ordem crescente dos D_i s, isto é $D_1 \leq D_2 \leq \dots \leq D_h$.

A contagem do número de habitantes de uma determinada região de área η como visto anteriormente segue uma distribuição de Poisson, ou seja $h_\eta \sim P(d \eta)$, cujo parâmetro da distribuição é representado por $\lambda = d$. Então a probabilidade de h_η habitantes estarem situados na área η é dada por:

$$P(h_\eta, \eta) = \frac{(d \eta)^{h_\eta} (e)^{-d \eta}}{h_\eta!}. \quad (4.2.30)$$

Necessita-se então, calcular a probabilidade de um certo número de habitantes situado numa dada região ZA de área $\eta = (x\sqrt{2})(x\sqrt{2}) = 2x^2$ seja menor ou igual a i habitantes; isto é, a probabilidade da distância (x_i) do i -ésimo habitante ao posto de atendimento

seja menor ou igual a x :

$$P(h_i \leq i) = \sum_{h_\eta=0}^i \frac{(d \eta)^{h_\eta} (e)^{-d\eta}}{h_\eta!} \quad \text{ou} \quad P(x_i \leq x) = \sum_{h_\eta=0}^i \frac{(d 2x^2)^{h_\eta} (e)^{-d2x^2}}{h_\eta!}. \quad (4.2.31)$$

Obter essa soma – equação (4.2.31) é extremamente trabalhosa. Para chegar uma expressão mais favorável faz-se o uso da distribuição gama; pois se X é uma variável aleatória com distribuição de Poisson de parâmetro $\lambda = d_1$, isto é $X \sim P(d_1)$ e Y uma variável aleatória com distribuição gama – $Y \sim G(\alpha, d_1)$, então $P(X \leq \alpha) = P(Y \geq x)$, ou seja:

$$P(X \leq \alpha) = \sum_{i=0}^{\alpha} \frac{(d_1 x)^i (e)^{-d_1 x}}{i!} \quad \text{ou} \quad P(Y \leq x) = 1 - \int_0^x \frac{(d_1)(d_1 y)^{\alpha-1} (e)^{-d_1 y}}{(\alpha-1)!} dy. \quad (4.2.32)$$

Salienta-se que para o cálculo de $E(D_i)$ pela gama é necessário ter a função densidade $f(x_i)$ com base na equação de $P(Y \geq x)$ no intervalo $0 \leq y \leq 2x^2$. Para isso basta substituir y por $2x^2$ e dy por $(4x)dx$. Então, trocando a notação da densidade populacional d_1 pela notação d , a expressão da função densidade da gama $f(x_i)$ é dada pela equação:

$$f(x_i) = (4x) \frac{(d)(d 2x^2)^{i-1} (e)^{-d2x^2}}{(i-1)!}$$

ou

$$f(x_i) = \frac{2(2d)^i (x)^{(2i-1)} (e)^{-d2x^2}}{(i-1)!} \quad \text{para } x > 0. \quad (4.2.33)$$

Conhecendo-se $f(x_i)$ pode-se generalizar $E(D_i^j)$ – j -ésimo momento da distribuição de D_i :

$$E(D_i^j) = \int_0^\infty \frac{(x^j) 2(2d)^i (x)^{(2i-1)} (e)^{-d2x^2} dx}{(i-1)!}$$

ou

$$E(D_i^j) = \int_0^\infty \frac{2(2d)^i (x)^{(2i+j-1)} (e)^{-d2x^2} dx}{(i-1)!}. \quad (4.2.34)$$

Observe-se, que a estrutura da $f(x_i)$ não se apresenta com padrão da gama. Dessa forma, a resolução dessa integral faz-se com ajuda do software de simples acesso computacional denominado de “WOLFRAM ALPHA Computational Knowledge Engine – www.wolframalpha.com”. A solução para $E(D_i^j)$ é dada por:

$$E(D_i^j) = \int_0^\infty \frac{2(2d)^i (x)^{(2i+j-1)} (e)^{-d2x^2} dx}{(i-1)!} = \frac{(2)^{-0,5j} (d)^{-0,5j} \Gamma(0,5j+i)}{(i-1)!}. \quad (4.2.35)$$

A busca de $E(D_i^j)$ para $j = 1$ pode ser aproximado em $E(D_i) = \sqrt{\frac{i}{2d}}$. Fazendo uma análise para $i = h$ e $i = 0,5h$, sabendo-se que $d = \frac{h}{A}$, vem:

$$E(D_i) = \sqrt{\frac{i}{2d}} \quad \text{e} \quad E(D_i^2) = \left(\sqrt{\frac{i}{2d}} \right)^2 = \frac{i}{2d} \quad \text{e} \quad V(D_i) = 0. \quad (4.2.36)$$

$$E(D_i) = \sqrt{\frac{i}{2d}} \quad \text{ou} \quad \text{com } i = h, \quad E(D_h) = \sqrt{\frac{A}{2}} = 0,7071\sqrt{A}. \quad (4.2.37)$$

$$E(D_i) = \sqrt{\frac{i}{2d}} \quad \text{ou} \quad \text{com } i = \frac{h}{2}, \quad E(D_{0,5h}) = \sqrt{\frac{A}{4}} = 0,50\sqrt{A}. \quad (4.2.38)$$

Observe-se que a análise comparativa dos resultados de $E(D)$ para uma ZA com formato de um quadrado rotacionado de 45° graus em relação ao eixo horizontal – Figura 4.6 sugerem poucas diferenças; entre essas diferenças, destacam-se os resultados obtidos pela equações (4.2.13) – $0,4714\sqrt{A}$ e (4.2.38) – $0,5\sqrt{A}$, cuja diferença é 5,72%. Veja que pela Tabela 4.3 o resultado da equação (4.2.9) é $0,5\sqrt{A}$ – Figura 4.4, que representa o mesmo valor da equação (4.2.38).

Como as chamadas das U_s , para atendimento de acidentes dentro de uma determinada ZA são aleatórias (exceto nas viagens programadas com destino definido), então pode-se definir com base na equação de $E(D_i)$, o valor de $E(D)$, $E(D^2)$ e $V(D)$:

$$E(D) = \sum_{i=0}^h \frac{E(D_i)}{h} = \frac{1}{h\sqrt{2d}} \sum_{i=0}^h \sqrt{i} \quad \text{ou} \quad E(D) = \frac{1}{h\sqrt{2d}} \int_{i=0}^h \sqrt{i} \, di. \quad (4.2.39)$$

$$E(D) = \frac{1}{h\sqrt{2d}} \int_{i=0}^h (i)^{0,5} \, di = \frac{1}{h\sqrt{2d}} \frac{1}{1,5} (i)^{1,5} \Big|_0^h = \frac{\sqrt{2}}{3} \sqrt{A} = 0,4714\sqrt{A}. \quad (4.2.40)$$

O resultado da equação (4.2.40) converge para o mesmo valor da equação (4.2.13). Logo, para o cálculo das estatísticas de D com base na metodologia descrita anteriormente, faz-se necessário calcular os valores de $E(D^2)$ e $V(D)$:

$$E(D^2) = \sum_{i=1}^h \frac{E(D_i)^2}{h} = \frac{1}{(\sqrt{2d})^2} \sum_{i=1}^h \frac{(\sqrt{i})^2}{h}, \quad (4.2.41)$$

$$E(D^2) = \frac{1}{(2d)h} \frac{(1+h)}{2} h = \frac{(1+h)}{4d}, \quad (4.2.42)$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 \quad \text{e sendo} \quad (h+1) \simeq h, \quad V(D) = \frac{h}{4d} - \frac{2h}{9d} = \frac{A}{36}, \quad (4.2.43)$$

$$c = \frac{\sqrt{\frac{A}{36}}}{0,4714\sqrt{A}} = 0,354. \quad (4.2.44)$$

Os resultados de $V(D)$ e c são os mesmos para $V(D)$ e C obtidos pelas equações (4.2.15) e (4.2.16), respectivamente para uma ZA de formato semelhante a um quadrado rotacionado de $\angle 45$ graus em relação ao eixo horizontal e com o posto de serviço no seu centro. Logo as metodologias usadas para determinação de $E(D)$ da variável D convergem para os mesmos resultados, tanto pela formatação geométrica da ZA como pela contagem da população h_i distribuída espacialmente, por meio da Poisson de parâmetro $\lambda = d$.

4.2.2 A divisão da RPA de área A e densidade populacional d em N zonas de atendimento

Considere no entorno urbano da cidade uma RPA de área A contendo vários bairros e com densidade populacional constante d . Ao dividir essa RPA em N zonas de atendimento ZA_j , com $j = 1, 2, \dots, N$, o objetivo é obter sempre um mínimo e um máximo $E(D_j)$ para cada ZA . Cada zona ZA_j contém postos de unidades de serviços (U_s).

Seja i um indivíduo da RPA ; aceita-se que todo indivíduo i tem a mesma probabilidade de solicitar ou chamar a unidade de serviço U_s independente da sua localização na RPA . Logo, para se calcular o $Mín(E(D))$ é necessário obter os pontos críticos da função $W(A_j, \Theta) = E(D) + \Theta \left(\sum_{j=1}^N A_j - A \right)$, ou seja: $\frac{\partial W}{\partial A_j} = 0$ e $\frac{\partial W}{\partial \Theta} = 0$, sendo Θ denominado de multiplicador de Lagrange:

$$E(D) = \sum_{j=1}^N E(D_j) \frac{A_j}{A} = \sum_{j=1}^N \frac{\sqrt{2}}{3} \sqrt{A_j} \frac{A_j}{A} = \frac{\sqrt{2}}{3} \sum_{j=1}^N \frac{(A_j)^{1,5}}{A}.$$

Salienta-se, que o $Mín(E(D))$ é $Mín(\sum_{j=1}^N (A_j)^{1,5})$. Logo,

$$\frac{\partial W}{\partial A_j} = \frac{\sqrt{2}}{3} \frac{3}{2} \frac{1}{A} (A_j)^{0,5} + \Theta = 0.$$

$$\frac{\partial W}{\partial \Theta} = \left(\sum_{j=1}^N A_j - A \right) = 0.$$

Vale lembrar que os pontos que minimizam W minimizam $E(D)$. Sendo assim, $Mín$

(W) é obtido para $A_1 = A_2 = \dots = A_j = \frac{A}{N}$. Então,

$$E(D) = \frac{\sqrt{2}}{3} N \left(\frac{A}{N} \right)^{0,5} \left(\frac{A}{N} \right) \left(\frac{1}{A} \right) = \frac{\sqrt{2}}{3} \sqrt{\frac{A}{N}}; \quad (4.2.45)$$

$$E(D^2) = \sum_{i=1}^h E(D_i^2) \frac{A_i}{A} = \sum_{i=1}^h \frac{i}{2d} \frac{A_i}{A} = \frac{h}{4d} \frac{A_i}{A} = \frac{A}{4N};$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 = \frac{A}{4N} - \frac{2}{9} \frac{A}{N} = \frac{A}{36N} = 0,027 \frac{A}{N}. \quad (4.2.46)$$

Esse resultado representa a situação mais favorável para a minimização do valor esperado da métrica D . Em suma, dada uma região definida por uma RPA , essa dará um mínimo para $E(D)$ se a região da RPA for dividida em N zonas de atendimento de mesma área A e com os postos de serviços das U_s situados no centro das zonas com formatos iguais a um quadrado de lado l , com diagonal $l\sqrt{2}$ e rotacionado de $\angle 45$ graus em relação à horizontal.

4.2.3 Distância entre pontos próximos

Um problema típico de logística é avaliar a distância entre pontos próximos de uma região que estão distribuídos por um processo de Poisson. Essa avaliação ocorre no dimensionamento de serviços de emergências públicos, equipes de manutenção técnica e patrulhamento policial. Como visto anteriormente, essa distância é calculada de acordo com as métricas euclidiana e metropolitana.

Considerando que cada habitante seja usuário exclusivo do posto de serviço mais próximo, então pode-se estimar um limite superior para $E(D)$ supondo que os N postos (estações) estejam distribuídos aleatoriamente na região (RPA), isso porque deve-se almejar que são poucas os postos distribuídas com piores $E(D)$ caso elas não fossem distribuídas ao acaso. Com isso a probabilidade de se encontrar k postos na região R de área $A(R)$ é:

$$P(X(R) = k) = \frac{\left(\frac{N A(R)}{A} \right)^k \exp\left(\frac{-N A(R)}{A} \right)}{k!}, \quad \text{para } k = 0, 1, \dots \text{ e } A(R) \geq 0.$$

Para a métrica metropolitana (LARSON & ODONI, 1981), sugerem os seguintes passos para estimar a métrica:

- a) Considere um ponto incidente na região R de coordenada (X, Y) ;
- b) Construa um quadrado girado em $\angle 45$ graus, com distância do seu centro a um dos vértices igual a r . A área desse quadrado definidora da região R é $A(R) = (r\sqrt{2})(r\sqrt{2}) = 2r^2$;
- c) Sendo d a densidade populacional constante da ZA , A a área total da RPA e N o número de ZA , então a probabilidade que haja exatamente k postos de serviço dentro do quadrado onde o seu lado é $r\sqrt{2}$ pode ser escrita como:

$$P(X(R) = k) = \frac{\left(\frac{N 2 r^2}{A}\right)^k \exp\left(\frac{-N 2 r^2}{A}\right)}{k!}.$$

Logo, a probabilidade de não haver estação em $X(R)$ é $P(X(R) = 0) = \exp\left(\frac{-N 2 r^2}{A}\right)$.

- d) Seja D a distância do ponto central do quadrado ao posto mais próximo. Então, a função distribuição acumulada de D é $P(D \leq r) = 1 - P(D > r)$; mas $P(D > r) = P(X(R) = 0)$. Logo, $P(D \leq r) = 1 - \exp\left(\frac{-N 2 r^2}{A}\right)$, para $r \geq 0$. Para se obter as estatísticas de D é necessário calcular a função densidade de D , que representa a derivada de $P(D \leq r) = 1 - \exp\left(\frac{-N 2 r^2}{A}\right)$ em relação a r , isto é:

$$f_D(r) = \frac{4N r}{A} \exp\left(\frac{-N 2 r^2}{A}\right), \text{ para } r \geq 0. \quad (4.2.47)$$

A função densidade $f_D(r)$ é conhecida como uma Distribuição de Rayleigh com parâmetro $\frac{1}{\sqrt{\frac{4N}{A}}} = \sqrt{\frac{A}{4N}}$. Então para um determinado habitante da ZA , que chama o posto de serviço mais próximo as suas coordenadas (X, Y) são independentes normalmente distribuídos com média zero e variância $\frac{A}{4N}$. O percurso da U_s para o seu atendimento é definido pela métrica euclidiana $\sqrt{X^2 + Y^2}$, com o sistema de eixos ortogonais no posto de serviço. Da $f_D(r)$ de Rayleigh vem:

$$E(D) = \sqrt{\frac{A}{4N}} \sqrt{\frac{\pi}{2}} = 0,625 \sqrt{\frac{A}{N}}. \quad (4.2.48)$$

$$V(D) = E(D^2) - E(D)^2 = 2 \frac{A}{4N} - \frac{A}{4N} \frac{\pi}{2} = 0,108 \frac{A}{N}. \quad (4.2.49)$$

$$c = \frac{\sqrt{0,108 \frac{A}{N}}}{0,625 \sqrt{\frac{A}{N}}} = 0,525. \quad (4.2.50)$$

A título de ilustração tem-se o seguinte problema: “Calcular a distância média e o desvio padrão de um ponto da zona de atendimento de área A para um posto de serviço mais próximo, para um serviço de atendimento pré-hospitalar feito por U_s em uma malha urbana mais adequada para a métrica metropolitana, onde a densidade de chamadas das U_s é $d = 0,5$ chamadas por Km^2 . Considere, ainda, o coeficiente de ajustamento F_a da distância igual a 1,18”.

Os valores encontrados para $E(D)$ e $V(D)$ são:

$$\begin{aligned} E(D) &= F_a \sqrt{\frac{A}{4N}} \sqrt{\frac{\pi}{2}} = 1,18 \left(0,625 \sqrt{\frac{1}{d}} \right) = 1,0432 \text{ Km}; \\ V(D) &= 1,18^2 \left(0,108 \frac{A}{N} \right) = 1,18^2 \left(0,108 \frac{1}{d} \right) = 0,300 \text{ Km}^2; \\ \sigma &= 1,18 \sqrt{0,216} = 0,548 \text{ Km}. \end{aligned}$$

Sobre a distribuição de Rayleigh consultar “WOLFRAM ALPHA Computational Knowledge Engine – www.wolframalpha.com”. Os valores de $E(D)$, $V(D)$ e c com base na distribuição de Rayleigh representam a situação mais desfavorável. Fazendo $N = 1$ – uma única ZA – a equação (4.2.45) é a equação (4.2.13) e o resultado da equação (4.2.40) se reduz em 33,37% em relação ao resultado da equação (4.2.37). Fazendo agora a comparação da equação (4.2.45) com a equação (4.2.48) tem-se, que para a distribuição ótima dos postos que contém as U_s numa RPA , o seu valor esperado $E(D)$ decresce de 24,76% em relação ao valor esperado $E(D)$ obtido quando os postos são distribuídos de forma aleatória e admitindo que o usuário habitante da ZA sempre procura o posto mais próximo.

Como é praticamente pouco provável dividir uma RPA otimamente e considerando que poucas situações são piores que a completamente aleatória, pode-se assim considerar para o cálculo de $E(D)$ e $V(D)$, as equações de um modelo de filas do tipo $M/G/n_s$ para as U_s situadas num posto hospitalar. Assim, as equações do valor esperado $E(D) = 0,5\sqrt{A}$ – equação (4.2.38) e da variância $V(D) = \frac{A}{36}$ – equação (4.2.15) são aplicadas considerando que a ZA é próxima de um quadrado rotacionado de $\angle 45$; e, para $N = 1$, as equações a

serem usadas são (4.2.48) e (4.2.49), para $E(D) = 0,625\sqrt{A}$ e $V(D) = 0,108A$, respectivamente.

Após essa análise condensada através das equações citadas anteriormente conclui-se, que sempre se deve procurar dividir uma região tipo *RPA* em zonas de atendimento *ZA* próximas de um quadrado rotacionado de $\angle 45^\circ$ graus em relação ao eixo horizontal, com contornos ou delineamentos internos equidistantes dos hospitais de modo que o habitante quando acidentado seja atendido pelo posto de serviço mais próximo. Observe-se, que mesmo aumentando em 100% o número de zonas *ZA*, a redução que se obtém para $E(D)$ em (4.2.45) e (4.2.48) é cerca de 25%.

Conforme visto, anteriormente, a busca da maximização da eficiência para o serviço de atendimento pré-hospitalar usando U_s dar-se-á segundo as premissas explicadas pelas equações abaixo:

$$E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR \quad (4.2.51)$$

$$\text{e } \bar{W} \equiv 0, \quad (4.2.52)$$

em que TMR representa o tempo máximo resposta especificado para qualquer zona de atendimento, conforme o formato geométrico que conduz a um $E(TR)$ mínimo.

Dessa maneira, a equação definidora do critério de eficiência das U_s em função da formatação geométrica da *ZA* fica assim definida, considerando os tempos em minutos, a área A em Km^2 e v em Km/h .

1) Se a geometria da *ZA* for próxima de um quadrado rotacionado de $\angle 45^\circ$ graus em relação ao eixo horizontal, então:

$$[E(TP) + E(TV)] \leq TMR \quad \text{ou} \quad [TMR - E(TP)]^2 \geq \left(\frac{E(D)}{v}\right)^2;$$

$$[TMR - E(TP)]^2 \geq \left(\frac{E(D)}{v}\right)^2;$$

$$[TMR - E(TP)]^2 \geq \left(\frac{0,4714\sqrt{A}}{v}\right)^2;$$

$$A \leq [TMR - E(TP)]^2 \frac{v^2}{800}. \quad (4.2.53)$$

2) Para qualquer geometria da ZA ,

$$\begin{aligned}
 [E(TP) + E(TV)] &\leq TMR \quad \text{ou} \quad [TMR - E(TP)]^2 \geq \left(\frac{E(D)}{v}\right)^2; \\
 [TMR - E(TP)]^2 &\geq \left(\frac{E(D)}{v}\right)^2; \\
 [TMR - E(TP)]^2 &\geq \left(\frac{0,625\sqrt{A}}{v}\right)^2; \\
 A &\leq [TMR - E(TP)]^2 \frac{v^2}{1410}. \tag{4.2.54}
 \end{aligned}$$

As equações de eficiência sugerem duas formas de tratamentos. A primeira é considerar o TMR como sendo um valor fixo para todas as ZAs . Dessa maneira, os custos inerentes ao dimensionamento das unidades U_s aumentariam em decorrência, principalmente, das zonas mais afastadas do centro urbano. A segunda sugere considerar o TMR como sendo variável. Essa abordagem fica condicionada a análise de grupamento entre as diversas RPA s e ZAs , quantificando as suas semelhanças, por meio de medidas como função distância, coeficientes de similaridade e coeficiente de correlação.

4.2.4 Similaridade das zonas de atendimento – conceitos preliminares

Seja $E = \{e_1, e_2, \dots, e_n\}$ o conjunto dos n elementos pertencentes à população em estudo. Suponha que existam p características (p RPA s) observáveis e mensuráveis (quantitativas ou qualitativas), possuídas por cada elemento pertencente a E .

Denota-se a medida da k -ésima característica do elemento e_j pelo vetor coluna $X_j = [X_{1j} \ X_{2j} \ \dots \ X_{pj}]^T$ constituído do conjunto das medidas das p s características do mesmo elemento e_j . Assim é possível reunir a descrição dos n elementos da população em um conjunto de vetores $X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$. Note que a matriz de todos os elementos de X tem dimensão $n \times p$.

A quantificação de semelhança entre os elemento do conjunto E resulta na solução de um problema de análise de grupamento (“cluster analysis”) ou seja, a reunião de elementos semelhantes em um mesmo grupo. O problema de análise de grupamento pode ser resumido na seguinte asseveração: “Com base num conjunto X de n elementos, determinar uma partição P_m onde $m < n$ dos elementos e_j pertencentes a E em m grupos

$g_1, g_2, \dots, g_m$, alocando cada e_j a apenas um grupo, de forma a que elementos semelhantes sejam reunidos num mesmo agrupamento e elementos não semelhantes sejam alocados a grupos distintos”.

Assim, a solução de um problema de grupamento pode ser encarada como uma partição do conjunto E que otimize uma função objetivo $f(P_m)$, função essa que reflita uma medida quantitativa de semelhança “intra” e “entre” grupos.

É possível ilustrar as afirmações acima com um exemplo. “Suponha que $p = 1$ característica é medida em cada um dentre $n = 8$ elementos, resultando no conjunto $X = \{3, 4, 7, 4, 3, 3, 4, 4\}$. Deseja-se obter uma partição dos oito elementos em $m = 3$ grupos”. Uma medida quantitativa de semelhança poderia ser fornecida pela soma dos quadrados dos desvios de cada ponto X_i em relação a média do grupo g_j , com $j = 1, 2, 3$. Logo, o objetivo é minimizar a função abaixo:

$$SQ = \sum_{j=1}^3 SQ_j = \sum_{j=1}^3 \sum_{i \in g_j} (X_i - \bar{X}_j)^2,$$

sendo $\bar{X}_j$ representa a média do grupo g_j . Evidentemente a solução é dada por: $g_1 = \{3, 3, 3\}$, $g_2 = \{4, 4, 4, 4\}$ e $g_3 = \{7\}$, com $SQ = SQ_1 + SQ_2 + SQ_3 = 0 + 0 + 0 = 0$.

Para que se possa, no entanto, estabelecer funções objetivo convenientes, faz-se necessário discutir algumas medidas de semelhança entre elementos e entre conjuntos de elementos (DURAN & ODELL, 1974).

4.3 Medidas de Semelhança entre Dois Elementos

A solução de um problema de análise de grupamento envolve a quantificação de semelhança e a reunião de elementos semelhantes em um mesmo grupo. Uma maneira de se resolver esse problema é por exemplo, atribuir dois elementos e_i e e_j ao mesmo grupo se:

- 1) A distância D_{ij} entre os pontos X_i e X_j são suficientemente pequena.
- 2) Uma medida de similaridade S_{ij} entre X_i e X_j ser suficientemente grande.
- 3) O coeficiente de correlação r_{ij} entre X_i e X_j é suficientemente elevado.

Em suma, atribuí-se os dois elementos a grupos distintos se D_{ij} é elevado ou se S_{ij} ou r_{ij} são pequenos.

Diday & Simon (1976) estabelecem o conceito de similaridade fundamentado no conceito de distância. Um grupo g_s é dito homogêneo se para todos os e_i e $e_j \in g_s$ e $e_k \notin g_s$, então $D_{ij} \leq D_{ik}$ e $D_{ij} \leq D_{jk}$. Uma partição $P_m = \{g_1, g_2, \dots, g_m\}$ é dita homogênea se a propriedade acima for verdadeira para todo $g_s \in P_m$. Definições semelhantes podem então ser estabelecidas também para S_{ij} e r_{ij} . Assim, torna-se interessante analisar mais detalhadamente os conceito generalizado de distância, de coeficientes de similaridade e de correlação.

4.3.1 Funções de distância

Como definido anteriormente, D_{ij} é uma função real não-negativa ou uma métrica, se para todos os X_i, X_j e $X_k \in R^p$, três propriedades são satisfeitas:

- 1) $D_{ij} = 0$ se e somente se $X_i = X_j$;
- 2) $D_{ij} = D_{ji}$;
- 3) $D_{ij} \leq D_{ik} + D_{kj}$.

O valor de D_{ij} para X_i e X_j especificados é dito a distância entre X_i e X_j ou, equivalente, a distância entre os elementos e_i e e_j com relação às ps , $p = 1, 2, \dots, k$ características de interesse. Veja, por exemplo, a métrica de Minkowsky (DURAN & ODELL, 1976), que generaliza as métricas com base no parâmetro λ e sendo dada por: $D(X_i, X_j) = \left[\sum_{k=1}^p (|X_{ki} - X_{kj}|)^\lambda \right]^{\lambda^{-1}}$, para $\lambda = 1, 2, \dots$. Nos casos particulares de $\lambda = 1$ e $\lambda = 2$, tem-se respectivamente as métricas metropolitana e euclidiana, respectivamente. Salienta-se, que a métrica metropolitana é muito útil em termos de eficiência operacional. A matriz quadrado da distância representada pela métrica euclidiana é calculada por $D^2(X_i, X_j) = \left[\sum_{k=1}^p (X_{ki} - X_{kj})^2 \right] = (X_i - X_j)^T (X_i - X_j)$.

A interpretação do significado da distância ou uma métrica como medida de semelhança no caso de medida quantitativa é evidente. Por outro lado, o conjunto de elementos $\{e_1, e_2, \dots, e_n\}$ é usualmente medido em diferentes unidades. Assim, uma determinada variável pode ser medida, por exemplo, em quilômetros e outra em metros. A utilização

sem maiores cuidados, dos valores das medidas implicaria no estabelecimento de uma ponderação implícita nas variáveis: a variável medida em quilômetros teria um peso mil vezes menor que a medida em metros.

É usual, então, procurar-se uma equalização das variáveis, expressando-as de forma adimensional. As transformações mais comuns são do tipo $\widehat{X_{k_i}} = \frac{X_{k_i}}{t_k}$, onde t_k é a média, ou a amplitude, ou o desvio padrão da k -ésima variável. Anderberg (1976), apresenta várias formas de transformação de alongamento ou encurtamento nas variáveis, como por exemplo, a circunferência unitária se transforma num elipsóide.

4.3.2 Coeficientes de similaridades

Uma função real não-negativa S_{ij} é dita uma medida de similaridade se, para todos os X_i e $X_j \in R^p$ três propriedades são satisfeitas:

- 1) $0 \leq S_{ij} < 1$ se $X_i \neq X_j$;
- 2) $S_{ij} = 1$ se $X_i = X_j$;
- 3) $S_{ij} = S_{ji}$.

A quantidade S_{ij} é também denominada coeficiente de similaridade. Apresentam-se abaixo, os coeficientes de similaridade mais usados nos textos sobre análise de agrupamento.

4.3.3 Coeficientes de Gower

Sejam e_i e e_j dois elementos quaisquer de E que se quer comparar em relação a uma característica k . Defini-se então uma quantidade S_{ijk} da forma:

$$S_{ijk} = 1 - \frac{|X_{ki} - X_{kj}|}{R_k}, \quad (4.3.1)$$

onde X_{ki} representa a medida da k -ésima característica em e_i e R_k a amplitude da variável k observada em E . Assim, se e_i e e_j possuem a mesma medida na variável k , $S_{ijk} = 1$. Se e_i e e_j são os elementos que mais distam entre S_i na característica k , dentro do conjunto E , $S_{ijk} = 0$. No caso geral, $0 \leq S_{ij} \leq 1$.

O Coeficiente de Gower, nada mais é do que a média, no conjunto das p variáveis

(*pRPAs*), das similaridades entre e_i e e_j medidas por S_{ijk} , ou seja, $S_{ij} = \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p S_{ijk}$.

Em suma, quando em todas as características, tem-se $S_{ijk} = 1$, o Coeficiente de Gower S_{ij} toma valor 1. Se todos os $S_{ijk} = 0$, S_{ij} é igual a 0.

4.3.4 Métricas e coeficientes de similaridades

É possível construir-se métricas a partir de coeficientes de similaridade, caso se efetuem as transformações adequadas. Gower (1971), sugere a seguinte transformação: $D_{ij} = (1 - S_{ij})^{0,5}$. Esta função D_{ij} é uma métrica pois obedecem as propriedades 1) e 2) e com relação a terceira propriedade tem-se: $(1 - S_{ij})^{0,5} \leq (1 - S_{ik})^{0,5} + (1 - S_{kj})^{0,5}$.

4.3.5 Coeficiente de correlação

O coeficiente de correlação entre X_i e X_j representa uma estatística denotado por r_{ij} e definido por:

$$r_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^p (X_{ki} - \overline{X}_{.i})(X_{kj} - \overline{X}_{.j})}{\left[\sum_{k=1}^p (X_{ki} - \overline{X}_{.i})^2 \right]^{0,5} \left[\sum_{k=1}^p (X_{kj} - \overline{X}_{.j})^2 \right]^{0,5}}, \quad (4.3.2)$$

sendo

$$\overline{X}_{.i} = \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p X_{ki} \quad \text{e} \quad \overline{X}_{.j} = \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p X_{kj}.$$

Sejam, por outro lado, dois vetores Y_i e Y_j obtidos a partir de X_i e X_j pela transformação:

$$Y_i = [X_{ki} - \overline{X}_{.i}]^T \quad \text{e} \quad Y_j = [X_{kj} - \overline{X}_{.j}]^T.$$

O coeficiente de correlação entre os vetores Y_i e Y_j pode ser reescrito por meio da equação:

$$r_{ij} = \frac{Y_i^T Y_j}{\|Y_i\| \|Y_j\|} = \cos(\theta_{ij}),$$

sendo θ_{ij} o ângulo formado pelos vetores Y_i e Y_j .

A título de ilustração sejam as coordenadas dos postos de serviços em duas ZAs representadas por $X_1 = [2 \ 4]^T$ e $X_2 = [7 \ 3]^T$. Como os valores de $\overline{X}_{.1} = 3$ e $\overline{X}_{.2} = 5$,

tem-se que $Y_1 = [-1 \ 1]^T$ e $Y_2 = [2 \ -2]^T$. O coeficiente de correlação é então dado por $r_{ij} = \frac{(-2) + (-2)}{\sqrt{2}\sqrt{8}} = -1$. Graficamente, o ângulo $\theta_{12} = \pi$ – ângulo entre os vetores Y_1 e Y_2 .

De uma maneira geral se $X_i = \alpha X_j$ para $\alpha > 0$ então $r_{ij} = 1$. Como $r_{ij} \in [-1, 1]$, no caso da utilização do coeficiente de correlação como medida de semelhança diz-se que e_i e e_j são semelhantes de forma positiva se r_{ij} for próximo de +1; e, de forma negativa se r_{ij} for próxima a -1 e não semelhantes, se r_{ij} for próximo de zero.

É importante frisar que a medida de semelhança fornecida por r_{ij} é bastante diferente daquela fornecida por D_{ij} ou S_{ij} . No caso das funções distâncias e do coeficiente de similaridade, o maior grau de semelhança entre os eventos é atingido quando $X_i = X_j$. No caso do coeficiente de correlação, a maior semelhança é medida quando $X_j = \alpha X_i$, $\alpha > 0$.

Mulvey & Crowder (1979), definem uma suposta métrica de correlação a partir da seguinte transformação:

$$D_{ij} = [0,5(1 - r_{ij})]^{0,5}. \quad (4.3.3)$$

Assim, quando dois elementos têm uma correlação positiva perfeita $r_{ij} = +1$, então tem-se que $D_{ij} = 0$. Observe, fazendo na equação (4.3.3) $r_{ij} = 0$, tem-se que $D_{ij} = \sqrt{0,5} = 0,707$ e no caso da correlação negativa perfeita $r_{ij} = -1$ e $D_{ij} = 1$. Note que essa função não é a rigor uma função distância, pois não satisfaz a propriedade 1), em virtude de: se X_i ou X_j são homogêneos, r_{ij} não é definido.

É possível comparar os efeitos da utilização das diversas medidas de semelhança aqui apresentadas por meio de um exemplo. Suponha-se que três zonas de atendimentos possuem os referenciais de localizações dos postos de serviços representados no conjunto X : $X = \{X_1, X_2, X_3\}$ de coordenadas $\{[1 \ 3]^T, [4 \ 12]^T, [1 \ -1]^T\}$. Para se obter o vetor $\underline{Y}$, necessita-se calcular o vetor média: $\bar{X} = [2 \ 8 \ 0]^T$. Logo, o vetor de localização é: $Y = \{[-1 \ 1]^T, [-4 \ 4]^T, [1 \ -1]^T\}$.

Calculando-se as matrizes D^2 (de quadrados das métricas euclidianas), G (de Coeficientes de Gower), R (de coeficientes de correlação), D (de métricas euclidianas), D_G (de

métricas associadas ao coeficiente de Gower) e D_R (de métricas de correlação), tem-se:

$$D^2 = \begin{pmatrix} 0 & 90 & 16 \\ 90 & 0 & 178 \\ 16 & 178 & 0 \end{pmatrix},$$

logo,

$$D = \begin{pmatrix} 0 & 9,48 & 4 \\ 9,48 & 0 & 13,34 \\ 4 & 13,34 & 0 \end{pmatrix}.$$

$$G = \begin{pmatrix} 1 & 0,15 & 0,85 \\ 0,15 & 1 & 0,38 \\ 0,85 & 0,38 & 1 \end{pmatrix},$$

logo,

$$D_G = \begin{pmatrix} 0 & 0,92 & 0,39 \\ 0,92 & 0 & 0,79 \\ 0,39 & 0,79 & 0 \end{pmatrix}, \quad R = \begin{pmatrix} 1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 \\ -1 & -1 & 1 \end{pmatrix},$$

logo,

$$D_R = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

Assim, caso o objetivo fosse formar grupos de zonas de atendimentos homogêneos – zonas similares, ter-se-ia nos casos da métrica euclidiana e do Coeficiente de Gower a seguinte partição: $P_2 = \{g_1, g_2\} = \{\{ZA_1, ZA_3\}, \{ZA_2\}\}$. No caso do coeficiente de correlação, a participação é: $P_2^* = \{g_1, g_2\} = \{\{ZA_1, ZA_2\}, \{ZA_3\}\}$. Finalizando, a escolha final da participação é para aquela que produz menor desvio quadrático SQ . Para a participação P_2 , $SQ = 4$, enquanto para P_2^* , $SQ = 34$. Em sendo assim, a escolha final recai sobre a P_2 , ou seja, é verossímil afirmar que as ZA_1 e ZA_3 são zonas de atendimento similares, enquanto a ZA_2 não.

Dimensionamento das U_s , Alocação e Distribuição das Zonas e Subzonas de Atendimentos

5.1 Dimensionamento do Número de U_s para Atender Eficientemente os Usuários de uma ZA

Deve-se utilizar para cada posto de uma unidade de serviço (U_s) pertencente a uma zona de atendimento o sistema de filas estruturado na forma $M/G/n_s$ (∞ , First in First out - *FIFO*) com entradas (λ_s) dada pelas equações (3.3.12):

$$\overline{\lambda}_1^* = \frac{3\ell\psi\mu hp(1 - lost_1)}{20000},$$

e

$$\overline{\lambda}_2^* = \frac{3(1 - \ell)\psi\mu hp(1 - lost_2)}{10000}.$$

Sendo o tempo de serviço – equação (3.1.1) dado por $TS = TP + 2TV + TA + TD$, em que TP (tempo gasto para a U_s partir, isto é, o tempo entre a ocupação da U_s até a sua saída do local de estocagem), TV (tempo de viagem de ida ou de volta), TA (tempo gasto em apanhar o paciente acidentado e socorre-lo no local, ou seja, tempo gasto entre a chegada da U_s no local do acidentado até a sua saída desse local) e TD (tempo gasto para deixar o paciente no estabelecimento hospitalar até a liberação da U_s – livre para retorno). Todos esses tempos são estimados a partir de uma função ajustada aos valores observados e $E(TV)$ e $V(TV)$ são determinados pela equação (4.2.38) – $E(D) = \sqrt{\frac{A}{4}} = 0,50\sqrt{A}$, pela equação (4.2.15) ou (4.2.43) – $V(D) = \frac{A}{36}$ e dependendo do formato da ZA $V(D) = 0,108\frac{A}{N}$ (equação (4.2.49)).

Nos modelos de filas é comumente usar a notação de Kendall (1974) descrita pela representação $A/B/c/K/m/Z$, em que:

A: representa a distribuição de probabilidade dos intervalos de tempo entre chamadas $\left(\frac{1}{\lambda}\right)$;

B: representa a distribuição de probabilidade do tempo de serviço ou tempo de atendimento $\left(\frac{1}{\mu}\right)$;

c: quantidade de atendentes ou unidades de serviços – $U_s (n_s)$;

K: capacidade máxima do sistema ou número máximo de usuários no sistema;

m: tamanho da população que fornece os usuários para o sistema;

Z: disciplina da fila – primeiro que entra é o primeiro que sai (“First in First out” - FIFO), último que entra é o primeiro que sai (“Last in First out” - LIFO), entre outros.

Ainda com relação a notação de Kandall os valores de A e B , dependem do tipo de distribuição a que elas se referem:

M: Exponencial negativa ou Markoviana ou Poisson;

E_m: Erlang de ordem m ;

H_m: hiper-exponencial;

D: Determinística;

G: Geral.

A abordagem matemática pela Teoria das Filas exige que exista estabilidade no fluxo de chegada (λ) e no processo de atendimento (μ), ou seja, esses valores se mantêm constantes com o passar do tempo. No caso do sistema com uma única fila e uma única U_s , isto é, $n_s = 1$, tem-se obrigatoriamente que $\mu > \lambda$, ou seja, a capacidade de atendimento é maior que o ritmo de chegada.

Em todo sistema que envolve abordagem da Teoria das Filas tem-se os seguintes processos:

1. Processo de Chegada – Chamadas das U_s

- O padrão estatístico dentro do qual os usuários são gerados no tempo precisa ser especificado.
- A suposição mais comum é que eles sejam gerados de acordo com um processo de Poisson.
- É o caso em que as chegadas para o sistema ocorrem de forma aleatória, porém a uma certa taxa média λ .
- Uma suposição equivalente é que o tempo entre as chegadas consecutivas (intervalo) segue uma distribuição exponencial.
- Além do valor máximo, mínimo e médio para λ , é importante conhecer como os valores se distribuem em torno da média.
- Se as chegadas fossem conhecidas, e se o processo fosse determinístico, uma destas médias determinaria completamente o processo de chegadas. Havendo incerteza, e, se o processo for probabilístico ou estocástico, estas médias não são suficientes para a caracterização das chegadas, sendo necessário para tal efeito, definir a distribuição de probabilidade da variável aleatória representando o tempo entre chegadas sucessivas ou o número de usuários chegando para atendimento.
- A análise das frequências absolutas e relativas são importantes para estabelecer a distribuição estatística que mais se aproxima dos dados reais.
- Testes estatísticos tipo χ^2 – teste de aderência ou Kolmogorov-Smirnov para avaliar se as distribuições estão bem ajustadas aos dados reais.

Se as características das chegadas (chamada de uma U_s) não se alteram com o tempo, o processo é chamado estacionário, caso contrário, não-estacionário. Ainda sobre o processo de chegada, é importante dizer que nos modelos de fila mais simples, que suportarão este estudo, os usuários acidentados que chegam as unidades hospitalares para receberem atendimento as suas chamadas são consideradas homogêneas, isto é, fazem

parte de uma única classe. Por exemplo, não se fará distinção entre as unidades de serviço que estão disponíveis (U_s). Existem casos em que a distinção das U_s é importante para a análise, através da identificação do tipo de acidente que deve estar relacionado com um tipo de U_s . Nestes casos, a aplicação da teoria torna-se bastante complicada, pois deve ser através de dois ou mais modelos distintamente.

2. Processo de Atendimento

A caracterização do Sistema de Atendimento refere-se à disponibilidade do sistema, considerando-se o número de postos de serviço das unidades U_s de atendimento em paralelo as chamadas dos usuários acidentados e, a duração do atendimento – o “tempo de serviço”. Semelhantemente ao item anterior, devido à variabilidade do tempo resposta, faz-se necessário conhecer o “tempo médio resposta” ($\overline{TR}$), bem como a distribuição de probabilidade da variável aleatória que representa esse tempo.

O tempo em que o posto de atendimento do serviço que funciona como um servidor fica sem usuários para atender denomina-se “tempo ocioso”. Em sistemas com mais de um posto de serviço em paralelo atendendo a uma única fila, considera-se também o princípio da homogeneidade, ou seja, que cada posto possui características semelhantes, de forma que a mesma distribuição de frequências dos tempos de serviço se aplique a todos. Em sistemas em que os postos de serviços podem atender a todos os usuários mas são especializados para determinados tipos de usuários acidentados, como os atendimentos por traumas neurológicos, a formulação matemática do modelo se torna extremamente complexa. Modelos simplificados podem ser utilizados, uma vez que em muitos casos, a dispersão do tempo de serviço é tal que a heterogeneidade dos usuários atendidos praticamente não influi nos resultados.

Larson (1974) aconselha que em todos os casos que impliquem numa difícil modelagem da Teoria das Filas, seja feita uma análise preliminar através de um modelo simplificado e em seguida se façam testes estatísticos do modelo, por meio de ferramentas de simulação, levando-se em conta os aspectos desconsiderados anteriormente.

A seguir, apresenta-se as fases de análise que são importantes para quantificação da distribuição de probabilidade do TS .

1. Para análise de durações de tempos de serviços é necessário agrupar os dados em intervalos.
2. Calcula-se então as frequências relativa e processa-se a análise de ajuste dos dados com distribuições conhecidas.
3. Situações no mundo real mostram quase sempre que a distribuição exponencial não se adequa a processos de serviço.
4. Normalmente são utilizadas as distribuições hiper-exponencial de ordem m ou a Erlang de ordem m .

A grande maioria dos modelos de fila supõe que as chegadas e saídas do sistema ocorrem de acordo com o processo de nascimento e morte. Onde o termo nascimento refere-se a chegada de um novo usuário acidentado e o termo morte se refere a partida do usuário acidentado do estabelecimento hospitalar. Enquanto o estado representa o número de usuários acidentados do sistema no tempo $t \geq 0$. Com relação as distribuições de probabilidades dos intervalos de tempo entre chegadas e saídas seguem exponenciais com parâmetros λ_j e μ_j , respectivamente com $j = 1, 2, \dots$

Ackoff et al. (1975) destacam que “existem custos associados tanto ao tempo de espera dos usuários quanto às U_s ociosas”, que devem ser considerados para a análise e gerenciamento operacional das unidades de serviço que são demandadas, embora, a Teoria das Filas propriamente dita focalize as propriedades, e não os modelos de custo dos processos de formação filas.

De forma geral, objetiva-se sempre projetar sistemas ótimos para algum critério previamente definido. Todos estes critérios normalmente estão em função de três medidas: número médio ideal de usuários na fila, tempo médio de espera ideal para cada usuário e tempo médio ocioso das unidades de serviços. Usualmente tende-se a diminuir na medida do possível estes três valores. Observa-se que existe um conflito nesta tarefa pois, por exemplo, a diminuição dos dois primeiros valores pode ser obtido pelo aumento de postos de serviço das U_s o que pode implicar em aumento de tempo médio ocioso de cada unidade de serviço. Para poder chegar a uma conclusão sobre a operacionalidade do processo deve-se associar a cada um dos números ideais um custo e compor esses custos

seguindo algum critério que otimize o resultado.

Sejam $\overline{W}_D$, $\overline{W}_M$ e $\overline{W}$ o tempo médio de espera na fila de uma chamada para atendimento de um acidentado usando U_s , considerando os modelo de filas $M/D/n_s$, $M/M/n_s$ e $M/G/n_s$, respectivamente. Owen (1971) estudando o tempo médio de espera na fila, no modelo de $M/E_m/n_s$ a partir de resultados teóricos obtidos com simulação, concluiu que se consegui uma adequada aproximação para este $\overline{W}$, através da interpolação entre $\overline{W}_M$ e $\overline{W}_D$, desde que, o tempo médio de espera na fila seja pequeno ($\overline{W} \approx 0$).

Na Seção 3.1 – Estudo da Variável Tempo de Serviço – o coeficiente de variação c pertence ao intervalo $(0,1)$. Dessa forma, pode-se considerar para o sistema de fila o modelo $M/E_m/n_s$ ajustado ao modelo geral $M/G/n_s$ e assim se obter o $\overline{W}$ interpolando entre $\overline{W}_M$, $\overline{W}_D$ por meio de:

$$\overline{W} = \overline{W}_D + c^2(\overline{W}_M - \overline{W}_D), \quad (5.1.1)$$

sendo

$$c = \frac{\sigma_{TS}}{E(TS)}. \quad (5.1.2)$$

Lembrando, que $TS \sim \beta(a,b)$, então $c = \frac{1}{a} \sqrt{\frac{ab}{a+b+1}}$. Pode-se demonstrar que se uma variável aleatória X é regida por uma distribuição de Erlang, de ordem m , ela pode ser interpretada como equivalente à soma de m variáveis aleatórias regidas por distribuições Exponenciais iguais (LARSON, 1974). A função densidade de probabilidade da Erlang de ordem m com taxa de chamada de U_s constante λ é:

$$f(x) = \frac{\lambda^m x^{m-1} e^{-\lambda x}}{(m-1)!} \quad 0 \leq x < \infty. \quad (5.1.3)$$

A esperança de X é dada por: $E(X) = \frac{m}{\lambda}$ e a variância, por: $V(X) = \frac{m}{\lambda^2}$. Para $m = 1$, tem-se a distribuição Exponencial e o processo de chegadas é Poissoniano. À medida que m cresce, a dispersão relativa da distribuição diminui, atingindo a situação determinística (intervalos constantes entre chamadas) quando $m \rightarrow \infty$. O coeficiente de variação, que mede a dispersão relativa, é dado por: $c = \frac{1}{\sqrt{m}}$, sendo $c \leq 1$. Como $m = 1, 2, \dots, n_s$, então qual deve ser a probabilidade de todos os n_s estarem ocupados – uma solicitação da U_s entrar na fila ou a probabilidade do número de usuários acidentados ser maior ou igual a n_s . Usa-se nesse caso a fórmula do atraso de Erlang, onde $P(n_s, a)$ é igual a essa probabilidade, com $a = \frac{\lambda}{\mu}$, que representa o número de chamadas das U_s s por tempo de

serviço. Com base no fator de utilização $\rho = \frac{\bar{\lambda}}{\bar{\mu}n_s}$ e na ociosidade é $(1 - \rho)$, tem-se fórmula de atraso de Erlang dada pela equação:

$$P(n_s, a) = \frac{\frac{a^{n_s}}{n_s!} \frac{1}{\left(1 - \frac{a}{n_s}\right)}}{\sum_{m=0}^{(n_s-1)} \frac{a^m}{m!} + \frac{a^{n_s}}{n_s!} \frac{1}{\left(1 - \frac{a}{n_s}\right)}} \quad 0 < a < n_s.$$

Após o desmenbramento da equação anterior chega-se a uma expressão mais simples do ponto de vista computacional:

$$P(n_s, a) = \frac{a^{n_s}}{[(n_s - 1)!(n_s - a)] \sum_{m=0}^{(n_s-1)} \frac{a^m}{m!} + a^{n_s}} \quad 0 < a < n_s. \quad (5.1.4)$$

Para on cálculo do tempo médio de espera na fila $\overline{W}_M$ para o modelo $M/M/n_s$ basta dividir a $P(n_s, a)$ pela diferença entre o total de atendimentos e a taxa média de chamadas das U_s :

$$\overline{W}_M = \frac{P(n_s, a)}{(\bar{\mu}n_s - \bar{\lambda})}, \quad \text{quando } a < n_s. \quad (5.1.5)$$

Para o cálculo do tempo médio de espera na fila $\overline{W}_D$ para o modelo $M/D/n_s$, usa-se a fórmula aproximada de Molina (1976), se $n_s \geq 1$:

$$\overline{W}_D = \frac{P(n_s, a)}{2(\bar{\mu}n_s - \bar{\lambda})}, \quad \text{quando } n_s = 1. \quad (5.1.6)$$

$$\overline{W}_D = \frac{P(n_s, a)}{(\bar{\mu}n_s - \bar{\lambda})} \frac{n_s}{n_s + 1} \frac{1 - \left(\frac{a}{n_s}\right)^{n_s+1}}{1 - \left(\frac{a}{n_s}\right)^{n_s}}, \quad \text{quando } n_s > 1. \quad (5.1.7)$$

O termo $P(n_s, a)$ representa probabilidade de todos n_s estarem ocupados encontra-se em tabelas da distribuição de Erlang. A título de ilustração, o Hospital da Restauração-HR situado na Av. Agamenon Magalhães (Recife), atende aos acidentados emergenciais. O número de leitos n_L é igual a 535, dados de IBGE (2005). Para a cidade do Recife, tem-se as seguintes informações: a) Tempo Médio Hospitalar Estimado: $\widehat{TMH} = 8,98$ dias; b) Taxa Média Estimada de Saída do Estabelecimento Hospitalar $\hat{\mu} = 0,0006092953$; c) A Probabilidade Estimada de um Indivíduo Sofrer um Acidente $(1 - \hat{p}) = 0,00544$; d) Percentual Médio Estimado das Entradas Destinadas Estritamente à Emergência $\hat{\psi} =$

48,51%; Probabilidade Estimada da Chamada da U_s ser em Δt_2 (período noturno) é $(1 - \hat{\ell}) = 0,1934$ e em Δt_1 (período diurno) é $\hat{\ell} = 0,8066$. Esse hospital está situado numa ZA localizada na Região Política Administrativa Centro – RPA1.

A região centro limita-se com todas as outras Regiões Político-Administrativas do Recife, formando um semi-círculo, que parte do norte, passando pelo oeste, até o sul. O limite leste é o Oceano Atlântico. É formada por 11 (onze bairros): Boa Vista, Cabanga, Coelhos, Ilha do Leite, Ilha Joana Bezerra, Paissandú, Recife, Santo Antônio, São José e Soledade. Essa RPA apresenta uma população de 77.607 habitantes (IBGE, 2005), distribuídos por uma área de 1.606 ha (16,06 Km²) e 22.579 domicílios, com densidade populacional $\frac{48,63}{ha}$, equivalente a $\frac{4832}{Km^2}$. Como todos os habitantes da população fazem parte do Sistema Único de Saúde, quando acidentados devem utilizar como emergência o HR.

Além do mais, admiti-se que todas as U_s são destinadas exclusivamente as emergências, isto é: a) Percentual Médio Estimado das Entradas nas Emergências sem a utilização das U_s é $\widehat{E}_{Z_1} = 0$; b) Percentual Médio Estimado das Entradas Normais com a utilização das U_s é $\widehat{E}_{Z_2} = 0$.

Para uma boa qualidade de atendimento, ou seja, um bom serviço prestado pelo sistema de atendimento pré-hospitalar móvel considera-se para o Tempo Máximo Resposta $\widehat{TMR} = 7$ minutos (aproximadamente 50% a mais do estabelecido para a cidade de “New York”). Além do mais, por ser um hospital situado numa perimetral de grande fluxo de veículos está se considerando uma velocidade estimada de $\hat{v} = 35$ Km/h e a probabilidade estimada de encontrar um leito disponível é $\alpha = 97,5\%$, ou seja, da tabela da distribuição normal vem que a função $\Phi^{-1}(\alpha) = 1,96$.

Reportando-se a equação (2.0.22), para o cálculo da população usuária h com $\alpha < 1$, tem-se que:

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

$$h = \frac{1}{4} \frac{0,9946}{0,00544} \left\{ \left[\sqrt{(1,96)^2 + \frac{4 \times 535}{0,9946}} \right] - (1,96) \right\}^2 = 91.047 \text{ usuários.}$$

Considerando a densidade populacional constante $d = \frac{4.832}{Km^2}$, vem que a área de abran-

gência desse hospital é estimada em $\hat{A} = \frac{91.593}{4.832} Km^2 = 18,85 Km^2$.

Em virtude de não se dispor de valores observados para TP (tempo gasto para a U_s partir, isto é, o tempo entre a ocupação da U_s até a sua saída do local de estocagem – posto de serviço), TA (tempo gasto em apanhar o paciente acidentado e socorrê-lo no local, ou seja, tempo gasto entre a chegada no local do acidentado até a saída da U_s do local) e TD (tempo gasto para deixar o paciente no estabelecimento hospitalar até a liberação da unidade de serviço – U_s livre para seu retorno), e dessa forma não poder estimá-las, tem-se então que definir alguma regra de modo a tornar factível o conhecimento dessas variáveis por meio das suas estimativas, pois elas são importantes para a obtenção do tempo de serviço (TS) e do tempo resposta (TR) ambos dados pelas expressões, $TS = TP + 2TV + TA + TD$ e $TR = W + TP + TV$.

Considere que essas variáveis sejam uniformemente distribuídas ao longo das 24 horas (BURNS ET AL.,1985), dentro dos seguintes intervalos de variação em minutos: $TP \sim U(0,4)$, $TA \sim U(0,8)$ e $TD \sim U(0,4)$. Lembrar, que se $X \sim U(a,b)$, então $E(X) = \frac{a+b}{2}$ e $V(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$. Então, $E(TP) = 2$ minutos, $E(TA) = 4$ minutos e $E(TD) = 2$ minutos. As variâncias são: $V(TP) = 1,33$, $V(TA) = 5,33$ e $V(TD) = 1,33$.

Para a caracterização da zona de atendimento, considere ZA com formato geométrico diferente do quadrado com giro de $\angle 45$ graus em relação ao eixo horizontal. Logo, para analisar a compatibilização da ZA faz-se necessário verificar se a equação (4.2.54) é satisfeita, ou seja:

$$A \leq [TMR - E(TP)]^2 \frac{v^2}{1410};$$

$$A \leq [7 - 2]^2 \frac{35^2}{1410} = 21,72 Km^2.$$

Como a área de abrangência estimada é de $18,85 Km^2$, a equação (4.2.54) é satisfeita, pois o seu resultado inferior para essa área é de $21,72 Km^2$; o que satisfaz totalmente a zona ZA .

As etapas seguintes referem-se à análise de sensibilidade voltada para a quantificação ou dimensionamento do número de $U_s(n_s)$, conforme as equações (5.1.4), (5.1.5), (5.1.6) e (5.1.7).

1) Os valores das taxas médias de chamadas para atendimento em Δt_1 (diurno) e Δt_2 (noturno) são:

$$\overline{\lambda}_1^* = \frac{3\ell\psi\mu hp}{200} \quad e \quad \overline{\lambda}_2^* = \frac{3(1-\ell)\psi\mu hp}{100}.$$

$$\overline{\lambda}_1^* = \frac{3 \times 0,8066 \times 48,51\% \times \frac{0,0006092953}{60 \times 24} \times 91.047 \times 0,99456}{200} = 0,0224 \quad \frac{\text{chamadas}}{\text{minutos}}.$$

$$\overline{\lambda}_2^* = \frac{3 \times 0,1934 \times 48,51\% \times \frac{0,0006092953}{60 \times 24} \times 91.047 \times 0,99456}{100} = 0,0108 \quad \frac{\text{chamadas}}{\text{minutos}}.$$

2) Considere que a $RPA1$ seja dividida em uma única zona de atendimento ZA , ou seja $N = 1$. Portanto, os valores referentes a métrica D são dados pelas equações (4.2.48) e (4.2.49).

$$E(D) = \sqrt{\frac{A}{4N}} \sqrt{\frac{\pi}{2}} = 0,625 \sqrt{18,85} = 2,713 \text{ Km}.$$

$$V(D) = \left(0,108 \frac{A}{N}\right) = 2,036 \text{ Km}^2.$$

3) O tempo de viagem TV considerado constante em cada sentido é calculado em função de $E(D)$, para uma velocidade constante $v = 35 \text{ Km/h}$:

$$E(TV) = 60 \frac{E(D)}{v} = 4,65 \text{ min},$$

e

$$V(TV) = 60^2 \frac{V(D)}{v^2} = 5,98 \text{ min}^2.$$

4) Após a determinação do tempo de viagem e estimação dos tempos TP (tempo gasto para a U_s partir, isto é, o tempo entre a ocupação da U_s até a sua saída do local de estocagem – posto de serviço), TA (tempo gasto em apanhar o paciente e socorrer-lo no local, ou seja, tempo gasto entre a chegada no local do acidentado até a saída da U_s do local) e TD (tempo gasto para deixar o paciente no estabelecimento hospitalar até a liberação da unidade de serviço – U_s livre para seu retorno), encontra-se o valor esperado do tempo de serviço, que é dado por:

$$E(TS) = E(TP) + 2E(TV) + E(TA) + E(TD) = 2 + 2 \times 4,65 + 4 + 2 = 17,30 \text{ min},$$

e

$$V(TS) = V(TP) + 4V(TV) + V(TA) + V(TD) = 1,33 + 4 \times 5,98 + 5,33 + 1,33 = 31,91 \text{ min}^2.$$

5) O cálculo do coeficiente de dispersão c é usado para a determinação da interpolação do $\bar{W}$. Logo, o resultado é:

$$c = \frac{\sqrt{V(TS)}}{E(TS)} = 0,326.$$

6) Após o cálculo do tempo de serviço $E(TS)$ faz-se necessário calcular a taxa média de atendimento $\bar{\mu}$. Logo com a probabilidade $P(n_s, a)$, n_s , $\bar{\lambda}_1^*$, $\bar{\lambda}_2^*$ e $\bar{\mu}$ determinam-se os valores de $\bar{W}_M$, $\bar{W}_D$ e, posteriormente, $\bar{W}$:

$$\bar{\mu} = \frac{1}{E(TS)} = 0,0578 \frac{\text{chamadas}}{\text{minutos}}.$$

7) Para o dimensionamento do número de unidades de serviço (n_s) tem-se que aplicar a equação (5.1.4) ($P(n_s, a)$), equação (5.1.5) ($\bar{W}_M$), equação (5.1.6) ($\bar{W}_D$), para $n_s = 1$ e equação (5.1.7) ($\bar{W}$), para $n_s > 1$. Os valores de:

$$a_1 = \frac{\bar{\lambda}_1^*}{\bar{\mu}} = \frac{0,0224}{0,0578} = 0,387 \quad e \quad a_2 = \frac{\bar{\lambda}_2^*}{\bar{\mu}} = \frac{0,0108}{0,0578} = 0,187$$

são utilizados como entrada na Tabela de Erlang, para o cálculo de $P(n_s, a)$, com $n_s = 1, 2, \dots$ até a convergência de $\bar{W} \approx 0$ (SHAPIRO, 2001) e (KMENTA, 1988).

Na equação de $P(n_s, a)$ é válida para $0 < a < n_s$. Então para os períodos diurno e noturno os valores mínimos de partida para n_s é uma U_s . Observe os cálculos abaixo:

1) Período Diurno

Para $n_s = 1$,

$$P(1, 0,387) = \frac{0,387}{(1-1)!(1-0,387)\sum_{m=0}^0 0,387^m + 0,387^1} = 0,387.$$

$$\bar{W}_M = \frac{0,387}{(1 \times 0,0578 - 0,0224)} = 10,93 \text{ min}, \quad \bar{W}_D = \frac{0,387}{2(1 \times 0,0578 - 0,0224)} = 5,466 \text{ min}.$$

$$\bar{W} = \bar{W}_D + c^2(\bar{W}_M - \bar{W}_D) = 5,466 + (0,326)^2(10,93 - 5,466) = 6,047 \text{ min}.$$

Para $n_s = 2$,

$$P(2, 0,387) = \frac{0,387^2}{(2-1)!(2-0,387)\sum_{m=0}^1 0,387^m + 0,387^2} = 0,0627.$$

$$\bar{W}_M = \frac{0,0627}{(2 \times 0,0578 - 0,0224)} = 0,6727 \text{ min}, \quad \bar{W}_D = (0,6727) \frac{2(1-0,1935^3)}{3(1-0,1935^2)} = 0,4625 \text{ min}.$$

$$\bar{W} = \bar{W}_D + c^2(\bar{W}_M - \bar{W}_D) = 0,4625 + (0,326)^2(0,6727 - 0,4625) = 0,4848 \text{ min}.$$

Para $n_s = 3$,

$$P(3, 0,387) = \frac{0,387^3}{(3-1)!(3-0,387)\sum_{m=0}^2 0,387^m + 0,387^3} = 7,1652 \times 10^{-3}.$$

$$\overline{W}_M = \frac{7,1652 \times 10^{-3}}{(3 \times 0,0578 - 0,0224)} = 0,0475 \text{ min}, \quad \overline{W}_D = (0,0475) \frac{3(1-0,129^4)}{4(1-0,129^3)} = 0,0356 \text{ min}.$$

$$\overline{W} = \overline{W}_D + c^2(\overline{W}_M - \overline{W}_D) = 0,0356 + (0,326)^2(0,0475 - 0,0356) = 0,0373 \text{ min} \approx 0.$$

2) Período Noturno

Para $n_s = 1$,

$$P(1, 0,187) = \frac{0,187}{(1-1)!(1-0,187)\sum_{m=0}^0 0,187^m + 0,187^1} = 0,187.$$

$$\overline{W}_M = \frac{0,187}{(1 \times 0,0578 - 0,0108)} = 3,98 \text{ min}, \quad \overline{W}_D = \frac{0,187}{2(1 \times 0,0578 - 0,0108)} = 1,99 \text{ min}.$$

$$\overline{W} = \overline{W}_D + c^2(\overline{W}_M - \overline{W}_D) = 1,99 + (0,326)^2(3,98 - 1,99) = 2,20 \text{ min}$$

Para $n_s = 2$,

$$P(2, 0,187) = \frac{0,187^2}{(2-1)!(2-0,187)\sum_{m=0}^1 0,187^m + 0,187^2} = 0,0158.$$

$$\overline{W}_M = \frac{0,0158}{(2 \times 0,0578 - 0,0108)} = 0,151 \text{ min}, \quad \overline{W}_D = (0,151) \frac{2(1-0,0935^3)}{3(1-0,0935^2)} = 0,101 \text{ min}.$$

$$\overline{W} = \overline{W}_D + c^2(\overline{W}_M - \overline{W}_D) = 0,101 + (0,326)^2(0,151 - 0,101) = 0,106 \text{ min}.$$

Para $n_s = 3$,

$$P(3, 0,187) = \frac{0,187^3}{(3-1)!(3-0,187)\sum_{m=0}^2 0,187^m + 0,187^3} = 9,5 \times 10^{-4}.$$

$$\overline{W}_M = \frac{9,5 \times 10^{-4}}{(3 \times 0,0578 - 0,0108)} = 5,4 \times 10^{-3} \text{ min},$$

$$\overline{W}_D = (5,4 \times 10^{-3}) \frac{3(1-0,063^4)}{4(1-0,063^3)} = 7,16 \times 10^{-4} \text{ min}.$$

$$\overline{W} = \overline{W}_D + c^2(\overline{W}_M - \overline{W}_D) = 7,16 \times 10^{-4} + (0,326)^2(5,4 \times 10^{-3} - 7,16 \times 10^{-4}) \approx 0.$$

A análise que se faz dos resultados é: a) A efetiva necessidade de unidades de serviço para o período diurno é de $n_s = 3$. Mas, com $n_s = 2$ – redução de 33,33% tem-se que negligenciar o tempo de viagem ($E(TV) = 4,65 \text{ min}$) num percentual de $\left(\frac{29,08 \text{ seg}}{60 \times 4,65 \text{ seg}}\right) =$

10,42%. Essa negligência transfere de certa forma para os acidentados um risco por não socorrer-lo no tempo crítico – tempo de salvar a vida. b) No período noturno a necessidade é também de $n_s = 3$. Em caso de se escolher 2 unidades de serviço o tempo de viagem tem que ser negligenciado em cerca de 2,27%, porém com uma maior facilidade tendo em vista um possível aumento da velocidade comercial das U_s .

Logo, adotar o intervalo de variação para o tempo médio de espera na fila $\bar{W} = 29,08$ segundos majoraria o $E(TV)$ em torno de 10,42%. Assim para uma população usuária do Hospital HR de 91.047 usuários, três unidades de serviço satisfazem no período diurno e três unidades no período noturno considerando $\bar{W} \approx 0$.

Observe, que no período diurno considerando duas ($n_s = 2$) ou três ($n_s = 3$) unidades de serviço tem-se que a probabilidade de uma chamada do posto de serviço da ZA , que contempla o HR de não encontrar uma U_s é de 6,27% e de 0,0716%, respectivamente. Dessa forma, o aumento de 50% nas unidades de serviço provoca uma redução de 99% nesta probabilidade, que já é pouco representativa. Salienta-se, que o fator de utilização, que mede o aproveitamento dos custos fixos das U_s representa um indicador de eficiência em relação aos custos. Com o aumento desse n_s esse fator de utilização decresce de 33,33%. Como os custos fixos espelham em torno de 75% do custo total essa consideração ($n_s = 3$) imputa num aumento no custo total para as U_s em torno de 25%.

Para o período noturno são três ($n_s = 3$) unidades de serviço. A probabilidade de uma chamada do posto de serviço da ZA que contempla o HR de não encontrar uma U_s é de 1,58% ($n_s = 2$) e 0,095% ($n_s = 3$). Todas as probabilidades são bem pequenas; configurando-se em excelentes resultados. Salienta-se, que para o indicador de eficiência do sistema a escolha de $n_s = 3$ é muito mais favorável.

A $RPA1$ apresenta uma população de 77.607 habitantes. Logo a ZA que contempla a população usuária do HR é de 91.047 usuários. Sendo assim, os 13.440 usuários restantes podem ser considerados em uma área adicional de $\frac{13.440 \text{ hab}}{4832 \text{ hab}} \text{ Km}^2 = 2,89 \text{ Km}^2$, onde seria alocado um posto satélite com uma ou duas unidades de serviço, provavelmente numa área de grande incidência de acidentes, como por exemplo a Av. Conde da Boa Vista onde a ocorrência de atropelamentos aumentou de forma significativa. Uma outra opção é o Complexo Salgadinho na divisa entre Recife e Olinda. Em suma, essa

demanda usuária de 13.440 muito provavelmente vem de outras zonas de atendimento.

Algumas *RPA*s não possuem hospitais com a variedade de atendimento de emergência como HR. As clínicas especializadas implantadas recentemente, não possuem todas as especialidades, como por exemplo as duas Unidade de Pronto Atendimento (*UPA*), sendo uma implantada no final da Av. Caxangá e outra na mediana da Av. Imbiribeira. Observe-se, que na estimação de λ e μ devem ser considerados tantos os hospitais como as diversas clínicas especializadas e assim, não se deve adotar para os postos de serviço que contemplam as U_s , os estabelecimentos hospitalares com uma única especialização. Finalizando os resultados de λ e μ são aqueles calculados considerando as diversas especialidades de atendimento para todos os habitantes da sua zona. Além disso, espera-se que todos os hospitais operem de maneira semelhante e com isso está se minimizando as remoções entre hospitais.

No caso de a população usuária (demanda usuária) ser menor que a população da *ZA* é necessário realocar esse déficit de atendimento para outra zona próxima e recalcular a sua área de abrangência, bem como, o acréscimo de leitos a ser direcionado ao hospital onde se situa o posto de unidades de atendimento. Com isso é necessário recalcular o acréscimo de unidades U_s que deve suprir esses novos atendimentos.

Ao estimar a velocidade $v = 20\text{Km/h}$, os resultados do dimensionamento das U_s diferem muito pouco. Para o período diurno a efetiva necessidade de unidades de serviço permanece em $n_s = 3$. Mas, para $n_s = 2$ e devido o aumento substancial no $E(TV)$, o risco em não socorrer o acidentado no tempo crítico proveniente de congestionamentos é $\frac{35,88 \text{ seg}}{488,4 \text{ seg}} = 7,36\%$. Este valor em relação ao resultado anterior (10,42%) é cerca de 30% menor. A impedância de adotar $n_s = 2$ é baseado na alta probabilidade (6,85%) de faltar U_s , quando da chamada do acidentado.

5.2 Divisão de Uma Área Urbana em Zonas *ZAs*

Como definido anteriormente, os limites para o valor esperado $E(TV)$ são dados pelas equações das métricas, $0,4714\sqrt{\frac{A}{N}}$ (equação (4.2.45)) e $0,625\sqrt{\frac{A}{N}}$ (equação (4.2.46)). Observe, que a divisão de uma área urbana do tipo *RPA* é pouco sensível quanto ao valor do $E(TV)$, para um dado número fixo de zonas N .

A prática sugere ser pouco provável definir uma distribuição que seja ótima, ou seja, cada uma das zonas ZAs serem todas similares (Seção 4.3.4) na forma semelhante a figura geométrica de um quadrado rotacionado de $\angle 45$ graus em relação ao eixo horizontal. Não ocorrendo esse procedimento, pode-se adotar por meio cartográfico a aproximação das fronteiras das zonas ZAs no mapa da RPA de modo que qualquer ponto da ZA esteja o mais próximo do posto da ZA que contém as U_s . Em se usando esse procedimento cartográfico a expectativa é de obter no máximo uma redução do $E(TV)$ muito menor que os 24,64% obtidos da relação entre as equações abaixo, que estabelece a máxima redução entre métricas (MRM):

$$MRM = 1 - \left(\frac{0,4714\sqrt{\frac{A}{N}}}{0,625\sqrt{\frac{A}{N}}} \right) = 24,64\%.$$

Em síntese, a zona de atendimento deve se aproximar ao máximo de uma região cujo lugar geométrico dos pontos estejam o mais próximos do seu posto (posto das U_s); ou, no caso de ser possível, definir para a ZA uma figura geométrica no formato de um quadrado rotacionado de $\angle 45$ com o eixo horizontal.

Seja uma região urbana R de área A e com densidade d proveniente da sua população. Considere que a região R disponha de N_H organizações hospitalares, que são representadas pelos estabelecimentos hospitalares (hospitais que oferecem assistência médica em regime de internações, possuindo leitos, médicos e instalações apropriadas) mais as para-hospitalar (Unidade de Pronto Atendimento – UPA, clínicas, policlínicas, ambulatorios, que tem finalidade curativa em regime de não-internação).

“As capitais brasileiras são divididas em regiões administrativas, que no caso da cidade do Recife, denomina-se de RPAs – Regiões Políticas Administrativas englobando vários bairros e, cuja densidade populacional é constante. Essa densidade constante em torno de 65 *hab/ha* (quociente entre a população de 1.422.905 *hab* adensados numa área de 21.964 *ha*), podendo ser obtida diretamente do censo demográfico do IBGE (2005). Constata-se, que em todas grandes capitais brasileiras o número de regiões administrativas é sempre inferior ao número de hospitais públicos mais privados conveniados com o SUS e privados sem fins lucrativos.

A pequena área urbana de Recife possui 251 estabelecimentos de saúde públicos considerando os conveniados com o SUS mais os privados sem fins lucrativos (IBGE, 2005). Dos 251 estabelecimentos, 41 (21 públicos mais 20 privados conveniados com o SUS) são estabelecimentos hospitalares que ofertam internações com atendimentos especializados ou com especialidades diversas. O número médio de estabelecimento hospitalares com essas características por RPA é de 6,83.”

Deve-se notar, que N_H é pequeno quando associado aos estabelecimentos hospitalares com especialidades. Seja a divisão da região R em N zonas de atendimento com $N_H = N$, ou seja uma zona para cada hospital. Tendo feito o zoneamento a etapa seguinte é determinar a população usuária para cada hospital (zona de atendimento). Essa população usuária tem a confiabilidade α de que não deve faltar leitos aos seus pacientes. Após os cálculos dos $h_j = 1, 2, \dots, N$ chega-se as áreas das zonas de atendimento $A_1, A_2, \dots, A_N$.

Feito os cálculos dos A_j precisa-se avaliar duas situações. A primeira é da necessidade de aumentar leitos (há falta de leitos em A_j). Enquanto a segunda é o número de leitos satisfatório e nesse caso, não havendo necessidade de reduzir o número de postos de atendimento (hospitais) para não aumentar o $E(TV)$. A seguir detalha-se as duas situações possíveis para alocação/distribuição de leitos.

1) Primeira Situação

Se a soma das áreas de todas as zonas, isto é $\sum_{j=1}^N A_j < A$, então, com certeza, deve ocorrer falta de leitos. Para evitar que tal déficit ocorra, escolhe-se um estabelecimento hospitalar mais central da área urbana de uma dada organização (por exemplo, um hospital privado conveniado com o SUS) e acrescenta-se ao mesmo hospital de leitos n_L o número de leitos Δn_L equivalente a área $\Delta A = (A - \sum_{j=1}^N A_j)$, calculado por meio de uma equação similar a equação (2.0.20), ou seja:

$$(n_L + \Delta n_L) = (h + \Delta h)(1 - p) + \sqrt{(h + \Delta h)(1 - p)p} \Phi^{-1} \left[1 + (\alpha - 1) \Phi \left(\sqrt{(h + \Delta h)(1 - p)p^{-1}} \right) \right]. \quad (5.2.1)$$

A escolha do estabelecimento hospitalar mais central decorre do maior número de fronteiras entre todos os pares de hospitais e ao mesmo tempo buscando sempre obter melhores formatos e limites adequados para as zonas restantes; desde que não exista fatores

de impedimentos tais como: capacidade de leitos do hospital e eficiência do serviço de atendimento (menor TD e menor tempo de diagnóstico do paciente acidentado), entre outros. A não escolha de mais de um hospital para a participação na incorporação do Δn_L é devido ao fator economia de leitos num grande hospital em relação ao conjunto de hospitais com a mesma população usuária total.

Em caso de empate na escolha do hospital, com base em 1), a escolha deve recair sempre pelo hospital de maior número de leitos (n_L). A título de ilustração, sejam dois hospitais com populações usuárias $h_1 = 120.000$ e $h_2 = 60.000$, com garantia de $\alpha = 100\%$ de um acidentado ser removido para internamento num leito hospitalar. Sendo a probabilidade de um indivíduo sofrer acidente $(1 - p) = 0,001$ e o acréscimo da população usuária ser de $\Delta h = 60.000$, então tem-se que Δn_{L_1} e Δn_{L_2} são dados por:

$$\begin{aligned} n_{L_1} &= h_1(1 - p) + 4\sqrt{h_1(1 - p)p} = 164 \text{ leitos,} \\ (n_{L_1} + \Delta n_{L_1}) &= (h_1 + \Delta h)(1 - p) + 4\sqrt{(h_1 + \Delta h)(1 - p)p} = 234 \text{ leitos.} \\ n_{L_2} &= h_2(1 - p) + 4\sqrt{h_2(1 - p)p} = 91 \text{ leitos,} \\ (n_{L_2} + \Delta n_{L_2}) &= (h_2 + \Delta h)(1 - p) + 4\sqrt{(h_2 + \Delta h)(1 - p)p} = 164 \text{ leitos.} \end{aligned}$$

Observe que para o hospital 1 o acréscimo de leitos é $\Delta n_{L_1} = 70$ (43%), enquanto para o hospital 2 o acréscimo de leitos é $\Delta n_{L_2} = 73$ (80%), acarrentando para o hospital 2 um aumento de 4,3% no acréscimo de leitos em relação ao acréscimo do hospital 1. Logo, o ganho de escala proporcionado pelo hospital 1 em relação aos novos leitos é significativo.

“Falk, James Anthony no seu livro de Gestão de custos para hospitais: conceitos, metodologias e aplicações – Management of costs to hospitals: concepts, methodologies and applications – relata que na visão da Associação Americana de Hospitais (AHA), já em 1980, os hospitais foram considerados como organizações complexas para a prestação de atividades altamente importantes na sociedade. Eles apresentavam níveis significativos de gastos e, frequentemente, foram os maiores empregadores dentro da comunidade onde estavam instalados. A previsão, naquele tempo, era de que a indústria de cuidados à saúde continuaria a crescer para ser uma das maiores indústrias da nação. Aparentemente, a previsão foi verificada não somente nos Estados Unidos, mas também em outros países. Todos os interessados, os governos federal, estadual e local, as financiados-

ras e mesmo alguns grupos de consumidores ficaram especialmente preocupados com o aumento crescente dos gastos dedicados à saúde e seu aparente baixo nível de eficácia. Como solução para esse escalonamento de custos, novos modelos de prestação de serviços foram sendo testados, numa tentativa de diminuir a demanda usuária por serviços de saúde. Infelizmente, o termo custo tem acumulado diversos sentidos ou significados no decorrer do tempo. Ele lembra, que somente 60% dos vultosos investimentos em hospitais são direcionados no curto prazo na atividade edificações. Os 40% restantes crescem no longo prazo para outros 70%, devido basicamente aos equipamentos novos necessários ao pleno funcionamento do estabelecimento hospitalar. Além desses custos a formação da mão-de-obra médica e para-médica, requer da área de recursos humanos vultosos investimentos para bem capacitar os profissionais da área de saúde.”

No caso da existência de um único hospital de interesse na região urbana ZA com esta região verificando a inequação $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$, então a solução de menor custo é obtida sempre acrescentando se necessário leitos nessa organização hospitalar. Em todo caso, deve-se sempre verificar a inequação $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$ para cada uma das zonas de atendimento e se necessário for, proceder divisões em $SZAs$, conforme os mesmos procedimentos usados para a definição das zonas de atendimento.

Se a ZA ao ser ampliada em Δn_L leitos não verificar a inequação $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$, então duas análises de viabilidade econômica devem ser feitas. A primeira é em relação na distribuição de leitos em outras organizações hospitalares e a segunda na divisão da zona de atendimento em subzonas $SZAs$, onde em cada uma das $SZAs$ são postos satélites para alocação das unidades de serviço U_s .

Não havendo possibilidade de aumentar o número de leitos (n_L), a solução para encontrar um equilíbrio é na redução da confiabilidade α , para alguns hospitais situados em áreas de menor taxa de chamadas (λ) e/ou para os hospitais de menor modernização em equipamentos e nos serviços médicos especializados, aumentando assim suas áreas de influência embora esteja também aumentando a probabilidade de remoção de pacientes desses hospitais.

Só para exemplificar, ao se diminuir a confiabilidade α de 100% para 97,5%, com $(1-p) = 0,001$ em dois hospitais, um com $n_{L_1} = 300$ leitos e o outro com $n_{L_2} = 200$, tem-se

pela equação (2.0.22) os seguintes resultados para as populações usuárias h_1 e h_2 :

$$h_1 = \frac{1}{4} x \frac{0,999}{0,001} \left\{ \left[\sqrt{(4)^2 + \frac{4 x 300}{0,999}} \right] - 4 \right\}^2 = 238.285 \text{ usuários.}$$

$$h_1 = \frac{1}{4} x \frac{0,999}{0,001} \left\{ \left[\sqrt{(1,96)^2 + \frac{4 x 300}{0,999}} \right] - 1,96 \right\}^2 = 267.933 \text{ usuários}$$

$$h_2 = \frac{1}{4} x \frac{0,999}{0,001} \left\{ \left[\sqrt{(4)^2 + \frac{4 x 200}{0,999}} \right] - 4 \right\}^2 = 150.889 \text{ usuários.}$$

$$h_2 = \frac{1}{4} x \frac{0,999}{0,001} \left\{ \left[\sqrt{(1,96)^2 + \frac{4 x 200}{0,999}} \right] - 1,96 \right\}^2 = 174.147 \text{ usuários.}$$

As populações usuárias h s aumentaram logicamente nos dois casos: para o hospital com $n_{L_1} = 300$ leitos em 12% e para o hospital com $n_{L_2} = 200$ leitos em 15%. Mesmo assim, ao garantir os leitos a toda população usuária, conforme calculada nas duas ocasiões, observa-se que existe um ganho de 2,6% referente a redução do custo operacional estritamente relacionado aos internamentos nos estabelecimentos hospitalares, notadamente para os hospitais com especializações similares. Isso mostra, que quanto maior for a utilização dos leitos dimensionados adequadamente a população da ZA, maior deve ser o ganho em relação à redução de custo por usuário interno nos estabelecimentos hospitalares com as mesmas especializações.

Agora para a minimizar as remoções entre hospitais o ideal é distribuir de forma homogênea os hospitais de mesma especialidade e eficiência quanto ao atendimento e, com a máxima confiabilidade de não faltar leitos (α) está se minimizando a frequência de remoções e consequentemente a probabilidade também de remoção.

2) Segunda Situação

Se a soma das áreas de todas as zonas de atendimento, isto é $\sum_{j=1}^N A_j \geq A$ então o número de leitos n_L é condizente. Sendo assim, não se deve reduzir o número de postos das unidades de serviço (hospitais). E no caso das áreas de todas as zonas de atendimento pertencerem a inequação $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$ e, na possibilidade de dividir as zonas em subzonas equiprováveis quanto ao volume de chamadas (λ), então para

equalizar as áreas de cada uma das j zonas (A_j^*) multiplica-se cada área A_j pelo fator redutor $\frac{A}{\sum_{j=1}^N A_j}$.

Dentro deste contexto pode ocorrer que algumas áreas A_j^* do conjunto que constitui A não se enquadrar na inequação que define o critério de eficiência $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$. Portanto, busca-se em aumentar as áreas das outras zonas (zonas sem *), incrementando nos seus hospitais as quantidades de leitos retirados dos hospitais correspondentes às áreas A_j^* . Esse procedimento de retirar leitos de um hospital para acrescentar em outro é sempre exequível, pois satisfaz as exigências das zonas e subzonas tornando-as mais eficiente, que proceder a divisão dos A_j^* em subzonas. Em resumo, aplicando 1) e 2) os A_j calculados, com $j = 1, 2, \dots$ sempre maximizam o recobrimento da região urbana R que contém todas as zonas de atendimento.

Após a distribuição dos estabelecimentos hospitalares nas zonas de atendimento ZA se conhece às coordenadas (X_i, Y_i) de todos os postos das unidades de serviço em cada uma das zonas. Logo o cálculo da métrica metropolitana (MM) entre dois hospitais i e j representa a fronteira ótima entre os dois hospitais, isto é, cada ponto da zona de atendimento se situa mais próximo do posto de serviço da U_s da zona que o contém. Conforme definido anteriormente, o lugar geométrico do contorno ótimo dos pontos dessa fronteira F_{ij}^* é dado por:

$$F_{ij}^* = \{(X, Y); |X - X_i| + |Y - Y_i| = |X - X_j| + |Y - Y_j|\}. \quad (5.2.2)$$

Essa linha de fronteira pode ser obtida ligando os pontos próximos que verificam a equação (5.2.2). Na prática o procedimento que se faz é aproximar a fronteira F_{ij} para a fronteira ótima F_{ij}^* , por meio do aumento ou redução na formação das zonas de atendimento constituída por pequenos quadrados de área $1 \times 1 \text{ cm}^2$ rotacionados de $\angle 45$ graus até obter as áreas desejadas para as zonas. Sendo assim, chega-se as fronteiras mais próximas das fronteiras ótimas.

Com base nos F_{ij}^* traçados no mapa da região do tipo RPA , que contém as zonas de atendimento e fazendo a sua divisão em m pequenos quadrados rotacionado de $\angle 45$ graus com todas as suas diagonais sendo as bissetrizes, então pode-se deslocar os traços do delineamento da fronteira até se obter as fronteiras ótimas F_{ij}^* das zonas $ZA_i = 1, 2, \dots$, de

modo que cada uma das ZA_i s contenha pequenos quadrados, cujo total é dado por $m \frac{A_i}{A}$. Claro, que se aumentar m e reduzindo a escala do mapa está se minimizando o erro do traçado da fronteira. A obtenção de áreas das zonas mais precisas a partir das fronteiras F_{ij} já traçadas pode ser feita através do programa “Auto-cad” com uma margem de erro de 10^{-7} . O próprio planímetro digital pode ser usado com grande precisão pois dá um erro relativo entre 10^{-3} a 10^{-4} .

Na prática, uma RPA de 30 Km^2 num mapa com escala de $1 : 10.000$ pode ser facilmente dividida em 150 quadrados rotacionados de $\angle 45$, bastando somente traçar paralelas às bissetrizes dos eixos cartesianos espaçadas de $\sqrt{\frac{30 \times 10^{10}}{150 \times 10^4 \times 10^4}} = 4,47 \text{ cm}$.

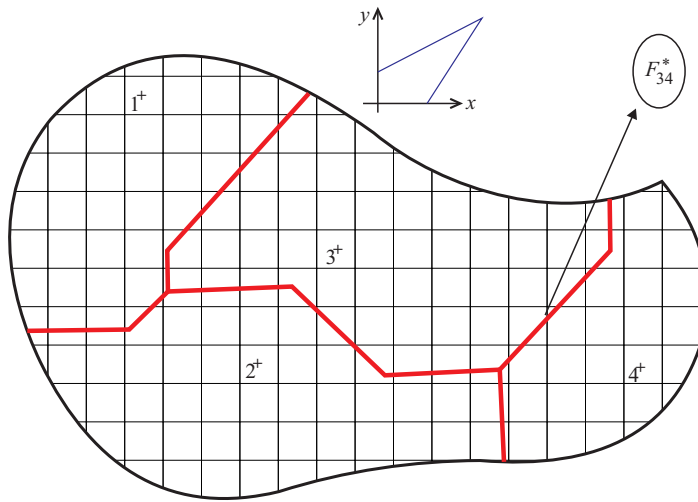


Figura 5.1 Região Urbana com as Fronteiras Ótimas para as ZA .

A título de ilustração considere a Figura 5.1 que representa uma região urbana dividida em quatro zonas ($N = 4$) de atendimento ZA_i , $i = 1, 2, \dots, 4$ onde se situa em cada zona um hospital. Seja a soma de todas as áreas dada por $\sum_{j=1}^N A_j = 60 \text{ Km}^2$. Fazendo a divisão de toda a região em subquadrados, ou seja, $m = 99$ quadrados de área ($1 \times 1 \text{ cm}^2$), rotacionados de $\angle 45$ com o eixo horizontal, sendo para cada uma das ZA_i tem-se que $m_1 = 25$, $m_2 = 38$, $m_3 = 21$ e $m_4 = 15$. As áreas de cada uma das zonas são obtidas com base no número de leitos de cada hospital alocado em cada ZA_i , como por exemplo $A_1 = 15 \text{ Km}^2$, $A_2 = 23 \text{ Km}^2$, $A_3 = 13 \text{ Km}^2$, $A_4 = 9 \text{ Km}^2$ satisfazendo a equação $\sum_{j=1}^N A_j = 60 \text{ Km}^2$. Considerando que o hospital 2 necessita de leitos adicional, então

para equalizar esse acréscimo faz-se necessário deformar os contornos das fronteiras de cada uma das ZA_i .

Dessa maneira, a Figura 5.2 dá as fronteiras F_{ij} das zonas de atendimento, que foram deformadas de modo que os novos quantitativos de cada uma das zonas são recalculados, ou seja: $m_1 = 25$, $m_2 = 38$, $m_3 = 22$ e $m_4 = 14$. Em todos os casos para cada zona ZA_i as suas métricas são calculadas pela equações $E(D) = \sqrt{\frac{A}{4N}} \sqrt{\frac{\pi}{2}} = 0,625 \sqrt{\frac{A}{N}}$, e $V(D) = 0,108 \frac{A}{N}$, que são representadas pelas equações (4.2.48) e (4.2.49), respectivamente, considerando $N = 1$.

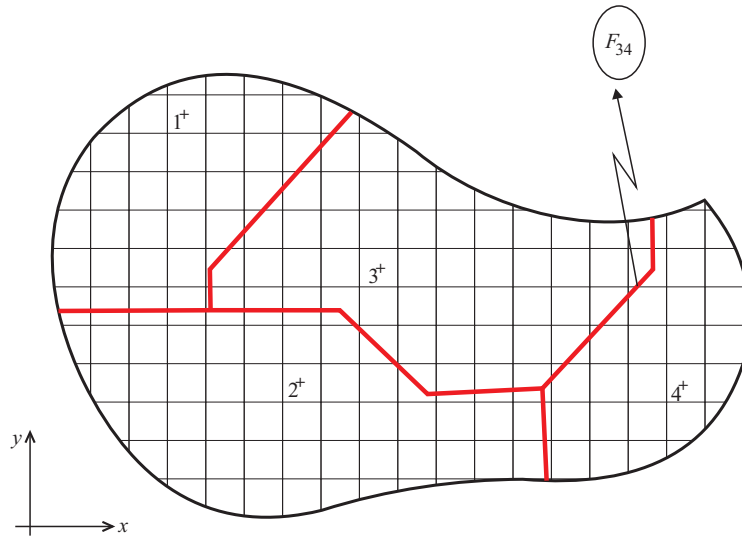


Figura 5.2 Região Urbana com as Fronteiras Satisfazendo as Áreas das ZA .

5.3 Divisão de Uma Zona ZA em Subzonas $SZAs$

Considere que ao particionar a área urbana em zonas de atendimento uma das ZA_i não satisfaz a primeira equação do critério de eficiência do serviço de atendimento pré-hospitalar feito por uma unidade de serviço U_s , que é representada pela inequação $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$. Portanto há necessidade de se dividir a ZA_i em N_s subzonas. Em satisfazendo $E(TP) + E(TV) \leq TMR$, deve-se calcular o número mínimo necessário de subzonas (N_s) onde cada uma das subzonas corresponde a um posto satélite. Em caso de se garantir na divisão da zona os limites das subzonas como sendo as fronteiras ótimas F_{ij}^* , então pela análise anterior e com base na equação (4.2.54) tem-se

para qualquer geometria da ZA, que:

$$[TMR - E(TP)]^2 \geq \frac{\left(0,625\sqrt{\frac{A}{N_s}}\right)^2}{v^2},$$

$$N_s \geq \frac{1410 A}{v^2[TMR - E(TP)]^2}, \quad (5.3.1)$$

sendo A a área da zona dado em KM^2 , TMR , $E(TP)$ em minutos e v em Km/h . Como cada hospital representa um posto de serviço da U_s , logo deve-se calcular o $N_{s_{min}}$ (postos satélites mínimo), ou seja, o maior inteiro menor que o segundo membro da equação (5.3.1). Esses postos satélites são locados nas zonas ZA tendo com subzonas as fronteiras ótimas.

Para ilustrar o resultado da equação (5.3.1), considere uma zona com $A = 60 \text{ Km}^2$, $TMR = 7 \text{ min}$, o $E(TP) = 2 \text{ min}$ e $v = 35 \frac{km}{h}$. Calculando o valor de N_s , vem:

$$N_s \geq \frac{1410 A}{v^2[TMR - E(TP)]^2} = 2,76, \quad \text{sendo } N_{s_{min}} = 2 \text{ postos satélites.} \quad (5.3.2)$$

Nesse caso aloca-se somente dois postos satélites na zona de atendimento. Cada posto satélite deve abranger uma área de atendimento e se essa não for bem próxima à figura geométrica de um quadrado rotacionado de $\angle 45$ graus em relação ao eixo horizontal, então essa área de atendimento do posto satélite deve ser menor que $\frac{60}{2,76} \text{ Km}^2$, ou seja $21,74 \text{ Km}^2$ e, assim, com esse critério sempre deve dividir a zona ZA em subzonas de áreas aproximadamente iguais procurando a melhor alocação para os postos satélites, ou seja, próximo do centro da subzona ou outro ponto de conveniência representado pela maior frequência de acidentes.

Após a locação do posicionamento do posto satélite é importante avaliar o comportamento da fila nesses postos satélites. Seja i o posto satélite numa determinada zona de atendimento. As taxas de chamadas das U_s alocadas no posto satélite i é definida pelos parâmetros das equações (3.3.3) e (3.3.4):

$$\overline{\lambda}_1 = \frac{3\ell e_{U_s} \mu h p}{200}$$

e

$$\overline{\lambda}_2 = \frac{3(1-\ell)e_{U_s} \mu h p}{100}.$$

Observe-se, que essas taxas referem-se as chamadas dos postos ou estações satélites para os pacientes que necessitam de unidades de serviço (U_s). Ao tempo de serviço TS dessas unidades deve se acrescentar mais duas variáveis a saber:

- 1) O Tempo Viagem Entre Estação Satélite e o Hospital ($TVESH$), que é calculado pelo quociente onde o numerador representa a distância da estação satélite r ao hospital j (d_{rj}) e o denominador a velocidade v .
- 2) O Tempo de Viagem de um Paciente a ser Removido da Subzona i para o Hospital j ($TVRH$).

Esses novos tempos devem ser estimados, por meio de ajustes de uma distribuição de probabilidade com base nas observações. Por sua vez, esses tempos são funções da geometria da subzona (SZA) em relação a locação do hospital situado na zona de atendimento. Assim, a equação definidora do TS para a subzona i é dada em função do tempo de viagem TV e da estimação dos tempos TP (tempo gasto para a U_s partir, isto é, o tempo entre a ocupação da U_s até a sua saída do local de estocagem – posto de serviço), TA (tempo gasto em apanhar o paciente acidentado e socorrer-lo no local, ou seja, tempo gasto entre a chegada no local do acidentado até a saída da U_s do local) e TD (tempo gasto para deixar o paciente no estabelecimento hospitalar até a liberação da unidade de serviço – U_s livre para seu retorno). E a equação final para o $E(TS)$ e $V(TS)$ das unidades situados nas estações satélites é:

$$E(TS) = E(TP) + E(TV) + E(TA) + E(TD) + E(TVESH) + E(TVRH) \quad \text{e} \quad (5.3.3)$$

$$V(TS) = V(TP) + V(TV) + V(TA) + V(TD) + V(TVESH) + V(TVRH).$$

Observe-se, que o coeficiente do $E(TV)$ é unitário, pois uma parcela está inserido no $TVRH$ mais o tempo de retorno do hospital ao local da posto satélite onde se situa a U_s .

5.4 Localização dos Postos de Remoções

Na modelagem do modelo de transporte está sendo considerado N hospitais, que suponha já devidamente alocados nas zonas e subzonas de atendimento e nos devidos mapas cartográficos de uma dada região urbana. Seja as coordenadas (X_i, Y_i) de cada hospital. O objetivo agora é dimensionar/quantificar o número de unidades de serviço U_s destinada exclusivamente aos atendimentos dos pedidos de transferência dos pacientes

a partir da localização da central de expedição referente às remoções.

Para a devida estruturação do modelo de remoção é definido as seguintes variáveis: FRE_{ij} define a proporção ou a fração do número médio de pacientes do hospital i que foram removidos para o hospital j independente da zona de atendimento que se situam; $h_i(1 - p)$ que representa o número de pacientes acidentados obtido a partir da equação (2.0.10); (X_r, Y_r) são as coordenadas da central de expedição de remoções; d_{ij} é a métrica definida pela equação euclidiana entre os hospitais i e j . A adoção da métrica euclidiana ao invés da metropolitana para este modelo de remoção é devido a grande dificuldade de arranjar duas direções para serem paralelas as ruas principais de toda a região, quando da remoção do paciente.

Os dados referentes as remoções necessitam de serem estimados com intuito de formar a matriz $FRE = [FRE_{ij}]$. Esse dados devem ser considerados no longo período de observações com base no modelo de transporte integrado a rede de hospitais devidamente implantado e funcionando de acordo com a metodologia abordada anteriormente. Observe-se, que alguns FRE_{ij} podem ser nulos e no geral os elementos dessa matriz dependem da eficiência do atendimento nas clínicas dos hospitais, da política adotada para remoção, ocupação dos leitos e outros fatores aleatórios. A condição a ser imposta a matriz FRE é:

$$\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N FRE_{ij} = 1 \text{ e } FRE_{ij} = 0 \text{ para } i = j. \quad (5.4.1)$$

Convém observar que o TR (tempo resposta) oriundo das remoções é significativamente maior que o TR do atendimento pré-hospitalar móvel. Dessa forma, pode-se adotar uma única central de expedição para as remoções. Os critérios para a fixação dessa central são:

- 1) Determinação ótima de um local para a central;
- 2) Dimensionamento do número de unidades de serviço na central com base na análise da fila $E_m/G/n_s/FIFO$ de modo que o tempo médio que o paciente espera para ser removido seja menor que T especificado.

Para a obtenção das coordenadas da central de remoção é necessário montar uma equação que defina o tempo médio gasto pelas U_s s a serviço do número médio de pa-

cientes removidos entre todos os hospitais da região urbana. Esse tempo é constituído de uma parcela referente a $((E(TP) + E(TA) + E(TD)))$ mais o tempo referente ao deslocamento do posto de remoção ao hospital (i) , onde se localiza o paciente a ser removido, com o tempo de deslocamento da U_s do hospital i para o hospital j . Os termos dessa equação são ponderados com os elementos FRE_{ij} da matriz FRE e com o número de pacientes. A equação abaixo expressa esse tempo que precisa ser minimizado:

$$L = [E(TP) + E(TA) + E(TD)] \left[\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i (1-p) \right] + \frac{1}{v} \left[\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i (1-p) (d_{ri} + d_{ij} + d_{jr}) \right].$$

A solução que torna mínimo essa função tempo é obtida pela resolução do sistema de equações abaixo:

$$\frac{\partial L}{\partial X_r} = 0 \quad \text{e} \quad \frac{\partial L}{\partial Y_r} = 0. \quad (5.4.2)$$

A solução desse sistema não é tão imediata, pois necessita de um algebrismo considerável em relação ao isolamento de X_r e Y_r . Observe também, que d_{ij} é constante e independe da posição da central de expedição das U_s para remoção dos pacientes. Usando a métrica euclidiana para do ponto (X_r, Y_r) tanto para o hospital i como para o hospital j tem-se:

$$d_{ri} = \sqrt{(X_r - X_i)^2 + (Y_r - Y_i)^2} \quad \text{e} \quad d_{jr} = \sqrt{(X_r - X_j)^2 + (Y_r - Y_j)^2}. \quad (5.4.3)$$

O primeiro termo das derivadas parciais da equação L – equação (5.4.2) é zero. Enquanto o segundo aplica-se a regra da derivação da raiz:

$$\frac{\partial L}{\partial X_r} = \frac{1}{v} \left[\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i (1-p) \right] \times \left[\frac{X_r - X_i}{\sqrt{(X_r - X_i)^2 + (Y_r - Y_i)^2}} + \frac{X_r - X_j}{\sqrt{(X_r - X_j)^2 + (Y_r - Y_j)^2}} \right] = 0. \quad (5.4.4)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Y_r} = \frac{1}{v} \left[\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i (1-p) \right] \times \left[\frac{Y_r - Y_i}{\sqrt{(X_r - X_i)^2 + (Y_r - Y_i)^2}} + \frac{Y_r - Y_j}{\sqrt{(X_r - X_j)^2 + (Y_r - Y_j)^2}} \right] = 0. \quad (5.4.5)$$

Os valores de X_r e Y_r são obtidos por um método iterativo tipo Newton-Raphson (CORDEIRO, 2002). Atribui-se valores para X_r e Y_r e posteriormente determinam as métricas d_{ri} e d_{jr} e, ao substituir esses valores nas equações (5.4.5) e (5.4.6) recalcula-se os novos X_{r1} e Y_{r1} conforme o seguinte critério de parada: se $|X_r - X_{r1}| < \text{Erro}$ ($\epsilon = 10^{-4}$) e $|Y_r - Y_{r1}| < \text{Erro}$ ($\epsilon = 10^{-4}$) aceita-se como solução. Havendo essa convergência os últimos valores de X_r^* e Y_r^* se estabilizam convergindo para solução do sistema. As equações algébricas de X_r e Y_r são:

$$X_r = \frac{\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i \frac{(X_i d_{jr} + X_j d_{ri})}{d_{ri} d_{jr}}}{\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i \frac{(d_{ri} + d_{jr})}{d_{ri} d_{jr}}}. \quad (5.4.6)$$

$$Y_r = \frac{\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i \frac{(Y_i d_{jr} + Y_j d_{ri})}{d_{ri} d_{jr}}}{\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i \frac{(d_{ri} + d_{jr})}{d_{ri} d_{jr}}}. \quad (5.4.7)$$

Existem vários programas de métodos computacionais para resolução de problemas similares aos das equações (5.4.4) e (5.4.5). O de acesso mais fácil para o assunto é consultar a biblioteca “WOLFRAM ALPHA Computational Knowledge Engine – www.wolframalpha.com”.

Caso se deseje aplicar algum método computacional, pode-se adotar como valores possíveis para os X_r e Y_r , o par (X_r^*, Y_r^*) , que dá o menor valor para a função L . A prática sugere que se pode substituir a coordenada ótima por aquela do hospital mais próximo ao posto da central de remoções.

Para o critério 2), que refere-se ao dimensionamento do número de unidades de serviço na central de remoções a variável aleatória TS é calculada por meio do conceito de valor esperado e variância de uma variável aleatória. Veja que torna-se fácil o cálculo de $E(TS)$ e $V(TS)$ através da introdução do $TEHER$ (Tempo entre Hospital e Estação de Remoção) e $TEVRH$ (Tempo de Viagem da Remoção Hospitalar).

$$E(TS) = E(TP) + E(TV) + E(TA) + E(TD) + E(TEHER) + E(TEVRH). \quad (5.4.8)$$

$$V(TS) = V(TP) + V(TV) + V(TA) + V(TD) + V(TEHER) + V(TEVRH).$$

Mas a parcela $E(TV)$ e $V(TV)$ é calculada usando as equações abaixo:

$$E(TV) = \frac{1}{v} \left[\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i (d_{ri} + d_{ij} + d_{jr}) \right]. \quad (5.4.9)$$

Salienta-se que, por definição, $E(X) = \sum_{i=1}^{i=N} x_i P(x_i)$ e a variância $V(X) = \sum_{i=1}^{i=N} x_i^2 p(x_i)$:

$$V(TV) = \frac{1}{v^2} \left[\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i (d_{ri} + d_{ij} + d_{jr})^2 \right]. \quad (5.4.10)$$

Como a solução ótima para a localização do posto central (estação) onde se localiza as U_s destinadas às remoções é (X_r^*, Y_r^*) , então a distância desse posto de remoção ao hospital i é dada por:

$$d_{ri} = \sqrt{(X_r^* - X_i)^2 + (Y_r^* - Y_i)^2}. \quad (5.4.11)$$

Sendo T o tempo médio que o paciente espera para ser atendido pela U_s vindo da central de remoção e $\bar{W}$ o tempo médio de espera na fila, conforme definido pela equação $\bar{W} = \bar{W}_D + C^2(\bar{W}_M - \bar{W}_D)$, então no dimensionamento das U_s na central de remoções deve-se garantir que:

$$E(W) \leq (T - E(TR)), \quad (5.4.12)$$

sendo

$$E(TR) = \frac{1}{v} \left[\sum_{i=1}^{i=N} \sum_{j=1}^{j=N} FRE_{ij} h_i d_{ri} \right] + E(TP). \quad (5.4.13)$$

Observe-se, que em todas as equações definidas para os cálculos do tempo a variável FRE_{ij} é relevante e consequentemente a importância da sua estimativa é fator preponderante. Logo, a sua estimativa deve ser feita após a total implantação da modelagem do modelo em termos de alocação das zonas de atendimento e/ou subzonas caso seja necessário, bem como a regionalização dos serviços hospitalares com o dimensionamento dos n_s (U_s) para cada um dos hospitais de interesse e ainda com o sistema hospitalar em funcionamento por um longo período de tempo.

Após a modelagem em relação as zonas de atendimento a inferência da distribuição de probabilidade da proporção das remoções definidas pela matriz de elementos FRE_{ij} pode ser feita por meio de testes estatísticos do tipo Kolmogorov-Smirnov (CHATFIELD, 1980), ajustando esses valores observados das chamadas para remoção no posto central a uma distribuição de Poisson ou mesmo a uma Erlang de ordem $m > 1$. Souza (1996), faz

uma avaliação bastante rigorosa sobre a problemática das remoções dos pacientes dos hospitais do INSS. Essa avaliação anual, sugere um percentual médio de $1,25 \times 10^{-1}\%$ por mês em relação a população de uma cidade de 4 milhões de habitantes. Sendo assim, estendendo esse percentual chega-se a um valor médio do número de remoções para uma cidade do porte de Recife em torno de 60 remoções por dia.

Em considerar que o intervalo de tempo entre chamadas para remoção (*ITECR*) segue um modelo de filas geral $G/G/n_s$, Kingman (1974), sugere uma equação para o tempo médio de espera na fila em função do desvio padrão do tempo de serviço σ_{TS} (equação (5.1.2)) e do desvio padrão do intervalo de tempo entre as chamadas para remoção σ_{CR} .

$$\bar{W} = \frac{\frac{\sigma_{TS}^2}{n_s} + \sigma_{CR}^2}{2 \left(E(ITECR) - \frac{E(TS)}{n_s} \right)}. \quad (5.4.14)$$

Se o sistema for do tipo $E_m/G/n_s$, o valor esperado $E(ITECR) = \frac{m}{\lambda}$ e $\sigma_{CR} = \frac{E(ITECR)}{\sqrt{m}}$.

Deve-se notar, que o aumento do número de remoções em todos os hospitais de uma organização do tipo *SUS*, pode provocar pelo leque de abrangência, com garantia de atendimento e também pela taxa de chamada – em casos de exames pré-estabelecidos essa taxa de chamada é maior no período diurno que o noturno – um aumento do número de U_s para esse tipo de atendimento. Na simulação do modelo a estimativa de $1,25 \times 10^{-1}\%$ remoções diárias sobre a população da região urbana é a favor da segurança, pois minimiza o risco de faltar unidades de serviço.

Em suma, com base $\bar{\lambda}$ – taxa de chamadas, $\bar{\mu}$ – taxa de atendimento, $\bar{W}$ – tempo médio de espera na fila, $P(n_s, a)$ – probabilidade de entrar na fila (sistema ocupado) chega-se ao número de unidades de serviço (dimensionamento dos n_s no posto de remoção) a serem alocados na central de expedição das U_s , para remoção de pacientes lotados nos hospitais de uma organização hospitalar, que é integrado ao sistema de transporte público para o atendimento pré-hospitalar móvel usando a U_s como meio de transporte.

Planejamento Geral do Sistema de Transporte Integrado a uma Organização Hospitalar do Tipo *SUS*

Duas questões primordiais surgem quando se pensa em sistemas de atendimento pré-hospitalar móvel de emergência à população - como dimensionar um número mínimo de unidades de serviço alocadas em zonas de atendimento de forma que toda população seja atendida pelo serviço? e - como dimensionar o sistema de forma que o tempo de resposta seja adequado para atendimento à população? Para responder essas e outras questões são utilizados modelos de otimização customizados para a realidade do sistema de atendimento de urgência.

Figueiredo et al (2003) descrevem que a localização de facilidades emergenciais desafia aqueles que têm a missão de planejar os sistemas de emergência, uma vez que estarão cumprindo um compromisso entre o atendimento ao indivíduo e a organização do sistema na tentativa de encontrar o melhor para ambos. O serviço médico de emergência é uma área de grande interesse para os profissionais da área de pesquisa operacional direcionada ao transporte público desde a década de 90, pois existem importantes atributos para as tomadas de decisões, tais como: localização de estações de atendimento e localização dinâmica das unidades de serviço; seleção e despacho das U_s ; quantidade de unidades de serviço de cada tipo; como e onde redirecionar recursos.

Para elaboração do modelo de transporte deve-se tornar relevante a variável tempo, amparada nas seguintes suposições: 1. Existe um tempo TR , que é denominado o tempo

de resposta. Esse tempo deve ser o menor possível, de maneira que não interfira no sucesso do atendimento; 2. A região analisada é dividida em zonas formatadas em figuras geométricas e os pontos de demanda são agregados no centro de cada área. O tempo de viagem é sempre relativo ao ponto central onde se localiza o posto ou estação de atendimento da zona.

Sendo assim a busca do objetivo do modelo em relação a variável tempo é contemplada, conforme descrito abaixo, ou seja: a) Minimizar o tempo total de atendimento das chamadas - intervalo entre chamadas; b) Minimizar o tempo total de viagem TV (atendimento); c) Maximizar a zona de cobertura do atendimento, dentro de um tempo TR máximo; d) Maximizar a cobertura das chamadas (atender o maior número de chamadas possível), dentro de um de espera mínimo W próximo a zero.

Dessa maneira o tamanho da frota de U_s e sua respectiva localização são fatores que podem ser gerenciados e controlados através de planejamento e afetam diretamente na eficiência do sistema. Dentre outros fatores, existe um relacionamento direto entre o tempo resposta TR e a mortalidade e, é isto que faz com que a localização das unidades de serviço seja um problema importante a ser resolvido.

Dentro desse contexto serão listadas todas as variáveis e parâmetros inerentes ao sistema e que devem ser estimadas para a aplicação prática do modelo de transporte integrado a uma organização hospitalar qualquer. Os procedimentos para o pleno funcionamento do sistema consiste nas conexões das 20 etapas listadas a seguir:

Etapas 1 Estimação da taxa de entrada (λ) e saída (μ).

Etapas 2 Determinação da localização dos hospitais da organização hospitalar de interesse, bem como, a determinação do número de leitos (n_L) de cada um dos hospitais.

Etapas 3 Cálculo das populações usuárias h de cada um dos hospitais com a confiabilidade α de não faltar leitos.

Etapas 4 Estimação das densidades populacionais em todas as regiões da cidade, como por exemplo as RPA s da cidade do Recife. Essas estatísticas são obtidas diretamente do *IBGE*.

Etapas 5 Estimação da densidade populacional de usuários d em cada zona de atendimento ZA onde se situa o estabelecimento hospitalar.

Etapa 6 Determinação da variável aleatória Tempo entre Entradas Sucessivas na Hospitalização (*TEESH*), para cada um dos hospitais que compõe a organização hospitalar.

Etapa 7

7.1 Determinação da distribuição ψ (percentual de entradas dos pacientes que se destinam estritamente à emergência do estabelecimento hospitalar).

7.2 Determinação da distribuição de E_{z_1} (percentual de entradas dos pacientes que se destinam à emergência hospitalar sem o uso de U_s como meio de transporte).

7.3 Determinação da distribuição de E_{z_2} (percentual de entradas nos hospitais sem emergência (normais) usando como meio de transporte as U_s).

Etapa 8

8.1 Determinação do tempo *TEESE* (tempo entre entradas sucessivas para acidentados que precisam de U_s como meio de transporte)

8.2 Determinação do tempo *TEESHU_s* (tempo entre entradas sucessivas na hospitalização para acidentados emergenciais que necessitam de um atendimento pré-hospitalar móvel do tipo U_s).

Etapa 9 Estimação de ℓ (probabilidade da chamada da U_s ser no período diurno).

Etapa 10

10.1 Taxa de chamadas das U_s para o período diurno $\overline{\lambda}_1^*$ para cada um dos hospitais.

10.2 Taxa de chamadas das U_s para o período noturno $\overline{\lambda}_2^*$ para cada um dos hospitais.

Etapa 11 Estabelecimento do zoneamento ZA_j , $j = 1, 2, \dots, N$, com determinação das respectivas áreas A_j , $j = 1, 2, \dots, N$.

Etapa 12 Especificação do tempo máximo resposta (*TMR*) e estimação da velocidade de percurso v , que pode ser variável para cada uma ZA de acordo com o turno.

Etapa 13

13.1 Estimação da distribuição do tempo de partida (*TP*), ou seja, tempo entre a ocupação da U_s até a sua saída do local de estocagem (posto de serviço).

13.2 Estimação da distribuição do tempo gasto em apanhar o paciente acidentado e

socorre-lo no local, ou seja, tempo gasto entre a chegada da U_s no local do acidentado até a sua saída desse local (TA).

13.3 Estimação da distribuição do tempo gasto para deixar o paciente no estabelecimento hospitalar até a liberação da U_s – livre para retorno (TD).

Etapas 14 Verificação da compatibilidade da ZA através da equação de eficiência e se necessário sua divisão em N_s subzonas (SZA).

Etapas 15 Traçado das zonas e ou subzonas no mapa cartográfico de cada uma região urbana do tipo RPA , com determinação final do número de leitos hospitalares n_L , população usuária h e a máxima população usuária $h_{máx}$ de cada hospital locado na ZA , tudo segundo as exigências da seção 5.3.

Etapas 16 Cálculo do tempo de serviço (TS) para cada uma das zonas.

Etapas 17 Cálculo do número necessário de unidades de serviço (U_s) para cada posto de serviço alocado na zona de atendimento, bem como, nos postos ou estações satélites.

Etapas 18 Aplicabilidade e sensibilidade do modelo de transporte integrado a organização hospitalar durante um período de tempo Δt .

Etapas 19 Obtenção de novas estatísticas balizadoras para o dimensionamento dos leitos especializados de cada um dos hospitais da organização.

Etapas 20 Determinação do posto de triagem das unidades de serviço alocadas para as remoções; bem como, o dimensionamento dessas unidades.

A Figura 6.1, ilustra o seqüenciamento das etapas de acordo com relação de dependência.

Com efeito, considere que todo o modelo de transporte desenvolvido até agora, ou seja, **Etapas 1** até a **Etapas 18** esteja já implantado e em pleno funcionamento, com o sistema hospitalar funcionando ao longo do período Δt (365 dias). Através do funcionamento desse sistema são obtidas algumas estatísticas dos hospitais da organização hospitalar localizados nas zonas de atendimento.

Com a modelagem do modelo de transporte da **Etapas 1** até a **Etapas 18** não existe nenhum problema do paciente chegar ao hospital e não encontrar leitos disponíveis ($\alpha = 1$), embora possa ocorrer falta de leitos para um dado tipo de internamento. Sendo assim, o acidentado tem que ser removido para outro hospital da organização hospitalar.

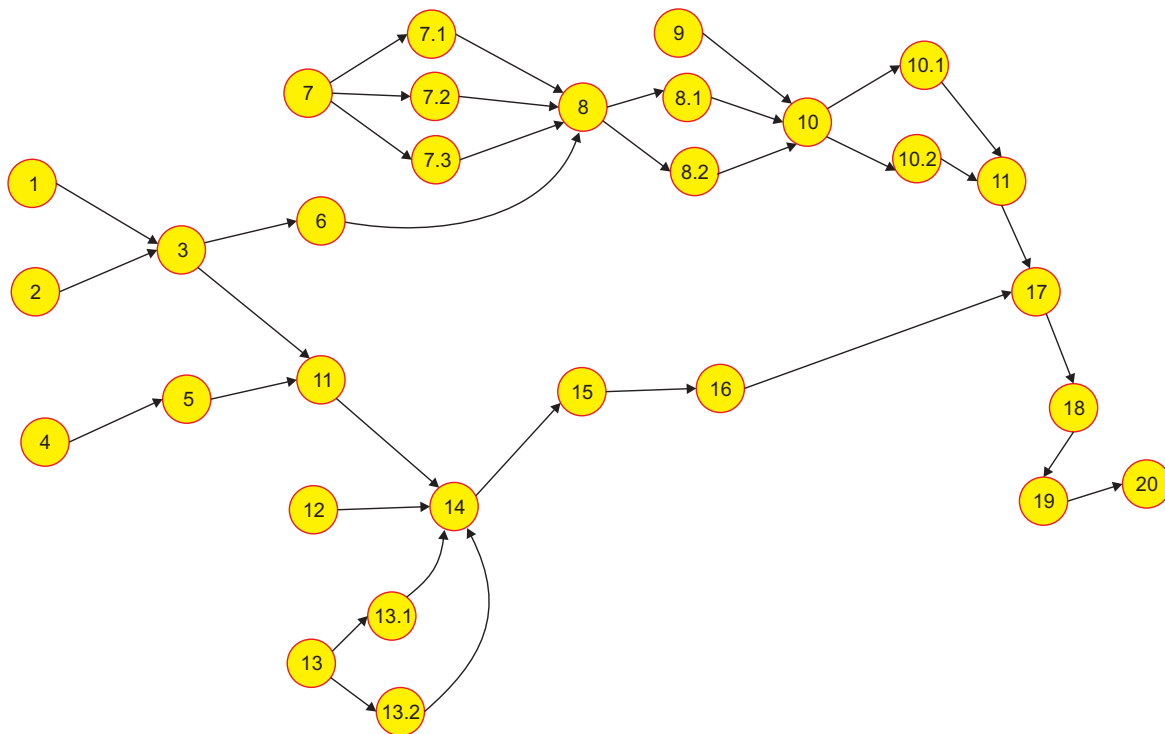


Figura 6.1 Sequenciamento das Etapas por Relação de Dependência.

Para fazer uma abordagem a mais ampla possível em relação a aplicabilidade do modelo de transporte, deve-se dá um tratamento mais geral considerando o tipo de leito por especialidade de internamento. Considere assim, que na organização hospitalar existem H_j hospitais $j = 1, 2, \dots, k$ com atendimentos gerais e populações usuárias h_j , sendo cada um dos hospitais possuem três tipos de clínicas CL_1 , CL_2 e CL_3 , em que a do tipo 1 é clínica médica, tipo 2 é cirúrgica (traumatismos provenientes de acidentes de trânsito e outros acidentes como ferimentos derivados de armas de fogo e armas branca) e do tipo 3 as especialidades obstétricas. Vale salientar, que os casos mais especializados como os psiquiátricos e os de internamentos originários de surtos tipo dengue, cólera e tuberculose não são considerados nessa análise pois requerem hospitais específicos para esses tipos de pacientes. No caso das epidemias (dengue), a grande maioria dos pacientes são tratados no próprio domicílio e somente os casos graves do tipo hemorrágico – cerca de 2% dos infectados precisam de leitos para internamentos.

Faz-se menção também, que o atendimento aos pacientes sejam o mais regionalizado possível, visto que qualquer indivíduo do sistema ao sofrer um acidente sempre deve

procurar priorizar o internamento no hospital da zona de atendimento ZA onde ocorreu o evento, bem como, chamar a unidade de serviço U_s do posto de atendimento da ZA onde ele se encontra.

No início do estudo – Capítulo 2, as taxas médias de acidentes (λ – entrada no sistema) e funcionamento (μ – taxa de saída do sistema) são supostas constantes para todos os indivíduos de uma região. Há de convir, que o tempo médio de hospitalização (TMH) varia com as especializações de cada uma das clínicas e ainda podendo numa mesma clínica variar com o hospital devido a política de atendimento do hospital, condições do paciente, número disponíveis de leitos no hospital e principalmente a taxa de entrada dos pacientes.

Conforme visto na Tabela 2.2 existe um déficit de leitos em toda rede hospitalar nas cidades analisadas e por extensão, esse tipo de comportamento deve ocorrer em todas as capitais do Brasil. Uma variável importante para esse déficit é TMH , pois além de variar entre as cidades analisadas também varia com os hospitais e clínicas. Logo, faz-se necessário que seja adotada para o modelo de transporte uma metodologia que corrija essa distorção – déficit de leitos, ou seja, dê garantia de não faltar leitos especializados para qualquer internamento.

O primeiro passo para estabelecer o atendimento na emergência é caracterizar o paciente. Sejam: p_f a probabilidade de um indivíduo da região R ser do sexo feminino – proporção de mulheres na região, h_{ij} a população usuária atendida na clínica CL_i situada no hospital H_j , $n_{L_{ij}}$ número de leitos da clínica CL_i no hospital H_j . Como as especialidades do tipo 1 e 2 independem do sexo do paciente então considera-se que $h_{1j} = h_{2j}$ e $h_{3j} = p_f h_j$. Note que as populações da ZA_j já foram devidamente determinados com base na **Etapa 15**.

O segundo passo é dimensionar o número de leitos $n_{L_{ij}}$ a partir da população usuária h_{ij} , para qualquer i e j com confiabilidade especificada α em não faltar leitos na clínica CL_i do hospital H_j . É certo, que existem zonas de atendimento onde a ocorrência de acidentes de trânsito é muito acima da média; aumentando a taxa média de entrada nos hospitais situados nesta ZA .

As estimativas feitas para a entrada (λ) e saída(μ) para toda região urbana R como um todo, devem-se ao fato de não se ter considerado o processo de regionalização do serviço de atendimento implicando em desconhecer as populações usuárias h_j de cada uma das ZA_j . Mudando esse foco, ou seja, com a regionalização do sistema implantado se tem conhecido a ZA_j , h_j e com base nas estatísticas levantadas nos hospitais H_j , encontram-se:

- 1) λ_{ij} a taxa média de um individuo acidentado situados na ZA_j e atendido na clínica CL_i . Fazendo uma análise similar à seção 2.1 para o cálculo de $\bar{\lambda}$ – equação (2.1.1) – $TMH = A(I_n)^{-1}$ vem que:

$$TMH_{ij} = \frac{1}{\lambda_{ij}} = \frac{A_{ij}}{I_{nij}} \quad (6.0.1)$$

onde A_{ij} representa a área compreendida entre a curva representada pelo número de internamentos (hospitalizações I_{nij}) ao longo do tempo Δt na clínica CL_i do hospital H_j e I_{nij} o número de internamentos no período correspondente. Como os leitos são calculados proporcionalmente as necessidades das populações usuárias ($\bar{\lambda}_{ij}$) então a falta de leitos não deve existir e consequentemente a política de redução de tempo médio de hospitalização (TMH) por parte do hospital H_j não representa um fator importante, portanto pode ser considerada secundaria a sua implantação. Claro está, que existe a suposição que todos os acidentados (pacientes) ao ingressar nos hospitais possuem idênticas condições de vida. Sendo assim, pode-se considerar que para qualquer hospital H_j $\lambda_{ij} = \lambda_i$. Então para dimensionamento dos leitos do hospital H_j faz-se somente necessário ter a simples taxa de entrada de acidentados na clínica CL_i .

- 2) $(1 - p_{ij})$ é a probabilidade de um indivíduo de uma ZA_j passar a ser usuário do sistema ou seja estar hospitalizado na clínica CL_i . Nesse caso deve-se diferenciar as zonas de atendimento, pois em algumas delas os seu habitantes podem ser mais propícios aos acidentes de trânsito, principalmente, para as zonas situadas no centro das cidades ou grandes corredores de transporte. Embora admita-se a possibilidade de $(1 - p_1)$, $(1 - p_3)$ – probabilidades que um indivíduo ao ser usuário do sistema possa estar hospitalizado na clínica médica ou obstétrica de serem constantes para todas as zonas ZA_j , enquanto $(1 - p_{2j})$ a probabilidade de um usuário

estar hospitalizado na clínica cirúrgica depende da zona ZA_j . Pode-se assim estimar p_{ij} ($\hat{p}_{ij}$) com base na equação (2.1.2), isto é $\hat{p}_{ij} = \frac{(\Delta th_{ij} - A_{ij})}{\Delta th}$, com $\Delta t = 1$ ano e h_{ij} e A_{ij} conforme calculados anteriormente. A probabilidade de um indivíduo da zona ZA_j estar hospitalizado em H_j é dado por:

$$\sum_{i=1}^3 p_{ij} = p_j. \quad (6.0.2)$$

Partindo de p_j calcula-se a taxa de saída de um usuário do hospital da ZA_j (taxa de um indivíduo bom na ZA_j). Como $p = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}$ e $(1 - p) = \frac{\mu}{\lambda + \mu}$, então essa taxa estimada $\hat{\mu}$ é calculada similar a equação (2.1.3).

$$\hat{\mu}_j = \frac{1 - \hat{p}_j}{\hat{p}_j} \hat{\lambda}_j, \quad (6.0.3)$$

onde $\hat{\lambda}_j = \frac{1}{\widehat{TMH}_j}$ e o $\widehat{TMH}_j$ é obtido por meio de uma ponderação entre os TMH_{ij} com os I_{nij} . Feito esses cálculos encontram-se as estimativas de μ_j ($\hat{\mu}_j$) e de λ_j ($\hat{\lambda}_j$).

Após os cálculos das taxas de entrada e saída e com os valores dos p_{ij} e das populações usuárias h_{ij} se obtém o número de leitos $n_{L_{ij}}$ com base na equação (2.0.20). Nesses termos se obtém que $\sum_{i=1}^3 n_{L_{ij}} \geq n_{L_j}$, ou seja, maior que o número de leitos necessários para o hospital H_j de acordo com a **Etapa 15**. Em fim, todo esse processo para não faltar leitos no hospital é o preço que se tem para sempre garantir a demanda por leitos nos diversos tipos de atendimentos especiais. Mas para evitar um grande impacto financeiro proveniente dessa garantia deve-se sempre aumentar a utilização dos leitos usando o procedimento de remanejamento de leitos entre as clínicas. Essa é a forma de se encontrar uma distribuição final de menor número de leitos a ser ofertado.

Os valores de λ e μ fazem parte do “start” de implantação do modelo. Então, se existir comparativamente com λ_j e μ_j diferenças de valores em algumas ZA_j , então devidas correções nas taxas devem ser introduzidas, com base nas respectivas populações usuárias h_j . Recalcula-se os correspondentes valores de $\overline{\lambda}_{1j}^*$ (período diurno) e $\overline{\lambda}_{2j}^*$ (período noturno) pela equação (3.3.11) e posteriormente redimensiona-se o número de unidades de serviço U_s nas estações dos hospitais e nas satélites das zonas ZA_j , que foram redimensionadas. Os novos recálculos devem sempre obedecer a condição da equação

(2.0.1): $\bar{W} \approx 0$. Entretanto, a equação (2.0.1), $E(TR) = E(TP) + E(TV) \leq TMR$ não é preciso corrigi-la, pois independe das taxas e ela já foi verificada antecipadamente na **Etapa 14**.

As zonas ZA_j onde as taxas foram recalculadas no geral são aquelas que possuem a máxima e mínima probabilidade de acidente. Como o item 2) é feito para todas as zonas ZA_j o seu término finaliza todo o processo de implantação do modelo hospitalar deixando organização hospitalar em pleno funcionamento e integrada totalmente ao sistema de transporte público pré-hospitalar móvel.

6.1 Simulação do Modelo e Análise dos Resultados

Para simulação dos processos de entrada e saída dos usuários acidentados que são transportados por unidades de serviço (U_s) para um hospital e cuja população usuária h é definida, faz-se necessário arbitrar os valores das taxas λ e μ por meio de levantamentos teóricos. Posteriormente, os resultados da simulação são comparados com as equações desenvolvidas nos Capítulos 2 e 3.

Conforme apresentado na Seção 2.2, os tempos de um indivíduo acidentado (TAC) e não acidentado (TNA) seguem uma distribuição exponencial. Então, quando existir no sistema j “indivíduos bons”, o tempo para a próxima entrada ou saída no estabelecimento hospitalar segue também uma distribuição exponencial de parâmetros μ_j e $\lambda(h-j)$, respectivamente. Ressalta-se que a função exponencial é a única distribuição contínua que esquece o passado.

As variáveis necessárias ao pleno desenvolvimento da simulação do modelo de transporte para atendimento pré-hospitalar usando a U_s como meio de transporte são listadas a seguir:

REL: Contador de tempo (relógio) em dias.

I_{n1} :	Número Inicial de Acidentados Hospitalizados.
NB :	Número de Indivíduos Bons em qualquer Instante de Tempo.
NH :	Número de Indivíduos Hospitalizados em qualquer Instante de Tempo.
TF :	Tempo para Próxima Entrada.
TR :	Tempo para Próxima Saída.
TCH :	Tempo Entre uma Entrada Qualquer.
TSH :	Tempo Entre uma Saída Qualquer.
$AREA(A)$:	A Área da Curva do Número de Hospitalizados versus Tempo – Usuários $\times$ Dia.
$MCON$:	Contador das Entradas Sucessivas na Hospitalização.
$NCON$:	Contador das Saídas Sucessivas da Hospitalização.
EE :	Tempo Entre Entradas Sucessivas na Hospitalização.
ES :	Tempo Entre Saídas Sucessivas na Hospitalização.
NCH :	Número de Hospitalizações.
NSD :	Número de Altas.
TEE :	Total dos Tempos Entre Entradas.
TES :	Total dos Tempos entre Saídas.
NN :	Número de Observações do Sistema (uma observação é feita quando uma paciente chega ou sai).
$XTOT$:	Acumulador de Número de Hospitalizados Sempre que Ocorre uma

	Entrada ou Saída.
<i>UU</i> :	Valor Teórico da Probabilidade de Hospitalização.
<i>ETEE</i> :	Tempo Médio Entre Entradas Sucessivas.
<i>ETES</i> :	Tempo Médio Entre Saídas Sucessivas.
<i>ZZ</i> :	Valor Teórico do Tempo Médio Entre Entradas ou Saídas.
<i>HOS</i> :	Número Médio de Hospitalizados Observando o Sistema Discretamente.
<i>XMED</i> :	Número Médio de Hospitalizados Observando o Sistema Continuamente.
<i>PRHOS</i> :	Probabilidade de Hospitalização Observando o Sistema Discretamente.
<i>PXH</i> :	Probabilidade de Hospitalização Observando o Sistema Continuamente.
<i>RR</i> :	Valor Estimado da Taxa de Acidentado (Reparo) – Calculado pela Equação (2.1.1) (λ).
<i>FF</i> :	Valor Estimado da Taxa de Funcionamento (Indivíduos bons) – Calculado pela Equação (2.1.3) ($\hat{\mu}$).
<i>HGG</i> :	Valor Rigoroso Estimado do Número Médio de Hospitalizados – Calculado pela Equação (2.4.10).
<i>PGG</i> :	Valor Rigoroso Estimado da Probabilidade de Hospitalização – Calculado pela Equação (2.4.11).
<i>FF1</i> :	Valor Rigoroso Estimado da Taxa de Funcionamento ($\hat{\mu}$) – Calculado pela Equação (2.4.12).

As variáveis *HGG*, *PGG* e *FF1* referem-se ao estudo do sistema admitindo que ele esteja evoluindo para o equilíbrio estatístico t_e , ou seja, às fórmulas aproximadas (2.4.10), (2.4.11) e (2.4.12) estabelecidas para o problema rigoroso de estimação no tempo, conforme abordagem desenvolvida na Seção 2.4.

Observe-se que em todos os processamentos decorrentes das simulações em função dos diversos de h , NB , NH e NCH , cujos resultados são apresentados nas Tabelas 6.1, 6.2, 6.3, 6.4 e 6.5, as diferenças nos valores obtidos para as variáveis *ETEE* e *ETES* são estatisticamente insignificantes – ordem de grandeza 10^{-3} , de onde se conclui que as variáveis *ETEE* e *ETES* assumem valores iguais. Tal igualdade converge para o desenvolvimento do modelo conceitual de transporte visando o atendimento pré-hospitalar com base nas U_s , conforme o desenvolvimento das equações e das análises feitas no Capítulo 3, quando se estabeleceram as premissas (*TEE* e *TES* são exponenciais).

Tabela 6.1 Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.

SIMULAÇÃO DO MODELO DE TRANSPORTE DE UM SISTEMA URBANO DE ATENDIMENTO PRÉ-HOSPITALAR MÓVEL	
População – H	1000000,00000
Duração do Relógio (dias) – R	506,540874
Número de chamadas para hospitalização – NCH	200000,000000
Número de usuários que recebem alta – NSD	206015,000000
Número de indivíduos bons num instante qualquer – NB	996015,000000
Número de indivíduos hospitalizados num instante qualquer – NH	3985,000000
Número de observações do sistema – NN	406015,000000
Número médio de hospitalizações observando o sistema discretamente – HOS	4029,055281
Probabilidade de hospitalização observando o sistema discretamente – $PRHOS$	0,004029
Tempo médio entre entradas – $ETEE$	0,005019
Tempo médio entre saídas – $ETES$	0,004917
Curva de hospitalização versus tempo – $AREA$	2053191,91816
Número médio de hospitalizados observando o sistema continuamente – $XMED$	4053,358815
Probabilidade de hospitalização observando o sistema continuamente – PXH	0,004053
Valor teórico da probabilidade de hospitalização – UU	0,003984
Valor teórico do tempo médio entre entradas ou saídas – ZZ	0,002510
Valor teórico da taxa de reparo (equação 2.1.1) – RR	0,102280
Valor teórico da taxa de funcionamento (equação 2.1.3) – FF	0,000416
Valor rigoroso estimado do número médio de hospitalizados – HGG	3936,319419
Valor rigoroso estimado da probabilidade de hospitalização (eq 2.4.11) – PGG	0,003936
Valor rigoroso estimado da taxa de funcionamento (eq 2.4.12) – $FF1$	0,000404

Tabela 6.2 Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.

SIMULAÇÃO DO MODELO DE TRANSPORTE DE UM SISTEMA URBANO DE ATENDIMENTO PRÉ-HOSPITALAR MÓVEL	
População – H	70500,000000
Duração do Relógio (dias) – R	74,066955
Número de chamadas para hospitalização – NCH	2000,000000
Número de usuários que recebem alta – NSD	2219,000000
Número de indivíduos bons num instante qualquer – NB	70219,000000
Número de indivíduos hospitalizados num instante qualquer – NH	281,000000
Número de observações do sistema – NN	4219,000000
Número médio de hospitalizações observando o sistema discretamente – HOS	286,183930
Probabilidade de hospitalização observando o sistema discretamente – $PRHOS$	0,004059
Tempo médio entre entradas – $ETEE$	0,071154
Tempo médio entre saídas – $ETES$	0,066730
Curva de hospitalização versus tempo – $AREA$	21500,020462
Número médio de hospitalizados observando o sistema continuamente – $XMED$	290,278174
Probabilidade de hospitalização observando o sistema continuamente – PXH	0,004117
Valor teórico da probabilidade de hospitalização – UU	0,003984
Valor teórico do tempo médio entre entradas ou saídas – ZZ	0,035603
Valor teórico da taxa de reparo (equação 2.1.1) – RR	0,102527
Valor teórico da taxa de funcionamento (equação 2.1.3) – FF	0,000481
Valor rigoroso estimado do número médio de hospitalizados – HGG	262,728250
Valor rigoroso estimado da probabilidade de hospitalização (eq 2.4.11) – PGG	0,003727
Valor rigoroso estimado da taxa de funcionamento (eq 2.4.12) – $FF1$	0,000435

Tabela 6.3 Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.

SIMULAÇÃO DO MODELO DE TRANSPORTE DE UM SISTEMA URBANO DE
ATENDIMENTO PRÉ-HOSPITALAR MÓVEL

População – H	1000000,00000
Duração do Relógio (dias) – R	496,932297
Número de chamadas para hospitalização – NCH	200000,000000
Número de usuários que recebem alta – NSD	196016,000000
Número de indivíduos bons num instante qualquer – NB	996015,000000
Número de indivíduos hospitalizados num instante qualquer – NH	3985,000000
Número de observações do sistema – NN	396016,000000
Número médio de hospitalizações observando o sistema discretamente – HOS	3964,470143
Probabilidade de hospitalização observando o sistema discretamente – $PRHOS$	0,003964
Tempo médio entre entradas – $ETEE$	0,004969
Tempo médio entre saídas – $ETES$	0,005019
Curva de hospitalização versus tempo – $AREA$	1970324,58317
Número médio de hospitalizados observando o sistema continuamente – $XMED$	3964,975904
Probabilidade de hospitalização observando o sistema continuamente – PXH	0,003965
Valor teórico da probabilidade de hospitalização – UU	0,003984
Valor teórico do tempo médio entre entradas ou saídas – ZZ	0,002510
Valor teórico da taxa de reparo (equação 2.1.1) – RR	0,101507
Valor teórico da taxa de funcionamento (equação 2.1.3) – FF	0,000404
Valor rigoroso estimado do número médio de hospitalizados – HGG	4045,150296
Valor rigoroso estimado da probabilidade de hospitalização (eq 2.4.11) – PGG	0,004045
Valor rigoroso estimado da taxa de funcionamento (eq 2.4.12) – $FF1$	0,000412

Tabela 6.4 Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.

SIMULAÇÃO DO MODELO DE TRANSPORTE DE UM SISTEMA URBANO DE ATENDIMENTO PRÉ-HOSPITALAR MÓVEL	
População – H	1000000,00000
Duração do Relógio (dias) – R	503,075388
Número de chamadas para hospitalização – NCH	200000,000000
Número de usuários que recebem alta – NSD	201015,000000
Número de indivíduos bons num instante qualquer – NB	996015,000000
Número de indivíduos hospitalizados num instante qualquer – NH	3985,000000
Número de observações do sistema – NN	401015,000000
Número médio de hospitalizações observando o sistema discretamente – HOS	3985,784522
Probabilidade de hospitalização observando o sistema discretamente – $PRHOS$	0,003986
Tempo médio entre entradas – $ETEE$	0,005019
Tempo médio entre saídas – $ETES$	0,005005
Curva de hospitalização versus tempo – $AREA$	2005946,20829
Número médio de hospitalizados observando o sistema continuamente – $XMED$	3987,367012
Probabilidade de hospitalização observando o sistema continuamente – PXH	0,003987
Valor teórico da probabilidade de hospitalização – UU	0,003984
Valor teórico do tempo médio entre entradas ou saídas – ZZ	0,002510
Valor teórico da taxa de reparo (equação 2.1.1) – RR	0,102196
Valor teórico da taxa de funcionamento (equação 2.1.3) – FF	0,000409
Valor rigoroso estimado do número médio de hospitalizados – HGG	3967,280019
Valor rigoroso estimado da probabilidade de hospitalização (eq 2.4.11) – PGG	0,003967
Valor rigoroso estimado da taxa de funcionamento (eq 2.4.12) – $FF1$	0,000407

Tabela 6.5 Comparação dos Resultados da Simulação do Sistema Urbano de Atendimento × Valores Teóricos.

SIMULAÇÃO DO MODELO DE TRANSPORTE DE UM SISTEMA URBANO DE ATENDIMENTO PRÉ-HOSPITALAR MÓVEL	
População – H	101000,000000
Duração do Relógio (dias) – R	128,703603
Número de chamadas para hospitalização – NCH	5000,000000
Número de usuários que recebem alta – NSD	5597,000000
Número de indivíduos bons num instante qualquer – NB	100597,000000
Número de indivíduos hospitalizados num instante qualquer – NH	403,000000
Número de observações do sistema – NN	10597,000000
Número médio de hospitalizações observando o sistema discretamente – HOS	419,316505
Probabilidade de hospitalização observando o sistema discretamente – $PRHOS$	0,004152
Tempo médio entre entradas – $ETEE$	0,049655
Tempo médio entre saídas – $ETES$	0,045983
Curva de hospitalização versus tempo – $AREA$	55238,997468
Número médio de hospitalizados observando o sistema continuamente – $XMED$	429,195423
Probabilidade de hospitalização observando o sistema continuamente – PXH	0,004249
Valor teórico da probabilidade de hospitalização – UU	0,003984
Valor teórico do tempo médio entre entradas ou saídas – ZZ	0,024851
Valor teórico da taxa de reparo (equação 2.1.1) – RR	0,108619
Valor teórico da taxa de funcionamento (equação 2.1.3) – FF	0,000464
Valor rigoroso estimado do número médio de hospitalizados – HGG	385,218523
Valor rigoroso estimado da probabilidade de hospitalização (eq 2.4.11) – PGG	0,003814
Valor rigoroso estimado da taxa de funcionamento (eq 2.4.12) – $FF1$	0,000416

Em anexo, encontra-se o programa de simulação desenvolvido em FOX-PRO, onde o primeiro bloco representa as variáveis para o “start” da simulação. O programa contém várias macros que foram desenvolvidas especificamente para o atendimento das condições de cada uma das variáveis inerentes ao processo de simulação. Assim, se TEE segue uma exponencial, então para o cálculo do seu valor esperado usou-se macros especificamente desenvolvidas para essa distribuição. Sem este procedimento, o programa, que contém aproximadamente 500 linhas, duplicaria de tamanho.

Os dados para as taxas de acidentados (λ) — reparo — e funcionamento (μ) — indivíduos bons — foram arbitrados em 0,1 e 0,0004 por dia, respectivamente. Para a população total foram fixados três valores, sendo o primeiro para $h = 1.000.000$ habitantes, o segundo $h = 70.500$ habitantes e o terceiro $h = 101.100$ habitantes. Ambos são considerados constantes em todo período de simulação. A simulação é iniciada com várias alternativas para o número de hospitalizados, ou seja, 1, 500, 5.000 e 10.000 usuários. Com base nestes valores, a simulação foi feita de 2.000 até 200.000 hospitalizações.

Em virtude da alta frequências de entradas e saídas, os valores de PXH e PRHOS para cada uma das simulações convergiram com resultados quase idênticos. A diferença dessas probabilidades em todas as simulações ficou em torno de 10^{-4} , enquanto o valor das estimativas da taxa de acidentados dada pela equação (2.1.1) difere pouco dos respectivos valores teóricos.

O tempo de simulação variou entre 74 dias até 506 dias. Nas simulações realizadas, todos os $I_{n1}s$ foram considerados iguais aos NHs . Como era de se esperar, aumentado o tempo de simulação, as variáveis PXH e PGG tendem a crescer. Assim, entende-se que os resultados obtidos em todas as modelagens realizadas estão de acordo com a análises discernidas nos Capítulos 2 e 3. Observe-se ainda que os $ETEE$ e $ETES$ possuem valores próximos a ZZ , apresentando uma diferença em torno de três minutos.

Os valores obtidos na simulação para os $PGGs$ foram sempre mais próximos dos UUs do que os correspondentes aos $PRHOS$, ou seja, a equação (2.4.11) dá valores melhores para a probabilidade de hospitalização do que a equação (2.1.2). Esse resultado oferece maior segurança (resultado menos favorável) para a garantia de atendimento ao usuário acidentado. As equações balizadoras (2.4.11) e (2.1.2) foram devidamente demonstradas

e analisadas comparativamente na Seção 2.4.

Para o tempo de simulação acima do equilíbrio estatístico t_e os valores obtidos por essas duas equações praticamente são invariantes, bem como, os das equações (2.1.3) e (2.4.12), dando a esta última resultados mais robustos. A equação (2.4.12) ($FF1$) dá valores pouco diferentes em relação à equação (2.1.3) (FF), quando o tempo de simulação é pequeno e também, quando se inicializa com o número de hospitalizados inferior a média calculada. De forma geral, pode-se sempre adotar a equação (2.4.12) por ter um fator de segurança maior, conforme visto na Seção 2.4.

Em suma, considerando para o sistema 2.000, 5.000 e 200.000 entradas simuladas a um período de variação de 74 dias a 506 dias, os intervalos de variação dos erros relativos calculados para as equações (2.1.1), (2.1.3), (2.4.11) e (2.4.12) em relação aos valores teóricos foram, respectivamente, (0,1% a 2,5%), (1% a 4%), (0,5% a 1,65%), (1% a 3%). Logo, conclui-se que o modelo proposto atende o objetivo almejado nesta tese, pois os resultados teóricos obtidos estão conjugados com todas as equações de estimação desenvolvidas nos Capítulos 2 e 3. Ou seja, que o modelo simulado está de pleno acordo com a linha de pesquisa traçada, cuja aplicabilidade se adequa ao atual sistema de transporte público para o atendimento pré-hospitalar móvel, conforme o contexto urbano de cada cidade brasileira.

CARACTERIZAÇÃO, FATORES E ESTATÍSTICAS DOS ACIDENTES DE TRÂNSITO

A.1 INTRODUÇÃO

Os acidentes de trânsito constituem, hoje, motivo de preocupação especial de autoridades sanitárias, de autoridades responsáveis pelos transportes público e também da sociedade em geral, que cobra cada vez mais do estado, soluções, que possam contribuir com a redução da taxa de fatalidade, que vem crescendo ano após ano. Da maneira que, no século passado, pouco frequente era a pessoa que não tivesse tido um parente ou um amigo falecido de tuberculose, raro, hoje, aquele que não tem motivos afetivos fortes para lamentar as consequências do progresso tecnológico não planejado que, em muitos aspectos, se volta contra o homem. Para o número de mortes, no mundo, em consequência de acidentes de trânsito, estimou-se que, no ano de 2000, o número de mortes tenderia a valores sete vezes maior, quando comparado com o ano de 1972, que naquela época com tendência ascendente, ficava em torno de 200.000 por ano (ADRIASOLA, ET AL., 1972).

Como prova evidente da crescente preocupação de entidades nacionais e internacionais com o problema, foram elaboradas leis visando à redução do número de acidentes de trânsito, por meio do aprimoramento do tráfego e da ergometria de veículos automo-

tores que trafegam nas vias urbanas e rodovias interestaduais, assim como pela redução das infrações em função de melhor educação de trânsito adequado ao planejamento urbano. Além dessas ações, foram implantados serviços de transporte pré-hospitalar em várias cidades, inicialmente privado e posteriormente público, com objetivo de atender e socorrer a vítima de acidente no menor tempo resposta.

Entretanto, a grande maioria desses serviços ofertados nas principais cidades do Brasil, possui uma estrutura de atendimento baseada fundamentalmente na 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.

No PLAN DECENAL DE SALUD PARA LAS AMERICAS (1973), resultante da III Reunião Especial de Ministros de Saúde das Américas, realizada em Santiago do Chile, foram recomendadas medidas visando a redução da proporção de acidentes de trânsito e dos óbitos e estados de invalidez que deles resultam. Entre as várias recomendações figura a realização de investigações epidemiológicas e socioculturais que possam definir a natureza e a magnitude dos danos decorrentes desses acidentes.

Reportando-se à história, verifica-se que os acidentes de trânsito foram registrados muito antes do aparecimento do veículo a motor. Na Inglaterra, em 1840, cerca de 800 pessoas faleceram em consequência a acidentes de carruagem, carroças e charretes, perfazendo um coeficiente de mortalidade de 5 por 100.000 habitantes. As duas primeiras mortes, na Inglaterra, por acidentes com veículos a motor foram registrados em 1896 (CRESSWELL & FROGGATT, 1963).

Nos USA, o primeiro óbito por acidente de veículo a motor foi registrado em 1899 (NORMAN, 1962). Estes acontecimentos isolados, recuados no tempo, marcaram o início imperceptível do processo epidêmico hoje representado pelos pacientes que são removidos aos estabelecimentos hospitalares provenientes de acidentes de trânsito.

Em 1950, na cidade de São Paulo, o risco de morrer por acidentes de veículo a motor era aproximadamente cinco vezes menor do que o devido à tuberculose (12,2 e 60

por 100.000 habitantes, respectivamente). Em 1967, essas taxas passaram a ser 24,2 e 17,3 por 100.000 habitantes. Cerca de 6 mil brasileiros morrem de tuberculose por ano, representando uma taxa média de 3,1 por 100.000 habitantes.

No Canadá, em 1975, houve um número de óbitos por traumas craneanos decorrentes de acidentes, três vezes maior do que o total de óbitos devidos a doenças infecciosas. Mortes por acidentes são muito mais frequentes, quando o acidentado não recebe nenhum tipo de socorro. Essas mortes representam cerca de oito vezes mais frequente que aquelas causadas por doenças infecciosas (CANADIAN NEUROSUGICAL SOCIETY, 1977).

Em certos países do continente americano, acidentes de trânsito classificam-se entre as dez principais causas de morte. Em termos mundiais, o número de óbitos e de casos de invalidez, por acidentes em geral é maior do que o atribuído a qualquer entidade nosológica isolada, por exemplo, o câncer.

Mesmo em regiões como o Brasil, onde as doenças infecciosas ainda influem, gravemente, principalmente em crianças, no quadro de mortalidade, verifica-se que acidentes de trânsito já superam, como causa mortis, qualquer doença infecciosa e parasitária, mesmo para aquelas consideradas de alto grau de transmissão como o caso da tuberculose.

De acordo com estatísticas oficiais da época (FUSAN, 1972), podemos verificar que, no Recife, no ano de 1970, acidentes de trânsito foram responsáveis por maior número de óbitos que no total de óbitos por diabetes mellitus, raiva, sarampo e infecções meningocócicas, consideradas isoladamente.

Numa pesquisa realizada por Adriasola (1972), constatou-se que nas Américas, entre os países que apresentam os maiores coeficientes de mortalidade por acidentes de trânsito figuram o Canadá (com 27 óbitos por 100.000 habitantes, em 1969), os Estados Unidos (com 27,5 óbitos em 1968), a Venezuela (com 25,4 em 1969) e o Chile (com 17,4 em 1969).

Um estudo encomendado pela ONG CRIANÇA SEGURA revelou as principais causas

de mortes acidentais em crianças menores de 15 anos, segundo os estados brasileiros. A análise mostrou, entre outros resultados, que a taxa de mortalidade do Brasil (10,6 por 100.000 mil habitantes da idade) foi superada por grande parte dos estados e apontou os acidentes de trânsito e os afogamentos como os principais responsáveis pelos óbitos de crianças até 14 anos.

Usando como fonte a base de dados de mortes por acidentes de transportes terrestres do Ministério da Saúde, estudo da Confederação Nacional dos Municípios apresenta a situação e a evolução da mortalidade no trânsito nos diversos locais do Brasil. Os dados dos últimos anos mostram que as mudanças inseridas com o código de trânsito de 1998, tais como, melhora da segurança dos veículos e o incremento da fiscalização eletrônica, não fizeram com que a mortalidade por acidentes de trânsito apresentasse uma redução importante.

Ao contrário dos países desenvolvidos, no Brasil, a quantidade de fatalidades em acidentes de trânsito cresceu de 2000 a 2007. De acordo com a base do Sistema Único de Saúde (*SUS*, 2009), houve um aumento de 30% nas mortes nesse período. Entre 1997 e 1999, as mortes em acidentes terrestres estavam caindo, mas voltaram a crescer a partir de 2000, atingindo um pico histórico em 2007, com 66.837 mortes segundo os seguros DPVAT.

Por outro lado, os dados indicam que a partir de 2008 começou a haver uma leve queda nos acidentes fatais, o que pode indicar os efeitos positivos da Lei Seca, bem como, do prévio atendimento ao acidentado. Mas, ao mesmo tempo, deve-se considerar um fato que veio de encontro a essa política de segurança no trânsito – a exoneração do *IP*I para carros – que aumentou consideravelmente a frota de veículos nas ruas do país, elevando os índices de acidentes.

Nos países desenvolvidos, vem sendo aplicada uma política contrária, que busca reduzir, a cada ano, a frota de veículos nas ruas. Essa comparação com os países desenvolvidos mostrou que, proporcionalmente à população, o trânsito brasileiro mata 2,5 vezes mais do que nos Estados Unidos e 3,7 vezes mais do que na União Européia.

Em 2008, enquanto os Estados Unidos obtiveram uma taxa de 12,5 mortes a cada 100.000 habitantes, o Brasil obteve uma taxa de 30,1, sendo que a frota de carros norte americana é o triplo da brasileira. Nesse ano, morreram por acidentes de trânsito no Brasil cerca de 57 mil pessoas, enquanto nos USA 37 mil – 35% a menos para uma população de 60% a mais (INTERNATIONAL TRANSPORT FORUM, SEGUROS DPVAT, 2009). Já na União Européia são 39 mil mortes por acidentes de trânsito para uma população 164% maior que a do Brasil. De acordo com o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM, 2007), o número total de óbitos em acidentes de trânsito no ano de 2007 foi praticamente o mesmo em relação ao ano de 1997 – cerca de 4% a mais. O menor número de óbitos dessa série temporal ocorreu no ano de 2000 – com uma redução de 22% em relação ao ano de 2007.

O mapeamento das mortes por acidentes de trânsito dentro do Brasil mostrou que capitais de menor porte populacional são as que possuem as maiores taxas segundo a população. Boa Vista (Roraima) vem em primeiro lugar (34,2 por 100.000 habitantes), seguida por Palmas (31,4 por 100.000 habitantes) e Campo Grande/MS (29,6 por 100.000 habitantes). Capitais de estados mais desenvolvidos apresentam taxas mais reduzidas, como São Paulo (14,6), Porto Alegre (13,3) e Rio de Janeiro (14,4). No entanto, capitais do Nordeste lideram com as menores taxas, como é o caso de Natal (8,5) e Salvador (10,6).

Por outro lado, quando o cálculo da razão é feito segundo a frota de veículos locais, muitos estados do nordeste passam para os primeiros lugares do “ranking” de maior quantidade de fatalidades a cada 10.000 veículos. A comparação entre os estados mostra que Santa Catarina tem a maior taxa média de mortes por 100.000 habitantes (33,1) do país. Também foi constatado que a maior parte dos municípios com as maiores taxas do país é de Santa Catarina.

Mato Grosso do Sul (30,4), Paraná (29,8), Mato Grosso (29,6) e Roraima (29,6) são também estados com altos coeficientes, o que indica um número significativamente alto de mortes em acidentes segundo suas respectivas populações. O estudo também elenca os 100 municípios do País com as maiores taxas de mortes por acidentes de trânsito, tomando sempre como base a quantidade de mortes dos anos de 2005, 2006 e 2007. Tratam-

se de municípios de pequeno e médio portes, com população que varia de 1.209 a 47.260 habitantes.

É possível se depreender desse quadro que os acidentes de trânsito não são um problema concentrado nas grandes cidades e não têm relação direta com o porte/tamanho do município, como acontece no caso dos homicídios. As análises também mostram que a maioria das vítimas fatais do trânsito no Brasil continua sendo homens jovens de cidades de pequeno e médio portes.

A.2 CONCEITO E DEFINIÇÕES DE ACIDENTE

De acordo com Gordon (1949), acidentes são, primeiramente, um problema de saúde pública e, portanto, devem ser abordados pelo uso de técnicas científicas no sentido de evitar o acidente, bem como, o de minimização do número de óbitos, por meio de um atendimento rápido e eficiente ao acidentado.

Vários autores têm discordado do termo “acidente” pelo que essa palavra implica de casual, accidental. Greenwood (1963) (citado por Cresswell & Froggatt, 1963) sugere que os acidentes nem sempre são fenômenos inteiramente casuais. Na verdade, os estudos da epidemiologia dos acidentados fundamentam-se na convicção de que os acidentes não são, pelo menos na maioria das vezes, acidentais. Dependem de circunstâncias várias ligadas a doenças, ao agente e ao meio, e que necessitam de ser elucidadas, a fim de que possam ser previstas e prevenidas. 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).

Segundo Arbus & Kerrich (1951), as definições de acidentes devem, em essência, dizer o seguinte: uma sequência de fatos planejados e controlados em que ocorre um não planejado como resultado de algum ato não adequado do indivíduo, motivado por causas e do qual pode resultar um dano.

Por razões práticas, rotula-se, muitas vezes, como acidente, o dano material ou hu-

mano dele resultante. A notificação de um acidente não é feita senão da razão do dano que ele acarreta.

De acordo com a Classificação Estatística Internacional de Doenças, Lesões e Causas de Óbitos da Organização Pan-Americana de Saúde (1969), deve-se fazer distinção entre acidentes de transporte e acidente de trânsito. O acidente de transporte é qualquer acidente ocasionado por um objeto destinado ou usado no momento do acidente, principalmente para o transporte de pessoas ou mercadorias de um lugar para o outro. Entre esses acidentes figuram os de aeronaves, transportes por água, de veículo a motor, de estrada de ferro e outros veículos. Na categoria de outros veículos estão: animal transportando uma pessoa, animal atrelado a um veículo para transporte, bicicleta, bonde, triciclo, motos e veículo de tração animal.

Ainda segundo a classificação, acidente de veículo a motor é um acidente de transporte envolvendo um veículo a motor e que pode ser acidente de trânsito ou não de trânsito, conforme o acidente tenha ocorrido na via pública ou em algum outro lugar.

A.3 PROPENSÃO A ACIDENTES

A propensão a acidentes foi considerado o mais importante fator humano no complexo de causalidade de acidentes de trânsito. Esta crença surgiu da observação de que, tanto entre operários de indústrias como entre motoristas, uma pequena parcela de indivíduos experimentavam uma propensão relativamente grande de acidentes. As estatísticas provaram, no entanto, que, em qualquer grande grupo de indivíduos, alguns terão maior número de acidentes que os demais, por motivos puramente casuais, não ultrapassando o previsto pela distribuição de Poisson (MC FARLAND & MOORE, 1957).

A propensão a acidentes seria uma característica básica do motorista a ser considerada na ocorrência do acidente, ao lado de fatores outros temporários, tais como ingestão de álcool, fadiga e estados emocionais. Sem controle preciso da extensão da exposição a acidente e da complexidade das condições em que ocorreu ou deixou de ocorrer o acidente, torna-se muito problemático ou impossível definir a propensão a acidente (SMEES, 1960). Estudos mostraram que um grande número de motoristas não eram os

mesmos indivíduos que mantinham acidentes repetitivos.

Vários autores têm sido de opinião que o desajustamentos sociais e características de personalidade podem fazer com que alguns motoristas sejam “responsáveis” por maior número de acidentes que o esperado. Seria até mesmo possível predizer, com uma precisão de mais de 80% de acerto, por meio de coleta de informações a respeito do comportamento passado dos motoristas, quais os que iriam acarretar maior número de acidentes (MC FARLAND, 1967).

Em face das dúvidas e ambiguidades que envolvem o conceito de propensão a acidentes, Mc Farland (1967) sugere que o mesmo seja substituído pelo de motoristas como repetidores de acidentes e que sejam identificados e cadastrados nas agências de serviço social.

Vários estudos têm demonstrado que motoristas com registros de infrações de trânsito são os mais propensos a se envolverem em acidentes que aqueles livres de infração. As estatísticas dos USA, contidas no Statistical Bulletin de 1967, mostram que o número de acidentes por motorista eleva-se de 0,167, para os que não tinham infrações registradas, para 1,001 nos que possuíam registros de pelo menos cinco infrações (aumento de 500%). Ainda segundo essas estatísticas, a comparação de prontuários de 1.100 motoristas envolvidos em acidentes fatais com os de número equivalente de motoristas escolhidos aleatoriamente mostrou que os motoristas acidentados possuíam 50% mais violações prévias às leis de trânsito que o grupo controle. A principal infração prévia mais associada com acidentes é o excesso de velocidade.

Um extenso estudo de dados de registro de acidentes de duas grandes empresas de ônibus da Inglaterra (LONDON TRANSPORT) mostra que pode haver diferentes susceptibilidade a acidentes entre indivíduos, mas que essa diferença na tendência a acidente é variável na vida de cada um, havendo períodos de maior propensão a acidentes. O estudo sugere que a propensão a acidente pode ser aceita como uma característica transitória e não permanente. No material do estudo, entre 96 motoristas que causaram acidentes fatais, 26% haviam tido experiências perturbadoras do equilíbrio emocional, discussões

ou mesmo luta corporal com pessoas da família ou outros, no intervalo de seis horas antes do acidente. Nos 96 motoristas que causaram acidentes fatais houve, em comparação com 96 motoristas de um grupo controle livre de acidentes, prevalência significativamente maior de psicopatologia, caracterizada por ideação paranóica (23% versus 5%), tendência ao suicídio (21% versus 8%) e depressão clínica (21% versus 8%). Os stresses sociais, referidos como crises pessoais ou vocacionais e financeiros, nos últimos 12 meses, foram também, mais frequentemente constatados no grupo de acidentes fatais que nos dos motoristas sem acidentes (52% versus 18%). Na opinião de Haddon (1967), em todas as investigações e publicações sobre causas de acidentes não conseguiram provar a existência de propensão a acidentes.

A.4 ACIDENTES DE TRÂNSITO E IDADE DOS MOTORISTAS, PEDESTRES E DEMAIS VÍTIMAS

Dentre os atributos ligados às doenças cometidas pelos motoristas que poderiam se apresentar associados a acidentes, a idade, da mesma maneira que o sexo, são por certo os mais fáceis de serem investigados desde que haja propósito e decisão a fazer.

Inúmeros trabalhos sobre acidentes têm revelado que acidentes, em geral, e acidentes de trânsito, em particular, não se distribuem de forma homogênea pelos vários grupos etários.

Nos USA, acidentes têm sido a primeira causa de morte até os 34 anos de idade e a segunda para o grupo etário de 35 a 44 anos. Entre esses acidentes são os de trânsito os que contribuem, em maior proporção (MC FARLAND, 1967).

Puffer & Griffith (1968), em pesquisas sobre mortalidade urbana, em população de 15 a 74 anos de idade, em 10 cidades latino-americanas, com São Paulo, Ribeirão Preto e duas cidades de língua inglesa (San Francisco e Bristol), verificaram que nas cidades latino-americanas os coeficientes de mortalidade por acidentes de trânsito, específicos por idade e por sexo, tendiam a aumentar com a idade. No entanto, para Bristol e San Francisco, as curvas do valor esperado da mortalidade tinham formatos na forma de U, com taxas mais elevadas nas idades jovens (15 a 34 anos) e nas mais avançadas (55 a 74

anos). Laurenti et al. (1975), concordam com esses achados ao verificarem que na cidade de São Paulo, no ano de 1970, as taxas de mortalidade por acidente de trânsito, específicas por idade e sexo, desde 0 até mais de 60 anos, aumentavam, progressivamente, com a idade, para ambos os sexos.

O coeficiente de mortalidade de rapazes de 15 a 19 anos, por acidente de motocicleta, na Inglaterra, quase que triplicou durante o período de 1951 até 1971. Esse fato que envolvera apenas pessoas de sexo masculino assumia aspectos de uma verdadeira epidemia (LEE, 1975).

Motoristas com idade de 25 anos ou menos, produzem número de acidentes relativamente maior que os de 26 anos a 65 anos. As taxas de acidentes são mais altas para motoristas de 16 anos. Diminuem progressivamente à medida que se consideram motoristas com mais idades, até 30 anos, quando então tornam-se as taxas estáveis.

Por outro um estudo de Waller (1975), considerando coeficiente de acidentes por 1.000.000 de milhas percorridas, chega à conclusão que, tanto os motoristas notificados como os portadores de certas condições médicas de possível influência sobre acidentes de trânsito quanto os de um grupo controle apresentavam variações de incidência de acidentes segundo grupo etário. Motoristas no grupo controle, abaixo de 30 anos e acima de 59 anos, haviam tido coeficientes mais elevados que aqueles das classes etárias intermediárias, muito embora a diferença fosse estatisticamente significativa apenas para o grupo etário mais jovem de 15 a 29 anos.

De acordo com Hyman (1978), as razões de vulnerabilidade a acidentes em motoristas masculino decrescem de 2,5 em motoristas abaixo de 20 anos para 1,56 no grupo de 20 a 29 anos; 1,26 no grupo de 29 a 34 anos e 0,94 no grupo entre 35 a 40 anos. Os motoristas nos grupos etários de 35 a 69 anos evidenciaram vulnerabilidade a acidentes abaixo da média, enquanto aqueles de 70 anos e mais demonstraram vulnerabilidade cerca de 2 vezes a razão de vulnerabilidade a acidentes para a população total. Motoristas do sexo feminino mostraram um padrão semelhante de vulnerabilidade exceto que a razão de vulnerabilidade eleva-se acima da média a partir dos 55 anos.

Quanto às vítimas de pedestres, todas as pesquisas são da opinião que os velhos e as crianças correm maior risco de atropelamento que indivíduos de outras idades (BIEHL, 1979). Na curva do valor esperado de atropelamentos de pedestres estudada por Mackay (1975), por faixa etária, a melhor distribuição que explica o seu comportamento foi a bimodal: 31% situavam-se abaixo dos 10 anos de idade e outro terço acima dos 60 anos. Em suma, numa comparação de dados internacionais, Biehl (1979), concluiu que as taxas de mortalidade por atropelamento são mais baixas nos estratos de 15-24 e 25-64 anos e mais altas nos estratos de 5-14 e acima de 65 anos de idade.

A.5 ACIDENTES DE TRÂNSITO E SEXO DOS MOTORISTAS, PEDESTRES E DEMAIS VÍTIMAS

Os coeficientes de morte por acidentes de trânsito são sempre muito mais elevados para o sexo masculino que para o feminino (LURENTI ET AL., 1975), no entanto, não significa, necessariamente, que um sexo apresente maior risco que o outro, se se leva em conta a exposição ao acidente. Resultados de pesquisas a esse respeito, em motoristas residentes na cidade de Nova York, onde foram levados em consideração seis diferentes níveis de exposição a acidentes, chegaram à conclusão que as mulheres eram menos envolvidas por acidentes que os homens, sendo as diferenças estatisticamente significantes ($P < 0,01$).

Biehl (1979), em revisão da literatura, apresenta que os coeficientes de atropelamentos são mais elevados para homens do que para as mulheres. Na capital dos USA, a taxa de mortalidade por atropelamento para homens era de 2,5 vezes maior que a taxa correspondente para as mulheres e isto se deve ao fato de que os homens ao cruzarem as ruas o fazem em zonas mais perigosas, portanto, sofrem maiores riscos de atropelamento que as mulheres.

Para todos os grupos etários analisados, as pessoas de sexo masculino atravessaram a rua com um tempo médio de distância do automóvel menor que o utilizado pelas do sexo feminino. As diferenças deixaram de ser estatisticamente significantes para o grupo de 31 a 45 anos. Foram mais gritantes nos grupos de 15 a menos e 61 a mais anos de idade.

A.6 INGESTÃO DE ÁLCOOL E ACIDENTES DE TRÂNSITO

A intoxicação alcóolica de motoristas, como fator causal de acidentes, tem prendido a atenção dos pesquisadores do mundo inteiro. Estudos realizados mostram que a probabilidade de acidentes aumenta com a concentração de álcool no sangue do motorista, tendo se estimado que a concentração de 0,10% de álcool no sangue acarretava duas vezes mais acidentes que a concentração de 0,05% e que à concentração de 0,15% havia uma incidência, de pelo menos, dez vezes mais elevada o risco de acidentes de trânsito. Em 1251 casos de indivíduos de mais de 15 anos, falecidos em consequência de acidentes de trânsito, em três distritos da Califórnia, encontrou concentração de álcool no sangue maior que 150 *mg/100 ml* em 58% dos motoristas, 37% dos passageiros e 36% dos pedestres.

Em face à evidência de que é quase impossível avaliar uma função que explique a influência de ingestão de álcool sobre as ações e reações ao dirigir um veículo, pela simples observação ou mesmo exame clínico acurado, numerosos países determinam níveis de concentração alcóolica no sangue acima dos quais ficaria o motorista sujeito a penalidades cabíveis na lei.

A.7 CONDIÇÕES PATOLÓGICAS DE MOTORISTAS E ACIDENTES DE TRÂNSITO

Dirigir nas condições atuais do tráfego, principalmente nos grandes centros urbanos, é uma atividade associada a considerável stresse, cujos efeitos sobre o sistema cardiovascular foram já constatados experimentalmente por alterações no pulso, pressão arterial e eletrocardiograma (WORLD HEALTH ORGANIZACION, 1979). Condições sensoriais e psicomotoras têm sido investigadas, em relação a acidentes, sem resultados esclarecedores. O coeficiente de correlação entre acuidade visual e taxas de acidentes em um grupo de 3.000 motoristas foi de apenas 0,04. Por sua vez, verifica-se que, embora inteligência superior não seja a garantia contra acidentes de trânsito, um mínimo de capacidade mental é indispensável para a segurança na direção de um veículo (MC FARLAND & MOORE, 1967).

Fora o alcoolismo, condições psicopatológicas e tipos de personalidade, cuja importância para a ocorrência de acidentes em diversos estudos foram consideradas relevantes. Entre essas condições podem figurar doenças cardíacas, arteriosclerose, epilepsia, diabetes, sensibilidade a medicamentos e certos efeitos medicamentosos. Em Massachussets uma pessoa com história de crises convulsivas, ausência ou lapso de consciência necessita, para receber licença para dirigir, um atestado médico declarando que as crises estão controladas por regime medicamentosos e que não houve nenhuma crise no período no mínimo de dezoito meses (MC FARLAND & MOORE, 1967).

Nos USA, em 1969, 2,4% dos motoristas envolvidos em acidentes fatais sofriam da vista, da audição ou de outras condições médicas que não o alcoolismo. Na Inglaterra, em 1968, em 0,6% de 165.000 acidentados com vítimas, um motorista ou um ciclista foi considerado como portador de uma afecção ou um defeito de grau suficiente a ter contribuído para o acidente de trânsito (NORMAN, 1979).

Waller (1975), em estudo de cadastro de 2.672 motoristas notificados e envolvidos com acidentes de trânsito são portadores de diabetes, epilepsia, doença cardiovascular e distúrbios mentais, em média, foram responsáveis pelo duplo de acidentes, por 1.000.000 de milhas percorridas, que os do grupo controle, e por 1,3 a 1,8 vezes mais infrações às leis do trânsito que os deste último grupo. Salienta-se que os motoristas portadores de epilepsia não se mostraram de maior risco para acidentes que as diabetes, as doenças cardiovasculares, o alcoolismo e as doenças mentais.

Segundo relato sobre fatores humanos nos acidentes de trânsito, apresentado em 1967, em um Simpósio, em Roma, de 81 mortes súbitas de pacientes cardiovasculares, ocorridas enquanto dirigiam o veículo, 31 provocaram acidentes. Em nenhum desses acidentados ocorreu dano de terceiros (MARTINNEZ, 1972). A experiência tem mostrado que na maioria dos casos de infartos do miocárdio que acometem pessoas na direção de veículo, há tempo para encostar o automóvel em lugar apropriado e parar, antes da perda do controle do mesmo ((WORLD HEALTH ORGANIZACION, 1979).

De acordo com dados registrados em diversos países, a proporção de acidentes de

trânsito decorrentes de condições patológicas de acometimento repentino varia de 0,1 a 1,0 por cento dos acidentes.

A.8 ATRIBUTOS DO VEÍCULO E A OCORRÊNCIA DOS ACIDENTES

O veículo, considerado como o agente, representa um elemento capital para compreensão da ocorrência e das consequências dos acidentes. Que a má conservação do veículo possa ser a causa de acidentes é a conclusão que nos oferece o próprio bom senso e que parece ter confirmação nos trabalhos de Colton & Buxbaum (1968), que mostraram haver associação entre o coeficiente de mortalidade por acidentes de trânsito e o número anual de inspeções ou a não inspeções de veículos. Os coeficientes de mortalidade por acidentes de trânsito eram mais elevados nos Estados dos USA que não possuíam inspeção obrigatória dos veículos.

A conformação interna do veículo é responsável por grande parte das lesões observadas nos ocupantes dos veículos acidentados, em particular, o conjunto da direção, o parabrisa, o painel, as estruturas das portas e o espelho retrovisor. As lesões resultantes de um desastre de automóvel dependem muito se as portas estão bem fechadas e não abrem no momento do impacto, se os bancos são bem fixados ao piso, além, naturalmente, da velocidade em que vinha o automóvel, da intensidade do impacto e do lugar que ocupava a pessoa no interior do automóvel. Com efeito, todos os autores e pesquisadores sobre segurança no trânsito são acordes em afirmar que os cintos de segurança constituem uma grande proteção aos ocupantes dos automóveis que sofrem acidentes.

Tourin (1968), após cuidadosa análise, estimou que 25% dos óbitos por acidentes de trânsito, de ocupantes de automóvel, teriam sido evitados caso todas as vítimas tivessem permanecido em seus lugares, durante o impacto. Dos 7.300 ocupantes de automóveis acidentados, cerca de 14% foram lançados fora do veículo, durante os acidentes. Desses 14%, somente 20% sobreviveram e na sua grande maioria, com sequelas muito graves.

Adams (1977) estudou, detalhadamente, o fenômeno de ejeção do ocupante do automóvel durante o acidente e chegou à conclusão que a frequência do mesmo varia com a

velocidade, com o tipo de automóvel, sendo mais frequente nos automóveis de duas portas, nos semi-reboques e nas vans. Com relação as chances do ocupante sobreviver a um acidente de trânsito, é de 50% a 60% maior, caso ele esteja a usar um cinto de segurança, que passe pelos ombros e pela cintura. Para uma velocidade de 100 *km/h*, nenhum ocupante do automóvel veio a falecer, quando todos os ocupantes portavam-se com cintos de três pontos, enquanto que os ocupantes, sem cinto, faleceram em acidentes de veículos em velocidade tão baixa quanto a de 19 *km/h*.

Embora os condutores de motocicletas e bicicletas relutem em aceitar o uso dos capacetes específicos, contra acidentes de motos e bicicletas são irrefutáveis, as provas de eficácia do uso desses equipamentos na prevenção de lesões graves ou fatais, decorrentes de acidentes de trânsito. Na cidade do Recife, a cada 1000 acidentes de trânsito, pelos menos mais de 30% dos casos há envolvimento direto ou indireto com condutores de motos (DETRAN, 2005). Dos 30% envolvidos nos acidentes de motos pelo menos 10% não portavam capacetes ou quando portavam eram capacetes inadequados ao uso como elemento de segurança. O mais agravante desses números é que mais da metade dos 10% dos acidentados foram a óbitos ou tiveram sequelas irreversíveis.

A.9 CONDIÇÕES AMBIENTAIS E OCORRÊNCIAS DE ACIDENTES DE TRÂNSITO

Entre as circunstâncias ambientais que podem ter importância para a frequência de acidentes de trânsito, destacam-se como fatores mais acessíveis ao registro rotineiro, a hora do dia, o dia da semana e o mês do ano. Alguns desses fatores como, por exemplo, o mês do ano, têm mais relevo, em regiões que possuem as estações bem distintas. A hora do dia é de grande importância tanto pelas condições de iluminação como, também, pelo fluxo e natureza do tráfego. Os dias da semana relacionam-se com formas de comportamento e modos de vida da população e também com a intensidade do trânsito.

A preocupação com esses fatores esteve presente desde os trabalhos pioneiros sobre acidentes de trânsito, como de Heise (1934) que evidenciou ser muito mais elevado o número de acidentes de trânsito, em Milwaukee, no fim de semana, e pode atribuir esta

elevação, não apenas, ao aumento do fluxo de tráfego mas, em importante parcela, ao consumo de álcool pelos motoristas. Segundo Mc Farland & Moore, (1967), as taxas de acidentes em estradas são, à noite, três vezes maiores que durante o dia. O aumento da concentração do monóxido de carbono (fumar dirigindo) no interior do veículo, estando o automóvel fechado, torna mais graves os riscos de iluminação deficiente e consequentemente o de acidentes.

Gikas (1968), ao estudar durante quatro anos, em Washtenaw (Michigan), 139 acidentes de trânsito fatais, observou que aos sábados e domingos ocorria maior número de acidentes que nos demais dias da semana e que dos 117 óbitos, 41% haviam resultado de acidentes ocorridos nos períodos de 8 horas da noite às 4 da madrugada.

Condições das estradas e ruas são fatores ambientais evidentemente importantes para a frequência de acidentes. A Road Research Laboratory (1973) realizou estudos sobre a influência na ocorrência de acidentes em função do número de pistas das estradas e ruas, dos sistemas de proteção dos pedestres, dos sistemas de iluminação e dos tipos de superfície das pistas de rolamentos.

A.10 LESÕES DECORRENTES DE ACIDENTES DE TRÂNSITO E SUAS CAUSAS DIRETAS

Gissane (1974) analisou, em um hospital de acidentados de Birmingham (Inglaterra), 10.000 lesões decorrentes de acidentes de trânsito e concluiu que elas eram mais graves que as decorrentes de acidentes domésticos e industriais. Uma, entre seis das lesões por acidente de trânsito, era grave e uma, entre doze das lesões graves, era fatal, apesar de todos os recursos para o atendimento. Verificou que as lesões fatais mais frequentes, por ordem decrescente, eram as do encéfalo, dos pulmões, do fígado e do baço. As fraturas múltiplas decorrentes dos acidentes de trânsito situavam-se, mais frequentemente, nas costela, externo, clavícula, crânio e face. Em motociclistas, as fraturas mais frequentemente no crânio e membros inferiores (STATISTICAL BULLETIN, 1976).

Gikas (1968) estudou com detalhe as causas das lesões sofridas pelos ocupantes dos veículos, chegando a conclusão que as principais haviam sido: lançamento da vítima

para fora do veículo, choque contra a porta ou parte lateral do veículo, choque contra o conjunto da direção. Na sua grande maioria o efeito desses fatores nas vítimas são as hemorragias, que devem ser estancadas/interrompidas no menor tempo possível e no próprio local do acidente.

Já as lesões dos motociclistas nos acidentes em meio urbano decorrem de choques laterais e por isso localizam-se, predominantemente, nas pernas. Nos choques ocorridos com a parte trazeira de outro veículo, predominam as lesões craneanas.

Em suma, em todos os tipos de acidentes o que merece mais atenção são os de trânsito, pelo fato de exigir um atendimento no local no menor tempo resposta. Estima-se que 15 minutos é o tempo máximo necessário para socorrer o acidentado visando estabilizar as suas condições vitais. Essa estabilidade propiciará o aumento significativo das chances de salvar a sua vida, quando forem removidos para as urgências dos estabelecimentos hospitalares.

A.11 ASPECTOS RELACIONADOS COM A OCORRÊNCIA DE ACIDENTES DE TRÂNSITO NO RECIFE

Quando comparamos a taxa de mortalidade geral (TMG) com a taxa de mortalidade proveniente de acidentes de trânsito (TMT), ou seja, fazendo a relação do número de óbitos geral por cem mil habitantes, e a relação número de óbitos no trânsito por cem mil habitantes, no período 2003 a 2007, verificamos que ambas as taxas, no período estudado, apresentam redução. No ano de 2003 $TMT = 14,5$ e a $TMG = 677$, enquanto no ano de 2007 $TMG = 10,1$ e a $TMT = 620$ (SECRETARIA DE SAÚDE DO RECIFE, 2009).

O SAMU – Serviço de Atendimento Pré-Hospitalar, nos últimos cinco anos atendeu a 24.224 chamadas para atendimento nas principais vias do Recife sendo os agravos provocados pelo trânsito e distribuídos conforme os estratos: atropelamento (14%), acidente de bicicleta (11%), acidente de moto (29%), outros acidentes de trânsito (12%) e outras causa externas (34%).

A CTTU – Companhia de Trânsito e Transporte Urbano registrou no mesmo período

52.000 chamadas resultantes de acidentes de trânsito. A relação entre acidentes de trânsito com óbitos cresceu no período. De 15% no ano de 2003 a 19% no ano de 2007. Considerando a série dos últimos 35 anos, a média da distribuição de acidentes de trânsito é: acidentes fatais (6%), acidentes com ferimentos (42%) e acidentes de trânsito com apenas danos materiais (52%).

Teste de dependência estocástica entre ano e as frequências correspondentes das várias ocorrências consideradas (acidentes de trânsito, acidentes fatais, acidentes com ferimentos, número de mortes sem ser por acidentes de trânsito) demonstra existência de dependência entre esses fatores estatisticamente significativa ($P < 0,001$). Foram feitos estudos de grau de correlação existentes entre: a frequência de acidentes de trânsito com as variáveis citadas anteriormente; entre a frequência dos acidentes com ferimentos e a das outras variáveis e, assim, sucessivamente, para com os acidentes com apenas danos materiais, e o número de pessoas que tiveram óbitos.

Os coeficientes de correlação encontrados foram todos estatisticamente significativos para um nível de significação de $P < 0,001$. As relações existentes entre a frequência total de acidentes de trânsito e a das outras ocorrências registradas evidenciaram coeficientes de correlação de 0,93 para os acidentes fatais, 0,91 para os acidentes com ferimentos; 0,91 para os acidentes com apenas dano materiais, 0,92 para a frequência de pessoas que tiveram óbitos e 0,98 para a frequência de pessoas feridas. Houve um altíssimo grau de correlação entre o número de acidentes fatais e o de pessoas mortas, caracterizado por coeficiente de 0,99, enquanto que entre o número de acidentes com ferimentos e o de pessoas feridas foi de 0,93. Esta correlação um pouco mais baixa, em parte, deve ser atribuída ao fato de que entre os feridos foram contados, também, aqueles lesados por traumas não fatais nos acidentes classificados como fatais.

Em média, o número de mortes por acidentes fatais ficou em 1,1; enquanto, 1,8 é o número de feridos por acidentes com ferimentos. A proporção média de mortos por acidentes de trânsito com e sem ferimentos é de 1 : 8. Estas proporções dão-nos uma ideia da extensão do sofrimento humano acarretado pelos acidentes de trânsito mesmo quando só temos informações a respeito das mortes causadas por esses acidentes. Indicam também

a gravidade das lesões determinadas pelos acidentes. Quanto maior o número médio de feridos para cada morto (acidentes fatais), mais graves as lesões, na hipótese da existência de idênticas condições de atendimento tanto do pré-hospitalar como médico de urgência.

A razão de prevalência ou o risco relativo ao uso de motocicletas e automóveis. No ano de 2003 o risco de se acidentar para o usuário de motocicletas era 11,65 vezes maior do que para os usuários de automóveis. Esta relação continua superior e em 2007 apresenta uma razão de 14,49. Quanto ao coeficiente de letalidade (número de mortos pelo número de feridos por acidentes de trânsito) teve uma discreta redução, basicamente pela melhoria do prognóstico das lesões causadas pelos acidentes combinada com a melhoria do sistema de atendimento pré-hospitalar.

A.12 OCORRÊNCIA DE ACIDENTES POR MESES DO ANO

A distribuição da frequência de acidentes de trânsito pouco difere no primeiro semestre (48%) em relação ao segundo semestre do ano (52%). Porém, o mês de dezembro é o que participa mais na distribuição percentual dos acidentes de trânsito – em cerca de 10%. Em relação aos dias da semana, os maiores percentuais médios diários de acidentes de trânsito ocorrem nas segundas (0,042%), nos sábados (0,036%) e domingos (0,033%). Esse padrão de distribuição segue também para os acidentes de trânsito fatais.

Ao se fazer um estudo de correlação entre a frequência de acidentes fatais em um dia da semana e a dos dias que a ele se seguiam, chega-se a conclusão que a maioria dos coeficientes de correlação encontrados não eram estatisticamente diferentes de zero para um $P < 0,05$. Em relação aos acidentes não fatais, forte correlação pode ser evidenciada entre as frequências de acidentes da segunda-feira com as da sexta-feira e dos domingos.

A.13 ACIDENTES DE TRÂNSITO SEGUNDO AS CONDIÇÕES DE ILUMINAÇÃO

As distribuições dos acidentes não fatais e fatais, segundo as condições de iluminação revelaram que a maior parte dos acidentes de trânsito ocorreu durante o dia (66%)

e (57%), respectivamente, como, aliás era de se esperar, levando-se em consideração o volume de tráfego. O segundo maior percentual é no período da noite com iluminação (24,6%) e (28,9%), respectivamente. No período da madrugada e nos períodos de chuvas intensas sem iluminação natural, os percentuais de acidentes não fatais se equivalem a uma média de 3,6%, enquanto para os acidentes fatais essa média cresce para 7%. Em suma, o percentual de acidentes fatais no período noturno representa 43% desses acidentes. Se considerarmos que o volume de tráfego no período de diurno representa cerca de 65% do volume de tráfego total, então o percentual normalizado da distribuição dos acidentes de trânsito fatais em função do fluxo seria de 71% ao invés de 57%, para o período diurno e, 29% ao invés de 43%, para o período noturno.

A.14 FATALIDADE DOS ACIDENTES

Considerando que a distribuição percentual de frequência segundo as condições de iluminação dos acidentes não fatais representam os valores esperados para a distribuição de frequência dos acidentes fatais, será possível calcular-se as razões de fatalidades dos acidentes (*RFA*) em relação às condições de iluminação, por meio da divisão dos percentuais encontrados para os acidentes fatais pelos esperados, isto é, os encontrados para os acidentes não fatais. A distribuição percentual observada de acidentes fatais a luz do dia foi de 57% e 43% para noite e madrugada. Logo, dividindo esses valores pelos percentuais esperados (66%) e (34%), respectivamente, tem-se para as *RFA*s à luz do dia e a noite os seguintes valores: 0,86 e 1,26. O resultados revelam que os acidentes ocorridos na noite e na madrugada fornecem uma razão de fatalidade de 1,26, portanto, quase 30% a mais do esperado e mais de uma vez e meia da correspondente aos acidentes ocorridos à luz do dia.

A.15 ACIDENTES DE TRÂNSITO SEGUNDO A SUA CLASSIFICAÇÃO

Nos últimos vinte anos, a percentagem de acidentes de trânsito que resultaram de choque de um veículo automotor com outro chegou a quase 56%. O mais agravante é que de todos os acidentes de trânsito na região urbana da cidade, 24% foram de atropelamento.

lamentos. Esses atropelamentos foram responsáveis por quase 60% dos acidentes fatais. Os restantes 40% responderam com ferimentos, sendo mais de 50% considerados como ferimentos graves.

No Brasil, as causas externas provocaram cerca de dois milhões de mortes de 1980 a 2000. Em 82,2% dos casos (1,7 milhões), as vítimas foram homens. Em 2000, as causas externas foram a segunda maior causa de morte no país (14,5% do total de mortes). Representou um percentual de 28,6% dos Anos Potenciais de Vida Perdidos (APVP) da população em geral, e, para os jovens, constitui a primeira causa de APVP, conforme apontam Minayo e Souza (2003). Na distribuição dos tipos de causas externas – causas externas reúnem um grupo de agravos à saúde que não são provocados por agentes infecciosos, neoplasias ou doença do aparelho circulatório, são ocasionadas por agentes externos ligados ao espaço historicamente construído estando associado a uma estrutura socioeconômica, que teoricamente poderia evitá-la (ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE, 1995).

Os homicídios vêm aumentando sua participação, enquanto a dos acidentes de trânsito vem pouco decrescente. Entre 1991 e 2000, a proporção de mortes por acidentes de transporte, no total de causas externas foi 25% do total, enquanto a de homicídios cresceu 27,2% e chegou a 38,3% do total. Apesar dos acidentes de trânsito apontarem uma tendência a redução no número de vítimas fatais, continua chamando atenção o número de vítimas com ferimentos, indicando não uma diminuição nos acidentes, mas uma mudança no perfil de adoecimento e morte (MINAYO, 1993).

De acordo com análise da situação de saúde do Ministério da Saúde (BRASIL, 2004), no Brasil, a mortalidade por acidentes de trânsito apresenta-se em segundo lugar no conjunto das causas externas (26% desse total). O Trânsito Brasileiro é um dos piores e mais perigosos do mundo, acarretando índices de mortalidade bastante elevados, em 2003, chegando a ser o terceiro no “ranking” de mortes por veículos a motor em países das Américas e do Caribe, só perdendo para a Venezuela e El Salvador (DUARTE, 2004). Quando comparado com os países mais ricos, o chamado G7, Adura (2002) aponta um estudo da Confederação Nacional de Transportes (CNT) que mostrou o trânsito nas ro-

dovias brasileiras matando de 10 a 20 vezes mais que o trânsito nas rodovias do grupo dos sete países mais ricos do mundo. O estudo assinala que, a cada trecho de mil quilômetros de estradas morrem por ano no país 213 pessoas em média, nos países do G7, esse índice é de 10,7.

Segundo o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2003), o problema se revela não apenas pelo número absoluto de acidentes, mas também pela alta incidência de acidentes por pessoa ou por veículo em circulação, refletindo em índices que demonstram a real periculosidade do trânsito no País. As estatísticas oficiais vêm demonstrando os fatos: em 1997, o Departamento Nacional de Trânsito (DENATRAN) apontava um acidente para cada 410 veículos em circulação. O estudo realizado pelo IPEA (2003) mostra ainda, que a taxa de mortalidade para cada 10 mil veículos no Brasil é de 6,8; enquanto no Japão essa taxa é de 1,32. Isto é, no Brasil, o trânsito mata cinco vezes mais que no Japão. A cada 9 acidentes há uma vítima fatal e a cada 1,1 acidentes um ferido (ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE, 2001).

As estimativas da Organização Pan-Americana de Saúde (OPAS) apontam que 6% das deficiências físicas são causadas por acidentes de trânsito no mundo. Em termos econômicos, calcula-se que isto represente um custo de 1,5% do PIB para países em desenvolvimento como o Brasil, pois a maioria das vítimas são adultos jovens economicamente produtivos. Assim, representa importante questão social não só pelas perdas de vida e pelas seqüelas, principalmente entre jovens, mas também por onerarem a sociedade com custos diretos e indiretos: dias de ausência do trabalho, pelos danos mentais e emocionais incalculáveis que provocam nas vítimas e em suas famílias e pelos anos de produtividade ou de vida perdidos. Ao sistema de saúde, as conseqüências da violência, dentre outros aspectos, se evidenciam no aumento de gastos com emergência, assistência e reabilitação, muito mais custosos que a maioria dos procedimentos convencionais (BRASIL, 2005).

No Brasil, cerca de dois terços dos leitos hospitalares dos setores de ortopedia e traumatologia são ocupado por vítimas de acidentes de trânsito, com tempo médio de hospitalização (TMH) variando entre nove a vinte dias. No ano de 2000, chegaram aos serviços

públicos de saúde 693.961 pessoas buscando tratamento hospitalar para lesões e traumas provenientes de acidentes e violências. O custo médio de tratamento de pessoas feridas, traumatizadas ou lesionadas por acidentes e violências foi de R\$ 506,52, bem acima do R\$ 403,38 que correspondem ao custo médio das internações em geral (BRASIL, 2005). No Brasil, a cada ano, 32 mil pessoas morrem e cerca de 350 mil sofrem traumas irreversíveis e incapacidades em colisões de veículos e atropelamentos (MALAQUIAS, 2002).

Recife não foge ao panorama nacional, verifica-se na cidade alto coeficiente de mortalidade por causas externas. Os grupos de 10, 39 e 60 anos e mais de sessenta anos constituíram os de maior risco, e o sexo masculino apresentou uma sobremortalidade em todas as faixas etárias. Os principais grupos de causas específicas foram os homicídios e os acidentes de trânsito, que representaram cerca de 64,3% e 13,8% do total de óbitos por essas causas, respectivamente (RECIFE, 2005).

Ao analisar tipos de acidentes de trânsito chama atenção o envolvimento de motocicletas. Um estudo feito pela Prefeitura do Recife, intitulado Segurança e Saúde no Trabalho, 2007 aponta que apenas no primeiro semestre de 2007 foram atendidos 2.149 motociclistas nos hospitais da Restauração, Getúlio Vargas e Otávio de Freitas. As vítimas ficaram em média 21 dias internadas, ocupando 30% dos leitos de traumatologia naqueles hospitais. Cerca de 40% estavam a serviço quando sofreram o acidente. Ainda nesse estudo, descreveu-se um perfil do motociclista informando que 62,30% são empregados formais tendo que atingir metas dentro das empresas; apenas 9,36% trabalha até 8 horas, 31,09% têm acréscimo no salário por produtividade e 54,40% já sofreram acidente com afastamento do trabalho (RECIFE, 2007).

O Ministério da Saúde (MS), em parceria com as secretarias municipais e estaduais, realizou um inquérito nacional com a finalidade de se implantar a Vigilância Epidemiológica desses agravos. No Recife, a pesquisa foi realizada em 2006 e 2007. A metodologia definiu hospitais locais sentinelas de urgência e emergência para estes agravos. Cerca de 90% dos atendimentos pré-hospitalar feitos pelas unidades de serviço U_s são devido aos acidentes tendo as quedas como a principal ocorrência, em seguida outros acidentes não especificados e os acidentes de trânsito ocuparam a terceira colocação, sendo 16,8% em

2006 e 15,81% em 2008. Observou-se ainda que entre os acidentes de trânsito destacam-se os acidentes com motocicleta seguidos por atropelamento, e outros acidentes como os de bicicletas (RECIFE, 2007).

Referências Bibliográficas

- [1] Ackoff, Russel e Saciene, W. Maurice, *Pesquisa Operacional Coleção Universitária de Administração*, Editora LTC, 1974.
- [2] Adams, A.I., *Death and injury on country roads: a study of 816 persons involved in rural traffic accidents*, 1977.
- [3] Adriasola, G.; Olivares, C. & Coller, C.D., *Prevencion de accidentes del tránsito. Boletín de La Oficina Sanitaria Panamericana*, Washington, D.C. 72: 1–18, 1972.
- [4] Adura, F.E., *Medicina do Tráfego: 101 perguntas e respostas*. 1. Ed. São Paulo: Abramet, 2002.
- [5] Antelman, G.]5 *Elementary Bayesian Statistic – Cheltenham: Edward Elgar*, 2th Edition, 1997.
- [6] Anuário Estatístico do Brasil – IBGE (2005, 2008). ASSEFAZ, (2009), *Associação dos Servidores Fazendários do Brasil – Relatório Anual*.
- [7] Ball, M.O. and Lin, F.L., *A reliability model applied to emergency service vehicle location*, *Operation Research*, **41**(1), 18–36, 1993.
- [8] Beraldi, P., Brumi, M.E. and Chiu, S.S., *Designing robust emergency medical service via stochastic programming*, *Article in Press*, 2002.
- [9] Biehl, B.M., *Pedestrian Safety*. Organization for Economic Co-operation and Development, 1979.
- [10] Bowerman, Bruce L., Richard, O’Connell and Anne Koehler, *Forecasting, Times Series and Regression: an Applied Approach*, 4th Edition, Thomson Learning, 1996.

- [11] Brandeau, M. and Larson, R C., *Extending and applying the hypercube queuing model to deploy ambulances in Boston*. In: *Delivery of Urban Services*, [edited by A.J. Swersey and E.J. Ignall], 22, *TIMS Studies in the management Science*, Elsevier, 121–153, 1986.
- [12] Brasil, Ministério da Saúde, *Impacto da violência na saúde dos brasileiros*. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2004.
- [13] Brotcorne, L., Laporte, G., Semet, F., *Ambulance location and relocation models*, *European Journal Operation Research*, **147**, 451–463, 2003.
- [14] Burns, D. Lawrence, Hall, W. Randolph, Blumenfeld, E. Dennis and Daganzo, F. Carlos, *Distribution Strategies that Minimize Transportation and Inventory Costs*, General Motors Research Laboratories, Warren, Michigan and university of California, Berkeley, Berkeley, California. Accepted June 1985, *Operations Research*, v.33, n.3.
- [15] Cadastro Hospitalar Brasileiro – MS (2006)
- [16] Cadastro Hospitalar Ministério da Saúde – MS (2006).
- [17] CANADIAN NEUROSURGICAL SOCIETY, *Neurosurgical aspects of traffic accidents*, report of subcommittee of the Canadian Neurosurgical Society, Canadian Medical association Journal, Toronto. 127: 564–568, 1977.
- [18] Castro, Francisco, *Relação da Dívida Pública com Juros, PIB e Investimentos das Estatais*, Portal do Castro (Folha de São Paulo), julho de 2009.
- [19] Cavalcanti, Paulleti, Araújo Jr., C., J. Luiz, *O perfil da emergência do Hospital da Restauração: uma análise dos possíveis impactos após a municipalização dos serviços de saúde*. *Rev. bras. Epidemiol.* v.7, n.3, São Paulo, set. 2004.
- [20] Chatfield, C., *The Analysis of Time Series: an introduction*. New York: Chapman and Hall, 1980.
- [21] Ching, W.K., *Markov-modulated Poisson processes for multi-location inventory problems*. *International Journal of Production Economics*, vol. **53**, 217–223, 1997.

- [22] Cordeiro, Dirac M., *Séries Temporais: Análise Quantitativa, Teoria e Aplicações*. Recife: EDUPE, 2002, 234p.
- [23] Cresswell. W.L. and Froggatt, P., *The Causation of Bus Driver Accidents*, London, Oxford University Press, 1963.
- [24] Cronk, J., Howell, D. and Saints, K., Krieger, H.A., *Positioning of Emergency Facilities in an obstructed traffic grid*. Mathematical Modeling, vol. **7**, 611–626, 1986.
- [25] Daskin, M.S., *A maximal expected covering location model: formulation, properties, and heuristic solution*. Transportation Science. v17. 48–69, 1989.
- [26] Departamento de Trânsito do Estado de Pernambuco – DETRAN, *Relatório das Estatísticas de Acidentes de Trânsito*, 2005.
- [27] Duarte, E.C., *Mortalidade por acidentes de transporte terrestre no Brasil*. Ministério da Saúde, 2004.
- [28] Duran, B.S. and Odell, P.L. *Cluster Analysis: New York*, Spring-Verlag, Lecture notes in economics and mathematics system, bf100, 1974.
- [29] Elliot, P., *An approach to integrated rescue*. QMC – Queensland Mining Council, 2000.
- [30] Ferraz, A.C.P.; Torres, I.G.E., *Transporte Público Urbano*. Editora Rima São Carlos, 2001.
- [31] Fitzsimmons, James A., *Administração de Serviços, Operações, Estratégias e Tecnologia da Informação*. 4^a Edição, BOOKMAN – Companhia Editora Artmed, RS.
- [32] Freedman, David, *Some Issues in the foundation of statistics*, Foundation of Science, Volume 1, Number 1, 19–39, DOI: 10.1007/bf00208723, 1985.
- [33] 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.
- [34] Gikas, P.W., *Causes of deaths in automobile accidents*. Journal of the American Medical. Chicago, 1968.

- [35] Gissane, W., *Injuries as seen in research: Safety in Motoring*. 1974.
- [36] Goldberg, J., Dietrich, R., Chen, j.M., Mitwasi, M.G., Valenzuela, T. and Criss, E. *A Simulation Model for Evaluation a Set of Emergency Vehicle Base Location: Development, Validation, and Usage*. Socio-Econ. Plann Sci., vol.**24**, 125–141.
- [37] Goldberg, J.B., *Operations research models for the deployment of emergency services vehicles*. EMS Management Journal. V.1 i1. 20–39, 2004.
- [38] Gonsalves, M.B., Novaes, A.G., e Schmitz, R., *Um modelo de otimização para localizar unidades de serviços emergenciais em rodovias*. In: CONGRESSO DE PESQUISA E ENSINO EM TRANSPORTES, **9**, São Carlos, SP, Anais. São Carlos, **3**, 962–972, (1994 1995).
- [39] Goodman, A., Manbeck, K., Ricks, B., *Emergency Facilities Location*. Mathematical Modeling, vol.**7**, 603–610, 1986.
- [40] Gordon, J.E., *The epidemiology of accidents*. American Journal of Public Health, New York, 39: 504–515, 1949.
- [41] Gordon, J.E., *The epidemiology of accidents*. American Journal of Public Health , New York, 39: 504-515, 1949.
- [42] Gower, J.C., *A general coefficient of similarity and some of its properties*. Biometrics, Arlington, v.**27**, n.4, p. 857–874, 1971.
- [43] Haddon, W.Jr. *A note concerning accident theory and research with special reference to motor vehicle accidents*. In: Annals of the New York Academy of Science, New York. 107: 635-646, 1967a.
- [44] Halpern, J., *The accuracy of estimates for the performance criteria in certain emergency service queuing systems*. Transportation Science, **11**(3), 223–242, 1977.
- [45] Heise, H.A., *Alcohol and automobile accidents*. Journal of the American Medical Association, Chicago, **103**, 1934.
- [46] Hoel, P.G., *Introduction to Stochastic Theory*, New York: Houghton Mifflin, 1996.

- [47] Hoel, P.G., Port, S.C. and Stone, C.J., *Introduction to Probability Theory*. New York: Houghton Mifflin, 1971.
- [48] Hyman, M.M., *Accident vulnerability and blood alcohol concentrations of drivers by demographic characteristics*. Quarterly Journal of Studies Alcohol, New haven, 1978.
- [49] IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, *Riscos ocupacionais, acidentes do trabalho e morbidade entre motoristas de uma central de ambulâncias do estado de São Paulo*, Dissertação de mestrado, USP, Ribeirão Preto, SP, 2005.
- [50] IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, *Censo Geográfico/Cadastro Hospitalar*.
- [51] IPEA – Instituto Pesquisa Econômica Aplicada, *Impactos sociais e econômicos dos acidentes de trânsito nas aglomerações urbanas brasileiras*: Relatório 2004.
- [52] IPEA – Instituto Pesquisa Econômica Aplicada, *Impactos Sociais e Econômicos dos Acidentes de Trânsito nas Aglomerações Urbanas Brasileiras*: Relatório executivo. Brasília, DF, 2003.
- [53] International Transport Forum, Seguros DPVAT, *Relatório Elaborado pela Confederação Nacional dos Municípios – CNM*, 2009.
- [54] Kingman, J., *On Queues Traffic*, Journal of The Royal Statistical Society, Series B, v.34, 1974.
- [55] Kmenta, J., *Elementos da Econometria*. Teoria Estatística Básica – Volume 1, Editora Atlas, São Paulo, 1990.
- [56] Kolesar, P. and Blum, E., *Square Root Laws for Fire Engine Response Distance*. Management Science, **19** (12), 1368–1378, 1973.
- [57] Langevin, A. and Soumis, F., *Design of Multiple-Vehicle Delivery Tours Satisfying Duration Constraints*. Transportation Research. **23** B(2), 123–138, 1989.

- [58] Larson, R.C., *A hypercube queuing model for facility location and redistricting in urban emergency services*. Computers and Operations Research, Prentice Hall, New Jersey, 1974.
- [59] Larson, R.C. and Odoni, A.R., *Urban Operations Research*. New Jersey: Prentice-Hall, May, 1981. 573p.
- [60] , Larson, R.C., *A hypercube queuing model for facility location and redistricting in urban emergency services*. Computers and Operations Research. v1. 67–95, Prentice-Hall, 1981.
- [61] Larson, Richard C., *Methods for Allocating Urban Emergency Units*. Management and Company Limited, v.19, n.4, 1972.
- [62] Laurenti, R. et al., *Alguns Aspectos epidemiológicos da mortalidade por acidentes de trânsito de veículo a motor na cidade de São Paulo, Brasil*. Revista de Saúde Pública de São Paulo, São Paulo, Vol.8. 1975.
- [63] Lee, J.A. *Problems of adolescents, motorcycle accidents to male teenager's contemporary epidemic*. Royal Society of Medicine, London, 1975.
- [64] Mackay, G.M. *Aspects of emergency care: some feature of traffic accidents*. British Medical Journal, London, 1975.
- [65] Malaquias, J.V., *Mortalidade por acidentes de trânsito no Brasil*. Claves, Rio de janeiro, ano 2, n. 5, p.9–11, julho de 2002.
- [66] Martinez, M.S., *La licencia del manejo. Seminário Latino-americano sobre accidentes de transito*. Aguascalientes, México, julho de 1972.
- [67] Mc Farland, R.A. *The role of preventive medicine in highway safety*. American Journal of Public Health, New York. 47: 288–296, 1967.
- [68] Mc Farland, R.A., and Moore, R.C., *Human Factors in Highway*, New England Journal of Medicine, Boston. 256: 890–897, 1967.
- [69] Mcaleer, W.E. and Naqvi, I.A., *The relocation of ambulances stations: A successful case study*. European Journal of Operational Research. Vol.15, p.582–588, 1994.

- [70] Mendonça, F.C. e Morabito, R. *Aplicação do modelo hipercubo para análise de um sistema médico-emergencial em rodovia*. Gestão e Produção, **7**(1), 401–424, (2000, 2001).
- [71] MEYER, Paul, *Probabilidade, Aplicação a Estatística*. Livro Técnico e Científico – Editora S.A. – SPIEGEL, M.R. ESTATÍSTICA, (1969, 1970).
- [72] Minayo, M.C. e Souza, E.R., *Violência para todos*. Caderno de Saúde pública, Rio de Janeiro, p.65–78, 2003.
- [73] MINITAB, *Software Statistic – Minitab*, Quality Companion by Minitab, 2001.
- [74] Mulvey, J.M., Crowder, H.P., *Cluster Analysis: an application of lagrangian relaxation*. Management Science, Providence, **25**(4): 329-340, 1979.
- [75] Norman, L.G., *Road Traffic Accidents*. Epidemiology, Control And Prevention, Genova, World Health Organization. 1972.
- [76] Novaes, A. G., *Sistemas Logísticos: Transporte, Armazenagem e Distribuição Física de Produto*. Ed. Edgard Blücher Ltda. São Paulo/Brasil, 1989.
- [77] OMS – Organização Mundial de Saúde. *Causas externas de morbidade e de mortalidade: Classificação Estatística Internacional de doenças e problemas relacionados a saúde*. São Paulo: EDUSP, p.969–1016, 1995.
- [78] OMS – Organização Mundial de Saúde. *Informe Mundial sobre prevenção dos traumatismos causados por acidentes de trânsito*, 2001.
- [79] Owen, Wilfred. *O Caos Motorizado Análise de Transportes Metropolitanos*. Editora Bloch, Rio de Janeiro, 1971.
- [80] Parzen, Emanuel, *Modern Probability Theory and its Applications*. Wiley Classics Library, 1992.
- [81] FUSAN – Pernambuco, Secretaria de Saúde, *Súmula Estatística*, Recife, PE. Fundação Amaury de Medeiros, 1972.
- [82] Pidd, Michael, *Modelagem Empresarial – Ferramentas para tomada de decisão*. Bookman, Porto Alegre, RS, 1989.

- [83] Pinheiro, V., Gawryszewski, Coelho, M., Helander e Zan, R., *Perfil dos atendimentos a acidentes de transporte terrestre por serviços de emergência em São Paulo*, Ver Saúde Pública 2009; **43**(2): 275–82, 2008.
- [84] PLAN DECENAL DE SALUD PARA LAS AMERICAS, *Organiazation Panamericana de La Salud*, Washington D.C. 1973; p.66–67.
- [85] Puffer, R.R. and Griffith, G.H., *Acidentes por vehiculos de motor. In: Características de la mortalidad Urbana*. Washington D.C. Organizacion Panamericana de la Salud, p. 170–174, 1968.
- [86] Recife. *Secretaria Municipal de Saúde. Segurança e saúde no trabalho*. Recife: Ministério Público de Pernambuco, 2005.
- [87] Recife. *Secretaria Municipal de Saúde. Segurança e saúde no trabalho*. Recife: Ministério Público de Pernambuco, 2007.
- [88] Revelle, C., and Snyder, S., *Integrated Fire and Ambulance Sitting: A Deterministic Model*. Socio-Econ. Plann. Sci., vol.**29**, 261–271, 1995.
- [89] Rosenfield, B. Donald, Engelstein, Israel and Feigenbaum, D., *Strategies for Sinzing Service Territories - INSTITUTE OF TECHNOLOGY MASSACHUSETTS – IMT, LIBRARIES*, Working Paper, 3063-89 – MS, 1989.
- [90] Ruggiero, Marcia A., Rocha e Vera Lúcia L., *Cálculo Numérico – AspectoTeórico e Computacionais*. Editora Pearson Education, 2ª Edição, 410 páginas, 1999.
- [91] Salla, J., Chellar, ML. and Ilha, MS., *Perfil da demanda de um serviço de Pronto Socorro*, Santa Maria, RS. *Saúde* (1989, atualizado para 2002); 15(1/2): 71-80.
- [92] SAMU-192/Recife, *Relatório Gerencial de Ligações Recebidas* – Prefeitura Municipal do Recife. (2009/2010).
- [93] Sasser, W.E., Olsen, R.P. and Wyckoff, D.D., *Management of Services Operations*. Allyn and Bacon, USA. 1978.
- [94] Savas, E.S., *Simulation and cost-effectiveness analysis of New York's emergency ambulance service*. Management Science, v.**15**, n.12, p.B-608-B-627, 1969.

- [95] Secretaria de Saúde do Recife, *Relatório das estatísticas sobre acidentes de Trânsito*, 2009.
- [96] Shapiro, J.F., *Modeling the Supply Chain*. Pacific Grove, ed. Duxbury, 2001.
- [97] Silva, Hamilton, B.F., *Planejamento da rede pública em áreas urbanas: um modelo matemático para localização de escolas*. Dissertação de Mestrado, Programa de Engenharia Civil, UFF. 1991.
- [98] *Sistema de Informações sobre Mortalidade, (SIM, 2007)*. Elaborado pela Confederação Nacional dos Municípios (CNM, 2007).
- [99] Smeed, R.J., *Proneness of drivers to road accidents*. Nature, London. 186: 273–275, 1960.
- [100] Souza, João Carlos, *Dimensionamento, localização e escalonamento temporal de serviços de emergências*. Tese de Doutorado, Depto de Engenharia de Produção, UFSC, Florianópolis, SC, 1996.
- [101] Souza, João Carlos, *Dimensionamento, localização e escalonamento temporal de serviços de emergência*, Tese de Doutorado, Departamento de Engenharia de Produção, UFSC, Florianópolis, SC, 1996.
- [102] Statistical Bulletin, *Motor vehicle facilities at high level*, New York, 1976.
- [103] Swersey, A.J., *The deployment of police, fire, and emergency medical units*. In: Handbooks in OR and MS, [edited by S.M. Pollock *et al*], **6**, 151–200, 1994.
- [104] 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, Ribeirão Preto, SP, 2002.
- [105] Takeda, R.A., *Uma contribuição para avaliar o desempenho de sistemas de transporte emergencial de saúde*. São Carlos, 179p. Tese (Doutorado) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, 2000.

- [106] Takeda, R., Widner, J.A. e Morabito, R., *Uma proposta alternativa para avaliação do desempenho de sistemas de transporte emergencial de saúde brasileira*. Transportes, **9**(2), 4–24, 2001.
- [107] Takeda, R., Widmer, J.A. e Morabito, R., *Aplicação do modelo hipercubo de filas para avaliar a descentralização de ambulâncias em um sistema urbano de atendimento médico de urgência*. Pesquisa Operacional, v.**24**, n.1, p.39–72, 2004.
- [108] Takeda, R. Widmer, J.A. e Morabito, R., *Analysis of ambulance decentralization of an urban emergency medical service using the hypercube queuing model*. Computers and Operations Research, v.**34**, n.3, p.727–741, 2007.
- [109] Tavakoli, A. and Lightner, S. *Implementing a Mathematical model for location EMS vehicles in Fayetteville, NC*, Computers and Operations Research. Article in press, 2003.
- [110] Tourin, B. *Ejection and automobile fatalities*. Public Health Report, Washington D.C., 1968.
- [111] Waller, J.A., *Use and misuse of alcoholic beverage as factor in motor vehicle accident*. Public Health Report, Washington, D.C. 97, 1975.
- [112] World Health Organization, *Technical Report Series*, Traffic Accidents, 1979.

ANEXO DA TESE

PROGRAMA DESENVOLVIDO EM FOX-PRO COM MACROS ARQ_X MAPLE

```

*Simulador do Modelo de Transportes para atendimento Pré-hospitalar móvel

* Entradas
* XLAM - taxa media de entrada - lambda (minutos)
* XMU - taxa media de saida
* NB - numero de individuos bons
* NH - numero de individuos hospitalizados
* R - relógio - variavel tipo real
* H - Populacao da regioao

set talk off

clear

@ 1,0 say 'SIMULAÇÃO DO MODELO DE TRANSPORTE DE UM SISTEMA URBANO
          DE ATENDIMENTO PRÉ-HOSPITALAR MÓVEL'
@ 2,0 say '-----'

store 0.00000 to XLAM, XMU, NB, NH, H, relógio, NCH1
store 'N' to imprimir

@ 4,0 say 'Taxa média de entrada - XLAM (usuários/dia)      ' get XLAM
@ 5,0 say 'Taxa média de saída - XMU (usuários/dia)         ' get XMU
@ 6,0 say 'Número de indivíduos bons - NB                   ' get NB
@ 7,0 say 'Número de indivíduos hospitalizados - NH          ' get NH
@ 8,0 say 'População da região - H                           ' get H
@ 9,0 say 'Número de chamadas para hospitalização - NCH      ' get NCH1
@ 10,0 say 'Relógio - R                                       ' get relógio
@ 11,0 say 'Imprimir (S/N)?                                   ' get imprimir
read

declare a[2], b[2]

store 0 to a[1], a[2], b[1], b[2]

* Variaveis
* NCH - Numero de chamadas para hospitalizacao
* MCON - Contador de entradas
* EE - Tempo entre entradas sucessivas
* TEE - Total dos tempos entre entradas sucessivas
* NN - Numero de observacoes do sistema
* XTOT - Total de hospitalizacoes sempre que ocorreu uma entrada
* Area - Numero de individuos hospitalizados ao longo do tempo
* NSD - Numero de usuarios que saem do hospital - recebem alta
* NCON - Contador de saidas sucessivas
* ES - Tempo entre saidas sucessivas
* TES - Total do tempo entre saidas sucessivas

NCH = 0
MCON = 0
EE = 0
TEE = 0
NN = 0
XTOT = 0
area = 0
NSD = 0
NCON = 0
ES = 0
TES = 0
subroutine macro1
call macro1
GG = NH
.....buscar macro1 no arq_1 Maple
do while .t.

```

```

if NB <= 0
* Tempo de reparo (min)
TR = 1/(xlam * NH)

* Instante de tempo de uma saida da hospitalizacao
TSD = relógio + TR

=func5()
if func30()
    set device to screen
    set printer to
    return
else
    loop
endif
else
Subroutine macro2
call macro2
.....buscar macro2 no arq_2 Maple

* Intervalo de tempo entre entradas na hospitalizacao (min)
TF = 1/(XMU*NB)
if NH > 0
    * Tempo de reparo (min)
    TR = 1/(xlam * NH) && * 24 * 60
    * Tempo de chegada na hospitalizacao
    TCH = relógio + TF
    * Instante de tempo de uma saida da hospitalizacao
    TSD = relógio + TR

    if TCH <= TSD
        =func4()
    else
        =func5()
    endif
    if func30()
        set device to screen
        set printer to
        return
    else
        loop
    endif
else
    * Tempo de chegada na hospitalizacao
    TCH = relógio + TF

    =func4()

endif
endif

enddo

*-----
function func4
area = area + (NH * TF)
relógio = TCH
NB = NB - 1
* Numero de chamadas para hospitalizacao
NCH = NCH + 1
* Contador de entradas
MCON = MCON + 1

if MCON > 2
    * Tempo entre entradas sucessivas

```

```

    EE = a[2] - a[1]
    * Total dos tempos entre entradas sucessivas
    TEE = TEE + EE

    MCON = 2

    a[1] = a[2]
endif

a[MCON] = relógio
NH = NH+1
NN = NN+1

XTOT = XTOT + NH

return(.t.)

*-----
function func5
area = area + (NH * TF)
relógio = TSD
NB = NB + 1
NSD = NSD + 1
NCON = NCON + 1

if NCON > 2
    ES = b[2] - b[1]
    TES = TES + ES
    NCON = 2
    b[1] = b[2]
endif

b[NCON] = relógio
NH = NH - 1
NN = NN + 1

XTOT = XTOT + NH

return(.t.)

*-----
function func30

if NCH >= NCH1 && 200000

    relógio = relógio

    * ETEE = tempo medio entre entradas
    ETEE = TEE / (NCH-1)

    * ETES = tempo medio entre saidas
    ETES = TES / (NSD - 1)

    * HOS = Tempo medio de hospitalizados - observando sistema discreto
    HOS = XTOT / NN

    * PRHOS = probabilidade de hospitalizacao - observando sistema discreto
    PRHOS = HOS / (NB + NH)

    * XMED = numero medio de hospitalizados - observando sistema contínuo
    XMED = area / relógio

    * UU = valor teorico da probabilidade de hospitalizacao
    UU = XMU / (XLAM + XMU)

    * ZZ = valor teorico do tempo medio entre entradas e saidas

```

```

ZZ = 1 / ((NB + NH) * UU * XLAM)

* RR = valor estimado da taxa de acidentados
RR = (NCH + GG) / area

* FF = valor estimado da taxa de saida
PXH = XMED / (NB + NH) &&&&&&&&&&& XMU / (XLAM + XMU)
FF = PXH * (RR / (1 - PXH)) &&&&&&&&&&& (PXH / (1 - PXH)) * RR

* HGG = valor rigoroso estimado do numero medio de hospitalizados
HGG = (RR * area - GG) / (relogio * RR - 1)

* PGG = valor rigoroso estimado da probabilidade de hospitalizacao
PGG = HGG / (NH + NB)

* FF1 = valor rigoroso estimado da taxa de funcionamento
FF1 = PGG * RR / (1 - PGG)

if imprimir = 'S' or imprimir = 's'
    set printer to 'Dirac.txt'
    set device to printer
    @ 1,0 say 'SIMUL. DO MODELO DE TRANSPORTE DE UM SIST. URBANO DE ATEND. PR+-HOSP. MÊVEL'
    @ 2,0 say '-----'
    @ 04,0 say 'População - H' '+str(h,13,6)'
    @ 05,0 say 'Duração do Relógio (dias) - R' '+str(relogio,13,6)'
    @ 06,0 say 'N. de chamadas para hospitalização - NCH' '+str(nch,13,6)'
    @ 07,0 say 'N. de usuários que recebem alta - NSD' '+str(nsd,13,6)'
    @ 08,0 say 'N. de indiv. bons num instante qualquer - NB' '+str(nb,13,6)'
    @ 09,0 say 'N. de indiv. hospital. num instante qualquer - NH' '+str(nh,13,6)'
    @ 10,0 say 'N. de observações do sistema - NN' '+str(nn,13,6)'
    @ 11,0 say 'N. médio de hospital. observ. o sistema discret. - HOS' '+str(hos,13,6)'
    @ 12,0 say 'Probab. de hospital. observ. o sistema discret. - PRHOS' '+str(prhos,13,6)'
    @ 13,0 say 'Tempo médio entre entradas - ETEE' '+str(eteet,13,6)'
    @ 14,0 say 'Tempo médio entre saídas - ETES' '+str(etes,13,6)'
    @ 15,0 say 'Curva de hospitalização versus tempo - AREA' '+str(area,13,6)'
    @ 16,0 say 'N. médio de hospital. obser. o sistema contin. - XMED' '+str(xmed,13,6)'
    @ 17,0 say 'Probab. de hospital. observ. o sistema contin. - PXH' '+str(pxh,13,6)'
    @ 18,0 say 'Valor teórico da probabilidade de hospitalização - UU' '+str(uu,13,6)'
    @ 19,0 say 'Valor teórico do tempo médio entre entradas ou saídas-ZZ' '+str(zz,13,6)'
    @ 20,0 say 'Valor teórico da taxa de reparo (equação 2.1.2) - RR' '+str(rr,13,6)'
    @ 21,0 say 'Valor teórico da taxa de func. (equação 2.1.3 - FF' '+str(ff,13,6)'
    @ 22,0 say 'Valor rig. est. do n. médio de hospital. (eq 2.4.10)-HGG' '+str(hgg,13,6)'
    @ 23,0 say 'Valor rig. est. da probab. de hospital. (eq 2.4.11)-PGG' '+str(pgg,13,6)'
    @ 24,0 say 'Valor rig. est. da taxa de funcion. (eq 2.4.12) - FF1' '+str(ff1,13,6)'
    set device to screen
    set printer to
else
    @ 12,0 say 'População - H'
    @ 13,0 say 'Duração do Relógio (dias) - R'
    @ 14,0 say 'Número de chamadas para hospitalização - NCH'
    @ 15,0 say 'Número de usuários que recebem alta - NSD'
    @ 16,0 say 'Número de indivíduos bons num instante qualquer - NB'
    @ 17,0 say 'Número de indivíduos hospitalizados num instante qualquer - NH'
    @ 18,0 say 'Número de observações do sistema - NN'
    @ 19,0 say 'Número médio de hospitalizações observando o sistema discretamente - HOS'
    @ 20,0 say 'Probabilidade de hospitalização observando o sistema discretamente - PRHOS'
    @ 21,0 say 'Tempo médio entre entradas - ETEE'
    @ 22,0 say 'Tempo médio entre saídas - ETES'
    @ 23,0 say 'Curva de hospitalização versus tempo - AREA'
    @ 24,0 say 'Número médio de hospitalizados observando o sistema continuamente - XMED'
    @ 25,0 say 'Probabilidade de hospitalização observando o sistema continuamente - PXH'
    @ 26,0 say 'Valor teórico da probabilidade de hospitalização - UU'
    @ 27,0 say 'Valor teórico do tempo médio entre entradas ou saídas - ZZ'
    @ 28,0 say 'Valor teórico da taxa de reparo (equação 2.1.2) - RR'
    @ 29,0 say 'Valor teórico da taxa de funcionamento (equação 2.1.3 - FF'
    @ 30,0 say 'Valor rigoroso estimado do n. médio de hospital. (equação 2.4.10) - HGG'

```



```
endif

function func6
area = area + (NH * TF)
relogio = TCH
NB = NB - 1
* Numero de chamadas para hospitalizacao
NCH = NCH + 1
* Contador de entradas
MCON = MCON + 1

if MCON > 2
    * Tempo entre entradas sucessivas
    EE = a[2] - a[1]
    * Total dos tempos entre entradas sucessivas
    TEE = TEE + EE

    MCON = 2

    a[1] = a[2]
endif

a[MCON] = relogio
NH = NH+1
NN = NN+1

XTOT = XTOT + NH

return(.t.)
```