Universidade de São Paulo
Faculdade de Saúde Pública
Departamento de Epidemiologia

A mortalidade infantil no Município de Rio Branco, Acre.

Tese apresentada ao Departamento
de Epidemiologia, como requisito
para a obtenção do grau de Doutor
em Saúde Pública, sob orientação
do Prof. Dr. Ruy Laurenti.

Milton dos Santos Freitas

São Paulo

2001

Aos meus pais Francisca e Mozart, à
minha esposa Estela e às minhas filhas
Ana Carolina e Mariana, dedico.

Agradecimentos:

A todas as pessoas que contribuíram de alguma forma para a consecução deste estudo, principalmente aos diretores e funcionários das unidades de saúde de Rio Branco incluídas na pesquisa de campo, cuja ajuda revestiu-se de grande valia para o sucesso do trabalho, desejo externar minha gratidão, na esperança de que os resultados aqui expostos possam, de alguma forma, auxiliá-los em sua lida diária.

Ao Prof. Dr. Ruy Laurenti, orientador e amigo dileto todo o meu apreço por esses anos de profícuo convívio, que só enriqueceu meu conhecimento.

À Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, por meio do seu Departamento de Epidemiologia e à Universidade Federal do Acre, por meio do seu Departamento de Ciências da Saúde, pela oportunidade que me foi oferecida no sentido de realizar esse curso.

Ao amigo Wolney Lisboa Conde, pela preciosa e competente ajuda durante a fase de análise estatística dos dados.

Desejo agradecer ainda à Secretaria Estadual de Saúde e Saneamento do Acre e à CAPES todo o apoio e auxílio recebidos durante realização desse curso.

Resumo.

Um estudo sobre a mortalidade infantil em Rio Branco, Acre, foi realizado a partir da coorte de nascidos vivos do ano de 1997, filhos de mães residentes e cujos partos tenham ocorrido dentro do próprio Município. Os principais objetivos do estudo visaram descrever a coorte de nascidos vivos segundo as principais variáveis constantes da Declaração de Nascido Vivo, bem como a descrição dos óbitos de menores de um ano oriundos dessa coorte, segundo o sexo, a idade ao morrer e as principais causas de morte. Foram ainda analisadas, do ponto de vista estatístico, quais das variáveis constantes da Declaração estariam atuando como fator de risco para a mortalidade infantil. Com relação aos nascidos vivos observou-se uma elevada ocorrência de partos hospitalares, de cerca de 99,00%, sendo que 73,26% deles por via natural, além de uma supremacia de nascimentos do sexo masculino sobre o feminino. O percentual de peso baixo ao nascer ficou próximo aos 7,50% do total de nascimentos.

No tocante aos óbitos notou-se prevalência maior entre os meninos, tendo a maioria deles ocorrido no período neonatal precoce, que atingiu 53,95% do total dos óbitos. Dentre as causas básicas selecionadas observou-se com relação aos óbitos neonatais uma predominância das causas perinatais, seguidas pelas anomalias congênitas e pelas afecções de natureza infecciosa, sendo que para o período pós-neonatal prevaleceram as infecções.

A análise dos fatores de risco revelou associações estatisticamente significativas entre o óbito e o peso ao nascer, a duração da gestação, o tipo de gestação, a condição da gestação, o número de consultas de pré-natal, a escolaridade materna e o sexo, sendo que as associações com o tipo de parto, a paridade e a idade maternas não foram estatisticamente significativas.

Summary.

A study on infant mortality in Rio Branco – Acre – Brasil was done with the live childbirths of 1997, with residing mothers whose childbirths took place within the city's limits. The main goals of the research were to cover the cohort of living childbirths, according to the constant variables of the living childbirths declaration, as well as the drawing up of the minor's deaths as of one year old from this cohort, according to sex, death age and main causes of death.

Further studies, from a statistic point of view, covered wich of the constant variables of the declaration would be acting as a risk factor to infant mortality. Concerning living childbirths, a high rate of hospital deliveries was observed, about 99.00%, with 73.26% for natural birth rate and a supremacy of male births over female births. Low weight percentage at birth was around 7.50% on total births.

Concernig deaths, a higher figure among male children was noted. Most of them having occurred in the precocious neonatal period, reaching 53.95% on total deaths. Among the basic causes selected, perinatal causes predominated among the neonatal deaths, followed by congenital anomalies and by natural infections: for the post-neonatal period, the infections prevailed.

The study of risks factors showed associations statistically significative between death and weight at birth, pregnancy duration, type of pregnancy, condition of pregnancy, number of prenatal visits, mathernal schooling and sex. Associations with type of delivery, parity and mathernal age were not statistically significative.

Índice	Página
1 – Histórico do registro dos fatos vitais.	02
2 – Importância das estatísticas de mortalidade.	06
A mortalidade infantil.	08
3 – Os Sistemas SIM e SINASC.	14
4 – O processo de <i>linkage</i>.	17
5 – Objetivos.	22
6 – Material e método.	23
6.1 – Descrição da área de estudo.	23
6.2 – Delineamento do estudo.	25
6.3 – População de estudo e período de abrangência.	26
6.4 – Fontes de dados e coleta de material.	26
6.4.1 – Nascidos vivos.	26
6.4.2 – Óbitos de menores de um ano.	27
6.5 – As variáveis.	28
6.5.1 – Relativas à coorte de nascidos vivos.	28
6.5.2 – Relativas aos óbitos de menores de um ano.	30
6.5.3 – Relativas aos fatores de risco.	30
6.6 – O método de tabalho.	31
7 – Definições.	40
8 – Resultados e discussão.	42

8.1 – A coorte de nascidos vivos.	42
8.1.1 – As características segundo o sexo e o local de nascimento.	44
8.1.2 – A duração da gestação.	46
8.1.3 – O tipo de gestação.	48
8.1.4 – O tipo de parto.	50
8.1.5 – A idade materna.	53
8.1.6 – A escolaridade materna.	56
8.1.7 – O peso ao nascer.	58
8.1.8 – A paridade.	69
8.1.9 – O número de consultas de pré-natal.	72
8.1.10 – A condição da internação.	74
8.2 – Avaliação do preenchimento da Declaração de Nascido Vivo.	76
8.3 – Os óbitos de menores de um ano	81
8.4 – As causas informadas de morte.	90
8.5 – As causas básicas de morte.	97
8.6 – A probabilidade de morte e a análise dos fatores de risco.	109
8.6.1 – A probabilidade de morte.	109
8.6.2 – A análise dos fatores de risco.	113
8.6.3 – A análise de regressão logística.	131
8 – Considerações finais.	136
9 – Conclusões.	140
10 – Sugestões.	141
11 – Bibliografia.	142

1 - Histórico dos registros dos fatos vitais.

A preocupação com a coleta de informações sobre estatísticas vitais remonta à Antigüidade, onde gregos e romanos a utilizavam para fins militares (Mello Jorge, 1990), sendo que Alderson (1988) relatou a existência, por volta do ano 720 DC, de um sistema de registro de nascimentos, casamentos e óbitos em alguns locais do Japão. Prescott, citado por Mello Jorge (1990), faz referência no Manual de Métodos de Estadísticas Vitales, datado de 1955, a um processo rudimentar de controle de nascimentos e óbitos atribuído aos antigos Incas, no Peru, realizado por meio de nós confeccionados em cordões coloridos denominados “quipus”, onde tipos diferentes de nós representavam os nascimentos e os óbitos.

Silveira e Laurenti (1973), Rimm e col. (1980) e Alderson (1988) consideraram que o registro de fatos vitais surgiu na Espanha, por determinação do Cardeal Arcebispo de Toledo, exemplo que logo foi seguido pela Inglaterra em 1538, pela França em 1539, pela Suécia em 1608, pelo Canadá em 1610, pela Finlândia em 1628 e pela Dinamarca em 1646 (Silveira e Laurenti, 1973; Alderson, 1988).

A Europa do final do século XVI e início do século XVII testemunhou o surgimento da preocupação com o cálculo da força ativa da população (Foucault, 1993), a partir de iniciativas surgidas na Inglaterra, França e Áustria, que criaram estatísticas de nascimentos e óbitos, muito embora esses países não demonstrassem, naquele momento, qualquer preocupação com a tomada de medidas organizadas e efetivas de intervenção no sentido de viabilizar a melhoria dos níveis de saúde da comunidade.

A concepção do uso desses dados como base para o desencadeamento de ações de saúde pública, entretanto, surgiu apenas há aproximadamente 600 anos, na Europa,

com a emergência do pensamento científico que ocorreu durante a Renascença (Declich e Carter, 1994), de modo que no início do século XVI numerosas cidades européias realizavam o registro dos eventos vitais. Fundamentado nessa concepção, William Petty, um médico, economista e cientista inglês, idealizou a denominada aritmética política, que foi definida como a arte de raciocinar os diferentes assuntos do Estado tendo como base os números (Waldman, 1991). De acordo com o pensamento de Petty, a importância da saúde da população era fator preponderante para o poder e a opulência do Estado, pelo que propunha fosse realizada a coleta de informações referentes à composição populacional, à educação, à saúde e às rendas, posto que suas análises poderiam trazer luz às questões de interesse nacional (Cox, 1970; Waldman, 1991).

Coube a John Graunt, entretanto, o crédito do pioneirismo na descrição do uso de um método numérico com propostas para o monitoramento em saúde pública, a partir dos estudos sobre mortalidade que desenvolveu no ano de 1662, na Inglaterra, com base na análise detalhada dos Boletins de Mortalidade da Cidade de Londres (Cox, 1970; Laurenti e Silveira, 1976; Alderson, 1988; Berkelman e Buehler, 1991; Laurenti, 1992 e Lilienfeld, 1994). Nesse estudo John Graunt demonstrou a regularidade de determinados fenômenos vitais e sociais, como a predominância de óbitos em indivíduos do sexo masculino e a sazonalidade das taxas de mortalidade, o que veio caracterizar a importância das estatísticas vitais, além do que, pela primeira vez, foi realizada a estimativa populacional da cidade de Londres, além da contagem dos óbitos por causas específicas (Declich e Carter, 1994). Lancaster (1990), citando o trabalho de Graunt com base nos Boletins de Mortalidade de Londres, a ele referiu-se como o autor do primeiro grande estudo estatístico em mortalidade.

Constata-se divergência entre autores no tocante à origem dos Boletins. Lancaster (1990) localizou-a no ano de 1517, a partir de uma iniciativa do rei Henrique VIII,

que neles vislumbrou uma forma de alertar a população sobre o aumento de incidência da peste. Nesse contexto, seu primeiro número teria sido publicado em 1518. Já para Declih e Carter (1994), o primeiro Boletim, elaborado por autor desconhecido, foi publicado em 1532.

Os dados destinados à elaboração dos Boletins eram coletados semanalmente e remetidos por cada paróquia à Companhia dos Escreventes Paroquiais, órgão da Igreja responsável pela consolidação e divulgação dos dados para cada ano, encerrado sempre na quinta feira que antecedia o Natal (Lancaster, 1990; Declih e Carter, 1994).

Essa foi uma época de dificuldades uma vez que a coleta das informações, de responsabilidade da Igreja e sem qualquer participação do Estado, era realizada de forma independente por cada paróquia, sem qualquer sistematização, além de não receber a adesão de outras seitas religiosas, o que repercutia na fidedignidade dos dados em seus aspectos qualitativos e quantitativos (Mello Jorge, 1990). Em que pese a existência dos inconvenientes apontados, Oliver (1988), ao realizar um estudo sobre a mortalidade infantil em Guadalajara, México, no período de 1800 a 1850, tendo como base os registros de três paróquias da cidade (Dulce Nombre de Jesús, Santuario de Guadalupe e Sagrario Metropolitano), encontrou uma proporção de sub-registro não tão significativa que pudesse invalidar o uso desses arquivos como fonte de informações para a demografia histórica. As taxas brutas de mortalidade infantil calculadas para o período posterior a 1830, tornaram bastante aceitáveis os dados disponíveis, sendo a riqueza de informações desses assentamentos de tal ordem, que permitiu inclusive a determinação dos coeficientes de mortalidade perinatal, neonatal e pós-neonatal.

Pertence a William Farr, no entanto, a primazia de ter desenvolvido, na Inglaterra, um verdadeiro sistema de estatística vital, a partir de sua designação, em 1839, para a direção do *Compiler Abstracts of General Register Office*. Considerado por muitos como o criador do moderno conceito de vigilância (Langmuir, 1976; Thacker e Berkelman, 1988;

Declich e Carter, 1994), Farr vislumbrou a importância dos fatos vitais representados pelos nascimentos e pelos óbitos para o desenvolvimento da epidemiologia, além de estudar os diversos aspectos sociais relacionados com a saúde do indivíduo, tais como: mortalidade-saneamento ambiental, mortalidade-situação econômica, mortalidade segundo o sexo e ainda, as relações entre nascimentos e óbitos (Mello Jorge, 1990; Breihl, 1991). O trabalho de Farr não tardou a revelar resultados positivos no campo da saúde, o que levou vários países à adoção de seu método (Laurenti e Silveira, 1976). Para Langmuir (1976), outra grande contribuição de Farr para o aprimoramento das condições de saúde da população foi a de criar um sistema de coleta, análise e divulgação de estatísticas vitais, utilizando-se de um instrumento dinâmico para alcançar tal objetivo. Laurenti (1992) apontou William Farr como o grande impulsionador das estatísticas de mortalidade.

No Brasil, o primeiro ato sobre a regulamentação da coleta de informações vitais data de 1814, no qual o governo proibia a realização de sepultamentos em território nacional sem a correspondente declaração de óbito fornecida pelo médico, sendo criada em 1870 uma Diretoria Geral de Estatística cuja finalidade era trabalhar dados de nascimentos, casamentos e óbitos. Em 1888 o estado assumiu a obrigatoriedade dos registros civis com a publicação do Decreto Nº 9.886, de sete de março. O decreto Nº 4.857, de 9 de novembro de 1939, disciplinou os registros públicos no Brasil. Em 1973 foi sancionada a Lei 6.015, de 31 de dezembro, que entrando em vigor em 1º de janeiro de 1975 dispôs sobre os registros públicos no Brasil (Laurenti e Silveira, 1976; Mello Jorge, 1990).

2 – Importância das estatísticas de mortalidade.

As estatísticas de mortalidade representam um instrumento de grande valor para os estudos epidemiológicos (Laurenti e Mello Jorge, 1993), sejam os descritivos, sejam os analíticos (Alderson, 1988), além de subsidiar as atividades relacionadas ao planejamento, à administração e à avaliação dos serviços de saúde (Escrivão Junior e Lira, 1990; Barata, 1992) e de serem utilizadas como base de cálculo para a determinação de alguns dos mais importantes indicadores de saúde das populações (Goldberg e col., 1979; Laurenti e col., 1987; Almeida Filho e Rouquayrol, 1992), que representam o núcleo dos diagnósticos em saúde infantil (Barros e Victora, 1994). Alderson (1988) considerou que, sendo as estatísticas de mortalidade um produto do sistema legal, elas apresentam a grande vantagem de serem relativamente baratas e completas, se comparadas com as estatísticas de morbidade.

Os estudos de mortalidade podem ainda produzir informações necessárias à adoção de medidas no sentido da prevenção das mortes evitáveis. Para (Lilienfeld, 1994), os epidemiologistas precisam responder a determinadas indagações cruciais a respeito de temas como as principais causas de morte, como elas se comportam em relação aos diversos locais e quais as principais determinantes da morte precoce, no sentido de se determinar os vários agravos à saúde da população e identificar aqueles que podem favorecer a morte precoce. Nesse sentido, Drummond Júnior (1998) defende a estruturação de um sistema de informações de mortalidade que seja mais ágil e descentralizado que o atual, como forma de se estabelecer uma vigilância adequada da morte evitável. Visão semelhante é demonstrada por César (1998), ao observar a importância das estatísticas de mortalidade, dentre outras, como fonte de informação para os diagnósticos de saúde que visam o levantamento de problemas prioritários. Uma vez identificados, esses problemas servirão de base para a

caracterização dos fatores de risco a eles relacionados, o que possibilitará aos serviços de saúde o re-direcionamento de suas atividades, de tal forma que a concentração de seus recursos se estabeleça de modo efetivo sobre os indivíduos pertencentes aos grupos de risco.

Cvijetanovic' (1976) admitiu que o ponto de partida para o planejamento de um programa de controle está no estabelecimento de prioridades com base em cada informação coletada, como as de mortalidade, pois que estas indicam a importância relativa das doenças que incidem sobre os grupos populacionais.

A despeito de algumas deficiências apontadas, as estatísticas de mortalidade encontram-se expandidas em todo o mundo e representam ainda uma das fontes essenciais de dados e, para numerosos países, a base para os estudos epidemiológicos, sendo que no plano da informação elas permitem uma vigilância relativamente eficaz da frequência das doenças cuja mortalidade é significativa.

Mosbech (1976) e Laurenti (1991) enfatizaram a importância das estatísticas de mortalidade, considerando-as como uma das mais valiosas fontes de informação em saúde, além de se constituir no mais tradicional e um dos mais eficientes métodos para a avaliação do estado de saúde das populações (Lucas, 1976; Klinger, 1984; Laurenti, 1991) muito embora não forneçam um quadro completo do fenômeno (San Martín e col., 1990). Lucas (1976) apontou as estatísticas de mortalidade como de grande importância para as atividades desenvolvidas pela vigilância epidemiológica, enquanto Niobey e col. (1990) nelas reconheceram uma valiosa fonte de dados para os diagnósticos de saúde no Brasil.

Shryock e Siegel (1976) e Maletta (1988) listaram diversas finalidades no uso das estatísticas de mortalidade, considerando-as importantes para a determinação da incidência de causas específicas de morte, para a investigação da natureza e locais dos acidentes fatais, para o estabelecimento de programas específicos de saúde, para a avaliação

da eficácia dos serviços de saúde e para o planejamento do controle das doenças e dos agravos relacionados à saúde das populações.

Klinger (1984) considera que estatísticas de mortalidade são, provavelmente, a mais tradicional e a mais eficiente forma de medir o estado de saúde da população e isso é verdadeiro, mesmo considerando-se suas limitações e imprevistos; se elas forem aperfeiçoadas adequadamente, poderão constituir-se em valioso instrumento não somente na descrição de epidemias, mas também no esclarecimento dos diferenciais socioeconômicos da mortalidade.

A mortalidade infantil.

A mortalidade infantil, definida como os óbitos de menores de um ano de idade, representa, ainda hoje, um primordial problema de saúde pública, principalmente nos países em desenvolvimento, nos quais o seu controle é uma meta freqüentemente declarada e um dos alvos da assistência internacional do setor saúde. Telaarolli Junior (1997) acredita que ela não expressa tão somente os aspectos relacionados com a manutenção da saúde, mas, também, a qualidade do atendimento que é dispensado à gestação, ao parto e à infância, além de refletir a ocorrência de doenças, a qualidade e a quantidade de alimento disponível, bem como as condições gerais de saneamento ambiental (principalmente aquelas relacionadas ao abastecimento de água tratada, à rede de esgotos e à coleta de lixo), tendo em vista o importante papel desempenhado por essas condições na composição da mortalidade infantil (Leser e col., 1985).

De tal forma a mortalidade infantil vem preocupando as autoridades de saúde que a sua redução tem sido uma meta estabelecida por inúmeros governos e

organizações internacionais. Dentre as recomendações oriundas da Conferência realizada na cidade do México em 1984, figura a que sugere que os países que apresentam elevada mortalidade infantil promovam a redução de seus coeficientes para menos de 50 óbitos de menores de um ano por mil nascidos vivos, enquanto que nos países com níveis intermediários de mortalidade infantil essa redução atinja menos de 35 óbitos por mil nascidos vivos, até o ano 2000 (Ozek e col., 1996). Apesar disso, esses autores consideraram que os dados atualmente disponíveis revelam que essas metas não serão atingidas por todos e que, na África, somente sete dos 51 países terão conseguido baixos coeficientes nesse período.

O coeficiente de mortalidade infantil encontra-se entre os indicadores de saúde mais utilizados na avaliação do nível de desenvolvimento de uma sociedade (Carlson, 1984; Leser e col., 1985; Guzmán, 1988), sendo determinado com frequência tanto em estudos demográficos como nas estatísticas de saúde. A utilidade do coeficiente de mortalidade infantil reside no fato de que se considera que ele reflita, de forma bastante fiel, as condições de saúde de uma população (Rouquayrol, 1983; Guzmán, 1988), e que a partir de seu estudo é possível deduzir, de algum modo, o impacto produzido pelas políticas de saúde na população infantil (Guzmán, 1988). Visto que dados de mortalidade auxiliam na identificação das diversas condições sociais e econômicas dos grupos populacionais, Cruz (1988) considerou-os de grande importância para os estudos socioeconômicos, sendo que Victora e col. (1994) reforçaram um aspecto que há bastante tempo vem sendo abordado por vários autores, ao afirmar ser o coeficiente de mortalidade infantil um dos melhores indicadores, não apenas da saúde infantil, mas também do grau de desenvolvimento socioeconômico da comunidade. Para Singh e Yu (1995), a mortalidade infantil tem seu papel de importante indicador do estado de saúde de uma população muito bem documentado por pesquisas sociais e biomédicas.

Estudo coordenado pela Divisão de População das Nações Unidas (ONU, 1988) revelou os progressos obtidos na prevenção da mortalidade infantil, que apresentou, para todos os países do mundo, redução em seus níveis a partir de 1950. Ferreira (1989) alerta que esses avanços, embora tenham efetivamente ocorrido, apresentaram-se de forma bastante diferenciada no que se refere aos índices de mortalidade, que mantiveram um ritmo de declínio mais acelerado nos países desenvolvidos, quando comparado aos países em desenvolvimento. A esse respeito, Williams e Jelliffe (1976) estimaram que nos países menos desenvolvidos tecnologicamente, os coeficientes de mortalidade infantil podem atingir valores três a dez vezes maiores que nos países industrializados da Europa e da América do Norte. Para Meirik (1985), a redução da mortalidade infantil, que vem ocorrendo nas décadas recentes em quase todos os países industrializados, traduz o êxito de um processo contínuo iniciado no século passado.

Sappenfield e col. (1987) observaram que embora houvesse ocorrido um declínio geral nos coeficientes de mortalidade neonatal e pós-neonatal nos Estados Unidos, esses coeficientes mantinham-se numa magnitude aproximadamente duas vezes maior entre crianças de raça negra em relação aos grupos de crianças de raça branca.

Singh e Yu (1995), analisando a tendência da mortalidade infantil nos Estados Unidos no período de 1950 a 1991, observaram a ocorrência de constante declínio nos coeficientes de mortalidade neonatal e pós-neonatal, declínio esse mais acentuado no grupo de crianças de raça branca quando comparado aos grupos de crianças de raça negra, de tal modo que as projeções efetuadas para o ano 2010 revelaram que os coeficientes de mortalidade neonatal e pós-neonatal serão bastante superiores entre as crianças negras em relação às brancas, numa razão de 2,47 e 1,68, respectivamente. Além do mais, os autores atentaram para a existência uma maior oscilação dos coeficientes ao longo do tempo nos grupos de crianças

negras, enquanto que nas crianças de raça branca o declínio ocorreu de forma mais homogênea. No tocante aos diferenciais socioeconômicos os autores relataram a presença de coeficientes mais elevados de mortalidade infantil entre as classes de menor renda, quer fossem brancos ou negros, concluindo que o decréscimo da mortalidade infantil nos Estados Unidos não tem se efetivado de modo uniforme considerando-se os diversos subgrupos demográficos e socioeconômicos da população e que a posição internacional relativamente desfavorável que o país ocupa em relação à contenção da mortalidade infantil deve-se, em grande parte, à substancial disparidade existente entre brancos e negros no tocante à sobrevivência das crianças, associada à desigualdade socioeconômica que há longo tempo vem se manifestando no país. A esse respeito Wise (1993) destaca que a mortalidade infantil tem sido encarada tradicionalmente como um reflexo inerente das condições sociais e da desigualdade social, sendo que os coeficientes de mortalidade infantil representam não um simples indicador de saúde, mas a quantificação da tragédia coletiva da população.

No Brasil, estudo de Simões e Monteiro (1995) realizado a partir dos censos demográficos efetuados no período compreendido entre 1940 e 1980 e das pesquisas nacionais por amostragem de domicílios dos anos de 1984 e 1986, em que os autores analisaram a tendência secular e os diferenciais regionais da mortalidade infantil, revelou que, de um modo geral, houve uma tendência de redução dos coeficientes de mortalidade infantil para todas as regiões brasileiras a partir da década de 30, redução essa que se manteve constante ao longo do período, de tal modo que o coeficiente de 158,3 óbitos por mil nascidos vivos observado como média brasileira para o período de 30/40 foi reduzido para 66,9 no período de 76/86. A redução desses coeficientes, muito embora tivesse ocorrido em relação a todas as regiões estudadas, apresentou-se de forma desigual de tal forma que, quando observado o excesso da mortalidade infantil das diversas regiões em relação à Região Sul do País, que foi a que

apresentou menores coeficientes de mortalidade em todos os períodos analisados, a Região Norte participou com uma sobremortalidade de cerca de 17% no período de 76/86, enquanto a Região Nordeste apresentou um excesso de cerca de 140%, no mesmo período. Cabe aqui ressaltar que os dados utilizados pelos autores para a determinação dessa estimativa com relação à Região Norte referente ao período de 76/86 levaram em consideração somente as informações disponíveis para as áreas urbanas da Região, o que pode ter subestimado os coeficientes de mortalidade infantil, nesse período. Os coeficientes de mortalidade infantil estimados para o período 80/90 apresentaram acentuado incremento da sobremortalidade em comparação com a Região Sul, observando-se um excedente da ordem de 66% para o ano de 1990, bastante superior aos 17% anotados no período 76/86.

Em que pese os resultados obtidos por diversos autores e que apontam para o declínio dos coeficientes de mortalidade infantil em quase todos os países do mundo, inclusive no Brasil (Meirik, 1985; ONU, 1988; Duarte, 1992; Simões e Monteiro, 1995; Singh e Yu, 1995; BEMFAM, 1997), a tendência que esse indicador vem assumindo no Estado do Acre não é conhecida, em virtude da inexistência de um estudo sistemático sobre o tema, embora seja observado um declínio da mortalidade infantil na região norte, no período entre 1986 a 1996 (BEMFAM, 1997). Alguns estudos sobre mortalidade infantil, no Estado, têm-se resumido aos efetuados por profissionais ligados às Secretarias Estadual e Municipal de Saúde e por professores e alunos do Departamento de Ciências da Saúde da Universidade Federal do Acre. Trata-se, no entanto, de trabalhos pontuais, que não guardam qualquer relação entre si, o que limita bastante sua utilização no planejamento das ações de saúde.

Nesse contexto, evidencia-se a necessidade da realização de estudos relacionados à mortalidade infantil, que sejam conduzidos de forma sistemática e metódica e que possam esclarecer o comportamento que esse indicador de saúde assume no Acre, com

especial atenção aos principais fatores de risco para a morte no primeiro ano de vida e cujos resultados venham contribuir para a programação das atividades ligadas à assistência à criança no Estado. A opção pelo município de Rio Branco como base geográfica da pesquisa de campo decorre do fato de que, por ser a capital, concentra cerca de 47% da população total do Estado, o maior volume de investimentos na saúde, uma melhor qualidade no tocante à coleta de informações e uma acentuada proporção de partos hospitalares, características estas que podem, seguramente, aumentar a consistência das informações necessárias à consecução dos objetivos propostos.

3 – Os Sistemas SIM e SINASC.

A necessidade de estabelecer procedimento uniforme para todo o País no tocante às informações sobre mortalidade levou o Ministério da Saúde a promover, em novembro de 1975, em Brasília, a Primeira Reunião Nacional sobre Sistemas de Informações em Saúde, contando com a participação de técnicos do próprio Ministério, das Secretarias Estaduais de Saúde, do Ministério da Previdência, da Fundação IBGE e das Universidades, onde, entre outros temas de interesse, foi discutido um modelo para o subsistema de informações sobre mortalidade para o País. Nessa Reunião foram definidos os objetivos, metas e função de cada esfera de poder dentro do Sistema de Informações de Saúde, além de um novo modelo de declaração de óbito e óbito fetal, cuja principal finalidade era a de harmonizar a coleta dos dados de mortalidade em todo o território nacional (Ministério da Saúde, 1985; Mello Jorge, 1990; Laurenti e Mello Jorge, 1993). Esse novo modelo permanece em vigor até o dia de hoje, após sofrer algumas modificações exigidas pela evolução dos estudos de mortalidade no País.

O Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) também surgiu, a exemplo do que ocorreu com o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), da necessidade de se criar, no Brasil, um sistema de informações sobre as características dos nascidos vivos e suas mães, de importância fundamental para a determinação de alguns indicadores de saúde específicos e para uso em diversos estudos epidemiológicos. Muito embora a mesma legislação que regulamentou o registro de óbitos se aplicasse também sobre os nascimentos, a operacionalização do SINASC só veio ocorrer muito posteriormente ao SIM, apesar dos grandes problemas relacionados ao sub-registro de nascimentos, que até então vinha sendo observado em todas as regiões brasileiras.

O processo teve início no ano de 1989 com a realização, em Brasília, do Seminário Nacional sobre Informações, organizado pelo Grupo de Estatísticas Vitais do Ministério da Saúde e no qual foram estabelecidas as bases futuras, normativas e operacionais (Ministério da Saúde, 1996), para a criação de um Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos. Em março de 1990, o documento padrão do Sistema, a Declaração de Nascido Vivo (DN), teve sua distribuição iniciada para todas as Secretarias Estaduais de Saúde, seguida de treinamento sobre o correto preenchimento da mesma, sendo que o modelo atualmente em uso é fruto do esforço conjunto de técnicos da Fundação Nacional de Saúde (Centro Nacional de Epidemiologia) e da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, por intermédio de seu Departamento de Epidemiologia e do Centro Brasileiro para Classificação de Doenças em Português.

A concepção e montagem do SINASC obedeceram a padrões semelhantes aos do SIM, elaborado em 1975. Tendo como ponto de partida um documento básico, a Declaração de Nascido Vivo, padronizada para todo o País, esta deveria ser preenchida nos hospitais, nas unidades de saúde ou nos Cartórios de Registro Civil, dependendo do local de nascimento. A experiência nacional e a observação de sistemas internacionais têm revelado que os registros hospitalares constituem-se a principal fonte de obtenção de dados sobre nascimentos vivos e o significativo aumento de partos hospitalares, no Brasil (cerca de 80% segundo dados relativos ao ano de 1980), poderia significar o advento de informações mais completas e corretas relativas aos nascimentos (Mello Jorge e col., 1992).

A Declaração de Nascido Vivo consiste em um documento previamente numerado, impressa em papel carbonado, em três vias de cores diferentes (primeira via branca, segunda via amarela e terceira via rosa) e que deve ser preenchida para todo nascimento vivo ocorrido em território nacional, seja em ambiente hospitalar, domiciliar ou

em outros locais, podendo o ato de preenchimento ser executado por membro da equipe de assistência ao parto ou ao recém-nascido, ou por outra pessoa designada para tal fim. Na vigência de gestações múltiplas, uma DN deverá ser preenchida para cada produto da concepção (Ministério da Saúde, 1996).

No tocante à sua estrutura, a Declaração de Nascido Vivo está composta por oito blocos contendo informações, algumas definidas por Lei e outras de interesse para a definição do perfil epidemiológico dos nascidos vivos, tais como o peso ao nascer, o índice de Apgar, a duração da gestação, o tipo de gravidez, o tipo de parto, a paridade e número de consultas realizadas no pré-natal, entre outras (Mello Jorge e col., 1992).

4 – O processo de *linkage*.

O *linkage* (literalmente traduzido para o português como ligação) é um processo que consiste na vinculação ou acoplamento de dois ou mais bancos de dados independentes, que possuam entre si variáveis comuns, que permitam a identificação de indivíduos pertencentes aos dois bancos (Almeida, 1995; Almeida e Mello Jorge, 1996).

Para Nurminen e Briggs (1996), a análise *linkage* envolve a aplicação de conhecimento sobre as relações existentes entre a exposição e a resposta, estabelecidos a partir da realização de pesquisas prévias ou disponíveis na literatura. Esses autores consideram que, nesse contexto, é importante enfatizar que a finalidade da análise *linkage* consiste não em descobrir novas associações ou confirmar casos suspeitos, mas sim utilizar os conhecimentos existentes no sentido de avaliar os riscos, identificar as necessidades de intervenção, comparar e avaliar as escolhas e monitorar e avaliar os efeitos de tais ações. Os autores referem ainda que vários métodos estão disponíveis para basear a proposta de *linkage*, dando ênfase, dentre outros, aos estudos ecológicos, aos estudos de séries temporais e aos estudos de risco.

Para Alderson (1988), a idéia de acoplar registros foi no sentido de suprir numa mesma operação, dados sobre uma população definida, de modo a oferecer facilidades para uma pesquisa epidemiológica, além de informações valiosas para o acompanhamento e o planejamento nos serviços de saúde, sendo que o processo não representa um novo conceito, já que foi descrito em detalhes por William Farr em 1861 e muito embora suas idéias em relação ao tema fossem sólidas, a oportunidade de colocá-las em prática não aconteceu senão em meados deste século. O autor destaca, nesse campo, os trabalhos desenvolvidos por Stocks, em 1944, que elaborou a história da saúde de um grupo de indivíduos de todas as

classes e ocupações, envolvendo registros de morbidade, incapacidade, atendimento hospitalar e detalhes da morte; os de Smith, em 1963, que discutiu a ligação automática de registros médicos e vitais; os de Acheson, em 1967, com dados concernentes aos nascimentos domiciliares e hospitalares, às altas hospitalares e aos óbitos da cidade de Oxford e arredores desde 1962; o de 1968, do mesmo autor, que identificou o risco obstétrico em relação ao local do parto, as mortes ocorridas após a alta hospitalar e os recém-nascidos de risco; o de Hobbs, em 1968, que estudou o risco da prematuridade repetida; e o de Haesman, em 1971, que descreveu o progresso representado pelo uso da informática na organização da ligação de registros médicos na Escócia.

Kleinman (1985) argumentou que uma das maiores limitações existentes nas estatísticas de mortalidade dos Estados Unidos consistia na deficiência de uma ligação entre os sistemas nacionais de nascimentos e óbitos e em alguns dos estados americanos onde já ocorria esse acoplamento, os dados eram utilizados em diversas pesquisas epidemiológicas, sendo que Kelsey e col. (1986) relataram a utilização do processo de *linkage* em estudos sobre a possível relação entre o consumo de álcool durante a gravidez e a ocorrência de aborto espontâneo, nos quais os hábitos relativos à ingestão de álcool obtidos por meio de questionários aplicados durante as consultas de pré-natal foram ligados às informações subseqüentes concernentes ao término da gravidez. Atualmente, nos Estados Unidos, a ligação entre os bancos de nascidos vivos e de óbitos é feita por intermédio do número da Declaração de Nascido Vivo, que é o mesmo destinado à Declaração de Óbito. Em anos mais recentes, a utilização do processo de *linkage* foi observada na construção do projeto NIMS (*National Infant Mortality Surveillance*), que permitiu a ligação dos registros dos nascimentos ocorridos no ano de 1980 nos Estados Unidos, com os registros dos óbitos de menores de um ano acontecidos entre 1980 e 1981, tendo por base os dados gerados pelos 50 estados americanos,

pala cidade de Nova York, pelo distrito de Columbia e por Porto Rico (Hogue, 1987). Para Windom (1987), a ligação de registros vitais, seja no âmbito local seja no nacional, não oferece apenas a oportunidade de fornecer dados sobre a mortalidade infantil, mas possibilita também que o Estado possa estender a sua participação em programas específicos como o pré-natal, no sentido de avaliar seu impacto e cobertura.

As informações decorrentes do projeto NIMS têm possibilitado a realização de diversos estudos sobre o comportamento da mortalidade infantil nos Estados Unidos, fundamentados em coortes de nascidos vivos, a saber: o de Allen e col. (1987), que focalizou os diferenciais regionais da mortalidade infantil no ano de 1980, segundo o peso ao nascer; o de Berry e col. (1987), que estudou a mortalidade infantil devida às anomalias congênicas nos anos de 1960 a 1980; o de Buehler e col. (1987a), que analisou a mortalidade infantil nos anos de 1960 a 1980, segundo o peso ao nascer; o de Buehler e col. (1987b), que descreveu a mortalidade infantil em 1980, segundo as causas de morte e o peso ao nascer; o de Friede e col. (1987), relacionando a mortalidade infantil com a maternidade na juventude e o peso baixo ao nascer; o de Marks e col. (1987), que analisou os riscos da mortalidade infantil segundo os Estados americanos; e o de Sappenfield e col. (1987), que estudou os diferenciais da mortalidade neonatal e pós-neonatal segundo a raça, o peso ao nascer e a idade gestacional.

No Brasil podem ser citados os seguintes trabalhos com base na *linkage* dos bancos de dados pertencentes ao SIM e ao SINASC: Souza (1992), em estudo sobre a mortalidade infantil e o sub-registro de nascidos vivos no município de Maringá, Paraná, no ano de 1989; Almeida (1994), em estudo sobre mortalidade neonatal no município de Santo André, em São Paulo; Morais Neto (1996), que estudou a mortalidade infantil no município de Goiânia, Goiás; Pereira, (1997), estudando a distribuição geográfica da mortalidade infantil em Marília, São Paulo; Flores (1999), num estudo sobre as características da mortalidade

neonatal no Estado de São Paulo e Montero (2000), que, com base num estudo de caso controle, estudou a mortalidade neonatal no Município de São Paulo no ano de 1995..

Lambert e Strauss (1987) referiram a existência de diversos estudos epidemiológicos nos quais é enfatizada a importância da análise das várias características maternas e infantis, como o peso ao nascer, a idade gestacional, a paridade e a idade materna. Essas informações obtidas a partir das declarações de óbito são, no entanto, limitadas, segundo o entendimento desses autores. A ligação das declarações de óbito com os certificados de nascimento possibilita, porém, para os autores, a relação de dados derivados das declarações de óbito, como a idade ao morrer e as causas da morte, com aqueles oriundos dos certificados de nascimento, como o peso ao nascer e a idade materna.

A utilização do processo de *linkage* permite que sejam conservadas as vantagens conseguidas com os estudos de coorte classicamente desenhados, atenuando-se as suas desvantagens, dentre outras o elevado custo, a extensa duração do estudo e a perda de indivíduos em consequência das modificações ocorridas na composição dos grupos iniciais, tais como o abandono, a morte por causa diversa da causa de interesse, etc. Com relação a esses aspectos, Almeida e Mello Jorge (1996) consideraram que a possibilidade de realização de estudos sobre mortalidade infantil que se valem da ligação dos sistemas de informações de nascimentos e óbitos, pode permitir uma melhor utilização dos dados existentes nos dois sistemas, a um custo operacional relativamente baixo.

Segundo Nurminen e Briggs (1996) o processo de *linkage* exige a utilização de métodos bem testados, baseados em dados confiáveis e num contexto de conhecimentos bem estabelecidos a respeito das relações entre os fenômenos exposição-efeito. Dessa maneira os resultados da *linkage* seriam conseqüentemente confiáveis e de acordo com os obtidos a partir de estudos mais aprofundados e para os quais a precisão estatística pode ser medida.

Os estudos realizados no Estados Unidos utilizando-se dos bancos de dados de nascimentos e óbitos são facilitados pelo fato de que, há alguns anos, existe na declaração de óbito um campo próprio para a anotação do número da declaração de nascido vivo. No Brasil, como isso ainda não acontece, a vinculação entre os dois bancos de dados não pode ser realizada de forma automática, o que dificulta, porém não inviabiliza, a utilização do método, uma vez que essa vinculação pode ser concretizada a partir de variáveis utilizadas como parâmetros, como a data do nascimento da criança, o sexo, o nome e a residência da mãe, a partir das quais pode-se efetuar o necessário pareamento entre os indivíduos pertencentes aos dois bancos de dados.

A necessidade da confiabilidade dos dados, nos dois sistemas de informação, fundamental para o sucesso dos resultados, constitui-se unanimidade entre os diversos autores consultados. Essa confiabilidade, entretanto, é exigida qualquer que seja a destinação das informações em saúde e tem sido objeto de inúmeras observações na literatura mundial.

5 - Objetivos.

5.1 - Descrever uma coorte de nascidos vivos de mães residentes no município de Rio Branco relativa ao ano de 1997, segundo as principais variáveis constantes na Declaração de Nascido Vivo.

5.2 - Avaliar o preenchimento da Declaração de Nascido Vivo.

5.3 - Descrever os óbitos de menores de um ano ocorridos nessa coorte, segundo as variáveis: sexo, idade ao morrer e as causas informadas da morte.

5.4 - Definir os recém-nascidos de risco dentro dessa coorte, a partir da análise das variáveis constantes da Declaração de Nascido Vivo.

6 – Material e método.

6.1 - Descrição da área de estudo.

O Município de Rio Branco, capital do Estado do Acre, está situado na Mesorregião do Vale do Rio Acre, Microrregião de Rio Branco (Secretaria de Planejamento do Estado do Acre, 1991). Ocupando uma extensão territorial de 9.877,2 km², possui uma população de 252.885 habitantes, de distribuição predominantemente urbana (cerca de 89%), equivalente a 45% da população do Estado, com uma densidade demográfica é de 25,6 hab./km², contra os 3,7 hab./km² de média do Estado (IBGE, 2000).

O clima, quente e úmido, apresenta marcante pluviosidade, o que se constitui em uma das características da região amazônica, com precipitações que variam de 1.750 a 2.750 mm e temperaturas médias anuais situando-se entre os 22 e 26 °C, com umidade relativa do ar variando entre 89 e 90% (Secretaria de Planejamento do Acre, 1993).

Em virtude do intenso movimento migratório no sentido campo-cidade, verificado principalmente durante a década de 80, em decorrência seja do declínio do sistema produtivo rural baseado no extrativismo vegetal (castanha, seringa e madeira), substituído de forma acelerada pela pecuária de corte em caráter extensivo, que por suas características ocupa grandes áreas de terra e absorve pouca mão de obra, seja em virtude do fracasso dos projetos de assentamento do Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária, o habitante rural, sem emprego e sem a posse da terra, deslocou-se para a cidade.

Como resultado, o processo de ocupação do espaço urbano ocorreu de forma desordenada, notadamente por intermédio das invasões de áreas periféricas ao centro urbano, algumas das quais, por se encontrarem em locais sujeitos a alagações, são impróprias para

moradia, estando assim desprovidas da maioria dos benefícios advindos do saneamento urbano, como regular abastecimento de água e coleta de lixo e esgotamento sanitário.

A rede de serviços de saúde conta, em Rio Branco, com nove unidades hospitalares, sendo quatro públicas pertencentes à rede estadual, duas filantrópicas sem finalidades lucrativas cadastradas no Sistema Único de Saúde (SUS) e três particulares sem qualquer tipo de vínculo com o SUS. Cinco dessas unidades fazem atendimento obstétrico (uma pública, duas filantrópicas e duas particulares) e quatro possuem serviço de urgência (duas públicas e duas particulares).

O Município dispõe ainda de onze centros de saúde da rede estadual e dois centros da rede municipal, distribuídos na área urbana, além de diversos postos de saúde localizados na área rural. Nove laboratórios de análises clínicas (sendo dois públicos e sete particulares), cinco serviços de radiologia (dois públicos e três particulares), sete serviços de ultra-sonografia (dois públicos e cinco particulares), além de três serviços de tomografia computadorizada (dois públicos e um particular), completam a rede de auxílio diagnóstico. Cabe ressaltar que apenas as unidades laboratoriais pertencentes à rede pública de serviços encontram-se cadastradas para atendimento à população pelo Sistema Único de Saúde (SUS). Dentre as particulares, apenas um laboratório de análises clínicas, ligado a uma instituição filantrópica, presta esse tipo de atendimento à população beneficiária do SUS, reservado porém aos pacientes hospitalizados.

A distribuição dos recursos humanos do setor saúde também apresenta acentuada concentração no Município de Rio Branco, que dispõe de cerca de 80,7% dos profissionais de nível superior contratados pela Secretaria de Saúde, contra 19,3% de profissionais alocados nos demais municípios do Estado. A municipalização das ações de saúde preconizada pelo SUS, em Rio Branco, ainda não foi plenamente estruturada, de vez

que aspectos de cunho político e operacional vêm retardando o avanço do processo, com o Município desenvolvendo atividades de atenção básica, principalmente por meio dos módulos do Programa de Saúde da Família.

A opção pelo Município de Rio Branco como área de abrangência deste estudo deveu-se ao fato de que o Município concentra, como já referido, aproximadamente 45% da população do Estado e um expressivo percentual dos recursos do setor saúde, tornando-se assim um pólo de referência no tocante à demanda populacional por serviços de saúde mais estruturados e de melhor qualidade. Tal situação propicia uma considerável invasão de nascimentos e óbitos, originada principalmente dos demais municípios que compõem a Mesorregião do Rio Acre, alguns dos quais desmembrados de Rio Branco, como Brasiléia, Epitaciolândia, Assis Brasil, Xapuri, Senador Guimard, Capixaba, Plácido de Castro, Acrelândia, Sena Madureira, Santa Rosa, Manuel Urbano, Bujari e Porto Acre.

Observa-se ainda a existência de demanda proveniente dos vizinhos Estado do Amazonas e da Bolívia, além das Vilas Extrema e Nova Califórnia, que recentemente foram incorporadas ao Estado de Rondônia, mas que permanecem dependentes dos serviços de saúde do Acre, em função da maior proximidade de Rio Branco em relação a Porto Velho.

6.2 – Delineamento do estudo.

Trata-se de um estudo analítico, longitudinal, retrospectivo, do tipo coorte histórica (Kleinbaum e col. 1982; Rouquayrol, 1983; Rothman, 1987; Brownson & Petitti, 1998), ou coorte não concorrente (Rouquayrol, 1983), uma vez que a evolução dos fatos e o desenvolvimento da pesquisa ocorrem em momentos históricos diferentes, de tal modo que a exposição e seus efeitos prováveis evoluem num período anterior à data do início da pesquisa.

6.3 – População de estudo e período de abrangência.

Com relação à construção da coorte de nascidos vivos, a população de estudo foi constituída pelos nascidos vivos no ano de 1997 (1^o de janeiro a 31 de dezembro), filhos de mães residentes em Rio Branco e cujos partos tenham ocorrido no próprio Município. A definição da coorte foi efetuada, portanto, tendo por base o ano e o município de nascimento e o município de residência da mãe.

No tocante à mortalidade infantil, foram incluídos no estudo todos os óbitos de menores de um ano, ocorridos ou não no Município de Rio Branco, relativos aos indivíduos pertencentes à coorte de nascidos vivos de 1997 e abrangendo o período de 1^o de janeiro de 1997 a 30 de dezembro de 1998.

Como forma de se resgatar tanto os nascimentos como os óbitos decorrentes do atraso na notificação, principalmente os de origem domiciliar, a coleta de dados foi estendida, para ambas as populações (nascimentos e óbitos), até dezembro de 1999.

6.4 – Fontes de dados e coleta de material.

6.4.1 – Nascidos vivos.

Os dados relativos aos nascidos vivos foram obtidos a partir das Declarações de Nascido Vivo (DN's), documento básico do Sistema Nacional de Informação de Nascidos Vivos, o SINASC, cuja coleta foi efetuada junto ao Serviço de Estatística e Informações em Saúde, da Secretaria Estadual de Saúde e Saneamento do Estado do Acre, órgão responsável pela consolidação, no plano estadual, das informações referentes ao Sistema e para o qual

convergem as cópias das DN's oriundas da rede hospitalar (nascimentos hospitalares) e dos diversos Cartórios das Serventias de Rio Branco (nascimentos domiciliares), segundo o fluxo preconizado pelo SINASC (Mello Jorge e col., 1992; Ministério da Saúde, 1996).

Pesquisa paralela foi realizada a partir do exame dos livros de anotações das salas de parto, dos berçários e das admissões hospitalares, das cinco unidades hospitalares que dispõem de serviço de obstetria e que foram incluídas neste estudo, a saber: um hospital público estadual, dois hospitais filantrópicos cadastrados no Sistema Único de Saúde e dois hospitais particulares sem qualquer vínculo com o SUS. Essa pesquisa de campo possibilitou que fosse feita a comparação entre as anotações constantes dos diversos campos das DN's oficiais com aquelas constantes dos livros hospitalares, permitindo, na medida do possível, proceder-se à complementação de dados acaso omitidos ou negligenciados por ocasião do preenchimento da DN, no sentido de se assegurar uma melhor qualidade das informações, fundamental para o resultado da pesquisa.

Outra estratégia adotada no sentido de se recuperar o maior número possível de informações relativas aos nascidos vivos consistiu no exame das declarações de perdas fetais, com a finalidade de se identificar, dentre essas, casos em que nascidos vivos foram erroneamente classificados como perdas fetais, o que provocaria um número subestimado de nascidos vivos.

6.4.2 – Óbitos de menores de um ano.

Com relação aos óbitos de menores de um ano, os dados foram coletados das Declarações de Óbito (DO) arquivadas no Serviço de Estatística e Informações em Saúde, setor da Secretaria Estadual de Saúde e Saneamento a quem compete, a exemplo do que

ocorre com o Sistema Nacional de Informação de Nascidos Vivos, o processamento das informações relacionadas ao Sistema de Informações sobre Mortalidade no Estado. Esse procedimento, limitado à Secretaria de Saúde, deveu-se ao fato de que, em estudo em que avaliou o Sistema de Informações sobre Mortalidade no Acre, Freitas (1997) encontrou baixos percentuais de sub-registro (6,8%) e de sub-notificação (2,8%) de óbitos, fato que torna confiáveis as informações disponíveis na Secretaria Estadual de Saúde.

Visando a obtenção do maior número possível de informações relativas aos óbitos, foram examinadas todas as Declarações de Óbitos de menores de um ano ocorridos no próprio Município ou fora dele, conforme exposto no item 6.3.

As Declarações de Óbito relativas às perdas fetais foram também objeto de avaliação diante da possibilidade, anteriormente comentada, de que nascidos vivos tenham sido erroneamente identificados como perdas fetais ou ainda, que no momento do preenchimento da Declaração de Óbito tenha sido assinalado nesta o óbito como fetal em vez de não fetal, fatos esses que induziriam a superestimação das perdas fetais e a subestimação dos óbitos neonatais. Essa avaliação foi procedida tendo-se por base os livros de registro dos hospitais e o exame das DO's, em seus itens tipo de óbito, nome do falecido, idade ao morrer (muito embora esta seja omitida nos casos de perdas fetais) e morte do feto em relação ao parto.

6.5 – As variáveis.

6.5.1 – Relativas à coorte de nascidos vivos.

Na descrição desta coorte foram estudadas as principais variáveis da DN.

Com relação às variáveis local do nascimento, sexo, índice de Apgar, duração da gestação, tipo de gestação, tipo de parto, número de consultas de pré-natal, grau de instrução materna e número de filhos tidos, foram mantidas, num primeiro momento, as mesmas estruturas adotadas pelo Ministério da Saúde no processamento das informações do SINASC e anualmente divulgada para todo o País. A variável peso, neste estudo, obedeceu ao critério adotado pela Assembleia Mundial de Saúde por meio das Resoluções WHA20.19 e WHA43.24 (OMS, 1993), a saber:

Peso extremamente baixo – até 999 gramas.

Peso muito baixo – entre 1.000 e 1.499 gramas.

Peso baixo – entre 1.500 e 2.499 gramas.

Peso normal ou adequado – entre 2.500 e 3.999 gramas.

Peso alto ou elevado – 4.000 gramas e mais.

A variável idade materna foi estudada segundo as seguintes categorias:

Muito jovens – menores de 15 anos.

Jovens – idade entre 15 e 19 anos.

Idade ótima – entre 20 e 34 anos.

Idade madura – 35 anos e mais.

As variáveis data do nascimento, nome da mãe e endereço de residência da mãe foram utilizadas neste estudo apenas como base para a definição da coorte de nascidos vivos e para estabelecer o pareamento das Declarações de Nascido Vivo com as de Óbito.

Além das variáveis constantes da DN, uma outra variável, relativa ao tipo de financiamento do parto, foi incluída neste estudo, com a seguinte categorização:

Hospital público (cadastrado no SUS).

Hospital filantrópico (conveniado com o SUS e outros convênios).

Hospital privado (atendimento a outros convênios, sem vínculo com o SUS).

6.5.2 – Relativas aos óbitos de menores de um ano.

Com relação aos óbitos, foram as seguintes as variáveis consideradas de interesse para os objetivos do estudo:

Idade ao morrer (item 9 da DO), categorizada segundo adaptação que tem por base as recomendações emanadas pela Organização Mundial de Saúde (OMS, 1985), para estatísticas de mortalidade infantil, com divisão em três períodos, o neonatal precoce, o neonatal tardio e o pós-neonatal, segundo a seguinte categorização:

< 24 horas (primeiro dia de vida).

1 a 6 dias, dia a dia, do segundo ao sétimo dias.

7 a 27 dias (período neonatal tardio).

28 dias a 11 meses e 29 dias (período pós-neonatal).

Local da ocorrência (item 10 da DO), categorizada em:

Hospital.

Domicílio.

Outros.

Causas do óbito (itens 35 e 36 da DO), que foram distribuídas segundo a Lista de Categorias de Três Caracteres, da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde, em sua Décima Revisão – CID10 (OMS, 1993).

6.5.3 – Relativas aos fatores de risco.

As variáveis existentes na Declaração de Nascido Vivo, submetidas à análise estatística visando identificar os fatores de risco para o óbito de menores de um ano, objeto de interesse deste estudo, foram selecionadas obedecendo aos critérios de importância e de representatividade, esta última traduzida em termos dos percentuais de preenchimento obtidos para cada conjunto de variáveis presentes na DN. Sob essa perspectiva, foram excluídas da análise a raça e o índice de Apgar, que embora se constitua elemento de grande valor na determinação da vitalidade do recém-nascido, deixou de ser considerada em virtude do baixo percentual de preenchimento observado, mormente no primeiro minuto de vida. A esse respeito, Mello Jorge e col. (1992) alertaram que a prática tem demonstrado que algumas variáveis importantes têm seu preenchimento freqüentemente negligenciado, a exemplo do que ocorre com o índice de Apgar, principalmente o do primeiro minuto, e o número de consultas de pré-natal. Além disso, o número de consultas realizadas pela mãe durante a gestação reveste-se de dúvidas até para quem fornece a informação, o que pode em muito contribuir para a omissão do preenchimento desse dado.

6.6 – O método de trabalho.

O método utilizado para a consecução dos objetivos consistiu na utilização do processo de *linkage* (ligação), entre os bancos de dados do SIM e do SINASC.

Uma vez que os Sistemas de Informações sobre Nascidos Vivos e de Mortalidade, no Brasil, não estão ligados entre si, duas das variáveis comuns aos dois Sistemas, o sexo e a data do nascimento, serviram de base para a seleção do conjunto de DN's possíveis de pareamento. De posse desse conjunto de DN's e DO's com mesmo sexo e data de nascimento, o nome da mãe foi utilizado para localizar as DN's correspondentes a cada óbito,

segundo método proposto por Almeida (1994). Essa unificação dos dois bancos de dados (*linkage*) originou então duas categorias de análise, os **óbitos**, relativos às DN's e DO's pareadas e os **sobreviventes**, correspondentes às DN's não pareadas (Almeida, 1994).

A verificação do local de residência, para a coorte dos nascidos vivos, foi feita com base nas anotações existentes nos campos 23, 24, 25 e 26 do modelo de DN que se encontrava em vigor à época do levantamento. No tocante aos óbitos de menores de um ano, esta verificação foi efetuada a partir dos itens da Declaração de Óbito destinados à anotação do endereço residencial, do município e do estado de residência habitual do falecido.

Com relação às causas prováveis da morte, anotadas no campo reservado ao atestado médico da Declaração de Óbito, preliminarmente à seleção da causa básica foi realizada a codificação de todos os diagnósticos informados no atestado, de acordo com a Lista da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde, Décima revisão (OMS/CBCD, 1993), então em vigor.

A construção do banco de dados e a análise das variáveis foram realizadas com o auxílio dos programas **Excel 2000**, **Epi-Info 6.04**, **STATA** e **SCB**.

Num primeiro momento, foi procedido um exame do banco de dados eletrônico do SINASC referente ao ano de 1997, disponível na Secretaria Estadual de Saúde. Chamou atenção a presença de erros e omissões no preenchimento das DN's, que comprometiam a qualidade das informações, principalmente no tocante ao endereço da mãe, informação fundamental para o sucesso do estudo, tendo em vista os objetivos traçados.

De posse de todas as vias das DN's referentes a 1997 que se encontravam arquivadas na Secretaria de Saúde, passou-se então à etapa seguinte, que consistiu na comparação entre as anotações existentes nas Declarações com as anotações existentes nos livros de registros hospitalares. Essa etapa foi concluída com a construção de um banco de

dados manuscrito onde estavam presentes todas as DN's, nas quais as complementações e as correções possíveis e necessárias haviam sido realizadas, com base nos resultados da pesquisa de campo. No momento seguinte foram construídos dois bancos de dados eletrônicos, utilizando-se para tanto do programa **Excel 2000**; no primeiro foram incluídos todos os dados relativos apenas às DN's de filhos de mães residentes em Rio Branco, excluídos portanto os dados das DN's de não residentes. No segundo banco, comum a nascimentos e óbitos, foram incluídos apenas os nomes das mães dos recém-nascidos residentes em Rio Branco e os nomes das mães dos que foram a óbito no primeiro ano de vida.

A partir do banco comum entre nascimentos e óbitos verificou-se a possibilidade do pareamento entre as Declarações de Nascidos Vivos e as Declarações de Óbitos de menores de um ano, utilizando-se para tal a função *correspondência* contida no programa, que fornece a posição relativa de um elemento em uma matriz que coincide com um valor especificado. Essa função utiliza como sintaxe um *valor procurado*, que é o valor que se deseja coincidir com a matriz procurada e que pode ser um texto, um número ou um valor lógico; uma *matriz procurada*, constituída por um intervalo contíguo de células que contêm valores possíveis de procura; um *tipo correspondência*, representado pelos números 1, 0 ou -1. A função *correspondência* exibe a posição do *valor* coincidente em *matriz procurada* e não o *valor* propriamente dito. Se por acaso a função não localizar um valor que seja coincidente, uma mensagem de erro é então fornecida.

No presente estudo, a *matriz procurada* consistiu na relação obtida das Declarações de Nascidos Vivos, *valor procurado* a relação proveniente das Declarações de Óbitos de menores de um ano, tendo por base o nome da mãe e, finalmente, *tipo correspondência* o número 0, que localiza o primeiro valor exatamente igual a *valor procurado* e permite que *matriz procurada* seja posicionada em qualquer ordem.

De posse das coincidências assim obtidas, foi realizado então o pareamento manual entre as Declarações de Nascidos Vivos e as Declarações de Óbitos.

Depois de concluído o processo de pareamento, o banco de dados do **Excel 2000** contendo as informações sobre os nascidos vivos, foi complementado com a inclusão dos dados presença ou ausência de óbito, sendo este então importado para o **Epi-Info 6.04**, programa utilizado na análise dos dados em termos de Risco Relativo e qui-quadrado, duas importantes medidas nos estudos de coorte, bem como para a elaboração das tabelas de contingência das variáveis que foram submetidas à análise de Regressão Logística. Na elaboração desse banco foram excluídos, para fins de análise dos fatores de risco, os 15 casos correspondentes aos óbitos não pareados, por não disporem das respectivas DN's, sendo mantidos apenas para a determinação das probabilidades de morte ajustadas e para a descrição das causas de morte.

Com o auxílio do **Epi-Info 6.04** foram determinadas todas as frequências referentes a cada variável objeto de estudo, no sentido de obter-se uma visão geral do número de observações contido em cada grupo de variáveis a ser analisado. Esse procedimento é de suma importância na definição de cada categoria de análise, de vez que possibilita uma melhor distribuição das observações dentro das diversas categorias a serem criadas visando à análise de Regressão Logística, além de possibilitar a definição dos pontos de corte e o contorno de situações em que a ocorrência de baixa frequência, em qualquer das células da tabela de contingência, possa inviabilizar a análise do qui-quadrado.

A etapa seguinte consistiu na construção das tabelas de contingência referentes a cada associação entre a variável dependente e as independentes, observados o referencial teórico relacionado com a mortalidade infantil e o procedimento estatístico, conforme exposto no parágrafo anterior. Em seguida foi efetuada a análise das variáveis em

termos de Risco Relativo e do qui-quadrado, utilizando-se nesse processo um nível de significância de 5% ($p < 0,05$).

Selecionadas as variáveis, foi então procedida à redefinição de algumas das categorias, em função do comportamento observado na análise preliminar. Assim, a duração da gestação ficou distribuída em três categorias, de 22 a 27 semanas, de 28 a 36 semanas e de 37 semanas e mais de gestação, ficando a categoria de idade igual ou superior a 42 semanas, a de pós-termo, incluída na categoria imediatamente anterior, a de termo, em virtude da presença de apenas um óbito entre os nascidos de pós-termo.

Igual procedimento foi adotado em relação às variáveis tipo de parto e tipo da gestação, inicialmente distribuídas também em três categorias. Para o tipo de parto tinha-se o natural, o cesáreo e o fórceps. Como a categoria fórceps apresentou apenas quatro observações e sem a presença de óbitos entre eles, optou-se por sua exclusão, permanecendo a natural e a cesárea. Quanto ao tipo da gestação, inicialmente categorizada em única, dupla e três ou mais, foi reduzida a duas, única e múltipla, resultante da união com a categoria das gestações duplas, de vez que a categoria três e mais apresentou uma única observação.

O número de consultas de pré-natal foi categorizado segundo sua disposição na Declaração, em nenhuma consulta realizada, até 6 consultas e acima de 6. A escolaridade materna, com cinco categorias iniciais, nenhuma escolaridade, primeiro grau incompleto, primeiro grau completo, segundo grau e superior, foi transformada em três categorias para fins de análise de regressão logística, a da nenhuma escolaridade, a do primeiro grau incompleto e a que reuniu mães com o primeiro grau completo, com o segundo grau e com nível superior. Esse procedimento decorreu do fato de que a análise prévia realizada entre as diversas categorias de escolaridade, tomando-se como referência o nível superior, resultou em que as categorias nenhuma escolaridade e primeiro grau incompleto apresentaram comportamento

semelhante e que a categoria do primeiro grau completo, isoladamente, não apresentou associação estatisticamente significativa ($p= 0,567$). Quando associada com as categorias nenhuma escolaridade e primeiro grau incompleto, a categoria primeiro grau completo assemelhou-se muito mais ao segundo grau e ao nível superior, motivo pelo qual foi incluída nas duas categorias mais elevadas de escolaridade. Já a união das categorias segundo grau e superior deveu-se a que, nessa última, a não ocorrência de óbitos resultou na presença de célula vazia na tabela de contingência.

A idade materna, inicialmente disposta em quatro categorias, a das mães com idade inferior a 15 anos, entre 15 e 19, 20 e 34 e 35 anos e mais, foi redefinida em três novas categorias; até 19 anos, 20 a 34 e 35 anos e mais. A paridade foi categorizada em nenhum filho tido (nulíparas), 1 a 3 filhos e 4 e mais (múltiparas).

Em relação à condição da internação, havia de início as mães usuárias do Sistema Único de Saúde, formando a categoria denominada SUS, as mães internadas na condição de particular e as beneficiárias de convênio de saúde. Como na categoria particular ocorreram apenas três óbitos e na categoria convênio somente um, as duas foram reunidas numa única categoria, não SUS, de vez que a análise a que foram submetidas separadamente com a categoria SUS mostrou resultados muito semelhantes. A despeito dessa reordenação, ainda persistiu, na nova categoria criada, célula na tabela com baixa frequência de observações, correspondente aos óbitos entre particulares e convênios.

De posse das variáveis selecionadas, efetuou-se inicialmente a construção de modelos de Regressão Logística simples, associando-se cada uma das variáveis independentes de interesse para o estudo e a variável dependente óbito. Esse procedimento objetivou a seleção das variáveis a serem incluídas no modelo múltiplo, baseada nos valores da função de máxima verossimilhança. Feito isso, procedeu-se a seguir a construção do modelo de

Regressão Logística múltipla, com as variáveis sendo introduzidas e testadas individualmente no modelo segundo uma ordem crescente dos valores de máxima verossimilhança fornecidos pelos modelos de análise simples, técnica essa denominada *stepwise forward selection*.

A aplicação, neste estudo, dos modelos de Regressão Logística, utilizados com o auxílio do programa **STATA**, prendeu-se ao fato de que este é um método estatístico desenvolvido para analisar dados epidemiológicos em que a variável dependente ou resposta é dicotômica, tendo por finalidade estabelecer as relações entre uma ou mais variáveis independentes, ditas de exposição ou explicativas e o efeito ou doença (Kleinbaum, 1994), apropriado, portanto, para descrever as relações entre a variável dependente, dicotômica, o óbito e as variáveis independentes ou explicativas contidas na Declaração de Nascido Vivo, e que poderiam atuar como fatores de risco para a mortalidade de menores de um ano.

O modelo de Regressão Logística múltipla foi utilizado para a identificação de quais, dentre as variáveis contidas na DN e consideradas como fatores de risco, atuariam como as principais preditoras para a mortalidade infantil.

A análise estatística prende-se ao fato de que, segundo Kelsey e col. (1986), uma proposta importante nos estudos epidemiológicos analíticos consiste não apenas identificar fatores de risco, mas sim quantificar a magnitude do efeito desses fatores sobre o agravo ou doença. No âmbito deste estudo a análise estatística dos dados foi realizada visando à obtenção de medidas em termos de:

Estimativa da probabilidade de morte: calculada em relação aos óbitos de menores de um ano, aos óbitos do período neonatal precoce e neonatal tardio e aos óbitos do período pós-neonatal, segundo as seguintes equações (Buehler e col., 1987; Almeida, 1994):

Probabilidade de morte neonatal precoce:

$$\hat{q} = \frac{\text{Óbitos} < 7 \text{ dias}}{NV}$$

Probabilidade de morte neonatal tardia:

$$\hat{q} = \frac{\text{Óbitos } 7 \text{ a } 27 \text{ dias}}{NV - \text{Óbitos} < 7 \text{ dias}}$$

Probabilidade de morte neonatal ou infantil precoce:

$$\hat{q} = \frac{\text{Óbitos} < 28 \text{ dias}}{NV}$$

Probabilidade de morte pós-neonatal:

$$\hat{q} = \frac{\text{Óbitos } 28 \text{ dias a } < 1 \text{ ano}}{NV - \text{Óbitos} < 28 \text{ dias}}$$

Probabilidade de morte infantil:

$$\hat{q} = \frac{\text{Óbitos} < 1 \text{ ano}}{NV}$$

Onde $\hat{q}$ é a probabilidade estimada de morte e os óbitos e os nascidos

vivos tomados em relação ao período considerado e NV os nascidos vivos.

Estimativa do Risco Relativo: ou Razão de Risco, utilizada nos estudos de coorte com a finalidade de se avaliar a importância da exposição aos fatores de risco em estudo (Kelsey e col., 1986; Kleinbaum e col., 1982), cuja fórmula matemática é:

$$RR = \frac{\hat{q}_E}{\hat{q}_{\bar{E}}}$$

onde: **RR** = estimativa do risco relativo.

$\hat{q}_E$ = probabilidade estimada de morte entre os expostos.

$\hat{q}_{\bar{E}}$ = probabilidade estimada de morte entre os não expostos.

No tocante à causa da morte informada no Atestado Médico da Declaração de Óbito, sua codificação foi realizada com o auxílio do **SCB** (Seleção da Causa Básica), programa para microcomputador desenvolvido em 1993 pelo Centro Colaborador da OMS para a Classificação de Doenças em Português, em conjunto com o Departamento de Informática da Fundação Nacional de Saúde, do Ministério da Saúde. A partir da introdução dos dados sobre as afecções informadas no atestado médico, além do sexo e da idade, o programa fornece o código e a descrição da causa básica (Santo e Pinheiro, 1995), inclusive a regra utilizada para a seleção. A escolha do **SCB** deve-se ao elevado grau de acerto obtido com o programa que, em testes iniciais realizados, atingiu o percentual de 98,83% de acertos (Santo e Pinheiro, 1995), difícil de ser alcançado quando o processo de seleção da causa básica é realizado manualmente.

Procurou-se assegurar os aspectos éticos deste trabalho por meio da não divulgação de qualquer informação que pudesse expor pessoas ou instituições envolvidas e pela preservação do caráter confidencial das informações contidas no atestado médico da DO.

7 – Definições.

Algumas das definições que apóiam o presente estudo foram adotadas pela Assembléia Mundial da Saúde (OMS, 1994), a saber:

Nascimento vivo: “é a expulsão ou extração completa do corpo da mãe, independentemente da duração da gravidez, de um produto da concepção que, depois da separação, respire ou apresente qualquer sinal de vida, como batimentos do coração, pulsações do cordão umbilical ou movimentos efetivos dos músculos da contração voluntária, estando ou não cortado o cordão umbilical e estando ou não desprendida a placenta”.

Óbito fetal: “é a morte de um produto da concepção, antes da expulsão ou extração completa do corpo da mãe, independentemente da duração da gravidez; indica o óbito o fato do feto, depois da separação, não respirar nem apresentar nenhum outro sinal de vida, como batimentos do coração, pulsações do cordão umbilical ou movimentos efetivos dos músculos da contração voluntária”.

Peso extremamente baixo ao nascer: menos de 1.000 gramas (até 999 gramas, inclusive).

Peso muito baixo ao nascer: entre 1.000 e menos de 1.500 gramas (até 1.499 gramas, inclusive).

Peso baixo ao nascer: entre 1.500 e menos de 2.500 gramas (até 2.499 gramas, inclusive).

Peso normal ao nascer: entre 2.500 e menos de 4.000 gramas (até 3.999 gramas, inclusive).

Peso elevado ao nascer: 4.000 gramas e mais.

Idade gestacional: “medida a partir do primeiro dia do último período menstrual normal. A idade gestacional é expressa em dias ou semanas”.

Recém nascido de pré-termo: menos de 37 semanas completas (menos de 259 dias) de gestação.

Recém nascido de termo: de 37 semanas completas a menos de 42 semanas completas (259 a 293 dias de gestação).

Recém nascido de pós-termo: 42 semanas completas ou mais (294 dias ou mais) de gestação.

Mortalidade neonatal ou infantil precoce: óbitos de crianças ocorridos nos primeiros 28 dias de vida.

Mortalidade neonatal precoce: óbitos de crianças ocorridos durante a primeira semana de vida.

Mortalidade pós-neonatal ou infantil tardia: óbitos de crianças ocorridos entre os 28 dias (inclusive) e 1 ano incompleto de vida.

8 – Resultados e discussão.

8.1 – A definição da coorte de nascidos vivos.

O levantamento realizado nas declarações de nascidos vivos, arquivadas no Serviço de Estatística e Informações da Secretaria Estadual de Saúde, permitiu fosse definido inicialmente um número de 8.776 nascimentos ocorridos no Município de Rio Branco no ano de 1997, incluindo hospitais e domicílios.

A pesquisa efetuada nos livros de registro dos hospitais objeto do estudo, possibilitou a exclusão de 1.047 nascimentos de filhos de mães não residentes no Município, em cujas Declarações os endereços maternos haviam sido anotados, equivocadamente, como sendo de Rio Branco, sem que na verdade o fossem. Foram também excluídos 22 nascimentos que tiveram Declarações de Nascido Vivo indevidamente preenchidas, de vez que na verdade se constituíam em perdas fetais.

Por outro lado, foram incluídos na coorte 30 nascidos vivos que foram a óbito nas primeiras horas de vida e que, erroneamente, foram oficialmente considerados perdas fetais, além de 15 nascimentos referentes aos óbitos não pareados, estes últimos de acordo com sugestão proposta por Lambert e Strauss (1987). Estes últimos foram úteis apenas na determinação das probabilidades de morte corrigidas, de vez que se tornou impraticável o resgate das informações relativas ao nascimento.

Desse modo, a coorte de nascidos vivos filhos de mães residentes no Município de Rio Branco no ano de 1997 ficou definida em 7.752 crianças, decorrentes das 1.069 exclusões e das 45 inclusões procedidas no número inicial de 8.776 nascidos vivos, conforme diagrama apresentado abaixo.

As incorreções encontradas no tocante ao uso das definições de nascido vivo e de perda fetal têm se constituído em preocupação demonstrada há algum tempo por diversos autores (Laurenti e col. 1975; Laurenti e col. 1987), de vez que elas podem produzir alterações no conjunto dos nascimentos e dos óbitos, como aqui observado, visto que foi verificada a omissão no preenchimento da respectiva DN para nascidos vivos que evoluíram precocemente para o óbito e que, em decorrência, foram considerados como perdas fetais, resultando com isso na subestimação do número de nascimentos vivos. Esse fato já havia sido apontado por Mello Jorge e col. (1993) e por Almeida (1994), como responsáveis por perda de informações.

Fenômeno inverso foi também encontrado, em que perdas fetais tiveram indevidamente preenchidas as DN's, o que se traduz na prática na superestimação dos nascidos vivos.

Muito embora a pesquisa hospitalar tenha sido de grande utilidade, não cumpriu plenamente os objetivos, de vez que muitas das informações omitidas nas DN's não puderam ser resgatadas dos livros de anotações hospitalares, que se apresentaram, também, com falhas no tocante aos registros.

8.1.1 – As características segundo o sexo e o local de nascimento.

Observou-se a predominância de nascimentos em ambiente hospitalar, que representaram cerca de 99,46% do total (7.710), tendo o restante ocorrido em domicílio (27) e em local não informado (15). A unidade hospitalar com maior participação nesse processo foi o hospital público, onde ocorreram 54,56% dos nascimentos. Em seguida surgiram as duas unidades filantrópicas, que contribuíram com 3.326 dos nascimentos, equivalentes a 42,90% do total do período. A participação dos hospitais particulares esteve limitada a apenas 155 nascimentos, correspondentes a 2,00%, enquanto que os de origem domiciliar e em local não informado, resultaram em apenas 0,55% do total (Tabela 01).

Almeida (1994) e Moraes Neto (1996) também observaram em seus estudos elevados percentuais de nascimentos hospitalares, de 97,70% e 98,90%, respectivamente.

A ocorrência maciça de nascimentos hospitalares é um indicativo de que a oferta de leitos de obstetrícia no município de Rio Branco tem sido adequada, notadamente se for considerada a grande invasão de nascimentos oriunda de municípios próximos, localizados tanto no Estado do Acre quanto nos vizinhos Estados do Amazonas e de Rondônia e em algumas ocasiões da Bolívia. Tanto que os dados oficiais divulgados sobre o ano de 1997 pelo Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, apontam 8.891 nascimentos ocorridos na rede hospitalar de Rio Branco, superior em cerca de 15% aos 7.710 descritos neste estudo.

Esse comentário se justifica em virtude do fato de que, principalmente nas grandes cidades, a oferta inadequada de leitos pode originar uma peregrinação da gestante em busca de atenção por ocasião do parto, o que compromete a qualidade da assistência materno-infantil.

Tabela 01 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo local do nascimento e o sexo.

Local de nascimento	Sexo				Total	
	Masculino		Feminino			
	f	%	f	%	f	%
Hospital 1	2.161	54,66	2.068	54,43	4.229	54,56
Hospital 2	62	1,57	48	1,26	110	1,42
Hospital 3	27	0,68	18	0,47	45	0,58
Hospital 4	1.100	27,83	1.099	28,93	2.199	28,36
Hospital 5	578	14,62	549	14,45	1.127	14,53
Domicílio	16	0,40	11	0,29	27	0,35
Ignorado*	9	0,23	6	0,16	15	0,20
Total	3.953	100,00	3.799	100,00	7.752	100,00

Hospital 1 – Público.
Hospitais 2 e 3 – Particulares, sem vínculo com o SUS.
Hospitais 4 e 5 – Filantrópicos, vinculados ao SUS.
* Relativos aos óbitos não pareados.

Cabe ressaltar o baixo percentual de 0,20% de recém-nascidos cujo sexo não foi informado, coincidente com o percentual médio descrito por Almeida (2000) para a Região Norte em 1997, quando estudou o perfil dos nascimentos no Brasil no período compreendido entre 1994 e 1997.

Observou-se, no âmbito deste estudo, a ocorrência de ligeira predominância de nascimentos de indivíduos do sexo masculino sobre os do sexo feminino, em todos os locais estudados, de tal modo que os percentuais representativos dos sexos foram de 51,00% e 49,00%, respectivamente. Esses valores estão de acordo com observado para outros lugares e, entre nós, foi descrito por Laurenti e col., (1985) e Mello Jorge e col., (1993), que chamaram a atenção sobre a ocorrência de um número maior de nascimentos do sexo masculino. A razão de masculinidade aqui encontrada, da ordem de 1040 meninos para mil meninas, é inferior à razão de 1065 encontrada por Almeida (1994) em estudo sobre a mortalidade neonatal em Santo André, São Paulo, e bastante próxima dos 1045 determinados

por Moraes Neto (1996) ao estudar a mortalidade infantil no Município de Goiânia, Goiás, estudos nos quais os autores desenvolveram método semelhante ao aqui utilizado. Sendo assim, o número de meninos foi cerca de 4,00% maior que o de meninas, ligeiramente inferior, portanto, aos percentuais de 5,00% a 6,00% esperados para os países desenvolvidos (Laurenti e col., 1985) e ao encontrado por Almeida (2000) como média da Região Norte no ano de 1997, que foi de 5,68%.

8.1.2 – A duração da gestação.

A coleta de informações sobre a duração da gestação reveste-se de grande importância para a caracterização dos nascidos vivos, face ao papel desempenhado por ela no crescimento intra-uterino, com sua conseqüente repercussão no peso ao nascer, já que esse crescimento mostra-se mais veloz nas semanas finais da gravidez (Lubchenco e col., 1963).

No tocante à duração da gestação, observou-se que as gestações de termo representaram 95,45% dos nascimentos, enquanto os nascidos de pré-termo e de pós-termo contribuíram com 4,14% e 0,41% respectivamente, não se registrando casos de recém-nascidos com idade gestacional inferior a 22 semanas. Tal fato é normalmente esperado pois, segundo Almeida (2000), como nessa idade gestacional a mortalidade é extremamente elevada, habitualmente os fetos são confundidos com abortos naturais, acontecendo mesmo de nem serem percebidos pelas mães. Mello Jorge e col. (1993) referiram inclusive que não se conhece qualquer relato de sobrevivência de fetos nascidos com idade inferior a 23 semanas. Em todo caso, Almeida (2000) relatou um percentual médio de 0,10%, tanto para a Região Norte quanto para o Estado do Acre, de nascidos vivos cuja idade gestacional foi inferior a 22 semanas.

Tomados isoladamente, cada sexo manteve seus percentuais de ocorrência nos mesmos patamares observados para o total dos nascimentos, com exceção da categoria de 42 semanas e mais de gestação, onde o percentual de recém-nascidos do sexo masculino representou mais que o dobro do percentual do sexo feminino, conforme pode se observar nos dados apresentados na Tabela 02.

Tabela 02 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo a duração da gestação e o sexo.

Duração da gestação (em semanas)	Sexo				Total	
	Masculino		Feminino			
	f	%	f	%	f	%
< 22	–	–	–	–	–	–
22 – 27	91	2,31	80	2,11	171	2,22
28 – 36	78	1,98	70	1,85	148	1,92
37 – 41	3.741	95,14	3.629	95,78	7.370	95,45
≥ 42	22	0,56	10	0,26	32	0,41
Total	3.932	100,00	3.789	100,00	7.721	100,00

$\chi^2_{3GL} = 4,69$ $p > 0,05$
Excluídos 21 nascimentos, 18 sem registro de duração da gestação e 3 sem registro de sexo.

Comparando-se esses resultados com os obtidos por outros autores, notou-se que, no tocante aos nascidos de termo, o percentual aqui encontrado esteve muito próximo, ainda que ligeiramente superior, aos 94,15% descritos por Almeida (1994) para os nascidos vivos de Santo André e aos 93,60% do estudo de Moraes Neto (1996) na cidade de Goiânia. Com relação aos nascidos de pré-termo e de pós-termo os resultados encontrados neste estudo apresentaram-se inferiores aos revelados por Almeida (1994), de 5,35% e 0,50% e por Moraes Neto (1996), de 4,40% e 2,00%, respectivamente.

No entanto, quando comparados estes resultados, com as médias descritas por Almeida (2000) para a Região Norte e para o Estado do Acre no ano de 1997, viu-se que,

em relação aos recém-nascidos vivos com idade da gestação entre 22 e 27 semanas, o percentual médio da Região, de 0,70%, foi muito inferior aos 2,22% aqui encontrados, enquanto o percentual médio do Estado foi de 1,60%. Fenômeno inverso ocorreu com os nascidos vivos com idade de gestação entre 28 e 36 semanas, onde o percentual de 1,92% deste estudo foi cerca de 64,00% do percentual de 5,40% de média da Região Norte e cerca de 80,00% dos 9,60% de média do Estado.

No tocante aos recém-nascidos de termo, o percentual de 95,45% foi superior às médias da Região e do Estado, de 92,10% e 86,50%, respectivamente, enquanto que para os nascidos de pós-termo, o 0,47% deste estudo foi inferior ao percentual médio da Região, de 1,70% e ao do Estado, de 2,20%.

Todavia, deve-se levar em conta a dificuldade prática relacionada com a coleta dessa informação, em virtude dos obstáculos que surgem no momento de se precisar a idade gestacional, principalmente entre as mães com menor grau de instrução.

8.1.3 – O tipo de gestação.

Representa outra variável importante, pois pode interferir na definição do peso a ser atingido pelo concepto, além do risco de morte que podem representar os casos de gestação múltipla (Lubchenco e col. 1963). Para Puffer e Serrano (1973), a mortalidade elevada que se observa nas gestações múltiplas está relacionada, entre outros fatores, ao baixo peso ao nascer, sendo a coleta dessa variável de fundamental importância pelo reflexo que ela pode produzir sobre o crescimento e o desenvolvimento futuros da criança.

Foram observados elevados percentuais de nascidos vivos decorrentes de gestação única, em ambos os sexos, que somados atingiram 98,76% do total de nascimentos

do período. Dentre os nascidos vivos do sexo masculino, 98,73% foram produtos de gestação única, enquanto que para o sexo feminino esse percentual, muito semelhante, foi de 98,79%.

Tabela 03 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o tipo de gestação e o sexo.

Tipo de gestação	Sexo					
	Masculino		Feminino		Total	
	f	%	f	%	f	%
Única	3.890	98,73	3.745	98,79	7.635	98,76
Dupla	50	1,27	45	1,18	95	1,23
Tríplice	—	—	—	—	—	—
Quádrupla	—	—	1	0,03	1	0,01
Total	3.940	100,00	3.791	100,00	7.731	100,00

Excluídos 21 nascimentos. 18 sem registro do tipo de gestação e 3 sem registro de sexo.

As gestações múltiplas totalizaram 1,24% do total de nascidos vivos, sendo que 1,23% correspondeu a produtos de gestações duplas e apenas 0,01% a foi decorrente de uma gestação quádrupla. Não foi observado, no período, qualquer caso relativo à gestação tríplice, conforme demonstrado na Tabela 03.

Tomados em comparação com os resultados de Almeida (1994) e os de Morais Neto (1996), destaca-se a semelhança entre eles, visto que esses autores descreveram, respectivamente, percentuais de 98,30% e 1,70% e de 98,00% e 2,00% para os nascidos vivos de gestação única e múltipla.

Com base nos percentuais médios encontrados para a Região Norte e para o Estado do Acre no ano de 1997 (Almeida, 2000) notou-se uma equivalência entre os dados aqui relatados e as médias regionais, que foram de 98,30% e de 1,50%, respectivamente, isso com relação às gestações únicas e duplas. Já as médias do Estado situaram-se em torno de 97,50% e 1,80% para os dois tipos de gestação. No tocante às gestações múltiplas, observou-

se acentuado diferencial entre a média da Região e a do Estado, que foram, respectivamente, de 0,20% e 0,70%, em muito superiores ao percentual de 0,01% encontrado para o Município de Rio Branco em 1997.

8.1.4 – O tipo de parto.

Do total de partos realizados, conforme pode ser observado na Tabela 04, o maior percentual, de 73,26%, correspondeu aos partos naturais, com 26,69% de cesáreos e o restante 0,05% por fórceps. O percentual de partos naturais, no entanto, esteve abaixo do percentual médio para o Acre em 1997, 78,98% (Almeida, 2000).

Tabela 04 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o tipo de parto e o sexo.

Tipo de parto	Sexo				Total	
	Masculino		Feminino			
	f	%	f	%	f	%
Natural	2.833	71,89	2.831	74,68	5.664	73,26
Cesáreo	1.105	28,03	959	25,30	2.064	26,69
Fórceps	3	0,08	1	0,02	4	0,05
Total	3.941	100,00	3.791	100,00	7.732	100,00

Excluídos 20 nascimentos, 17 sem registro do tipo de parto e 3 sem registro de sexo.

Pôde-se verificar que 28,03% dos meninos nasceram de partos cesáreos, percentual este ligeiramente superior ao observado entre as meninas, que foi de 25,30%; no tocante aos partos por fórceps, o percentual de meninos que nasceram em decorrência da utilização desse procedimento (0,08%) foi quatro vezes o obtido para as meninas (0,02%), provavelmente em função dos maiores pesos verificados entre os meninos, principalmente no limite superior da série.

A distribuição dos partos segundo o tipo de unidade apontou para o fato de os hospitais particulares, sem vínculo com o Sistema Único de Saúde, serem os líderes em partos cesáreos, em que pese o reduzido número de internações obstétricas neles efetuadas. Do total de 155 partos realizados na condição não SUS, ou seja, nos quais as mães foram internadas em caráter particular ou beneficiária de algum tipo de convênio, 116 (74,83%) foram cesáreos e 39 (25,17%) foram naturais. Num dos hospitais particulares o percentual de partos cesáreos chegou a alcançar 82,22% (37 em 45 dos partos realizados), com o outro atingindo 71,82% (79 em 110 partos).

Nas unidades filantrópicas, que mantêm cadastro com o SUS, o número de partos realizados foi de 3.326, dos quais 1.079 cesáreos (percentual médio de 32,44%). Aqui, à semelhança do ocorrido em relação aos particulares, um dos hospitais filantrópicos atingiu percentual de partos cesáreos bem mais elevado que o outro, de 35,92% (790 em 2.199 partos) contra 25,64% (289 em 1.127 partos).

No hospital público é que se verificou o menor percentual de partos cesáreos, de 20,62% (872 em 4.229 partos realizados). Assim sendo, o percentual de partos não cesáreos na unidade pública foi de 79,38% (3.357 em 4.229 partos realizados).

O percentual médio de partos cesáreos aqui encontrado, embora possa ser considerado como elevado, está aquém dos descritos por Almeida (1994) em Santo André, por Moraes Neto (1996), em Goiânia e por Bohland e Mello Jorge (1999), em Itararé, que atingiram valores de 50,2%, 55,4% e 32,9%, respectivamente. É inferior, ainda, à média encontrada para a Região Norte no ano de 1997, que foi de cerca de 30,00% e à média do Estado, que foi de 20,96%, sendo superior apenas à média do Amapá, único Estado da Federação com média de partos por cesárea inferior a 20,00%, segundo o observado por Almeida (2000), ao estudar o perfil dos nascidos vivos no Brasil.

O aumento crescente do número de cesáreas que tem sido verificado nas décadas mais recentes, tem levado à sugestão de que esse tipo de parto vem extrapolando os critérios estritamente técnicos para sua adoção (Victora e Vaughan, 1989; Mello Jorge, 1993). Sakala (1993) reconhece a existência de um razoável número de razões não médicas associadas ao parto cesáreo. A esse respeito, Almeida (1994) aventa a possibilidade de que o número elevado desses partos na rede particular de serviços esteja ligado à otimização do trabalho médico, onde a possibilidade de agendamento prévio do parto possibilita ao médico que faz o seguimento da gestante durante o pré-natal que acompanhe também o trabalho de parto, procedimento esse raro nas unidades públicas ou ligadas ao Sistema Único de Saúde.

Outros fatores certamente exercem influência sobre a escolha do tipo de parto a ser realizado, como por exemplo, o custo, que por apresentar-se mais baixo nos partos naturais predomina nas unidades ligadas ao Sistema Único de Saúde, como reconhece estudo realizado pelo Ministério da Saúde (1988). Outro aspecto apontado por Almeida (1994) diz respeito à utilização do parto cesáreo como método contraceptivo, que se acredita ocorra em Rio Branco principalmente em anos eleitorais, quando os percentuais de partos por esse procedimento se elevam nitidamente, sem que para esse fato surja uma explicação plausível.

Assim, se for considerado o total de partos hospitalares ocorridos segundo a forma de financiamento, com base nas internações pelo SUS e em caráter particular ou conveniado (não SUS), observou-se que 79,51% dos partos na categoria não SUS foram operatórios, decorrentes do fato de que 450 dos 566 partos nessa condição foram operatórios e que 77,32% na condição SUS foram naturais, ou seja, 5.522 partos naturais num universo de 7.142 partos (Tabela 05).

Almeida (1994) encontrou percentuais de 70,20% de partos cesáreos na clientela não SUS e de 60,00% de partos naturais dentre os financiados pelo Sistema. Moraes

Neto (1996), por sua vez, identificou percentuais de 73,60% de partos naturais nos hospitais públicos 56,50% de partos cesáreos nos hospitais particulares cadastrados no SUS e 81,40% de partos cesáreos nos hospitais particulares sem vínculo com o SUS.

Tabela 05 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o tipo de financiamento do parto.

Tipo de parto	Financiamento					
	SUS		Não SUS		Total	
	f	%	f	%	f	%
Natural	5.522	77,32	116	20,49	5.638	73,15
Cesáreo	1.616	22,63	450	79,51	2.066	26,80
Fórceps	4	0,05	—	—	4	0,05
Total	7.142	100,00	566	100,00	7.708	100,00

Excluídos 44 nascimentos, 27 domiciliares e 17 sem informação do tipo de parto.

De todo modo pode-se presumir pelos dados apresentados que o tipo de parto está provavelmente ligado ao aspecto do financiamento. Daí porque ocorra com muito maior frequência em mulheres de melhor situação socioeconômica, possuidoras de maior grau de escolaridade, condições estas que permitem internações em caráter particular ou subsidiada por algum tipo de convênio ou plano de saúde.

8.1.5 – A idade materna.

A idade materna esteve distribuída entre os 12 e os 51 anos, com média de 22,78, desvio padrão de 5,74 e mediana de 22 anos, valores estes idênticos aos encontrados por Almeida (2000) para a Região Norte no ano de 1997, que foram de 22,80, 6,40 e 22 anos, respectivamente. A maior concentração de nascidos vivos ocorreu no grupo de idade considerada ótima, entre 20 e 35 anos incompletos, que congregou 62,05% dos casos,

ficando o grupo composto pelas mães muito jovens (menores de 15 anos) e jovens (entre 15 e 19 anos), que constituem as mães adolescentes, com 33,49%. O grupo das mães consideradas maduras, com idade 35 anos e mais, foi de 4,46%. Os percentuais encontrados para cada sexo, isoladamente, apresentaram pequenas variações entre si e entre os percentuais médios do total de nascimentos (Tabela 06).

Tabela 06 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo a idade materna e o sexo.

Grupos de idade (em anos)	Sexo					
	Masculino		Feminino		Total	
	f	%	f	%	f	%
< 15	59	1,51	75	2,00	134	1,75
15 – 19	1.216	31,19	1.213	32,33	2.429	31,74
20 – 34	2.443	62,66	2.304	61,41	4.747	62,05
≥ 35	181	4,64	160	4,26	341	4,46
Total	3.899	100,00	3.752	100,00	7.651	100,00

$\chi^2_{3GL} = 3,10$ $p > 0,05$
Excluídos 86 nascimentos, 83 sem registro de idade, 2 sem o do sexo e 1 sem ambos os registros.

Os resultados aqui obtidos, comparados com os de outros autores, revelaram para Rio Branco um percentual bem mais elevado de gestações na adolescência (menores de 20 anos) do que aqueles referidos por Almeida (1994), por Moraes Neto (1996) e por Bohland e Mello Jorge (1999), para as coortes de nascidos vivos de Santo André, Goiânia e Itararé, na região sudoeste do Estado de São Paulo, que foram de 15,50%, 22,06% e 25,10%, respectivamente. São coincidentes, porém, com os resultados obtidos por Almeida (2000) para o Estado do Acre em 1997, que foram de 32,60% para os nascidos vivos de mães em idade adolescente, 61,50% para mães entre 20 e 34 anos. Para os nascidos vivos de mães com 35 anos e mais de idade, o percentual médio do Estado, de 5,40%, foi ligeiramente superior ao do Município de Rio Branco.

Esse elevado percentual de mães muito jovens e jovens desperta interesse tanto no seu aspecto social quanto no de saúde pública, tendo em vista relatos da existência de uma forte associação entre idade materna jovem, baixo peso ao nascer e pré-termo, bem como a elevados coeficientes de mortalidade infantil, que decrescem rapidamente, notadamente em sua fase neonatal, na medida em que a idade materna se eleva (Puffer e Serrano, 1973; Friede e col. 1987; Almeida, 2000).

Almeida (2000) comentou que não existe, entretanto, homogeneidade no grupo de mães adolescentes, seja no aspecto biológico seja no social, visto que, neste grupo, são também incluídas mães de 18 e 19 anos, que do ponto de vista da teoria biológica já tiveram reduzido o risco para recém-nascidos de baixo peso ou de pré-termo, considerando que já completaram seu desenvolvimento físico, atingiram a maioridade, o que as torna capazes, inclusive, de constituírem legalmente famílias.

Barros e col. (1992) e Almeida (2000) comentaram ser importante considerar, dentro do grupo de mães adolescentes, as jovens entre 15 e 17 anos, posto que, para alguns autores, ao se fecharem as epífises ósseas, o desenvolvimento físico torna-se completado, fenômeno este que, nas mulheres, ocorre entre os 16 e os 17 anos de idade, muito embora essas jovens possam apresentar imaturidade ginecológica, que poderia representar fator de risco para o baixo peso ao nascer (BEMFAM, 1997). Com relação às idades inferiores do grupo de mães adolescentes, ou seja, de menores de 14 anos, além dos fatores físicos e biológicos desvantajosos para a concepção, acrescenta-se os fatores ligados à imaturidade psicológica e aos aspectos sociais, em que a família assume um papel preponderante nos cuidados necessários ao recém-nascido, uma vez que, nessa fase da vida, a menor não possui experiência no trato com a criança e, não raramente, frequenta a escola (Almeida, 2000).

Para as mães em idade ótima (entre 20 e 34 anos), o percentual aqui encontrado é semelhante aos 65,50% do estudo de Bohland e Mello Jorge (1999) e inferior aos de Almeida (1994) e Moraes Neto (1996), de 76,00% e 73,38%, respectivamente. Para as mães consideradas maduras (idades acima dos 35 anos), o percentual obtido assemelha-se aos 4,56% do estudo de Moraes Neto (1994) e é inferior aos alcançados nos estudos de Almeida (1994) e Bohland e Mello Jorge (1999), respectivamente, 8,50% e 9,40%.

8.1.6 – A escolaridade materna.

O grau de instrução ou escolaridade é uma importante medida de natureza sócio-econômica em virtude da sua utilização em estudos demográficos que analisam a fecundidade feminina (Mello Jorge e col., 1992), além do que, no aspecto epidemiológico, ela tem sido relatada como capaz de influenciar o resultado da gestação e a sobrevivência do primeiro ano de vida (Puffer e Serrano, 1973; Ferreira, 1990).

No presente estudo observou-se que o maior contingente de nascidos vivos teve origem entre as mães com primeiro grau incompleto, com 64,42% do total de nascimentos, seguindo-se dos nascidos vivos de mães portadoras de primeiro grau completo, com 13,01%. Os nascidos de mães com o segundo grau foram 11,53% e os de mães com nível superior, 2,40%. Os nascidos vivos de mães sem instrução formal perfizeram 8,55%.

No tocante à escolaridade, as diferenças entre os resultados aqui encontrados e os de outros autores, são mais acentuadas. Assim, o percentual de mães tidas como sem instrução, atingiram 2,6 vezes o percentual de 3,30% encontrado por Almeida (1994) e por Moraes Neto (1996) e 2,3 vezes o percentual de 3,7% descrito por Bohland e Mello Jorge (1999). O grupo de mães que apresentaram o primeiro grau incompleto obteve um percentual

que foi inferior aos 76,50% encontrados por Bohland e Mello Jorge (1999), mas bastante superior aos 58,50% e aos 47,70%, respectivamente descritos por Almeida (1994) e por Morais Neto (1996). No entanto, se reunidos em um só grupo os nascidos vivos de mães sem escolaridade os de mães com o primeiro grau incompleto, estes atingem 72,97% do total de nascidos vivos no período. A partir do segundo grau completo, todas as faixas aqui descritas e que concentram os melhores padrões de escolaridade, apresentaram percentuais inferiores aos observados por Almeida (1994) e por Morais Neto (1996).

Tabela 07 – Distribuição da escolaridade das mães de crianças da coorte de nascidos vivos no Município de Rio Branco no ano de 1997.

Escolaridade	f	%
Nenhuma	639	8,55
Primeiro grau incompleto	4.814	64,42
Primeiro grau completo	972	13,01
Segundo grau	862	11,53
Superior	186	2,49
Total	7.473	100,00

Excluídos 264 nascimentos sem registro da escolaridade materna.

Tomada em relação aos percentuais médios do Estado do Acre (Almeida, 2000) notou-se que o maior diferencial esteve presente na categoria nenhuma instrução, na qual a média do Estado foi de 18,40%. Em relação à categoria primeiro grau incompleto, a média estadual, de 58,30%, foi ligeiramente inferior ao percentual deste estudo, ficando as categorias primeiro grau completo, segundo grau e superior, com percentuais bastante próximos às médias estaduais, que foram de 12,50%, 9,10% e 1,80%, respectivamente. Se consideradas as médias da Região Norte no ano de 1997 (Almeida, 2000), de 7,70% de recém-nascidos vivos filhos de mães analfabetas, 64,30% de mães com primeiro grau

incompleto, 13,90% de mães com primeiro grau completo, 12,40% de mães com o segundo grau e 1,70% de mães com terceiro grau, observou-se que estas se achavam muito próximas aos percentuais descritos neste estudo.

Tabela 08 – Distribuição da escolaridade das mães dos nascidos vivos da coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo a idade materna.

Idades	Nenhuma		1º Grau Incomp.		1º Grau comp.		Segundo Grau		Superior		Total	
	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%
< 20	172	27,04	1.927	40,19	298	30,91	106	12,47	3	1,65	2.506	33,74
≥ 20	464	72,96	2.868	59,81	666	69,09	744	87,53	179	98,35	4.921	66,26
Total	636	100,00	4.795	100,00	964	100,00	850	100,00	182	100,00	7.427	100,00

$\chi^2_{4Gl} = 361.20$ $p < 0.01$
Excluídos 310 casos, 226 sem registro da escolaridade, 46 sem a idade e 38 sem ambos os registros.

Ao se distribuir a escolaridade segundo a idade materna, observou-se que o percentual de nascidos vivos de mães adolescentes decresce drasticamente na medida em que aumenta o grau de escolaridade materna, com exceção da classe das analfabetas, onde o percentual de nascidos vivos, de 27,04%, foi inferior ao registrado para a classe das mães com primeiro grau incompleto, que foi de 40,19%.

Este acontecimento talvez decorra do fato de que os limites entre essas duas classes de escolaridade sejam muito tênues e difíceis de serem estabelecidos, o que pode redundar em resultados aparentemente contraditórios. Sendo assim, se as classes das mães analfabetas e a das mães com primeiro grau incompleto forem agrupadas em uma só categoria, o percentual de nascidos vivos nesta categoria assume um valor de 38,65%, conforme pode ser visualizado na Tabela 08.

8.1.7 – O peso ao nascer.

O peso médio para o conjunto de nascidos vivos foi de 3.225 gramas, com desvio padrão de 549 gramas, mediana de 3.250 gramas, com uma variação de peso entre 500 e 5.200 gramas. Em relação ao sexo masculino a média de peso foi de 3.280 gramas, com desvio padrão de 570, mediana de 3.300 gramas e variação de 500 a 5.700 gramas, enquanto que para o sexo feminino a média foi de 3.169 gramas, o desvio padrão de 520, a mediana de 3.200 e variação entre 550 e 5.300 gramas. O peso médio e a mediana para o conjunto de nascimentos foram ligeiramente superiores aos relatados por Almeida (1994) para o Município de Santo André, de 3.208 e 3.225 gramas, e por Moraes Neto (1996) para o Município de Goiânia, de 3.205 e 3.200 gramas, respectivamente, ficando muito próximos às médias encontradas por Almeida (2000) para a região Norte em 1997, que foram 3.254 gramas para o peso médio, com desvio padrão de 537 gramas e 3.270 gramas para a mediana.

A maior concentração de nascidos vivos ocorreu na faixa de pesos entre 2.500 e 3.999 gramas, considerada adequada para o peso ao nascer, muito embora pesos inferiores a 3.000 gramas sejam considerados insuficientes, que acumulou 86,39% do total de observações. Esse percentual é semelhante à média encontrada em 1997 para a Região Norte, de 86,20%, sendo ligeiramente superior aos 85,10% de média do Estado, para o mesmo período (Almeida, 2000). Os pesos inferiores a essa faixa, incluídos entre os extremamente baixos, muito baixos e baixos, corresponderam, juntos, a 7,41% e os superiores, de peso elevado, a 6,20%. Com relação às faixas de baixo peso e peso adequado, os percentuais foram muito semelhantes entre os sexos. Já em relação aos pesos elevados, o percentual encontrado para o sexo masculino foi quase o dobro do verificado para o sexo feminino, conforme pode ser visualizado na Tabela 09.

O percentual de 7,41% de recém-nascidos de baixo peso, aqui encontrado, encontra-se bastante próximo da média de 6,50% descrita por Almeida (2000) para a Região

Norte no ano de 1997 e dos 6,80% encontrados por Almeida (1994) e por Morais Neto (1996) para as coortes de nascidos vivos de Santo André e Goiânia, respectivamente, sendo ligeiramente superior aos 7,10% da média do Estado para o mesmo período (Almeida, 2000). Para os recém-nascidos de peso elevado, o percentual de 6,20% aqui considerado assemelha-se aos 7,40% da média da Região e aos 7,80% da média do Estado, ambas determinadas para o ano de 1997 (Almeida, 2000).

Tabela 09 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o peso ao nascer e o sexo.

Pesos (em gramas)	Sexo				Total	
	Masculino		Feminino			
	f	%	f	%	f	%
< 1.000	11	0,28	15	0,40	26	0,33
1.000 – 1.499	32	0,81	22	0,58	54	0,69
1.500 – 2.499	250	6,35	243	6,42	493	6,39
2.500 – 3.999	3.325	84,50	3.344	88,35	6.669	86,39
≥ 4.000	317	8,06	161	4,25	478	6,20
Total	3.935	100,00	3.785	100,00	7.720	100,00

$\chi^2_{4Gl} = 50,64 \quad p < 0,01$
Excluídos 17 nascimentos, 14 sem registro de peso, 2 sem registro de sexo e 1 sem ambos os registros.

No extremo inferior foram encontrados dois nascidos vivos, um com peso de 500 gramas e outro de 550 gramas, que de início fizeram valer a suposição de que se tratassem de perdas fetais e para as quais as Declarações haviam sido emitidas. Como havia, no entanto, registro nas respectivas DN's de valores de Apgar de quinto minuto os dois casos foram mantidos na coorte, sendo portanto considerados como óbitos neonatais.

Dentre as diversas características do recém-nascido, o peso ao nascer tem inegavelmente recebido grande atenção por parte dos pesquisadores da área de saúde infantil, a exemplo dos estudos conduzidos, entre outros, por Lubchenco e col., (1963), Puffer e

Serrano, (1973), Allen e col., (1987), Buehler e col., (1987), Berry e col., (1987) e Friede e col., (1987), seja por suas propriedades intrínsecas, seja pelas influências que pode vir a sofrer de outros fatores direta ou indiretamente ligados à gravidez e com os quais se inter-relaciona, tais como o nível sócio-econômico e de escolaridade maternos, a duração da gestação, o tipo de gestação e a idade materna. Hogue e col. (1987) descreveram, com base em estudos realizados na coorte de 1980, o peso ao nascer como o mais importante preditor para a sobrevivência de menores de um ano nos Estados Unidos.

Ao ser efetuada a distribuição do peso ao nascer segundo a duração da gestação (Tabela 10), observou-se que dos 573 nascimentos de baixo peso, 242 (42,24%) foram oriundos de gestações inferiores a 37 semanas de duração (pré-termo), dos quais 154 (26,88%) ocorreram com idade gestacional entre 22 e 27 semanas e 88 (15,36%) entre 28 e 36 semanas, restando assim que os nascidos vivos de baixo peso resultantes de gestações de 37 ou mais semanas (termo) alcançaram 57,76%, superiores aos 50,50% e aos 40,00% narrados por Almeida (1994) e por Morais Neto (1996), respectivamente.

Tomando-se por base a duração da gestação, notou-se que, dos recém-nascidos cuja idade gestacional foi inferior a 37 semanas, 75,86% deles apresentou peso baixo ao nascer, sendo que apenas 22,88% apresentaram peso adequado, enquanto que para aqueles nascidos com idade igual ou superior a 37 semanas, o percentual de baixo peso foi de apenas 4,50% e o de peso adequado de 89,19% (Tabela 10).

Merece comentário a verificação de algumas inconsistências, relacionadas talvez à dificuldade de coleta da duração da gestação e nas quais, recém-nascidos de peso inferior a 1.500 gramas surgiram como resultado de gestações de termo (0,17%) e recém-nascidos de peso elevado como produtos de gestações de pré-termo (1,26%). Esses dados não encontram respaldo na literatura, uma vez que, de acordo com a curva de crescimento

intrauterino proposta por Lubchenco e col. (1963), construída a partir do peso e da idade da gestação, existe uma incompatibilidade entre o peso baixo ao nascer e a idade gestacional alta e vice-versa. Esses autores consideraram que a ocorrência de peso ao nascer inferior a 1.500 gramas está ligada a gestação de duração inferior a 31 semanas.

Tabela 10 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o peso ao nascer e a duração da gestação.

Pesos (em gramas)	Duração da gestação (em semanas)						Total	
	< 37		37 – 41		≥ 42		f	%
	f	%	f	%	f	%		
< 1000	24	7,52	2	0,03	–	–	26	0,33
1000 – 1499	44	13,79	10	0,14	–	–	54	0,70
1500 – 2499	174	54,55	319	4,33	–	–	493	6,39
2500 – 3999	73	22,88	6.569	89,19	22	73,33	6.664	86,40
≥ 4000	4	1,26	465	6,31	8	26,67	477	6,18
Total	319	100,00	7.365	100,00	30	100,00	7.714	100,00

$\chi^2_{8GL} = 2.722,33$ $p < 0,01$
Excluídos 23 nascimentos, 15 sem registro de peso e 8 sem ambos os registros.

Para a relação entre o peso ao nascer e o tipo de gestação, cujos dados encontram-se na Tabela 11, observou-se que, entre os recém-nascidos de gestação única, 86,93% apresentaram peso adequado ao nascer, percentual que se reduziu para 41,30% para os recém-nascidos da mesma faixa de peso, porém produtos de gestações múltiplas.

Desse modo, e como era de se esperar, do total de recém-nascidos de gestação única apenas 6,83% apresentaram baixo peso ao nascer, enquanto que para os de gestação múltipla esse percentual foi de 56,53%.

Para os nascidos com peso igual ou superior a 4.000 gramas, os percentuais alcançados foram de 6,24% e 2,17%, considerando-se as gestações únicas e múltiplas, respectivamente.

Tabela 11 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o peso ao nascer e o tipo da gestação.

Pesos (em gramas)	Tipo de gestação					
	Única		Múltipla		Total	
	f	%	f	%	f	%
< 1000	22	0,29	4	4,35	26	0,34
1000 – 1499	47	0,62	7	7,61	54	0,70
1500 – 2499	452	5,92	41	44,57	493	6,38
2500 – 3999	6.633	86,93	38	41,30	6.671	86,39
≥ 4000	476	6,24	2	2,17	478	6,19
Total	7.630	100,00	92	100,00	7.722	100,00

$\chi^2_{4GL} = 344,99$ $p < 0,01$
Excluídos 15 nascimentos, 12 sem registro de peso e 3 sem ambos os registros.

Esses dados demonstram que, com relação à coorte da nascidos vivos em Rio Branco no ano de 1997, a duração da gestação desempenhou um papel muito mais importante na influência do peso ao nascer que o tipo de gravidez. Tal comentário justifica-se em virtude da influência exercida pelo tipo de gestação no peso final, de tal modo que, na medida em que se eleva o número do produto da concepção na mesma gravidez, aumenta a ocorrência de peso baixo ao nascer e a mortalidade neonatal (Buehler e col., 1987), conforme abordado anteriormente, o que tem orientado diversos autores a considerar, em seus estudos, apenas as observações relativas à gestação única.

Com relação à idade materna, o comportamento do peso ao nascer, exposto na Tabela 12 (aqui considerado segundo duas categorias de análise, a de peso abaixo de 2.500 gramas e a de peso de 2.500 gramas e mais), mostrou que, para o total de nascidos vivos dentro de cada categoria de idade, o maior percentual de peso baixo esteve entre os nascidos de mães consideradas maduras, com 12,39% dos casos. Seguem-se os percentuais relativos aos filhos de mães muito jovens e jovens, bastante aproximados nas duas categorias (8,27% e 8,40%, respectivamente). Se reunidas, entretanto, para a formação de uma só

categoria, a das mães adolescentes, obtém-se um percentual de 8,39% de recém-nascidos com baixo peso. Para os recém-nascidos de mães na idade reprodutiva ótima, os eventos de baixo peso atingiram o menor percentual, de 6,56%, ligeiramente inferior ao 7,07% calculado como média brasileira no ano de 1997 (Almeida, 2000).

Esses resultados são concordantes com os descritos pela literatura, que relaciona uma maior vigência de baixo peso ao nascer nos grupos extremos de idade materna. Para a classe de peso entre 2.500 e 3.999 gramas, os percentuais relativos aos grupos de mães adolescentes e de mães em idade ótima, de 91,60% e de 93,44% respectivamente, estiveram muito próximos, sendo o de mães maduras igual a 87,61%. Entre os nascidos com pesos iguais ou superiores a 4.000 gramas, os percentuais mais elevados foram registrados nos grupos de mães em idade ótima e nas maduras, que atingiram mais que o dobro daquele observado para as mães adolescentes.

Tabela 12– Distribuição dos nascidos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o peso ao nascer e a idade materna.

Peso (gramas)	Idade materna (em anos)								Total	
	< 15		15 – 19		20 – 34		≥35		f	%
	f	%	f	%	f	%	f	%		
> 2500	11	8,27	204	8,40	311	6,56	42	12,39	568	7,43
≥ 2500	122	91,73	2.223	91,60	4.430	93,44	297	87,61	7.072	92,57
Total	133	100,00	2.427	100,00	4.741	100,00	339	100,00	7.640	100,00

$\chi^2_{3GL} = 20,82$ $p < 0,01$
Excluídos 97 nascimentos, 13 sem registro de peso, 82 sem idade materna e 2 sem ambos os registros.

No estudo realizado por Almeida (1994) em Santo André, o comportamento do peso ao nascer em relação à idade materna foi semelhante ao aqui descrito, com a autora observando que o maior percentual de peso baixo ocorreu no grupo de mães com idade igual ou acima dos 35, seguido pelo de grupo de mães adolescentes e por fim pelo do grupo de

mães em idade ótima. A principal diferença entre os resultados descritos por Almeida (1994) e os aqui encontrados, residiu na classe de mães menores de 15 anos, que no estudo da autora atingiu um percentual duas vezes superior. Quadros semelhantes foram também descritos por Mello Jorge e col., (1993) e por Moraes Neto (1996), nos quais se observou a predominância de baixo peso ao nascer nos grupos de mães adolescentes e maduras.

Almeida (2000) descreveu, como médias brasileiras para o ano de 1997, valores de 13,06% de recém-nascidos de baixo peso entre mães com idade inferior a 15 anos, 9,79% para filhos de mães entre 15 e 17 anos, 8,24% de filhos de mães entre 18 e 19 anos, 7,07% para os filhos de mães entre 20 e 34 anos e 9,96% para os filhos de mães de 35 anos e mais de idade. Se consideradas as categorias das mães adolescentes, em idade ótima e as maduras, as médias para o peso baixo ao nascer assumem os valores de 9,12%, 7,07% e 9,96%, respectivamente, próximos portanto dos percentuais encontrados neste estudo para as mesmas categorias de idade.

No que se refere à escolaridade observou-se que a grande concentração de peso baixo ao nascer ocorreu entre as mães sem escolaridade e com primeiro grau incompleto, que juntas reuniram 79,32% dos casos da categoria, sendo que na medida em que aumentou a escolaridade diminuiu progressivamente a freqüência do baixo peso, numa relação inversamente proporcional (Tabela 13).

Foram observados, portanto, percentuais de 7,72% de baixo peso ao nascer entre as mães sem qualquer grau de escolaridade, 8,23% entre as mães com o primeiro grau incompleto, 5,76% entre as mães com o primeiro grau completo, 5,92% entre as mães com o segundo grau e 4,84% entre as mães com curso superior.

As diferenças verificadas, no entanto, não foram estatisticamente significativas, a exemplo do que ocorreu no estudo de Almeida (1994), que presume que isso

se deva ao baixo poder discriminatório que a variável escolaridade apresenta, em virtude da forma como ela é coletada na DN, notadamente no que se refere à categoria do primeiro grau incompleto, na qual mães que apresentam maior número de anos de escolaridade, embora não tenham concluído o grau, são incluídas entre as que freqüentaram a escola por curtos períodos. Isso deve justificar a presença, neste estudo, dos percentuais inferiores encontrados para a categoria das analfabetas em relação à de primeiro grau incompleto e da de primeiro grau completo em relação à de segundo grau, como pode ser observado na Tabela 13.

Tabela 13– Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o peso ao nascer e a escolaridade materna.

Pesos	Nenhuma		1º Grau Incomp.		1º Grau comp.		Segundo Grau		Superior		Total	
	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%
< 2.500	49	7,72	396	8,23	56	5,76	51	5,92	9	4,84	561	7,52
≥ 2.500	586	92,28	4.414	91,77	916	94,24	811	94,08	177	95,16	6.904	92,48
Total	635	100,00	4.810	100,00	972	100,00	862	100,00	186	100,00	7.465	100,00

$\chi^2_{4GL} = 12,99$ $p > 0,05$
Excluídos 272 nascimentos, 8 sem registro de peso, 257 sem escolaridade e 7 sem ambos os registros.

No estudo conduzido por Almeida (2000), sobre o perfil dos nascimentos no Brasil no período de 1994 a 1997, as médias brasileiras para o peso baixo ao nascer, no ano de 1997, segundo a escolaridade materna, foram, respectivamente, de 8,20%, 8,10%, 7,50%, 6,80% e 6,80%, para as categorias nenhuma escolaridade, primeiro grau incompleto, primeiro grau completo, segundo grau e superior. Observa-se, pois, a ocorrência de percentuais muito semelhantes e ligeiramente superiores aos aqui descritos, no tocante às categorias nenhuma escolaridade, primeiro grau completo, segundo grau e superior, já que, com relação à categoria primeiro grau incompleto o percentual aqui obtido foi superior ao da média brasileira para o período.

No tocante à categoria de nascidos vivos com peso igual ou superior a 2.500 gramas, observou-se que os percentuais também foram semelhantes dentro das diversas situações de escolaridade materna, embora tenha ficado claro que, na medida em que aumenta o grau de escolaridade, aumenta a prevalência de peso ao nascer igual ou superior a 2.500 gramas (Tabela 13).

Morais Neto (1996), entretanto, valendo-se dessa mesma categorização de escolaridade, encontrou, para o Município de Goiânia, diferentemente do aqui descrito, resultados estatisticamente significativos.

Como é sabido, o procedimento cirúrgico no parto está regido por algumas indicações, ligadas à gestação múltipla, aos transtornos do crescimento fetal e da duração da gestação, além das complicações da gravidez e do parto. Embora o exame do prontuário obstétrico não tenha sido considerado no presente trabalho, de modo a permitir a identificação, dentro do conjunto de partos, daqueles que pudessem ser qualificados de risco, pôde-se constatar que, com relação ao baixo peso, por exemplo, o percentual de partos cesáreos foi de 26,53%, (152 em 573), equivalentes a apenas 7,36% desse tipo de parto (152 em 2.066) e a 1,97% do total dos partos (152 em 7.720).

Para os recém-nascidos de peso elevado a situação foi muito semelhante, com os partos cesáreos somando 34,52% (165 em 478), equivalentes a 7,99% do total do grupo (165 em 2.066) e a 2,14% do total de partos (165 em 7.720), como pode se observar nos dados distribuídos na Tabela 14.

Diante de resultados semelhantes Almeida (1994) chama a atenção que, pelo menos em relação aos pesos baixo e elevado ao nascer, deveria esperar-se um maior percentual de partos cesáreos do que os efetivamente encontrados. A autora descreveu, para a coorte de Santo André, percentuais de 12,80% de partos cesáreos para recém-nascidos com

peso inferior a 1.500 gramas, de 41,80% para os de 1.500 a 2.499 gramas e de 61,90% para os de peso elevado, percentuais esses bem superiores aos deste estudo.

Tabela 14 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o peso ao nascer e o tipo de parto.

Pesos (em gramas)	Natural		Tipo de parto Cesáreo		Fórceps		Total	
	f	%	f	%	f	%	f	%
< 1000	25	0,44	1	0,05	–	–	26	0,34
1000 – 1499	40	0,72	14	0,68	–	–	54	0,69
1500 – 2499	356	6,30	137	6,63	–	–	493	6,39
2500 – 3999	4.916	87,00	1.749	84,65	4	100,00	6.669	86,39
≥4000	313	5,54	165	7,99	–	–	478	6,19
Total	5.650	100,00	2.066	100,00	4	100,00	7.720	100,00

$\chi^2_{8GL} = 22,84$ $p < 0,01$
Excluídos 17 nascimentos. 13 sem registro de peso, 2 sem o tipo de parto e 2 sem ambos os registros.

Morais Neto (1996) observou situação similar no estudo de Goiânia, onde verificou-se um elevado percentual de partos cesáreos (55,7%), mas com os partos naturais superando os cesáreos nas menores faixas de peso. No tocante ao peso elevado, o autor descreveu, diferentemente do resultado aqui encontrado, um percentual elevado, de 72,40%, de partos cesáreos.

Quando relacionado ao grau de escolaridade (Tabela15), o tipo de parto mostrou que para as mulheres de menor escolaridade a predominância foi de partos naturais, que apresentaram percentuais tanto mais elevados quanto menor foi a escolaridade declarada, de tal forma que do total de partos naturais do período, 78,96% foram entre nascidos vivos filhos de mães sem escolaridade ou com primeiro grau incompleto.

Fenômeno oposto verificou-se no tocante aos partos cesáreos, que mostraram percentuais tanto maiores quanto maior o grau de escolaridade materna. Assim,

tomando-se por base o número de partos naturais, o percentual desse tipo de parto entre as mulheres sem escolaridade foi de 86,073%, enquanto que para os cesáreos foi de 13,93%. Já entre as mulheres de escolaridade superior, o percentual de partos naturais foi de 22,04%, enquanto que o de cesáreas foi de 77,96%.

Tabela 15– Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo a escolaridade materna e o tipo de parto.

Escolaridade	Tipo de parto				Total	
	Natural		Cesáreo			
	f	%	f	%	f	%
Nenhuma	550	86,07	89	13,93	639	100,00
Primeiro grau incompleto	3.779	78,53	1.033	21,47	4.812	100,00
Primeiro grau completo	684	70,52	286	29,48	970	100,00
Segundo grau	428	49,71	433	50,29	861	100,00
Superior	41	22,04	145	77,96	186	100,00
Total	5.482	73,41	1.986	26,59	7.468	100,00

$\chi^2_{4GL} = 620,48$ $p < 0,01$
Excluídas 269 DN's, 263 sem escolaridade, 4 fórceps, 1 sem o tipo de parto e 1 sem ambos os registros.

8.1.8 – A paridade.

Encontrou-se neste estudo uma elevada paridade, com o número de filhos tidos variando entre 0 e 18. O número médio de filhos, excluídos os 389 nascimentos cujas Declarações não dispunham dessa informação foi de 1,60, com desvio padrão de 1,97 e mediana igual a 1.

A maior concentração de nascimentos ocorreu na classe das mulheres que referiram possuir de 1 a 3 filhos anteriores à atual gestação, que representou 53,41% dos nascimentos vivos do periodo, sendo que as mulheres primíparas (ou nulíparas), sem filhos anteriores, participaram com 34,46% do total de nascimentos. A classe das múltiparas, aqui

consideradas as mulheres com 4 ou mais filhos de gestações anteriores, atingiram 12,13%. O percentual de mulheres com a informação sobre a paridade ignorada foi de 5,03%. Pôde-se observar, portanto, que 87,87% dos nascimentos vivos ocorreram entre mulheres que possuíam um máximo de três filhos, anteriores à gestação atual (Tabela 16).

No tocante à amplitude de variação, o intervalo obtido neste estudo foi superior ao descrito por Bohland e Mello Jorge (1999), de 0 a 13, e inferior ao de Mello Jorge e col., (1993), que foi de 0 a 20 filhos.

Tabela 16 – Distribuição da paridade anterior das mães dos recém-nascidos vivos da coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997.

Paridade	f	%
Nulíparas	2.532	34,46
1 a 3 filhos	3.925	53,41
Múltiparas	891	12,13
Total	7.348	100,00

Excluídos 389 nascimentos sem registro da paridade.

No estudo de Santo André, Almeida (1994) descreveu percentuais superiores, porém bastante próximos dos aqui encontrados, para os nascidos vivos de primíparas (39,90%) e para os nascidos de mulheres com 1 a 3 filhos (53,10%). Para os nascimentos entre múltiparas, o percentual de 7,00% obtido pela autora foi bastante inferior ao aqui descrito. Já no estudo de Mello Jorge e col., (1993), o percentual de nascimentos entre as primíparas foi muito semelhante ao deste estudo quando considerado o Município de Itararé (32,30%), sendo superior em Pariquera-Açu (35,20%), em São José dos Campos (38,70%), em Santo André (43,20%) e em Marília (44,50%).

Ao se efetuar a comparação entre a paridade e o peso ao nascer, notou-se que a tendência observada por Almeida (1994) em Santo André, na qual o baixo peso esteve

concentrado nas classes das primíparas e das múltíparas, de modo que a representação gráfica da série assumia a forma de U (Mello Jorge e col., 1993; Almeida, 1994), não se produziu neste estudo (Tabela 17).

De fato, mesmo com a classe de mães de 1 a 3 filhos apresentando um percentual de nascimentos de baixo peso inferior ao das duas outras classes, esses percentuais estiveram muito próximos nas três classes de paridade, sendo essas diferenças estatisticamente não significativas. O aspecto assumido pela curva do peso baixo ao nascer com a paridade assemelhou-se a um jota invertido.

Tabela 17 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo a paridade anterior e o peso ao nascer.

Pesos (em gramas)	Nulíparas		Paridade 1 a 3 filhos		Múltíparas		Total	
	f	%	f	%	f	%	f	%
< 2500	206	8,14	281	7,16	65	7,32	552	7,52
2500 – 3999	2.215	87,51	3.365	85,80	751	84,57	6.331	86,24
≥ 4000	110	4,35	276	7,04	72	8,11	458	6,24
Total	2.531	100,00	3.922	100,00	888	100,00	7.341	100,00

$\chi^2_{4GL} = 26,36 \quad p < 0,01$
Excluídos 396 nascimentos, 381 sem a paridade, 7 sem o peso e 8 sem ambos os registros.

Observou-se ainda que a frequência relativa dos pesos compreendidos entre 2.500 e 3.999 gramas apresentou comportamento muito semelhante nas três categorias de paridade, com os valores de cada uma oscilando em torno da média de 86,24%, sendo que as nulíparas foram as que apresentaram o maior percentual de peso na faixa normal (87,51%) e o mais baixo percentual de filhos de peso elevado ao nascer (4,35%). Entre as nulíparas, o maior percentual de nascidos vivos registrou-se entre as adolescentes, com 66,21%, muito próximo dos 69,00% encontrado por Mello Jorge e col. (1993), para o Município de Itararé.

Tomando-se as demais classes de idade, verificou-se ainda que 99,60% das mães adolescentes tinham até três filhos e que 0,40% delas eram multiparas, confirmando o fato apontado por Mello Jorge e col. (1993), de que em regiões menos urbanizadas as mulheres iniciam seu período reprodutivo mais precocemente. Essa constatação se reflete, na prática, pela observância de grande número de nascimentos concentrados nas fases mais jovens da vida da mulher (Tabela 18). Entre as multiparas, o maior percentual manifestou-se na classe de idade de 35 anos e mais, com 60,25%, sendo que o percentual de multiparas em idade ótima foi de 15,32%.

Tabela 18 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo a paridade anterior e a idade maternas.

Paridade	Idade (em anos)						Total	
	≤ 19		20 – 34		≥ 35			
	f	%	f	%	f	%	f	%
Nulíparas	1.656	66,21	848	18,87	18	5,68	2.522	34,49
1 a 3 filhos	835	33,39	2.958	65,81	108	34,07	3.901	53,34
Multiparas	10	0,40	689	15,32	191	60,25	890	12,17
Total	2.501	100,00	4.495	100,00	317	100,00	7.313	100,00

$\chi^2_{4GL} = 2.722,33$ $p < 0,01$
Excluídos 424 nascimentos: 340 sem paridade, 35 sem a idade e 49 sem ambos os registros.

8.1.9 – O número de consultas de pré-natal.

No tocante ao número de consultas de pré-natal realizadas (Tabela 19), pôde-se observar que para as categorias 1 até 6 e acima de 6 consultas, os percentuais foram muito semelhantes, de 41,54% e 42,68%, respectivamente, superiores às médias de 39,60 e 33,30% descritas para o Estado no ano de 1997 (Almeida, 2000). Com relação ao grupo de mães que não realizou nenhuma consulta esse percentual correspondeu a 15,78% do total de

nascimentos vivos do período, superior ao observado por Almeida (2000) como média da Região, que foi de 13,20%. Entretanto, comparado com a média do Estado, observou-se que esta se encontra num patamar bastante mais elevado, de 27,10%. O elevado percentual de não preenchimento deste item, de 16,62%, foi superior à média de 13,04% encontrada para a Região Norte no ano de 1997 (Almeida, 2000), podendo vir a prejudicar uma análise mais consistente com relação a esta variável.

Tabela 19 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o número de consultas de pré-natal e o sexo.

Consultas	Masculino		Sexo Feminino		Ignorado		Total	
	f	%	f	%	f	%	f	%
Nenhuma	545	16,55	472	14,96	1	33,33	1.018	15,78
1 até 6	1.380	41,89	1.300	41,22	—	—	2.680	41,54
Acima de 6	1.369	41,56	1.382	43,82	2	66,67	2.753	42,68
Total	3.294	100,00	3.154	100,00	3	100,00	6.451	100,00

Excluídos 1.286 nascimentos com o número de consultas ignorado.

Quando se efetuou a associação entre o número de consultas de pré-natal e o peso ao nascer, verificou-se que dentre as mães que não realizaram nenhuma consulta, o percentual de baixo peso foi de 10,48%, que caiu para 9,59% entre as mães que realizaram de 1 até 6 consultas e para 5,45% entre as que fizeram acima de 6 consultas, resultados esses que se revelaram estatisticamente significativos, indicando que na medida em que aumenta o número de consultas de pré-natal diminui a prevalência de peso baixo ao nascer (Tabela 20).

Conseqüentemente, comportamento semelhante foi verificado em relação aos nascidos na classe de peso igual ou superior a 2.500 gramas, onde os percentuais foram crescendo progressivamente, na medida em que aumentou o número de consultas realizadas durante o período pré-natal.

Tabela 20– Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o número de consultas de pré-natal e o peso ao nascer.

Peso (em gramas)	Número de consultas							
	Nenhuma		Até 6		Mais de 6		Total	
	f	%	f	%	f	%	f	%
< 2500	106	10,48	257	9,59	150	5,45	513	7,96
≥ 2500	905	89,52	2.422	90,41	2.602	94,55	5.929	96,04
Total	1.011	100,00	2.679	100,00	2.752	100,00	6.442	100,00

$\chi^2_{2GL} = 42,19$ $p < 0,01$
Excluídos 1.295 nascimentos. 1.280 sem o número de consultas. 12 sem o peso e 3 sem ambos os registros.

Ao se relacionar o número de consultas realizadas com a idade materna, viu-se que dentre as mães que não realizaram qualquer consulta, cerca de 17,94% pertenciam ao grupo das adolescentes, 14,40% ao de idade ótima e que 18,12% das mães em idade madura não realizaram qualquer consulta de pré-natal. Para as categorias de 1 até seis e acima de seis consultas, os percentuais se mantiveram muito semelhantes nos três grupos de idade analisados, com 42,18% e 39,88% para o grupo de adolescentes, 41,33% e 44,27% para as mães em idade ótima e 39,72% e 42,16% para as mães em idade madura (Tabela 21).

Tabela 21 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o número de consultas de pré-natal e idade materna.

Idade (em anos)	Número de consultas							
	Nenhuma		1 até 6		Acima de 6		Total	
	f	%	f	%	f	%	f	%
≤ 19	367	17,94	863	42,18	816	39,88	2.046	100,00
20 – 34	572	14,40	1.642	41,33	1.759	44,27	3.973	100,00
≥ 35	52	18,12	114	39,72	121	42,16	287	100,00
Total	991	15,72	2.619	41,53	2.696	42,75	6.306	100,00

$\chi^2_{4GL} = 18,46$ $p < 0,01$
Excluídos 1.431 nascimentos sem registros do número de consultas e do sexo.

8.1.10 – A condição da internação.

Nesse aspecto, observou-se que imensa maioria dos partos ocorreu dentro do Sistema Único de Saúde, seja por meio de internações verificadas no único hospital público, responsável por 54,56% dos nascimentos, seja por meio das duas unidades filantrópicas participantes do Sistema, que juntas contribuíram com 38,08% do total das internações por parto, no período. As internações em caráter particular ou conveniada responderam por apenas 7,36% dos atendimentos, sendo que as particulares atingiram um percentual mais que duas vezes ao dos convênios (Tabela 22).

Tabela 22 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco, segundo a condição da internação, 1997.

Condição	f	%
SUS	7.143	92,64
Particular	403	5,23
Convênio particular	164	2,13
Total	7.710	100,00

Excluídos os 27 nascimentos ocorridos em domicílio

Almeida (1994) encontrou para Santo André um percentual de 58,60% de nascimentos ocorridos no âmbito do SUS, bastante inferior ao aqui observado. Essa diferença se justifica em virtude de Rio Branco se constituir num Município pobre, onde a demanda por serviços públicos de saúde é intensa, situação essa que se reflete no baixo número de internações nas categorias particulares e convênios.

A Tabela 23 mostra o peso ao nascer em função da condição da internação. Nela verifica-se que, dentre os recém-nascidos de peso inferior a 2.500 gramas, 94,40% nasceram de mães usuárias do Sistema Único de Saúde, enquanto que os percentuais referentes aos filhos de mães na condição de particular ou beneficiárias de convênios

médicos, bastante semelhantes, foram de 3,33% e 2,27%, respectivamente. Tomando-se por base a condição da internação, verificou-se que dentre os nascidos vivos na condição SUS, o percentual de baixo peso foi de 7,55%, enquanto que para os nascidos vivos na condição de particular foi de 4,71% e para os nascidos na condição de convênio médico o percentual de baixo peso foi de 7,93%, superior inclusive ao obtido para os nascidos na condição SUS.

Tabela 23 – Distribuição dos nascidos vivos pertencentes à coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo a condição e o peso ao nascer.

Condição	Pesos (em gramas)						Total	
	< 2500		2500 – 3999		≥ 4000			
	f	%	f	%	f	%	f	%
SUS	539	94,40	6.169	92,61	435	91,00	7.143	92,64
Particular	19	3,33	351	5,27	33	6,90	403	5,23
Convênio	13	2,27	141	2,12	10	2,10	164	2,13
Total	571	100,00	6.661	100,00	478	100,00	7.710	100,00

$\chi^2_{4GL} = 6,93$ $p > 0,05$
Excluídos 27 nascimentos, 12 sem registro da condição e 15 sem ambos os registros.

8.2 – Avaliação do preenchimento da Declaração de Nascido Vivo.

Na avaliação do preenchimento da Declaração de Nascido Vivo constatou-se a ocorrência de omissões e erros no tocante a esse procedimento, fundamental para a eficácia do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos. Ficou a percepção de que, na maioria das unidades hospitalares pesquisadas, não existia uniformidade na rotina de preenchimento da DN, comprovada pelo fato de que em determinados plantões a qualidade do preenchimento era bastante superior à observada para esse mesmo procedimento, realizado, porém, por plantonistas diferentes. A Tabela 24 sintetiza os percentuais de

preenchimento e de não preenchimento encontrados, com base no total de nascidos vivos do período, tenham os nascimentos ocorridos no hospital ou no domicílio. Cabe lembrar o fato abordado por Mello Jorge e col. (1992), sobre a dificuldade enfrentada pelos Cartórios no momento de preencher a Declaração, em virtude de que determinadas informações ou não foram coletadas por ocasião do parto ou são desconhecidas do informante, o que acarreta a perda de qualidade dos dados relativos aos nascidos vivos nascidos em domicílio.

Tabela 24 – Frequências observadas de preenchimento e não preenchimento dos principais itens da Declaração de Nascido Vivo, relativas à coorte do Município de Rio Branco em 1997.

Itens da Declaração	Preenchidos		Não preenchidos	
	N ^o	%	N ^o	%
Sexo	7.734	99,96	3	0,04
Apgar de 1^o minuto	2.398	31,00	5.339	69,00
Apgar de 5^o minuto	6.476	83,70	1.261	16,30
Peso	7.722	99,81	15	0,19
Duração da gestação	7.724	99,83	13	0,17
Tipo de gestação	7.734	99,96	3	0,04
Tipo de parto	7.735	99,97	2	0,03
Número de consultas	6.451	83,38	1.286	16,62
Idade materna	7.653	98,91	84	1,09
Escolaridade materna	7.473	96,59	264	3,41
Filhos vivos	7.355	95,06	382	4,94
Filhos mortos	7.380	95,39	357	4,61
Perdas fetais	7.394	95,57	343	4,43

Excluídos 15 casos referentes aos óbitos não pareados.

Pôde-se observar que itens como o sexo, o peso ao nascer, a duração da gestação, o tipo de gestação, a idade materna e o número de filhos tidos anteriormente apresentaram elevados percentuais de preenchimento, superiores a 95,00%, alguns dos quais (sexo, duração da gestação, tipo da gestação e de parto), estiveram próximos dos 100 00%.

Considerando-se que no conjunto das Declarações estão incluídas aquelas relativas aos nascimentos domiciliares, das quais se espera uma quantidade inferior de informações em consequência da dificuldade de obtenção de determinados dados, como o peso ao nascer e o índice de Apgar, dificuldade esta imposta pelo local de ocorrência do parto, os percentuais encontrados com relação aos itens citados são excelentes.

Outras variáveis importantes para o estudo dos fatores de risco para o óbito em menores de um ano não receberam, porém, o mesmo tratamento, a exemplo do que ocorreu com o índice de Apgar do primeiro minuto, em que apenas 31,00% das Declarações apresentavam essa informação. Contribuiu para a formação desse baixo percentual a participação do único hospital de Rio Branco que, à época determinada para o fornecimento dos dados mantinha, paradoxalmente, uma equipe em regime de plantão de 24 horas composta por obstetra, pediatra e enfermagem de nível superior e onde ocorreu mais que a metade de todos os partos do período. Nesse hospital, nenhum índice de Apgar de primeiro minuto foi anotado. Em contrapartida, todos os índices de quinto minuto o foram. A justificativa para tal procedimento, obtida informalmente junto ao setor de enfermagem da unidade, é de que se trata de uma rotina adotada há algum tempo, na qual o índice de Apgar de primeiro minuto não é determinado por ocasião do nascimento da criança.

O item relativo ao Apgar de quinto minuto, mesmo tendo apresentado percentual de preenchimento próximo dos 80,00%, ficou muito aquém do desejável, em virtude da importância que essa informação representa para a avaliação da vitalidade fetal, mormente se for considerado que, isoladamente, ela é de pouca utilidade para a avaliação do recém-nascido, tendo em vista a necessidade da determinação do Apgar de primeiro minuto.

Outro item a apresentar importante percentual de não preenchimento foi o número de consultas de pré-natal, que atingiu 16,62% das Declarações. No estudo realizado

por Almeida (2000), a autora encontrou, para a Região Norte, um percentual médio de 13,04% de ausência de informação sobre o pré-natal, inferior portanto ao aqui encontrado, embora o resultado obtido para Rio Branco relativo a este item encontre-se abaixo dos relatados por Almeida (2000) para as regiões Nordeste (19,10%) e Sudeste do País (20,20%).

Uma das principais críticas que deve ser feita na questão do preenchimento da Declaração de Nascido Vivo por parte das unidades de saúde de Rio Branco prende-se ao endereço da mãe, principalmente no tocante ao Município de residência, pois que este se constitui num dos critérios utilizados na consolidação dos dados do SINASC. É sabido que nos casos de invasão de atendimento, fato corriqueiro em Rio Branco, existe uma tendência por parte dos usuários em fornecer como endereço residencial o local onde se encontra hospedado, geralmente o de familiares ou amigos. É importante, portanto, que o responsável pela coleta das informações por ocasião da admissão na unidade esteja alerta para esse fato, a fim de proceder à correção da informação em caso de necessidade.

Verificou-se, no entanto, um número elevado de endereços nos quais o município de residência figura na Declaração, indevidamente, como sendo Rio Branco. Esse tipo de erro foi observado principalmente nos casos de pacientes procedentes de Municípios vizinhos a Rio Branco e que dele faziam parte até 1990, ano em que foram emancipados, onde por desatenção ou desconhecimento, os endereços foram informados e anotados nas DN's como sendo pertencentes a Rio Branco. Esse tipo de erro repetiu-se inclusive em relação a duas vilas que pertenciam ao Acre, mas que a partir de 1996 foram incorporadas ao Estado de Rondônia, bem como a localidades pertencentes ao Amazonas e à Bolívia.

Em decorrência desse tipo de erro, observou-se uma sobrevalorização dos nascimentos ocorridos em Rio Branco no ano de 1997, de tal modo que os dados oficiais do SINASC para o ano considerado apontaram um total de 8.776 nascimentos vivos ocorridos

em hospital, filhos de mães residentes em Rio Branco, em contraposição aos 7.710 nascimentos encontrados neste trabalho, o que representa uma sobretaxa de 13,83%.

Fato que chamou bastante a atenção durante a comparação entre os resultados aqui obtidos e os dados oficiais do SINASC para o Município de Rio Branco no ano de 1997, foi a ocorrência, nos dados do Sistema, de percentuais de 100,00% de preenchimento para os itens Apgar de primeiro e quinto minutos, número de filhos vivos, número de filhos mortos e número de perdas fetais, dissonantes principalmente em relação ao índice de Apgar, conforme pode ser observado na Tabela 24. Tendo em vista que os resultados deste estudo foram originados nas anotações das Declarações oficiais e nas anotações dos livros hospitalares, a explicação para essa diferença pode estar em erros cometidos durante o processo de digitação da DN.

Diante desse quadro, no qual as incorreções encontradas no que se refere ao preenchimento da DN certamente estão menos ligadas a dificuldades técnicas do que a questões comportamentais, permaneceu a convicção da necessidade de uma avaliação mais pormenorizada sobre o SINASC no Município de Rio Branco e, por extensão, no Estado do Acre, visando o aperfeiçoamento do Sistema, para que ele possa vir a cumprir sua real e importante finalidade, a de fornecer informações confiáveis e que possam ser utilizadas nos diversos estudos voltados o conhecimento do estado de saúde da população.

8.3 – Os óbitos de menores de um ano.

Na definição dos óbitos de menores de um ano foram estudadas as 734 Declarações de Óbitos relativas a esta faixa de idade e oriundas de todo o Estado, referentes aos anos de 1997 e 1998. Além destas, foram também examinadas as 139 Declarações correspondentes às perdas fetais registradas no Município de Rio Branco no ano de 1997. Os óbitos de crianças naturais e filhas de mães residentes em Rio Branco ocorreram, em sua totalidade, no próprio Município, não se verificando, portanto, casos de evasão de óbito.

Do conjunto 734 óbitos de menores de um ano, foram considerados apenas aqueles que correspondiam às crianças naturais de Rio Branco, em número de 222, e que estavam assim distribuídos: 37 óbitos ocorridos em 1997, mas de crianças pertencentes à coorte de nascidos vivos de 1996; 155 óbitos ocorridos em 1997, de crianças nascidas vivas na coorte do mesmo ano; e 30 óbitos em 1998, de crianças nascidas vivas da coorte de 1997.

Na avaliação das Declarações relativas às perdas fetais, a aplicação dos critérios definidos no método e que serviram de sustentação para a inclusão de qualquer óbito fetal na coorte de nascidos vivos, possibilitou o resgate de 30 óbitos neonatais que haviam sido inicialmente classificados, de forma errônea, como perdas fetais.

Dos 30 óbitos neonatais recuperados do conjunto dos óbitos fetais, 4 não apresentavam, corretamente, a Declaração de Nascido Vivo, procedimento este efetuado durante a pesquisa, a partir dos dados coletados dos livros de registro hospitalar. Para os 26 óbitos restantes, entretanto, havia DN hospitalar preenchida, sendo que em 17 delas constavam os registros, seja na própria Declaração, seja nos livros de anotações de sala de parto e de berçário, dos índices de Apgar do quinto minuto. Em 20 desses óbitos, as perdas

fetais foram informadas no campo apropriado da declaração de óbito como sendo posterior ao parto. Em 17 óbitos, a declaração de óbito fetal trazia anotado o nome do falecido, detalhe esse indicativo da existência de um registro de nascimento prévio. Em 9 declarações, a idade ao morrer foi informada e em 7 delas, a data do óbito informada na DO foi posterior à data de nascimento. Esses resultados permitiram definir em 21,6% o percentual dos óbitos fetais correspondentes, na realidade, a nascidos vivos que evoluíram posteriormente para óbito.

Desse modo, dos 222 óbitos de menores de um ano inicialmente definidos, 37 deles foram excluídos por representarem nascidos vivos da coorte de 1996, de não interesse para o estudo. Aos 185 óbitos remanescentes, ocorridos entre os nascidos vivos da coorte de 1997, nos anos de 1997 e 1998, foram incluídos os 30 óbitos resgatados dentre as perdas fetais no ano de 1997. O diagrama abaixo sintetiza estes resultados.

A Tabela 25 apresenta a distribuição destes dados, considerando-se ainda o local de ocorrência. Dos 215 óbitos registrados, os 185 ocorridos ainda em 1997, ano do nascimento, representaram cerca de 86% do total de eventos, sendo que os 30 óbitos restantes,

cerca de 14%, aconteceram no ano de 1998. Do total de óbitos, 128 foram de crianças do sexo masculino (59,53%) e 87 do sexo feminino (40,47%), dos quais 176 ocorreram em hospital (81,86 %) e 39 no domicílio (18,14%).

Tabela 25 - Distribuição dos óbitos de menores de um ano da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o local da ocorrência, o sexo e o ano do óbito.

Local da ocorrência	1997				1998				Total	
	M	%	F	%	M	%	F	%	N ^o	%
Hospital	93	43,25	65	30,23	9	4,19	9	4,19	176	81,86
Domicílio	16	7,44	11	5,12	10	4,65	2	0,93	39	18,14
Total	109	50,69	76	35,35	19	8,84	11	5,12	215	100,00

Laurenti (1975) cita resultados de avaliação realizada sobre nascimentos mortos realizada em São Paulo, em concomitância com a Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância e na qual os dados obtidos revelaram que 1,40% dos nascidos mortos na verdade eram nascidos vivos que faleceram nos primeiros minutos ou nas primeiras horas de vida. O autor descreveu a ocorrência de valores elevados, como por exemplo em Santiago do Chile, onde um percentual de 45,60% dos óbitos de menores de um dia foram considerados perdas fetais. Almeida (1994), em estudo realizado sobre a mortalidade neonatal em Santo André, verificou que 3,90% dos óbitos fetais eram na verdade óbitos neonatais.

Diante das incorreções encontradas e do expressivo percentual que representa o número de óbitos neonatais indevidamente incluídos entre os óbitos fetais, é aceitável que algumas dessas incorreções tenham existido em virtude da desatenção no momento do preenchimento da Declaração de Óbito, principalmente para os casos em que houve o preenchimento da DN correspondente ao nascimento vivo, muito embora esse

argumento não diminua a gravidade do procedimento, notadamente nos dias atuais onde se observa um esforço conjunto, de dimensões internacionais, no sentido da busca da melhoria da coleta das informações em saúde.

Por outro lado e a despeito do avanço científico e tecnológico observado nas atividades de assistência perinatal, não se pode afastar a possibilidade de erros de base conceitual, relacionados principalmente às definições de nascimento vivo e óbito fetal, notadamente em locais onde as conquistas científicas não estão ainda plenamente divulgadas e a organização dos serviços de saúde ainda deficientes. Vale aqui lembrar que das cinco unidades envolvidas neste estudo, à época da coleta das informações, apenas uma, pública, dispunha de plantão médico permanente nas áreas de obstetria e pediatria, com as demais unidades funcionando em sistema de sobreaviso. A ausência desses profissionais na equipe de assistência ao parto provavelmente tem exercido influência negativa nesse processo, principalmente nas situações emergenciais, onde a só a presença efetiva da equipe pode garantir uma assistência adequada, de qualidade, à mãe e ao produto da concepção.

Laurenti e col. (1975) e Laurenti e col. (1987), fazem referência ao importante papel desempenhado, na prática, pela definição correta dos eventos vitais, sendo que essa representa um dos mais importantes fatores de erro na mensuração dos coeficientes de mortalidade infantil uma vez que, embora os países adotem oficialmente, em sua totalidade, as definições de nascidos vivos e de perdas fetais propostas pela OMS, nem sempre são obedecidas. Como consequência, observa-se a omissão do preenchimento da DN para nascidos vivos que evoluem precocemente para o óbito e que, em decorrência desse fato, são erroneamente rotulados como perdas fetais, o que resulta em superestimação destas e subestimação daqueles. O fenômeno inverso também pode ser observado, no qual verifica-se o preenchimento de DN para as perdas fetais, dando como resultado a superestimação do

número de nascidos vivos e dos óbitos neonatais e a subestimação das perdas fetais. A maior consequência advinda desses erros se reproduz sobre o cálculo da mortalidade infantil.

Houve uma ocorrência predominante de óbitos de indivíduos do sexo masculino sobre os de sexo feminino, que acarretou uma proporção de aproximadamente 1,5:1 óbitos entre os sexos. Essa predominância esteve presente em quase todas as classes de idade aqui trabalhadas, com exceções para os óbitos nas faixas de cinco e seis dias de vida, onde o número de óbitos femininos superou os masculinos, muito embora esse fato não tenha produzido alterações no conjunto, em virtude dessas duas categorias terem apresentado um número muito baixo de observações, além do que, na faixa de idade correspondente ao período neonatal tardio o número de óbitos foi igual para os dois sexos.

A Tabela 26 exhibe esses resultados, distribuídos segundo o sexo. As frequências relativas apresentadas tiveram como base de cálculo o total de óbitos trabalhados.

Tabela 26 - Distribuição dos óbitos de menores de 1 ano da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo a idade ao morrer e o sexo.

Idade ao morrer	Masculino		Feminino		P (M/F)	Total	
	f	%	f	%		f	%
< 24 horas	33	25,78	18	20,68	1,8	51	23,72
1 dia	15	11,72	9	10,35	1,7	24	11,17
2 dias	11	8,59	6	6,90	1,8	17	7,91
3 dias	5	3,90	3	3,45	1,7	8	3,71
4 dias	4	3,13	2	2,30	2,0	6	2,79
5 dias	2	1,56	4	4,60	0,5	6	2,79
6 dias	1	0,79	3	3,45	0,3	4	1,86
7 – 27 dias	13	10,15	13	14,94	1,1	26	12,10
28 e mais	44	34,38	29	33,33	1,5	73	33,95
Total	128	100,00	87	100,00	1,5	215	100,00

Assim, tomando-se como referência número de óbitos do período neonatal precoce (0 a seis dias de vida), observou-se um total de 116 óbitos (53,95%), 71 para o sexo masculino e 45 para sexo feminino. Para o período pós-neonatal (vinte e oito dias e mais), os valores encontrados foram de 73 óbitos (33,95%), sendo 44 do sexo masculino 29 do sexo feminino. Apenas em relação ao período neonatal tardio (sete a vinte e sete dias) é que as frequências verificadas foram iguais, da ordem 12,10%, correspondentes a 13 óbitos para cada sexo. Esses valores revelaram, em relação aos períodos neonatal precoce e pós-neonatal, a manutenção da mesma proporção de óbitos entre os sexos masculino e feminino, que se modificou quando relacionada aos óbitos do período neonatal tardio, assumindo o valor de 1:1 em virtude do igual número de óbitos entre os dois sexos nesse período (Tabela 26).

Notou-se, portanto, que a grande concentração da mortalidade deu-se no período neonatal, responsável por 65,62% dos óbitos entre os meninos, dos quais 84,50% foram registrados na fase precoce do período, e por 66,67% dos óbitos entre as meninas, sendo 77,60% deles no período neonatal precoce. Dentro deste período, a maior frequência encontrada foi nas primeiras 24 horas de vida, onde surgiram 51 óbitos, equivalentes a 23,72% do total. A estratificação dos óbitos das primeiras vinte e quatro horas não foi efetuada em virtude de que, em apenas 23 dos óbitos desse período, é que foram anotadas na Declaração de Óbito as idades da morte, sendo estas definidas, para os restantes 28 óbitos, a partir da verificação das datas de nascimento e óbito. Notou-se portanto que a prevalência dos óbitos entre os sexos, segundo a idade da morte, foi muito semelhante, com exceção para os óbitos aos cinco e seis dias, onde a prevalência entre as meninas foi superior à dos meninos. Após as primeiras 24 horas observou-se um decréscimo gradual da mortalidade com o decorrer dos dias, de tal forma que foram encontrados 24 óbitos de um dia, 17 óbitos aos dois dias, 8 óbitos aos três dias, 6 óbitos aos quatro e aos cinco dias, além de 4 óbitos

ocorridos aos seis dias de vida. Para a primeira semana de vida, os óbitos do sexo masculino foram em número superior aos do sexo feminino, dia a dia, exceção para os cinco e seis dias de vida, nos quais os óbitos femininos suplantaram os masculinos. A participação do período neonatal tardio na totalidade dos óbitos foi de 12,10%, sendo 13 para cada sexo, enquanto o período pós-neonatal, com 73 óbitos (44 meninos 29 meninas), participou com 33,95%.

A predominância de óbitos do sexo masculino sobre o feminino foi também encontrada em estudos realizados por outros autores que utilizaram método semelhante ao aqui tratado. No estudo realizado por Almeida (1994) sobre a mortalidade neonatal em Santo André, São Paulo, foram definidos, em relação ao total dos óbitos, os percentuais de 58,18% e 41,82% para os óbitos neonatais dos sexos masculino e feminino, respectivamente, com proporção de óbitos entre os dois sexos de 1,4:1. Já Moraes Neto (1996), ao estudar os aspectos da mortalidade infantil no Município de Goiânia, encontrou, tanto para os óbitos neonatais quanto para os óbitos pós-neonatais, uma proporção de 1,2:1 óbitos entre sexos, resultados esses ligeiramente inferiores aos obtidos neste estudo.

No que concerne à distribuição dos óbitos segundo a idade ao morrer, Almeida (1994) descreveu que 90,90% dos óbitos aconteceram na fase precoce do período neonatal, sendo que 54,54% correspondiam aos óbitos das primeiras vinte e quatro horas e 36,36% ao período de um a seis dias de vida.

Os resultados apresentados por Moraes Neto (1996) revelaram um percentual de 67,54% de óbitos referentes ao período neonatal e 32,46% ao período pós-neonatal, percentuais muito próximos aos aqui obtidos. Com relação aos óbitos do período neonatal precoce, Moraes Neto (1996) encontrou um percentual de 79,20% (30,30% para menores de vinte e quatro horas e 48,90% para os óbitos ocorridos entre o primeiro e o sexto dias), sendo de 20,80% o percentual da mortalidade neonatal tardia.

Os percentuais bem mais elevados divulgados por Almeida (1994) e por Moraes Neto (1996) para a mortalidade neonatal, comparados com os aqui obtidos, pode se dever ao fato de que esses autores utilizaram o número de óbitos do período como base de cálculo dos percentuais de cada faixa, enquanto neste trabalho tais percentuais foram calculados tendo por base o total de óbitos de menores de um ano. Se for utilizada estratégia semelhante para os resultados aqui encontrados, obtém-se percentuais de 81,69% para o período neonatal precoce, (35,91% para os óbitos de menores de vinte e quatro horas e 45,78% para o período de um a seis dias), com um percentual de 18,31% para o período neonatal tardio, que dessa forma em muito se aproximam dos encontrados nos estudos de Santo André e Goiânia.

Corteguera (1996), estudando a mortalidade neonatal em Cuba a partir dos dados que abrangeram um período de vinte e quatro anos, encontrou, para o ano de 1993, o mais recente do período pesquisado, percentuais de 61,00% de óbitos neonatais, dos quais 41,90% aconteceram na fase precoce (11,30% antes de completadas as primeiras vinte e quatro horas de vida e 30,60% entre um e seis dias), sendo que para a fase neonatal tardia o percentual referido pelo autor foi de 19,10%. Em estudo que abordou a evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro no período de 1979 a 1993, Leal e Szwarcwald (1996) encontraram, para o ano de 1993, que 59,90% dos óbitos de menores de um ano foram no período neonatal, de tal forma que 48,7% dos óbitos ocorreram no período neonatal precoce (24,60% nas primeiras vinte e quatro horas e 24,10% entre um e seis dias), 11,20% no período neonatal tardio, e 40,10% dos óbitos ocorrendo no período pós-neonatal.

Gomes e Santo (1997) obtiveram, em estudo sobre a mortalidade infantil de Presidente Prudente, São Paulo, resultados de 73,00% para a mortalidade neonatal, sendo que 66,14% corresponderam à neonatal precoce (41,27% em menores de vinte e quatro horas e

24,87% entre um e seis dias) e 6,88% à neonatal tardia, com o componente pós-neonatal atingindo 26,98%. Já no estudo conduzido por Bohland e Mello Jorge (1999) sobre a mortalidade de menores de um ano no Município de Itararé, em São Paulo, no ano de 1993, os percentuais encontrados para os diversos estratos foram inferiores aos aqui obtidos. Assim, com relação aos óbitos do período neonatal as autoras referiram um valor de 33,89%, cerca da metade do aqui registrado, sendo que para o período pós-neonatal esse percentual foi de 66,10%, que representa quase o dobro do aqui obtido para a mesma faixa de idade.

Como se pôde constatar e em que pese às variações encontradas entre os diversos estudos aqui referenciados, exceção feita ao estudo de Bohland e Mello Jorge (1999), a maior prevalência de óbitos ocorreu entre os menores de sete dias de vida e, dentre estes, os menores de um dia. No âmbito deste estudo observou-se ainda com relação à mortalidade neonatal precoce que as maiores taxas de mortalidade referiram-se sempre às idades mais jovens, de acordo com o relatado por Leal e Szwarcwald (1996), ou seja, dentre os menores de vinte e quatro horas, a maior concentração de óbitos verificou-se nas primeiras 5 horas de vida e, dentre os menores de um a seis dias, a maior freqüência deu-se notadamente nos dois primeiros dias.

Esse fato foi abordado por Laurenti (1975) ao observar que a curva de mortalidade determinada para os primeiros sete dias de vida apresenta inclinação descendente, qualquer que seja o padrão de mortalidade infantil considerado, seja ele alto ou baixo, com os diferenciais se estabelecendo em função da magnitude do dano. O autor chama a atenção para o fato de que, a ocorrência de óbitos no segundo dia de vida em número superior ao observado no primeiro dia, é altamente indicativa da existência do equívoco anteriormente abordado, no qual nascidos vivos que vêm a falecer minutos ou horas após o nascimento são considerados perdas fetais.

8.4 – As causas informadas de morte.

Dos 215 óbitos aqui estudados, 179 (83,25%) tiveram assistência médica, 35 (16,28) foram sem assistência e 1 (0,47%) teve morte de causa indeterminada atestada por médico. A utilização da Lista Tabular de Inclusões e Subcategorias de Quatro Caracteres da Classificação possibilitou a verificação de 472 diagnósticos informados. Quando se fez uso, no entanto, da Lista de Categorias de Três Caracteres esse número ficou reduzido a 456, em decorrência da presença de 16 diagnósticos que, embora em subcategorias diferentes, faziam parte da mesma Categoria da CID e conseqüentemente foram considerados como dupla citação nos atestados médicos. Em que pese às ressalvas apontadas por diversos autores a respeito das discordâncias freqüentemente observadas entre os diagnósticos informados nos atestados oficiais e aqueles refeitos após pesquisa de campo, que comprometem a qualidade dos dados (Laurenti, 1975; Freitas, 1997; Gomes e Santo, 1997), no âmbito deste estudo as causas informadas de morte foram as obtidas dos atestados originais.

A distribuição dos 456 diagnósticos segundo a lista de três caracteres da Classificação (CID-10), considerados inclusive os óbitos sem assistência médica, mostrou uma ampla supremacia das afecções contidas em seu Capítulo XVI, o das Afecções Originadas no Período Perinatal (P00–P99), com 57,46% dos diagnósticos, seguidas pelos Sintomas, Sinais e Achados Clínicos e Laboratoriais não Classificados em Outra Parte, presentes no Capítulo XVIII (R00–R99), que contribuíram com 14,03% dos diagnósticos e pelas afecções constantes do Capítulo I, Algumas Doenças Infecciosas e Parasitárias (A00–B99), com 9,65%. Com percentuais menores seguiram-se as Doenças do Aparelho Respiratório, pertencentes ao Capítulo X (J00–J99), com 7,67%, as Malformações Congênitas, Deformidades e Anomalias Cromossômicas, Capítulo XVII (Q00–Q99), com

4,16% e as Doenças Endócrinas, da Nutrição e do Metabolismo, presentes no Capítulo IV (E00–E90), perfazendo um percentual de 3,29% do total de diagnósticos (Tabela 27).

Os 3,74% de diagnósticos restantes ficaram distribuídos pelos seguintes Capítulos da CID-10: Capítulo III, das Doenças do Sangue, dos Órgãos Hematopoiéticos e Alguns Transtornos Imunitários (D50–D89); Capítulo IX (I00–I99), das Doenças do Aparelho Circulatório; Capítulo VI, das Doenças do Sistema Nervoso (G00–G99); Capítulo VIII, das Doenças do Ouvido e da Apófise Mastóide (H60–H95) e Capítulo XI, das Doenças do Aparelho Digestivo (K00–K93), conforme pode ser observado na Tabela 27.

Do total de 456 diagnósticos informados, 215 foram selecionados como causa básica do óbito e 241 se apresentaram como causas associadas. As afecções originadas no período perinatal foram as mais freqüentes, seja como causa básica, seja como causa associada. Já os sintomas, sinais e achados anormais, que constituem o grupo das doenças mal definidas, excetuados os 36 que inevitavelmente selecionados como causa básica para os óbitos sem assistência médica, surgiram como causa associada em 28 dos atestados. Dos 44 diagnósticos de doenças infecciosas e parasitárias, 28 se constituíram em causa básica e 16 estiveram associados a outras afecções (Tabela 27).

Quanto às doenças do aparelho respiratório, dos 35 diagnósticos informados, *15 foram selecionados como causa básica e 20 foram causas associadas. Das malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas, para 18 selecionadas como causa básica apenas uma foi mencionada como causa associada.* As doenças do sistema nervoso pouco contribuíram para a composição das causas de morte, seja como causa básica, seja como causa associada, o mesmo acontecendo com as doenças do aparelho circulatório.

As doenças endócrinas, da nutrição e do metabolismo predominaram enquanto causa associada, de vez que em apenas duas ocasiões foram selecionadas como

causa básica, enquanto as doenças do sangue e dos órgãos hematopoiéticos, as do ouvido e da apófise mastóide e as do aparelho digestivo participaram apenas como causas associadas.

Tabela 27 – Diagnósticos informados nos atestados médicos dos óbitos de menores de um ano, da coorte de nascidos vivos no Município de Rio Branco no ano de 1997.

Diagnósticos (Lista de três caracteres da CID-10)	CB*		CA*		CM*	
	f	%	f	%	f	%
Cap. I – Doenças infecciosas e parasitárias (A00–B99).	28	13,02	16	6,64	44	9,65
Cap. III – Doenças do sangue, dos órgãos hematopoiéticos e alguns transtornos imunitários (D50–D89).	–	–	6	2,49	6	1,32
Cap. IV – Doenças endócrinas, da nutrição e do metabolismo (E00–E90).	2	0,93	13	5,39	15	3,29
Cap. VI – Doenças do sistema nervoso (G00–G99).	2	0,93	2	0,83	4	0,88
Cap. VIII – Doenças do ouvido e da mastóide (H60–H95).	–	–	1	0,41	1	0,22
Cap. IX – Doenças do aparelho circulatório (I00–I99).	1	0,47	4	1,66	5	1,10
Cap. X – Doenças do aparelho respiratório (J00–J99).	15	6,98	20	8,30	35	7,67
Cap. XI – Doenças do aparelho digestivo (K00–K93).	–	–	1	0,41	1	0,22
Cap. XVI – Algumas afecções originadas no período perinatal (P00–P99).	113	52,56	149	61,83	262	57,46
Cap. XVII – Malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas (Q00–Q99).	18	8,37	1	0,41	19	4,16
Cap. XVIII – Sintomas, sinais e achados anormais não classificados em outra parte (R00– R99).	36	16,74	28	11,62	64	14,03
Total	215	100,00	241	100,00	456	100,00

CB= Causas Básicas. **CA=** Causas Associadas. **CM=** Causas Múltiplas.

Excluídos os óbitos sem assistência médica, os 420 diagnósticos restantes foram então distribuídos em função do número de menções presentes em cada atestado, com o seguinte resultado: em 23 dos atestados, equivalentes a 5,47% do total de diagnósticos informados, havia apenas uma causa mencionada; 94 atestados apresentaram duas menções, correspondendo a 44,77% dos diagnósticos; em 45 atestados, três menções, equivalentes a

32,14% dos diagnósticos e 13 atestados apresentaram quatro menções, representando 12,38% dos diagnósticos. Em 4 atestados havia cinco ou mais menções, sendo 3 atestados com cinco e 1 atestado com sete menções, correspondentes a 5,24% dos diagnósticos (Tabela 28).

Tabela 28 – Número de causas informadas nas declarações de óbitos de menores de um ano da coorte de nascidos vivos de Rio Branco no ano de 1997, segundo o sexo.

Número de menções	Masculino				Feminino				Total			
	DO's		Diagnósticos		DO's		Diagnósticos		DO's		Diagnósticos	
	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%
1	14	7,82	14	3,33	9	5,03	9	2,14	23	12,85	23	5,47
2	56	31,28	112	26,67	38	21,23	76	18,10	94	52,51	188	44,77
3	25	13,97	75	17,86	20	11,17	60	14,28	45	25,14	135	32,14
4	5	2,79	20	4,76	8	4,47	32	7,62	13	7,26	52	12,38
≥ 5	3	1,67	17	4,05	1	0,56	5	1,19	4	2,24	22	5,24
Total	103	57,53	238	56,67	76	42,46	182	43,33	179	100,00	420	100,00

Excluídos os 36 óbitos sem assistência médica (M= 25 F= 11).

Na seqüência de Tabelas de números 28 a 31 os percentuais apresentados foram calculados com base no total de declarações e de diagnósticos informados nos óbitos com assistência médica e levando em conta as diferenças entre os sexos.

Assim, para o período neonatal, tanto o precoce quanto o tardio, houve uma concentração maior de atestados contendo dois diagnósticos, em número de 71 para o período neonatal precoce e de 13 para o neonatal tardio.

Os atestados com apenas uma menção foram 19, todos relativos ao período neonatal precoce, já que no tardio não houve ocorrência de atestados com uma menção. Com três menções obteve-se 24 atestados, sendo 19 no período neonatal precoce e 5 no neonatal tardio. O número de atestados relativos ao período neonatal que continham acima de três

diagnósticos foi muito baixo, conforme pode ser observado nos dados expostos nas Tabelas 29 e 30.

Tabela 29 – Número de causas informadas nas declarações de óbitos do período neonatal precoce, da coorte de nascidos vivos de Rio Branco no ano de 1997, segundo o sexo.

Número de menções	Masculino				Feminino				Total			
	DO's		Diagnósticos		DO's		Diagnósticos		DO's		Diagnósticos	
	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%
1	11	6,14	11	2,62	8	4,47	8	1,91	19	10,61	19	4,53
2	48	26,81	96	22,86	23	12,85	46	10,95	71	39,66	142	33,81
3	7	3,91	21	5,00	12	6,70	36	8,57	19	10,61	57	13,57
4	3	1,67	12	2,86	1	0,56	4	0,95	4	2,24	16	3,81
≥ 5	2	1,12	12	2,86	–	–	–	–	2	1,12	12	2,86
Total	71	39,65	152	36,20	44	24,58	94	22,38	115	64,24	246	58,58

Excluído 1 óbito sem assistência médica (Sexo feminino).

No tocante ao período pós-neonatal, cujos dados encontram-se na Tabela 31, a maioria dos atestados, em número de 21, exibiu três diagnósticos. Seguiram-se os atestados com dois diagnósticos, em número de 10, com quatro diagnósticos foram 8 e com apenas um diagnóstico foram 4. Apenas um atestado apresentou 5 diagnósticos.

Com relação à média de diagnósticos por atestado, observou-se que esta foi ligeiramente inferior à média geral no período neonatal precoce (2,14 para ambos os sexos) e ligeiramente superior no período neonatal tardio (2,62 para o sexo masculino e 2,42 para o sexo feminino), em virtude de que nesse estrato os atestados se concentraram nas faixas de duas e três menções, com conseqüente elevação das médias para os dois sexos. As médias de diagnóstico por atestado médico para período pós-neonatal foram de 2,71 para o sexo masculino e de 2,95 para o sexo feminino.

Tabela 30 – Número de causas informadas nas declarações de óbitos do período neonatal tardio da coorte de nascidos vivos de Rio Branco no ano de 1997, segundo o sexo.

Número de menções	Masculino				Feminino				Total			
	DO's		Diagnósticos		DO's		Diagnósticos		DO's		Diagnósticos	
	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%
1	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
2	5	2,79	10	2,38	8	4,47	16	3,81	13	7,26	26	6,19
3	2	1,12	6	1,43	3	1,67	9	2,14	5	2,79	15	3,57
4	–	–	–	–	1	0,56	4	0,95	1	0,56	4	0,95
≥ 5	1	0,56	5	1,19	–	–	–	–	1	0,56	5	1,19
Total	8	4,47	21	5,00	12	6,70	29	6,90	20	11,17	50	11,90

Excluídos 6 óbitos sem assistência médica (M= 5 F= 1).

Tabela 31 – Número de causas informadas nas declarações de óbitos do período pós- neonatal da coorte de nascidos vivos de Rio Branco no ano de 1997, segundo o sexo.

Número de menções	Masculino				Feminino				Total			
	DO's		Diagnósticos		DO's		Diagnósticos		DO's		Diagnósticos	
	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%	f	%
1	3	1,67	3	0,71	1	0,56	1	0,24	4	2,23	4	0,95
2	3	1,67	6	1,43	7	3,92	14	3,33	10	5,59	20	4,76
3	16	8,95	48	11,43	5	2,79	15	3,57	21	11,74	63	15,00
4	2	1,12	8	1,91	6	3,35	24	5,71	8	4,47	32	7,62
≥ 5	–	–	–	–	1	0,56	5	1,19	1	0,56	5	1,19
Total	24	13,41	65	15,48	20	11,18	59	14,04	44	24,59	124	29,52

Excluídos 29 óbitos sem assistência médica (M= 20 F= 9).

A média de diagnósticos por atestado foi de 2,35, sendo que as médias para cada sexo foram muito semelhantes, de 2,31 para o masculino e de 2,39 para o feminino.

A distribuição dos diagnósticos em função dos diferentes faixas de idade ao morrer, embora não tenha revelado variações importantes entre elas, de vez que a média de diagnósticos por atestado manteve-se praticamente a mesma dentro de cada grupo em relação

à média calculada para o conjunto, permitiu, no entanto, uma visualização mais detalhada a respeito dessa informação.

O quadro aqui encontrado não sofreu modificação sensível em relação ao descrito no estudo realizado por Freitas (1997), no qual foi realizada uma avaliação do Sistema de Informações sobre Mortalidade no Estado Acre, a partir de dados relativos aos municípios de Rio Branco e Cruzeiro do Sul no ano de 1994 e onde foi encontrada uma média de 2,60 diagnósticos por atestado, indicativo de que, em relação ao preenchimento do atestado médico da Declaração de Óbito, a situação em Rio Branco manteve-se inalterada. Tal fato torna-se motivo de preocupação na medida em que o novo modelo de Declaração de Óbito elaborado pelo Ministério da Saúde acrescentou mais espaço ao atestado médico a fim de permitir que um maior número de informações sobre as causas da morte possa ser informado, atendendo recomendação da OMS e tendo em vista principalmente o fato de que, o aumento da vida média tem levado ao envelhecimento populacional, o que acarreta que as pessoas passam a contrair um maior número de doenças, especialmente as crônicas, que necessitam ser informadas por ocasião do óbito.

Embora esse raciocínio não seja perfeitamente aplicável aos óbitos de menores de um ano, tem-se observado a existência de atestados de óbitos nessa faixa etária nos quais o número de informações fornecido pelo médico assistente é expressivo.

A diferença entre o número de diagnósticos mencionados nos atestados médicos de óbitos do período neonatal, principalmente o precoce, e aquele citado nos óbitos ocorridos em idade posterior, pode significar um maior grau de dificuldade relativo ao estabelecimento do diagnóstico da morte que ocorre nos primeiros minutos ou nas primeiras horas de vida, onde se concentra a maioria dos óbitos neonatais. Gomes e Santo (1997) lembram que em se tratando de causas perinatais, o médico nem sempre consegue identificar

com segurança todas as etapas do processo mórbido, restando-lhe como opção o fornecimento de diagnósticos sucintos.

A média de 2,35 diagnósticos por atestado, aqui determinada, encontra-se muito próxima da registrada por Gomes e Santo (1997), no estudo conduzido em Presidente Prudente, que foi de 2,32 para os atestados originais e de 2,76 nos atestados refeitos, procedimento esse não incluído neste estudo.

8.5 – As causas básicas de morte.

Pretende-se, neste item, discutir as causas básicas de morte selecionadas das 179 Declarações de Óbito com assistência médica. A seqüência de Tabelas de 31 a 33 mostra a participação das diversas Categorias de doenças constantes na Lista da CID-10 na composição do quadro das causas de morte. A Tabela 32 sintetiza a totalidade das causas básicas selecionadas para o conjunto dos 179 óbitos com assistência médica, em função da ordem de magnitude de cada Categoria e do sexo, enquanto as Tabelas 33 e 34 expõem estes mesmos dados considerando-se os períodos neonatal e pós-neonatal.

Dos 113 diagnósticos selecionados como causa básica e pertencentes à Categoria das afecções originadas no período perinatal, 81 deles (45,25%) corresponderam aos transtornos respiratórios e cardiovasculares perinatais, códigos P20–P29, presentes em sua totalidade no período neonatal. Os demais 32 diagnósticos dessa Categoria (17,88%) estiveram distribuídos entre as infecções específicas do período perinatal (P35– P39), sendo que um deles ocorreu no período pós-neonatal. Em 9 diagnósticos estiveram envolvidos os transtornos da duração da gestação e do crescimento fetal (P07), 7 diagnósticos foram

provenientes de fatores maternos e de complicações da gravidez, do trabalho de parto e do parto (P00–P04), sendo que os 6 diagnósticos restantes foram incluídos nas demais afecções do período perinatal.

Tabela 32 – Causas básicas selecionadas nos atestados de óbitos de menores de um ano, da coorte de nascidos vivos no Município de Rio Branco no ano de 1997, segundo o sexo.

Ordem	Causas (Lista de três caracteres da CID–10)	Sexo		Total
		M	F	
1	Transtornos respiratórios e cardiovasculares perinatais (P20–P29).	52	29	81
2	Diarréia e gastroenterite infecciosas presumíveis (A09).	5	9	14
3	Outras septicemias (A41).	5	5	10
4	Infecções específicas do período perinatal (P36, P37 e P39).	4	6	10
5	Transtornos da duração da gestação e do crescimento fetal (P07).	3	6	9
6	Malformações congênitas do aparelho circulatório (Q24 e Q28).	3	6	9
7	Influenza (gripe) e pneumonia (J15, J18 e J21).	6	2	8
8	Fatores maternos, complicações da gravidez e do parto (P00–P04).	5	2	7
9	Demais doenças do ap. respiratório (J45, J46, J81, J90, J96 e J98).	3	4	7
10	Demais afecções do período perinatal (P15, P52, P55, P57 e P74).	5	1	6
11	Outras malformações congênitas e cromossômicas (Q89 e Q90).	3	2	5
12	Demais afecções infecciosas e parasitárias (A19, A33, A50 e A85).	2	2	4
13	Malformações congênitas do sistema nervoso (Q00, Q02 e Q03).	4	—	4
14	Todas as demais causas (E43, E88, G80 e I21).	3	2	5
Total		103	76	179

Excluídos 36 óbitos sem assistência médica (M= 25 F= 11).

O segundo maior grupo de causas em importância no conjunto de óbitos de menores de um ano e primeiro nos óbitos do período pós-neonatal foi o pertencente à Categoria das doenças infecciosas e parasitárias, com 28 causas selecionadas, 21 delas no período pós-neonatal. A diarréia e a gastroenterite de origem infecciosa presumível (A09), presentes no período pós-neonatal, contribuíram com metade dos diagnósticos da Categoria.

As demais doenças infecciosas e parasitárias contribuíram com 4 diagnósticos. Na composição da mortalidade neonatal, as doenças infecciosas e parasitárias participaram com 7 causas, sendo 5 referentes à diarreia e gastroenterite de origem infecciosa presumível, 1 tétano neonatal (A33) e 1 encefalite viral não classificada em outra parte (A85).

As malformações congênitas, terceiro maior grupo de causas de óbitos em menores de um ano, com 18 casos, equivalentes a 10,06% do total, surgiram como o segundo maior grupo de causas de morte no período neonatal. A maior frequência encontrada foi com relação às anomalias congênitas do aparelho circulatório (Q20–Q28), seguida pelas anomalias do sistema nervoso (Q00–Q07) e pelas anomalias congênitas não especificadas (Q89), cada uma delas com 4 observações, que juntas representaram 4,47% dos diagnósticos. A causa básica restante nesse grupo correspondeu a 1 caso (0,56%) de anomalia cromossômica (Q90).

Tabela 33 – Causas básicas selecionadas dos óbitos do período neonatal, da coorte de nascidos vivos no ano de 1997 no Município de Rio Branco, segundo a ordem de frequência e o sexo.

Ordem	Causas (Lista de três caracteres da CID–10)	Sexo		Total
		M	F	
1	Transtornos respiratórios e cardiovasculares perinatais (P20–P29).	52	29	81
2	Infecções específicas do período perinatal (P36, P37 e P39).	3	6	9
3	Transtornos da duração da gestação e do crescimento fetal (P07).	3	6	9
4	Fatores maternos, complicações da gravidez e do parto (P00–P04).	5	2	7
5	Demais afecções infecciosas e parasitárias (A09, A33 e A85).	2	5	7
6	Demais afecções do período perinatal (P15, P52, P55, P57 e P74).	5	1	6
7	Malformações congênitas do aparelho circulatório (Q24 e Q28).	2	4	6
8	Outras malformações congênitas e cromossômicas (Q89 e Q90).	3	2	5
9	Malformações congênitas do sistema nervoso (Q00, Q02 e Q03).	3	—	3
10	Todas as demais causas (G80, J21).	1	1	2
Total		79	56	135

Excluídos 7 óbitos sem assistência médica (M= 5 F= 2).

As doenças do aparelho respiratório representaram a quarta maior causa de óbitos nos menores de um ano e a segunda mais prevalente no período pós-neonatal, período no qual esteve presente em 14 dos 15 diagnósticos selecionados.

A participação dessa Categoria na composição dos óbitos do período neonatal referiu-se a apenas 1 caso de bronquiolite (J21). A maioria dos diagnósticos esteve relacionada à influenza (gripe) e pneumonia (J10–J21), com 7 casos, surgindo em seguida 5 casos pertencentes às demais afecções do aparelho respiratório e 2 casos de doenças crônicas das vias aéreas inferiores.

Tabela 34 – Causas básicas dos óbitos do período pós-neonatal, da coorte de nascidos vivos no ano de 1997 no Município de Rio Branco, segundo a ordem de frequência e o sexo.

Ordem	Causas (Lista de três caracteres da CID – 10)	Sexo		Total
		M	F	
1	Doenças infecciosas e parasitárias (A09, A19 e A50).	5	6	11
2	Outras septicemias (A41).	5	5	10
3	Influenza (gripe) e pneumonia (J15, J18 e J21).	6	1	7
4	Demais afecções do ap.respiratório (J45, J46, J81, J90, J96 e J98).	3	4	7
5	Malformações congênitas (Q24 e Q02).	2	2	4
6	Todas as demais causas (E43, E88, G80, I21 e P37).	3	2	5
Total		24	20	44

Excluídos 29 óbitos sem assistência médica (M= 20 F= 9).

Os 5 diagnósticos restantes, ficaram distribuídos entre as demais Categorias da CID, especificamente, 2 casos de paralisia cerebral infantil não especificada (G80), 1 caso de desnutrição protéico-calórica grave (E43), 1 caso de distúrbio metabólico não especificado (E88), e 1 caso de infarto agudo do miocárdio (I21), que embora pouco provável nessa faixa etária, foi selecionado em virtude de ter sido a única causa informada no atestado.

Ao ser efetuada a avaliação conjunta dos diagnósticos segundo as causas básicas e as causas associadas, cujos resultados encontram-se expostos na Tabela 35, observou-se que, embora pouco tenham contribuído enquanto causa básica, os transtornos da duração da gestação e do crescimento fetal (P07 e P08) formaram o principal grupo de causas associadas. Nessa Categoria os destaques foram para os transtornos relacionados com a gestação de curta duração e o baixo peso ao nascer, aqui identificados na totalidade dos atestados como nascidos de pré-termo (P07), associados em 61 atestados aos transtornos respiratórios e cardiovasculares originados no período perinatal, em 5 ocasiões a óbitos por diarreia e gastroenterite de origem infecciosa presumível e em 8 casos às demais causas de óbito. Os dois casos restantes, referentes aos transtornos relacionados com a gestação prolongada, ou pós-termo (P08), estiveram associados às demais causas básicas de óbito.

O segundo grupo em importância dentre as causas associadas esteve representado pelos transtornos respiratórios e cardiovasculares originados no período perinatal, com 69 diagnósticos, 31 pertencentes aos transtornos cardiovasculares (P29), 12 às outras afecções respiratórias (P28), 10 à asfixia ao nascer (P21) e 9 à hipóxia intra-uterina (P20), ficando as 7 causas restantes distribuídas entre os demais diagnósticos da Categoria.

As associações mais frequentemente observadas nesse grupo ocorreram entre os transtornos cardiovasculares e a síndrome do desconforto respiratório do recém-nascido (P22), presentes em 12 oportunidades e, em igual número de 4 associações, com a septicemia bacteriana do recém-nascido (P36) e com as outras afecções respiratórias originadas no período perinatal (P28). Os transtornos cardiovasculares do período perinatal estiveram ainda associados, em 11 atestados às outras malformações congênicas do coração, à hipóxia intra-uterina, às outras infecções específicas do período perinatal, às outras malformações congênicas não classificadas em outra parte e à pneumonia congênita.

Tabela 35 - Diagnósticos informados nos atestados de óbitos com assistência médica, em menores de um ano da coorte de nascidos vivos em Rio Branco no ano de 1997.

Diagnósticos	CB*		CA*		CM*	
	f	%	f	%	f	%
Transtornos respiratórios e cardiovasculares perinatais (P20-P29).	81	19,28	69	16,43	150	35,71
Diarréia e gastroenterite infecciosas presumíveis (A09).	14	3,33	5	1,19	19	4,52
Outras septicemias (A41).	10	2,38	11	2,62	21	5,00
Infecções específicas do período perinatal (P36, P37 e P39).	10	2,38	2	0,48	12	2,86
Transtornos da duração da gestação e crescimento fetal (P07 e P08).	9	2,14	76	18,10	85	20,24
Malformações congênitas do aparelho circulatório (Q23, Q24 e Q28).	9	2,14	1	0,24	10	2,38
Influenza (gripe) e pneumonia (J15, J18 e J21).	8	1,90	9	2,14	17	4,04
Fatores maternos, complicações da gravidez e do parto (P00-P04).	7	1,67	—	—	7	1,67
Demais afecções do período perinatal (P50-P61 e P74).	5	1,19	2	0,48	7	1,67
Outras doenças do aparelho respiratório (J81, J90, J96 e J98).	5	1,19	11	2,62	16	3,81
Doenças do aparelho circulatório (I21, I46, I50 e I99).	1	0,24	4	0,95	5	1,19
Doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas (E43, E46, E70-E90).	2	0,48	13	3,09	15	3,57
Demais causas infecciosas e parasitárias (A19, A33, A50 e A85).	4	0,95	—	—	4	0,95
Malformações congênitas do sistema nervoso (Q00, Q02 e Q03).	4	0,95	—	—	4	0,95
Outras malformações congênitas (Q89).	4	0,95	—	—	4	0,95
Sintomas, sinais e achados anormais (R99)	—	—	23	5,48	23	5,48
Todas as demais causas.	6	1,43	15	3,57	21	5,00
Total	179	42,60	241	57,49	420	100,00

CB= Causas Básicas. CA= Causas Associadas. CM= Causas Múltiplas.

Excluídas 36 Declarações sem assistência médica (M= 25 F= 11).

A Categoria das outras afecções respiratórias originadas no período perinatal apresentou-se eventualmente associada aos outros diagnósticos informados nos atestados, a exemplo do que aconteceu com a hipóxia intra-uterina, a asfixia ao nascer, a síndrome de aspiração neonatal e a síndrome do desconforto respiratório do recém-nascido.

O terceiro maior grupo de causas associadas esteve composto pelos sintomas, sinais e achados anormais não classificados em outra parte, representados exclusivamente pela parada cardíaca (R99), que esteve associada a 23 óbitos.

Contribuíram ainda para a formação do conjunto de causas associadas as doenças infecciosas, presentes em 25 atestados e representadas pelas septicemias, com 11 casos, pelas pneumonias, com 9 casos, e pela diarreia e gastroenterite de origem infecciosa presumível, com 5 casos. A diarreia e gastroenterite estiveram associadas às septicemias, à pneumonia, à pneumonia congênita e aos outros distúrbios metabólicos, enquanto os casos de septicemia e pneumonia associaram-se aleatoriamente às diversas causas básicas presentes nos atestados de óbito.

No tocante às doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas, mencionadas em 13 atestados, observou-se que a desidratação (E86) foi a causa com a maior frequência encontrada dentro da Categoria, surgindo associada em 5 ocasiões à diarreia e gastroenterite de origem infecciosa presumível e em 2 ocasiões associada à septicemia. A desnutrição protéico-calórica não especificada (E46) esteve associada em 4 atestados a doenças de natureza infecciosa, como a diarreia e gastroenterite, a tuberculose e a septicemia, enquanto os outros transtornos do equilíbrio hidroeletrólítico e ácido-básico (E87) associaram-se em 2 atestados à diarreia e gastroenterite de origem infecciosa presumível.

Dos 11 registros relativos às outras doenças do aparelho respiratório, 9 corresponderam à insuficiência respiratória não classificada em outra parte (J96), associada principalmente às doenças infecciosas. Os 2 casos restantes foram de 1 edema pulmonar não especificado (J81), associado a estado de mal asmático e 1 caso de outros transtornos respiratórios (J98) associado à bronquiolite aguda.

As Categorias I50 (insuficiência cardíaca) e I99 (outros transtornos do aparelho circulatório), pouco contribuíram para a composição das causas associadas.

No que concerne aos óbitos do período neonatal, os resultados aqui encontrados relativos às causas básicas de morte revelaram um perfil semelhante ao traçado

por outros autores. Buehler e cols. (1987), estudando as causas da mortalidade infantil nos Estados Unidos a partir da coorte de nascidos vivos do ano de 1980, descreveram percentuais de 41,80% de óbitos por causas perinatais, 24,10% por anomalias congênicas, 14,40% devidos à síndrome da morte súbita na infância e de 8,20% decorrentes de infecções, inclusive as específicas do período perinatal. No estudo de Santo André, Almeida (1994) estabeleceu em 81,80% o percentual de causas básicas pertencentes às afecções originadas no período perinatal, concentradas principalmente no neonatal precoce, ficando as anomalias congênicas responsáveis pelo segundo maior grupo de causas de morte. Em estudo realizado com base nos óbitos neonatais ocorridos na região Metropolitana da cidade do Rio de Janeiro no período entre 1986 e 1987, Carvalho e Silver (1995) encontraram, analisando os atestados médicos originais, 87,20% de causas de morte decorrentes de afecções do período perinatal, com maior prevalência para as afecções respiratórias, secundadas pelos nascidos de pré-termo, a septicemia neonatal, a síndrome da angústia respiratória, a anóxia/hipóxia e as outras causas perinatais. Num segundo grupo em importância figuraram as anomalias congênicas e as causas infecciosas. Corteguera (1996) também encontrou para os óbitos neonatais um maior número de causas perinatais, seguido pelas anomalias congênicas e pelas causas infecciosas, à semelhança do encontrado por Gomes e Santo (1997) ao estudar a mortalidade infantil em Presidente Prudente, São Paulo, onde, a partir de atestados revisados, os autores calcularam em 63% os óbitos por causas originadas no período perinatal, em 11,10% pelas anomalias congênicas e em 4,80% pelas infecções.

Para o período pós-neonatal o quadro mantém as semelhanças. No estudo de Szwarcwald e Castilho (1995) sobre as estimativas da mortalidade infantil no Brasil na década de 80, as doenças infecciosas intestinais foram responsáveis por cerca de 28,40% dos óbitos em menores de um ano com causa informada, na Região Norte, enquanto a pneumonia

participou com 9,60% dos diagnósticos e as doenças nutricionais com 2,80%. Neste estudo a diarreia e gastroenterite de origem infecciosa presumível representaram 20,50% das causas básicas do período pós-neonatal, a pneumonia 15,90% e as doenças nutricionais apenas 0,50%. Já no estudo de Gomes e Santo (1997) houve um predomínio das doenças infecciosas e parasitárias, seguidas das doenças do aparelho respiratório e pelas doenças nutricionais.

Esses estudos, independentemente da abordagem utilizada, revelaram alguns pontos comuns entre si. Dessa maneira, dentre as causas de mortalidade originadas no período perinatal, em todos se observou um predomínio das afecções respiratórias sobre as demais afecções da Categoria, seguidas pelas infecções específicas do período perinatal, com as anomalias congênitas surgindo como o terceiro maior grupo de causas básicas de morte. Se, porém, forem subtraídos das afecções perinatais, os óbitos decorrentes de causas infecciosas, este grupo assume o segundo lugar em importância na mortalidade neonatal, com exceção dos casos relatados nos Estados Unidos e Cuba, onde as anomalias congênitas figuraram como segundo maior grupo em importância na composição da mortalidade neonatal. Neste estudo, as doenças infecciosas mantêm-se em segundo lugar em importância como causa básica de morte, mesmo se as infecções específicas do período perinatal forem mantidas entre as afecções perinatais, às custas de sua posição como principal causa de morte no período pós-neonatal. Esse fenômeno justifica-se pelo fato de que, principalmente nos países desenvolvidos, verificou-se nos últimos anos um controle mais eficaz sobre as demais causas de morte, que resultou numa maior participação das anomalias congênitas no perfil da mortalidade neonatal. Nos países menos desenvolvidos ou em regiões nas quais a população ainda se ressentia de uma adequada cobertura de serviços essenciais como o saneamento básico, caso de Rio Branco, as doenças de origem infecciosa, principalmente as diarreias, ainda são responsáveis por um vergonhoso percentual de óbitos em menores de um ano.

Chamou a atenção, neste estudo, no tocante à mortalidade neonatal, a pequena participação dos fatores maternos, das complicações da gravidez, do trabalho de parto e do parto, bem como dos traumatismos ocorridos durante o nascimento. Dos 7 casos surgidos no primeiro grupo, 1 foi causado por episódio hipertensivo materno, 1 por complicações maternas produzidas pelo uso de anestésico durante parto operatório e 5 resultaram de gestação múltipla. Houve registro de apenas 1 caso de traumatismo de parto.

Para o período pós-neonatal, em que pese a predominância de óbitos por causas de natureza infecciosa, notou-se reduzido número de menções referentes à desnutrição, que surgiu em apenas quatro oportunidades, o que pode significar, segundo Carvalho (1986), a expressão da subnotificação da desnutrição, em virtude da inversão de prioridade provocada pelos médicos que dão preferência às doenças a ela associadas no momento de preencher o atestado de óbito.

A utilização de diagnósticos genéricos como hipóxia/anóxia/asfixia, insuficiência cardíaca, insuficiência respiratória e parada cardíaca, encontrados com muita frequência nos atestados, certamente ocultam causas mais específicas de morte que estão sendo preteridas, talvez em virtude de dificuldades em se estabelecer um diagnóstico mais exato, conforme apontado anteriormente. A grande maioria desses diagnósticos esteve associada aos transtornos relacionados com a gestação de curta duração, confirmando o sugerido por Carver e cols. (1993), para os quais a presença de elevados percentuais de óbitos por essas causas sugere a participação de gestações de pré-termo.

Por outro lado, a ocorrência de diagnósticos pouco claros como parada cardíaca e parada respiratória, presentes ainda em número acima do desejável, somados aos casos de óbitos sem assistência médica, têm contribuído para o comprometimento da qualidade da informação nos atestados estudados.

A crescente utilização de estudos de mortalidade de menores de um ano nos quais as informações contidas nos atestados médicos originais são comparadas com as anotações contidas nos prontuários médicos e com as informações colhidas de entrevistas com médicos e familiares, a partir das quais esses atestados são refeitos, tem demonstrado sempre importantes diferenças entre as causas básicas selecionadas pelos dois métodos. Em estudo baseado nos dados coligidos pela Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância no período de 1968 a 1970, Laurenti (1975) relatou que para a cidade de São Paulo, dentro das afecções perinatais, os 10 casos de afecções maternas selecionados dos atestados originais passaram a 105 nos atestados refeitos, as afecções da placenta e do cordão umbilical de 15 para 96, enquanto as afecções anóxicas e hipóxicas foram reduzidas de 487 para 352. No estudo de Carvalho e Silver (1995), por exemplo, as afecções maternas, que participaram com apenas 1,1% das causas básicas selecionadas dos atestados originais, assumiram 15,30% nos atestados refeitos. As causas devidas às complicações da placenta e do parto, que participaram com 2,40% nos atestados originais, passaram a contribuir com 17,70% nos atestados modificados. Já as outras afecções respiratórias, a septicemia neonatal, a síndrome da angústia respiratória e a anóxia/hipóxia, que nos atestados originais apresentaram percentuais de 23%, 13,30%, 12,20% e 7,50%, nos atestados refeitos tiveram participação bem menos expressiva, de 14,80%, 7,50%, 4,20% e 1,80%, respectivamente.

No âmbito deste estudo, em virtude da transferência das áreas físicas do Hospital Infantil e do Pronto Socorro de Rio Branco, locais onde ocorreu a maioria dos óbitos, não foi possível o acesso às anotações dos prontuários médicos, que trouxe como imediata consequência a impossibilidade de se efetuar a comparação destas anotações com os diagnósticos informados nos atestados oficiais. No entanto, foi efetuada uma comparação entre as codificações das doenças constantes dos atestados oficiais e aquela realizada durante

o estudo, que revelou, para o total de diagnósticos, uma concordância de 70% para as Subcategorias em nível de quatro caracteres e de 73,30% para as Categorias, em nível de três caracteres. Na comparação feita levando-se em consideração as causas básicas selecionadas, a concordância entre as causas dos atestados oficiais e aquelas selecionadas com o auxílio do programa Seleção da Causa Básica (SBC) foi de 66,5% para as Subcategorias e de 73,80% para as Categorias.

Esses achados demonstram que a preocupação que há anos vem sendo externada sobre a qualidade das informações que exprimem a seqüência de eventos que culminaram com o óbito não é mera questão retórica. Ela encontra justificativa no fato de que essas informações, como alerta Laurenti (1975), são geralmente aceitas sem qualquer crítica, servindo de base para ações de caráter administrativo e programático tendo em vista a redução da mortalidade infantil por determinado grupo de causas.

Nesse contexto torna-se, portanto, indispensável uma atitude criteriosa por parte dos profissionais médicos no sentido de envidar todos os esforços para que o preenchimento do atestado seja feito de forma a mais completa possível, de modo a permitir que as informações nele contidas desempenhem de fato o papel que delas se espera dentro do universo mais amplo das informações de saúde. Do contrário, persistirá a situação para a qual Laurenti (1975) estabeleceu um alerta: que os profissionais de saúde pública, mesmo reconhecendo o excelente indicador que é a mortalidade infantil, nem sempre se cercam dos cuidados necessários à eliminação dos fatores de erro que o afetam, tanto em seu aspecto quantitativo quanto no qualitativo.

8.6 – A probabilidade de morte e a análise dos fatores de risco.

8.6.1 – A probabilidade de morte.

Do conjunto de nascidos vivos da coorte de Rio Branco no ano de 1997, 215 foram a óbito antes de completado o primeiro ano de vida. Deste total, obteve-se o pareamento de 200 Declarações de Óbito com as respectivas Declarações de Nascido Vivo, conforme processo descrito no Capítulo de Material e Métodos.

Tomando-se por base apenas os óbitos pareados, a probabilidade estimada de morte entre os menores de um ano em 1997 foi de 25,85‰. Corrigidos o numerador e o denominador da equação, adicionando-se a ambos o número de óbitos não pareados, segundo proposta de Lambert e Strauss (1987), esta probabilidade elevou-se para 27,73‰, conforme exposto na Tabela 36.

Considerados os diversos períodos de idade ao morrer, a probabilidade de morte para o período neonatal precoce foi de 14,86‰, para o período neonatal tardio 2,84‰ e para o período pós-neonatal foi de 8,15‰, valores esses obtidos para os dados não corrigidos. Com os dados corrigidos, a probabilidade de morte para o período neonatal precoce sofreu pequena alteração, elevando-se para 14,96‰, em virtude de que a totalidade dos óbitos não pareados ocorreu em idades diferentes desse período. As probabilidades para os períodos neonatal tardio e pós-neonatal foram modificadas para 3,35‰ e 9,42‰, respectivamente.

Esses valores mostraram-se superiores se comparados com os obtidos por Morais Neto (1996), que descreveu para a mortalidade infantil em Goiânia probabilidades de morte de 16,3‰ para os dados não corrigidos e de 16,9‰ para os dados corrigidos. Com

relação à mortalidade neonatal em Santo André, a probabilidade de morte descrita por Almeida (1994), de 17,10‰, é muito semelhante à deste estudo, estabelecida em 17,70‰ para os dados não corrigidos e de 18,31‰ para os dados corrigidos.

Tabela 36 – Distribuição dos nascidos vivos, óbitos, sobreviventes e probabilidades de morte no Município de Rio Branco no ano de 1997.

Categoria	Não corrigido	Corrigido
Nascidos vivos	7.737	7.752
Óbitos	200	215
Sobreviventes	7.537	7.537
Probabilidades de morte:		
- Infantil	25,85	27,73
- Neonatal precoce	14,86	14,96
- Neonatal tardia	2,84	3,35
- Pós-neonatal	8,15	9,42

Os resultados aqui encontrados são discordantes com os divulgados por Simões (1999), que abordou a mortalidade infantil segundo as microregiões e os municípios brasileiros no período de 1989 a 1998, e com os contidos no Boletim da Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA 1998). Ambos os estudos basearam-se em dados estimados, sendo que o RIPSA (1998) considerou, para os estudos de mortalidade, apenas o ano de 1997. Segundo Simões (1999), a taxa média de mortalidade infantil estimada para o ano de 1997 no Estado do Acre, foi de 45,27‰ nascidos vivos e a do Município de Rio Branco, para o ano de 1998, de 46,04‰. Já na divulgação do RIPSA (1998), a taxa de mortalidade infantil para o Estado no ano de 1997 foi de 45,30‰ nascidos vivos, ligeiramente inferior à do Município de Rio Branco. Quanto às taxas de mortalidade neonatal precoce, neonatal tardia e pós-neonatal,

constantes do Boletim do RIPS A (1998), os valores foram de 17,40‰, 5,40‰ e 22,60‰ nascidos vivos, respectivamente, observando-se pois que a grande diferença esteve relacionada com mortalidade pós-neonatal, de vez que a neonatal precoce e a neonatal tardia, embora mais elevadas do que as aqui descritas, não apresentaram diferenças tão marcantes.

É importante frisar que, ainda com referência ao estudo de Simões (1999), o autor, ao realizar a estimativa da mortalidade infantil para o Estado do Acre no ano de 1996 pelo método direto, utilizando como numerador o número de óbitos de menores de um ano não corrigidos, e como denominador os dados do SINASC, num cálculo, e as estimativas populacionais do IBGE, em outro, obteve como resultados taxas de 29,55‰ e 27,52‰, respectivamente, bem próximas da determinada para este estudo, o que vem denotar que, cálculos diretos a partir dos dados oficiais, não oferecem grandes diferenças entre si.

Por tratar-se da capital do Estado do Acre, o Município de Rio Branco dispõe de melhores condições de infra-estrutura e de serviços, além de um volume maior de investimentos por parte do setor público, municipal e estadual, o que o coloca numa posição de relativo privilégio em relação aos demais municípios acreanos, notadamente aqueles mais afastados e de mais difícil acesso. Por outro lado, possui uma população de distribuição predominantemente urbana, o que de certa forma facilita o acesso aos serviços. Seria de se esperar, portanto, que seus indicadores de saúde, de maneira geral, e os de mortalidade infantil, em particular, se mantivessem, salvo algumas exceções, em patamares inferiores aos dos demais municípios ou à média do Estado. Pode ocorrer, entretanto, que em função de suas próprias características, Rio Branco exerça um controle mais eficaz sobre suas estatísticas de saúde, o que levaria a um menor grau de sub-registro e portanto à identificação mais precisa de seus indicadores, resultando em que estes se manifestem superiores aos dos demais municípios não tão bem estruturados no tocante às estatísticas vitais.

O que mais mereceu atenção, no entanto, foi a presença dos elevados diferenciais encontrados entre a probabilidade de morte determinada a partir dos dados deste estudo e as taxas de mortalidade divulgadas para os anos de 1997 e 1998 por Simões (1999) e pelo RIPSa (1998), mesmo levando-se em consideração o fato de que estes últimos, por utilizarem métodos de estimativa, possam apresentar alguma margem de erro. Diante disso, aventa-se a possibilidade de que essas contradições representem o reflexo de algum tipo de distorção que esteja ocorrendo em qualquer um dos Sistemas que serviram de base de informação para a realização deste estudo, o SIM e o SINASC.

Tendo em vista que os dados sobre a mortalidade infantil foram coletados exclusivamente das Declarações de Óbitos arquivadas na Secretaria de Saúde, não tendo sido feita, portanto, a comparação com os dados disponíveis nos Cartórios de Serventia de Rio Branco, pode-se presumir esteja havendo extravio ou arquivamento inadequado das DO's na Secretaria de Saúde, o que teria produzido a subestimação dessas informações no momento da pesquisa, muito embora, de acordo com os dados definitivos fornecidos pelo Sistema de Informações sobre Mortalidade, divulgados em CD-ROM pelo Ministério da Saúde para o período de 1979 a 1998, o número de óbitos de menores de um ano residentes no Município de Rio Branco em 1997 foi de 229, pouco diferente dos 222 encontrados neste estudo.

Uma outra justificativa estaria diretamente vinculada ao sub-registro de óbitos, de difícil ocorrência em Rio Branco, em virtude das exigências feitas pelos Cartórios de Serventia junto aos cemitérios e funerárias, por ocasião dos sepultamentos, dentre elas a apresentação da certidão de óbito emitida pelo Cartório. Avaliação conduzida por Freitas (1997), no Sistema de Informações sobre Mortalidade do Estado do Acre, a partir dos dados de 1994 e na qual foram incluídos Cartórios, agências funerárias, cemitérios e hospitais dos

municípios de Rio Branco e Cruzeiro do Sul, encontrou um percentual de sub-registro de óbitos de 6,80%, muito abaixo dos 27,51% estimados para 1996 (Simões, 1999).

Desse modo, tendo em vista que a base de informações sobre a mortalidade resumiu-se ao sistema oficial, não foi possível identificar com exatidão as causas que teriam influenciado o aparecimento desses diferenciais, restando portanto a necessidade de novos estudos no sentido de esclarecer quais os valores que mais se aproximam da realidade. Por ora, torna-se impossível a quantificação dos sub-registros porventura incidentes sobre nascimentos e óbitos do Município de Rio Branco.

8.6.2 – A análise dos fatores de risco.

Ao se efetuar a análise das variáveis constantes da Declaração de Nascido Vivo em termos de valores de risco relativo e do qui-quadrado, notou-se que, para algumas variáveis, não houve a confirmação de associação estatisticamente significativa com o evento estudado, no caso os óbitos de menores de um ano.

O peso ao nascer.

A análise do peso ao nascer (Tabela 37) revelou um risco relativo de 15,19 *para a categoria de peso inferior a 2.500 gramas, indicando um risco de óbito entre os nascidos nesta faixa equivalente a quinze vezes o risco apresentado pela categoria de referência (peso igual ou superior a 3.000 gramas), valor esse estatisticamente significativo ($p < 0,01$).* Quando, no entanto, os nascidos com peso compreendido entre 2.500 e 2.999 gramas foram associados à categoria de referência, o valor do risco relativo (1,74 e $p < 0,01$) reduziu-

se em 88,50% quando comparado ao risco relativo da categoria de peso inferior a 2.500 gramas. Esses resultados indicaram, de acordo com o esperado, que dentro da população de estudo existiu um maior risco de morrer entre os nascidos de peso mais baixo, posto que este sugere um menor grau de maturidade e de desenvolvimento fetais e, conseqüentemente, menor probabilidade de sobrevivência.

Tabela 37 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco para o peso ao nascer.

Peso (gramas)	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	p
< 2500	102	471	15,19	11,28 – 20,45	545,97	< 0,01
2500 – 2999	31	1.486	1,74	1,14 – 2,66	6,78	< 0,01
≥ 3000	66	5.566	1,00	–	–	–
Total	199	7.523	–	–	–	–

Excluídos 14 sobreviventes e 1 óbito sem informação do peso ao nascer.

A observação dos dados da Tabela 37 mostra o número excessivo de óbitos entre os nascidos com peso inferior a 2.500 gramas, que correspondeu a 51,25% do total de óbitos ocorrido no período.

Ao se estratificar os pesos, viu-se que os nascidos vivos com peso inferior a 1.500 gramas contribuíram com um percentual de 25,13% dos óbitos, sendo que os de peso compreendido entre 1.500 e 2.499 gramas representaram 26,13% dos óbitos. Na faixa entre 2.500 e 2.999 gramas o percentual foi de 15,57%, enquanto que para os pesos iguais ou superiores a 3.000 gramas esse percentual foi de 33,17%. Se considerados os óbitos dentro de cada categoria, o percentual de óbitos entre os nascidos com peso inferior a 1.500 gramas foi de 62,50% (50 óbitos em 80 nascimentos), acima do encontrado em outros estudos, como o de Buehler e col. (1987), que encontraram um percentual um de 56,20% de óbitos entre os

nascidos nessa faixa de peso, ao estudarem a coorte de nascidos vivos dos Estados Unidos no ano de 1980.

Para a faixa de pesos situados entre 1.500 e 2.499 gramas, a taxa de óbitos aqui encontrada, de 10,55% (52 óbitos em 493 nascimentos), situou-se abaixo do descrito por Buehler e col. (1987), que foi de 16,50%. Com relação às faixas entre 2.500 e 2.999 gramas e igual ou superior a 3.000 gramas, as taxas de óbitos foram de 2,04% (31 em 1.517) e 1,17% (66 em 5.632), respectivamente.

Ao se realizar o teste estatístico do peso ao nascer a partir de apenas duas categorias de análise, a de peso baixo, para os nascidos com peso inferior a 2.500 gramas e a de peso igual ou superior a 2.500 gramas, o risco relativo apresentou um valor de 13,12, estatisticamente significativo ($p < 0,01$).

No estudo de Almeida (1994), os riscos relativos para os nascidos com peso inferior a 1.500 gramas e para os de peso entre 1.500 e 2.499 gramas, determinados para os produtos de gestação única, foram de 121,20 e 11,40, respectivamente, valores esses concordantes com a literatura, em que faixas mais baixas de peso ao nascer implicam em maior mortalidade, que se verifica principalmente nos primeiros minutos ou nas primeiras horas de vida (Lubchenco, 1963; Puffer e Serrano, 1973).

Já os resultados encontrados por Moraes Neto (1996) apontaram riscos relativos de 150,20 e 14,40 para o óbito no período neonatal entre nascidos com peso inferior a 1.500 gramas e entre 1.500 e 2.499 gramas, respectivamente, e riscos relativos de 135,60 (nascidos com peso inferior a 1.500 gramas) e 4,10 (nascidos com peso entre 1.500 e 2.499 gramas) para o óbito no período pós-neonatal.

A análise do peso ao nascer como fator de risco para a mortalidade infantil (Buehler e col., 1987), reveste-se de importância tendo em vista que o peso baixo ao nascer

apresenta seu reflexo ao longo da vida da criança, interferindo em seu crescimento e desenvolvimento (Puffer e Serrano, 1973), tornando-a suscetível a diversos tipos de agravos.

A duração da gestação.

Dentre as variáveis analisadas, a duração da gestação (Tabela 38) foi uma das que apresentou valores elevados de risco relativo.

Tabela 38 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco para a duração da gestação.

Idade da gestação	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	<i>p</i>
22 – 27 semanas	52	119	18,46	13,85 – 24,60	616,25	< 0,01
28 – 36 semanas	25	123	10,25	6,89 – 15,27	176,72	< 0,01
≥ 37 semanas	122	7.284	1,00	–	–	–
Total	199	7.526	–	–	–	–

Excluídos 11 sobreviventes e 1 óbito sem informação da idade da gestação.

A análise efetuada entre as categorias de idade gestacional compreendida entre 22 a 27 semanas e 28 a 36 semanas, com a categoria de referência, 37 semanas e mais revelou riscos relativos de 18,46 e de 10,25, respectivamente, estatisticamente significativos ($p < 0,01$). Se tomadas apenas as categorias de idade entre 22 e 36 semanas (pré-termo) e a de 37 semanas e mais (termo), o risco relativo passou a ser de 14,65 ($p < 0,01$). Esses valores mostraram que, na medida em que avançou a idade gestacional, menor foi o risco de óbito, confirmando a importância das gestações de baixa duração na composição da mortalidade infantil. Cabe ressaltar que, no âmbito deste estudo, por ausência de dados, não foram consideradas as gestações com idade inferior a 22 semanas.

Dentre os 199 óbitos analisados, 26,13% corresponderam aos nascidos vivos com idade da gestação situada entre 22 e 27 semanas, 12,56% aos de idade entre 28 e 36 semanas e 61,31% aos de idade igual ou superior a 37 semanas. Dentro de cada categoria os resultados encontrados foram de 30,41% (52 óbitos em 171 nascimentos) para os nascidos com idade da gestação entre 22 e 27 semanas, 16,89% (25 em 148) para os nascidos entre 28 e 36 semanas e de 1,65% (122 em 7.406) para os nascidos com 37 ou mais semanas de gestação. Essa variável tem sido relatada por diversos autores como de fundamental interesse no estudo dos fatores de risco, em virtude do que ela representa para a viabilidade do conceito e da estreita relação com o peso ao nascer, que com ela se relaciona numa proporção direta, ou seja, na medida em que a idade da gestação avança maior é o ganho de peso fetal.

Cabe ressaltar em relação à análise da idade gestacional, a contradição apresentada entre o pequeno número de óbitos e o elevado número de sobreviventes, presentes na categoria de 22 a 27 semanas de gestação. Neste estudo, a taxa de mortalidade entre os nascidos vivos desta categoria foi de apenas 30,41%, quando deveria ocorrer o contrário, com o número de sobreviventes inferior ao número de óbitos, de vez que nessa categoria as taxas de mortalidade são normalmente elevadíssimas, mesmo nos serviços de assistência neonatal dotados de condições adequadas no tocante aos avanços da tecnologia e à qualidade dos recursos humanos disponíveis. A explicação para esta contradição está provavelmente relacionada com a baixa qualidade da coleta da informação sobre a idade da gestação. Embora a grande maioria dos partos, em Rio Branco, tenha se realizado em ambiente hospitalar, não se verificou ainda a salutar prática do prontuário do serviço de assistência pré-natal, porventura existente, acompanhar a mulher a quando da sua internação para a realização do parto, o que tornaria mais segura a obtenção do dado a partir do prontuário. Por outro lado, ocorre com frequência o fato de a mulher ter seu acompanhamento pré-natal realizado em determinada

unidade e o parto ser realizado em outra. Resta então que a coleta sobre a idade da gestação é obtida por ocasião do preenchimento da Declaração de Nascido Vivo, muitas vezes efetuada por pessoal pouco qualificado ou sem a motivação suficiente para coletar uma informação que, embora rotineira, apresenta dificuldades para sua obtenção, inerentes aos diversos métodos utilizados com esse fim. Tal situação finda por comprometer a qualidade de uma das principais variáveis utilizadas nos estudos sobre a mortalidade infantil, pelo que ela representa para o desenvolvimento do feto.

Almeida (2000) alertou para o fato de que a coleta da idade da gestação pode conter alguma margem de erro, por envolver para sua determinação fatos passados, como é o caso da data da última menstruação, o que vai depender dos cuidados que a mulher dispensa ao seu próprio corpo, ou ainda do adequado treinamento da equipe de saúde quando a idade da gestação é determinada por métodos que levam em consideração as características físicas do recém-nascido, como os de Dubowitz e Capurro.

O tipo de gestação.

Na análise do tipo de gestação (Tabela 39) observou-se um risco de morte para os nascidos de gestação múltipla de quase sete vezes o apresentado pela categoria de referência, a de nascidos de gestação única (risco relativo de 6,96, com $p < 0,01$), de acordo com os dados constantes na literatura, que responsabilizam as gestações múltiplas como um dos fatores de risco para a mortalidade infantil, principalmente em função do baixo peso ao nascer apresentado pelos produtos desse tipo de gestação (Puffer e Serrano, 1973). Os óbitos entre nascidos vivos de gestação múltipla representaram 8,04% do total de óbitos (16 em 199) e 16,67% dentro da categoria (16 óbitos em 96 nascimentos). A gestação múltipla

desempenha um papel tão decisivo na definição do peso ao nascer que diversos autores, na elaboração de estudos nos quais o peso foi analisado como fator de risco, excluíram as gestações múltiplas (Buehler e col., 1987a; Buehler e col., 1987b; Sappenfield e col., 1987; Almeida, 1994), em virtude do possível viés que essa variável produz em relação ao peso ao nascer.

O estudo sobre as características da mortalidade na infância nas Américas revelou que, dos óbitos neonatais em nascidos com baixo peso, percentuais que variaram de 10,70% em El Salvador a 24,80% em Resistencia, na Argentina, se originaram de gestações múltiplas (Puffer e Serrano, 1973). Os autores referem ainda ter ocorrido elevado coeficiente de mortalidade neonatal entre os nascidos de gestação múltipla quando comparados aos nascidos de gestação única.

Tabela 39 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco para o tipo de gestação.

Tipo de gestação	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	<i>p</i>
Múltipla	16	80	6,96	4,35 – 11,13	77,02	< 0,01
Única	183	7.455	1,00	–	–	–
Total	199	7.535	–	–	–	–

Excluídos 2 sobreviventes e 1 óbito sem informação do tipo da gestação.

Almeida (1994) não observou, no estudo realizado em Santo André, associação estatisticamente significativa entre o tipo de gestação e o óbito de crianças no período neonatal, ao associar os grupos de mães multíparas e as de gestação única, obtendo risco relativo de 1,10 ($p > 0,05$). Morais Neto (1996) descreveu, para os óbitos de menores de um ano em Goiânia, riscos relativos de 3,5 e 2,9, ocorridos no período neonatal e pós-

neonatal, respectivamente, em nascidos vivos de gestação múltipla, estatisticamente significativos, bastante inferiores, portanto, aos valores aqui obtidos.

O número de consultas de pré-natal.

A análise do número de consultas de pré-natal mostrou que as mulheres que realizaram até seis consultas apresentaram um risco de perderem seus bebês, estatisticamente significativo ($p < 0,01$), de 2,44 vezes o das que realizaram um número de consultas de pré-natal acima seis. Quando foi feita a associação entre essa categoria e a categoria nenhuma consulta, o valor assumido pelo risco relativo foi de 2,70, com $p < 0,01$, ligeiramente superior ao risco relativo de 2,34 ($p < 0,01$) encontrado para a associação entre as categorias acima de seis consultas e uma a seis consultas, indicativo de que conforme aumenta o número de consultas diminui o risco de óbito para os menores de um ano (Tabela 40).

Assim, do total de 167 óbitos, 23,36% ocorreu entre os nascidos vivos cujas mães não realizaram qualquer consulta de pré-natal, 53,29% foram oriundos da categoria entre uma e seis consultas e 23,35% da categoria acima de seis consultas. Tomando-se cada categoria isoladamente, as taxas de mortalidade foram de 3,83% para a categoria nenhuma consulta (39 óbitos em 1.018 nascimentos), de 3,32% para a de uma a seis consultas (89 em 2.680) e de 1,42% para a categoria acima de seis consultas (39 em 2.753).

Entretanto, os resultados da análise referente a essa variável merecem ser encarados com cautela, devido ao grande percentual de não preenchimento observado na Declaração de Nascido Vivo, que acarretou inclusive a exclusão de 33 óbitos por ocasião da análise. Por outro lado, um número elevado de consultas de pré-natal pode ser o reflexo da presença de problemas relacionados à saúde materna, assim como um baixo número de

consultas nas gestações de pré-termo, como lembram Menezes e col., (1998), provocando o que os autores chamaram de causalidade reversa, na qual as mulheres tiveram seus filhos antes de completado o período gestacional, sendo que as crianças produtos dessas gestações tiveram seus riscos aumentados não pela falta de consultas, mas em decorrência da baixa idade da gestação e/ou do baixo peso ao nascer.

Tabela 40 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco para o número de consultas.

Consultas	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	p
Nenhuma	39	979	2,70	1,75 – 4,19	21,39	< 0,01
1 até 6	89	2.591	2,34	1,62 – 3,40	21,41	< 0,01
Acima de 6	39	2.714	1,00	–	–	–
Total	167	6.284	–	–	–	–

Excluídos 1.253 sobreviventes e 33 óbitos sem informação do número de consultas.

Em todo caso esta é uma variável importante de ser conhecida pois, segundo Almeida (2000), a atenção pré-natal é fundamental para identificação, prevenção e tratamento de afecções maternas, bem como na determinação de possíveis cuidados especiais exigidos, tanto para as mães quanto para os recém-nascidos, o que viria assegurar uma melhor assistência ao parto e conseqüentemente contribuir para a diminuição da mortalidade.

A condição do parto.

Com relação à condição do parto, duas categorias de análise foram consideradas: partos realizados pelo Sistema Único de Saúde (SUS) e partos particulares e de convênios, reunidos na categoria não SUS. A análise realizada entre as duas categorias

revelou uma associação estatisticamente significativa entre elas ($p < 0,01$), com um risco relativo de 3,87 para os nascidos de partos financiados pelo SUS em relação aos não SUS. Esse resultado, que indica que um recém-nascido que nasce pelo SUS apresenta um risco de vir a morrer de quase quatro vezes o risco apresentado por um recém-nascido na condição de não SUS. Dos 199 óbitos analisados, 97,99% ocorreram entre os nascidos vivos de mães usuárias do Sistema Único de Saúde e apenas 2,01% entre os filhos de mães na condição de particulares ou convênios. Dentro de cada categoria, 2,73% dos nascidos vivos na condição SUS foram a óbito no primeiro ano de vida (195 óbitos em 7.143 nascimentos) e somente 0,70% na condição não SUS (4 em 563).

Esses resultados, expostos na Tabela 41, poderiam sugerir, a princípio, que isso se deva a uma melhor atenção recebida pela clientela particular ou de convênio, que sempre demanda serviços não públicos para seu atendimento. Existe, assim, um consenso em torno do fato de que os hospitais particulares, por disporem de recursos financeiros mais robustos que os hospitais públicos, oferecem melhor qualidade de atendimento em função da incorporação mais rápida de novas tecnologias, da maior disponibilidade de recursos humanos, de diagnóstico e de tratamento. Entretanto nem sempre tal fato corresponde à realidade e o que se observa em relação à estrutura hospitalar em Rio Branco é que o poder público foi quem tomou a iniciativa de melhor equipar suas unidades e dotá-las de condições de oferecer uma melhor assistência aos seus usuários.

Os resultados aqui encontrados no tocante à condição do parto devem ser analisados tendo-se em conta o pequeno número de observações relativo aos óbitos entre os nascidos na condição não SUS, o que pode estar interferindo no resultado da análise. Por outro lado, a maioria dos nascimentos na categoria SUS aconteceu em hospital público (54,56%), que à época determinada para a base do estudo era o único hospital de Rio Branco

que dispunha de plantão médico e de enfermagem durante 24 horas, além do apoio de uma unidade de terapia intensiva localizada em outro hospital público da rede estadual. Sendo assim, constitui-se na unidade melhor estruturada, sob o ponto de vista de recursos materiais e humanos, para o atendimento ao parto. É sabido inclusive, que em diversas ocasiões, outras unidades, por não disporem de equipes de plantão, referenciaram pacientes para o hospital público, no sentido de que essas recebessem uma assistência mais adequada.

Tabela 41 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco para condição do parto.

Condição	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	<i>p</i>
SUS	195	6.948	3.87	1,44 – 10,38	8,56	< 0,01
Não SUS	4	563	1,00	–	–	–
Total	199	7.511	–	–	–	–

Excluídos 26 sobreviventes e 1 óbito sem informação da condição do parto.

Desse modo, do ponto de vista assistencial, a maternidade pública foi a que reuniu as melhores condições de atendimento materno-infantil, quando comparada aos demais hospitais que prestam esse tipo de atendimento em Rio Branco, tendo em vista as características de sua estrutura e da disponibilidade de recursos na área.

Almeida (1994) encontrou um risco relativo estatisticamente significativo, da ordem de 2,30, no estudo de Santo André, em relação à categoria dos partos realizados pelo SUS. Ao categorizar por tipo de hospital, a autora observou que o risco relativo em relação ao hospital público assumiu um valor bem superior, de 5,10, quando associado ao hospital privado. No entanto, ao controlar essa variável segundo o peso ao nascer, a autora observou que o risco maior observado em relação o hospital público perdeu a significância, seja em

relação aos nascidos de baixo peso, seja em relação aos nascidos de peso igual ou superior a 2.500 gramas, levando-a a sugerir que a diferença de probabilidade de morte entre nascidos em hospitais cadastrados no SUS e os nascidos em hospitais particulares esteja na verdade relacionada à maior prevalência de peso baixo ao nascer verificada nos hospitais públicos, cujo caráter de gratuidade atrai a clientela de condição sócio-econômica inferior.

A escolaridade materna.

No tocante à escolaridade materna, dos 192 óbitos estudados observou-se que 10,94% deles foram originados entre os filhos de mães sem qualquer instrução declarada, 72,40% de filhos de mães com o primeiro grau incompleto, 8,85% de filhos de mães com o primeiro grau completo e 7,81% de mães com segundo grau ou superior. Analisados segundo cada categoria de escolaridade, foram obtidas taxas de mortalidade de 3,29% entre os nascidos vivos de mães analfabetas (21 óbitos em 639 nascimentos), 2,89% entre os filhos de mães com primeiro grau incompleto (139 em 4.814), 1,75% entre os filhos de mães com primeiro grau completo (17 em 972) e 1,43% entre os filhos de mães com segundo grau e com curso superior (15 óbitos em 1.048 nascimentos).

A escolaridade materna apresentou valores de risco relativo estatisticamente significativos para as categorias dos filhos nascidos de mães sem instrução formal ($RR= 2,30$ e $p < 0,05$) e para os nascidos de mães com primeiro grau incompleto ($RR= 2,02$ e $p < 0,01$), quando relacionadas à categoria de referência mães com segundo grau e superior (Tabela 42). Ao se efetuar a associação entre a categoria de referência com a de filhos nascidos de mães com o primeiro grau completo, notou-se que essa categoria apresentou um baixo risco relativo, estatisticamente não significativo ($RR= 1,22$ e $p > 0,05$), e que quando utilizada

como referência para comparação com as categorias de escolaridade mais baixa ela assemelhou-se à categoria de escolaridade superior. De qualquer forma observou-se uma progressiva diminuição do risco relativo na medida em que aumenta a escolaridade materna.

A aparente discrepância presente na análise da escolaridade materna enquanto fator de risco para o óbito em menores de um ano, relacionada com as categorias primeiro grau completo e segundo grau, conforme abordado anteriormente, pode se dever ao modo como esta informação é coletada na DN, privilegiando graus de escolaridade ao invés de anos efetivamente cursados, o que pode diminuir o poder de discriminatório da variável.

Tabela 42 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco para a escolaridade materna.

Escolaridade	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	<i>p</i>
Nenhuma	21	618	2,30	1,19 – 4,42	6,54	< 0,05
Primeiro grau incompleto	139	4.675	2,02	1,19 – 3,42	7,13	< 0,01
Primeiro grau completo	17	955	1,22	0,61 – 2,43	0,33	> 0,05
Segundo grau e superior	15	1.033	1,00	–	–	–
Total	192	7.281	–	–	–	–

Excluídos 256 sobreviventes e 8 óbitos sem informação da escolaridade materna.

Esses resultados estão de acordo com a literatura, que aponta a existência de uma estreita associação entre baixa a escolaridade materna e o baixo peso ao nascer, com um aumento conseqüente da mortalidade infantil (Puffer e Serrano, 1973; Barros e col., 1992).

No estudo de Santo André, Almeida (1994) chegou a resultados diferentes dos aqui encontrados, ao usar como categoria de referência as mães com primeiro grau completo. Os valores dos riscos relativos, bastante inferiores aos aqui encontrados, foram de 1,10 para a categoria sem instrução, 0,90 para as mães com primeiro grau incompleto, 0,60

para as mães com o segundo grau e 0.40 para as mães com nível superior, todos sem significância estatística.

A paridade.

Relativamente ao número de filhos tidos anteriormente (paridade), cujos resultados encontram-se na Tabela 43, observou-se que o risco de óbito entre as crianças pertencentes à categoria das nascidas de mães múltiparas foi ligeiramente superior (1,32) ao risco para as nascidas de nulíparas (1,09), ambos estatisticamente não significativos ($p > 0.05$), quando essas categorias foram comparadas com a referência 1 a 3 filhos tidos.

Dos 194 óbitos analisados em relação à paridade, 35,05% aconteceram entre os filhos de primigestas, 50,00% entre os filhos de mães com até três filhos e 14,95% entre os filhos de mães com mais de três filhos.

Para cada categoria os percentuais de mortalidade foram de 2,69% entre os filhos de primigestas (68 óbitos em 2.532 nascimentos), 2,47% entre os de mães com um a três filhos (97 em 3.925) e de 3,25% entre os filhos de múltiparas (29 óbitos em 891 nascimentos vivos).

Tabela 43 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco para a paridade materna.

Paridade	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	p
Nulípara	68	2.464	1,09	0,80 – 1,48	0,28	> 0,05
1 a 3	97	3.828	1,00	–	–	–
Múltipara	29	862	1,32	0,88 – 1,98	1,75	> 0,05
Total	194	7.154	–	–	–	–

Excluídos 383 sobreviventes e 6 óbitos sem informação da paridade.

A análise da paridade materna reveste-se de importância para os estudos demográficos e epidemiológicos, de vez que ela se associa à morbi-mortalidade infantil (Mello Jorge e col., (1993) e ao baixo peso ao nascer, principalmente em crianças filhas de mães primíparas e múltiparas (Barros e col., 1992; Almeida, 1994). De acordo com a literatura a expressão do efeito da paridade deveria ocorrer principalmente entre as nulíparas, uma vez que nos nascidos de mães dessa categoria é que se manifesta o maior risco de óbito, expectativa não confirmada neste estudo, onde o maior risco aconteceu entre os nascidos vivos de mulheres múltiparas. Almeida (1994) encontrou um risco relativo ligeiramente superior para os nascidos de mães primíparas em relação às múltiparas, de 1,60 e 1,50, respectivamente, não significativos estatisticamente ($p > 0,05$).

O tipo de parto.

Outra variável que se apresentou sem significância estatística foi o tipo de parto, com risco relativo de 1,09 e $p > 0,05$, valores esses referentes à associação entre as categorias parto cesáreo e parto natural (Tabela 44). Dos 200 óbitos analisados em relação a esta variável, 28,50% deles ocorreram entre nascidos vivos de parto cesáreo e 71,50% entre os de parto natural. O percentual de óbitos entre os nascidos de parto cesáreo foi de 2,76% (57 óbitos em 2.066 nascimentos) e de 2,52% entre os nascidos de parto natural (143 em 5.665).

Almeida (1994) encontrou um risco relativo para os nascidos de partos cesáreos 50,00% menor do que o risco relativo obtido para os nascidos de parto natural, o que poderia ser interpretado como o parto cesáreo atuando como fator de proteção em relação ao parto natural, embora essa diferença não apresentasse significância estatística. Ao controlar a variável pelo peso ao nascer, a autora verificou que o aparente efeito protetor do parto cesáreo

sofreu uma diluição no conjunto dos dados, de tal forma, porém, que ocorreu um menor risco relativo nos nascimentos por parto cesáreo entre os nascidos de muito baixo peso e um maior risco relativo entre os de peso normal e baixo nascidos de parto cesáreo.

Tabela 44 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco para o tipo de parto.

Tipo de parto	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	<i>p</i>
Cesáreo	57	2.009	1,09	0,81 – 1,48	0,33	> 0,05
Natural	143	5.522	1,00	–	–	–
Total	200	7.531	–	–	–	–

Excluídos 6 sobreviventes sem informação do tipo de parto.

Os resultados aqui encontrados podem estar justificados pelo percentual relativamente baixo de partos cesáreos observados com relação ao total da população estudada, conforme foi descrito no Capítulo referente à descrição da coorte de nascidos vivos. Por outro lado, o grande volume de partos cesáreos verificados entre mulheres internadas na condição de particular ou por convênio, responsáveis por 79,50% dos partos, poderia levar a presunção de um número maior de óbitos em crianças nascidas nessa categoria, o que efetivamente não aconteceu, pois que apenas quatro óbitos dela foram originados.

O sexo.

Com relação ao sexo (Tabela 45), observou-se a existência de um maior risco de morte entre os meninos em relação às meninas, cujo valor do risco relativo, estatisticamente significativo ($p < 0,05$) foi de 1,41, o que indica um excesso de risco de 41%

para o sexo masculino em relação ao feminino (Backett e col. 1984). Do total de 200 óbitos, 59,50% foram em indivíduos do sexo masculino e 40,50% do sexo feminino. Os óbitos dentre os meninos corresponderam a 3,50% (119 óbitos em 3.402 nascimentos) e entre as meninas a 2,14% (81 em 3.792).

Almeida (1994), no estudo sobre a mortalidade neonatal no Município de Santo André, encontrou risco relativo entre sexos de 1,30, porém sem significância estatística.

Tabela 45 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco para o sexo ao nascer.

Sexo	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	<i>p</i>
Masculino	119	3.823	1,41	1,07 – 1,87	5,98	< 0,05
Feminino	81	3.711	1,00	–	–	–
Total	200	7.534	–	–	–	–

Excluídos 3 sobreviventes sem informação do sexo ao nascer.

A idade materna.

Ao proceder-se a análise da idade materna verificou-se a inexistência de associações estatisticamente significativas entre as diversas categorias de idade (Tabela 46). A relação entre a categoria das mães adolescentes (idade inferior a 20 anos) e a de mães em idade ótima (entre 20 e 34 anos) revelou um risco relativo de 1,02, com $p > 0,05$, sem significância estatística.

Ao se fazer a associação com a categoria de mães maduras (35 anos e mais) observou-se um risco relativo de 0,91, estatisticamente não significativo, sugestivo de que essa faixa de idade funcionaria como fator de proteção para a morte antes de um ano.

Os filhos de mães adolescentes contribuíram com 34.17% do total de óbitos válidos, sendo que para os filhos de mães em idade ótima e de mães maduras esses percentuais representaram 61,81% e 4,02%. Dentro de cada categoria de idade, observou-se entre os filhos de mães adolescentes a mortalidade foi de 2.65% (68 óbitos em 2.563 nascimentos), entre os filhos de mães em idade ótima de 2.59% (123 em 4.749) e entre os filhos de mães em idade madura foi de 2.35% (8 em 341).

Tabela 46 – Distribuição dos óbitos e sobreviventes da coorte de nascidos vivos do Município de Rio Branco no ano de 1997 e dos valores da análise do risco segundo a idade materna.

Idade	Óbitos	Sobreviventes	RR	IC (95%)	χ^2	<i>p</i>
≤ 19 anos	68	2.495	1,02	0,76 – 1,37	0,03	> 0,05
20 a 34 anos	123	4.626	1,00	–	–	–
≥35 anos	8	333	0,91	0,45 – 1,84	0,08	> 0,05
Total	199	7.454	–	–	–	–

Excluídos 83 sobreviventes e 1 óbito sem informação da idade materna.

Cabe aqui ressaltar, conforme foi apontado no método, que a categoria relativa às mães muito jovens (menos de 15 anos) não foi incluída na análise em virtude da presença de apenas um óbito entre os nascidos vivos de mães nessa faixa de idade, o que motivou sua inclusão na categoria imediatamente superior, a das mães com idade até dezenove anos, formando o grupo de adolescentes.

Esses resultados contrapõem-se ao relatado na literatura (Friede e col., 1987) que aponta uma forte associação entre a idade materna baixa e uma mortalidade infantil elevada, com alta prevalência de baixo peso ao nascer. São concordantes, porém, com os achados de Almeida (1994), que descreveu para os óbitos neonatais de Santo André valores de risco relativo muito semelhantes aos aqui apontados, com exceção para a categoria de mães

muito jovens, para a qual a autora encontrou um risco relativo de 2,50, estatisticamente não significativo ($p > 0,50$). No estudo de Friede e col. (1987), realizado com base nos dados da coorte de nascidos vivos de 48 estados americanos no ano de 1980, os autores descreveram a ocorrência de um risco 1,5 a 3,5 vezes entre os nascidos de mães jovens, quando comparados com o grupo de mães com idade entre 20 e 29 anos, além do fato de que a mortalidade reduziu-se uniformemente na medida em que aumentou a idade materna. Menezes e col. (1998) descreveram um risco de quase duas vezes e meia para a mortalidade fetal e neonatal precoce entre as mulheres com idade igual ou superior a 35 anos, embora não tenha encontrado associação estatisticamente significativa com relação à classe das adolescentes.

Almeida (1994) levanta duas hipóteses para explicar a não observância de associações estatisticamente significativas entre a baixa ou elevada idade materna e o risco de óbito. Para a autora, tais fenômenos não estariam se produzindo em função de que, ou o efeito das idades extremas sobre o peso ao nascer não é forte o suficiente para exercer influência sobre a probabilidade de morte ou a qualidade da atenção prestada no período neonatal aos nascidos de mães adolescentes ou idosas, com peso baixo ao nascer, tem produzido a queda no número de óbitos nesses grupos.

8.6.3 – A análise de regressão logística.

A análise de regressão logística permitiu a elaboração de um modelo final contendo as variáveis que surgiram como principais preditoras para a mortalidade infantil dos nascidos vivos originários da coorte do Município de Rio Branco no ano de 1997 (Tabela 47).

Das diversas variáveis analisadas, contidas na DN, permaneceram no modelo final de regressão o peso ao nascer, a duração da gestação, o tipo de gestação, o

o número de consultas de pré-natal, a escolaridade materna, o sexo e a condição da internação por ocasião do parto.

Tabela 47 - Distribuição das variáveis incluídas no modelo final de regressão logística, segundo os valores das Odds Ratio, dos Intervalos de Confiança e de p.

Categorias de análise	OR (Bruto)	OR (Ajustado)	IC (95%)	p
Peso ao nascer:				
< 2.500	16,65	5,23	3,12 – 8,75	0,001
2.500 – 2.999	1,71	1,48	0,91 – 2,39	0,112
≥ 3.000	1,00	1,00	–	–
Duração da gestação:				
22 – 27	27,42	6,13	3,57 – 10,51	0,001
28 – 36	10,68	3,54	1,88 – 6,65	0,001
≥ 37	1,00	1,00	–	–
Tipo de gestação:				
Múltipla	11,03	3,23	1,63 – 6,43	0,001
Única	1,00	1,00	–	–
Número de consultas				
Nenhuma	2,76	1,56	0,95 – 2,57	0,079
1 até 6	2,35	1,55	1,03 – 2,33	0,036
Acima de 6	1,00	1,00	–	–
Escolaridade materna:				
Nenhuma	2,20	1,99	1,03 – 3,85	0,042
Primeiro grau incompleto	1,91	1,41	0,88 – 2,25	0,150
1º grau + 2º grau + superior	1,00	1,00	–	–
Sexo:				
Feminino	0,72	0,68	0,49 – 0,95	0,025
Masculino	1,00	1,00	–	–
Condição da internação:				
Não SUS	0,19	0,36	0,08 – 1,57	0,176
SUS	1,00	1,00	–	–

Excluídos 15 óbitos não pareados.

As variáveis tipo de parto e paridade não foram incluídas na elaboração do modelo final em virtude dos elevados valores da função de verossimilhança fornecidos pelo modelo simples, o mesmo acontecendo com a idade materna, sendo esta porém incluída no modelo final, conforme descrito no Material e Método, em virtude de sua importância teórica nos estudos de mortalidade infantil. Como na análise de regressão a idade manteve-se sem

apresentar significância estatística e não contribuiu para a melhora do modelo, decidiu-se por sua exclusão, mantendo-se somente as variáveis que apresentassem significância estatística ou que, embora perdendo a significância, tenham exercido alguma influência sobre o modelo final, no sentido de melhorá-lo.

Observou-se assim que o peso ao nascer inferior a 2.500 gramas, a duração da gestação inferior a 37 semanas e a gestação múltipla revelaram-se como as principais preditoras para a probabilidade de morrer antes de completado o primeiro ano de vida.

Recém-nascidos de baixo peso, quando comparados com a categoria de referência, a de peso igual ou maior que 3.000 gramas, apresentaram uma forte associação com o óbito antes de um ano, revelada por um valor de *Odds Ratio* igual a 5,43, que foi cerca de três vezes e meia o valor da *OR* encontrada para os nascidos com peso considerado insuficiente (entre 2.500 e 2.999 gramas), confirmando a expectativa de que, quanto maior a faixa de peso ao nascer, menor a probabilidade de óbito.

Situação semelhante à ocorrida com o peso ao nascer foi observada no tocante à duração da gestação, onde as categorias representativas de idades de gestação mais baixas apresentaram associações crescentes, estatisticamente significativas ($p < 0,01$), com o óbito antes de um ano de vida, na medida em que decresceu a idade da gestação. Desse modo, para as crianças nascidas de gestações com idade entre 22 e 27 semanas, a *OR* foi de 6,13, quase duas vezes a *OR* obtida para os recém-nascidos com idade gestacional entre 28 e 37 semanas, que foi de 3,54, quando estas categorias foram analisadas em relação àquela dos nascidos de gestações com idade igual ou superior a 37 semanas.

Os de χ^2 de 40,38 ($p < 0,01$) para o peso ao nascer e de 44,56 ($p < 0,01$) para a duração da gestação, indicando a existência de um efeito dose resposta em relação a essas

duas variáveis e o óbito de menores de um ano, significando que quanto menor o peso ao nascer e a duração da gestação, maior a probabilidade de morte.

O tipo de gestação apresentou, entre os nascidos de gestações múltiplas, uma associação estatisticamente significativa ($p < 0,01$) com o óbito, revelada por um valor da *OR* de 3,23, quando relacionada com a categoria dos nascidos vivos de gestação única.

A análise realizada a partir do número de consultas de pré-natal revelou que, no tocante à categoria nenhuma consulta, a *OR* assumiu um valor de 1,56, estatisticamente não significativo ($p > 0,05$), enquanto a categoria até 6 consultas, com *OR* de 1,55, apresentou significância estatística ($p < 0,05$). Efeito semelhante foi observado com relação à escolaridade materna, onde a categoria nenhuma escolaridade apresentou uma *OR* de 1,99, estatisticamente significativo ($p < 0,05$), sendo que a categoria primeiro grau incompleto, com *OR* de 1,41, não apresentou significância estatística ($p > 0,05$).

Pelo descrito acima se verificou, portanto, que as categorias nenhuma consulta e escolaridade primeiro grau incompleto, perderam a significância quando foram introduzidas no Modelo completo de Regressão Logística, sendo porém nele mantidas visto que proporcionaram seu melhor ajuste. Esse fato pode estar ligado à forma como é coletada na Declaração a informação sobre o número de consultas e a escolaridade, com a formação de categorias de análise que permitem variações muito amplas dentro de cada uma delas, impedindo com isso que a variável manifeste sua expressão real na produção do fenômeno. Esse aspecto é particularmente importante quando se analisa, por exemplo, o primeiro grau incompleto, onde uma mesma categoria pode reunir mães com meses de escolaridade e mães com até sete anos de escolaridade, conforme abordado por Almeida (2000). De qualquer modo o modelo permitiu visualizar que quanto menor o número de consultas realizadas e menor a escolaridade materna, maior se torna a probabilidade de óbito antes de um ano.

No tocante ao sexo existe uma maior chance de óbito no grupo dos meninos em relação ao das meninas, estatisticamente significativa (*OR* de 0,68 para o sexo feminino, indicativo de proteção e $p < 0,05$), assim como a condição SUS apresentou maior chance em relação à condição não SUS (*OR* de 0,36), embora essa variável tenha perdido sua significância estatística ao ser introduzida no modelo final, sendo mantida por força do ajuste nele produzido. Desse modo, pertencer ao sexo feminino e nascer na condição não SUS representaram fatores de proteção para a mortalidade infantil.

Assim, o modelo final preditivo para o óbito de menores de um ano, elaborado a partir da coorte da nascidos vivos no Município de Rio Branco no ano de 1997, mostrou que a maior probabilidade de morte está relacionada com o peso baixo ao nascer (inferior a 2.500 gramas), à gestação inferior a 37 semanas de duração, à gestação múltipla, ao baixo número de consultas de pré-natal, à baixa escolaridade materna, à condição de nascer de parto financiado pelo Sistema Único de Saúde e aos indivíduos do sexo masculino.

9 – Considerações finais.

A utilização de dados de registro como base para a realização de estudos principalmente na área da epidemiologia tem esbarrado na dúvida suscitada de que esses dados podem não apresentar a qualidade necessária para suportar conclusões adequadas sobre o tema de estudo. A estruturação, pelo Ministério da Saúde, dos Sistemas de Informações, primeiro sobre Mortalidade e posteriormente sobre Nascidos Vivos, nasceu da necessidade de se obter para o País dados uniformes relativos a esses Sistemas, que permitam a comparação dos fenômenos ocorridos dentro de uma mesma região ou entre regiões diferentes e que possam subsidiar a definição de metas prioritárias de intervenção ou de gestão do setor saúde.

Tendo em vista o estágio atual em que se encontram as estatísticas de mortalidade no Estado do Acre, dependente quase que exclusivamente das consolidações de dados brutos realizados pelo Ministério da Saúde e publicadas em seus anuários estatísticos, sente-se a necessidade de que estudos mais criteriosos e consistentes sejam elaborados no sentido de que essas informações sirvam efetivamente de subsídio para que os gestores de saúde, em qualquer esfera de governo, possam utilizá-las nas suas atividades rotineiras de planejamento, avaliação e intervenção, para o benefício da população.

A proposta de utilização do processo de *linkage* no delineamento deste estudo decorreu do fato de que esse processo, conforme exposto anteriormente, permite uma exploração analítica das informações disponíveis nos bancos de dados objetos do estudo, com uma riqueza de resultados superior àquela que se obteria com um estudo apenas descritivo, o que de certa forma poderia vir a se constituir em elemento mais apropriado para a visualização do quadro referente à mortalidade infantil em Rio Branco. A grande economia de tempo e de

recursos, materiais e humanos, foram fatores que muito influenciaram a escolha do método, principalmente se for levado em conta que, no que se refere ao setor de serviços, as respostas necessitam ser mais imediatas, visando à tomada de decisão e à programação.

Dentre as exigências relacionadas para a utilização do *linkage* destaca-se a necessidade de que as informações existentes nos bancos de dados a serem vinculados sejam consistentes. Essa consistência está relacionada principalmente com a quantidade e a qualidade dos dados. Como os bancos de dados foram compostos pelo SIM, com mais de vinte anos de funcionamento e pelo SINASC, com quase dez anos, a expectativa é de que as informações neles contidas apresentassem um grau de consistência que garantisse a qualidade dos resultados, pelo fato de que estão estruturados há bastante tempo, funcionam dentro de padrões uniformes, além de que seus recursos humanos são submetidos a freqüentes treinamentos no sentido de assegurar-se o padrão de qualidade do Sistema.

Dado o decurso de tempo decorrido da estruturação do SIM e do SINASC no Acre, a verificação da existência de incorreções na operacionalização dos Sistemas não deixa de ser frustrante. De qualquer modo, em que pese à existência das incorreções verificadas nos dois Sistemas, os resultados aqui alcançados justificaram a escolha do processo de *linkage* entre os dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e do Sistema de Informações sobre Mortalidade, pois que embora a vinculação entre os óbitos e os nascimentos não tenha sido plena, atingiu-se um percentual de mais de 90,00% de pareamento entre Declarações de Óbito e de Nascidos Vivos, pois que dos 215 óbitos verificados no período, em 200 foi possível a realização desse procedimento, o que possibilitou a elaboração do estudo. A impossibilidade de pareamento entre os 15 óbitos restantes pode sugerir que a cobertura do SINASC esteja inferior à do SIM. Cabe ressaltar, no entanto, que a possibilidade de sub-registro de nascimento em Rio Branco é superior à de óbitos, em virtude de disposição

emanada do Poder Judiciário acreano que veta a realização de qualquer sepultamento sem a Certidão de Óbito emitida por Cartório. Esse fato tem impedido que os cemitérios do Município realizem sepultamentos sem que tenha havido obediência aos preceitos legais, procedimento comum até poucos anos atrás.

Assim sendo, a utilização do processo de *linkage* entre os bancos de dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e do Sistema de Informações sobre Mortalidade revelou resultados interessantes e úteis sobre a situação da mortalidade infantil no Município de Rio Branco, o que estimula a sua reutilização em estudos posteriores, bem como a adoção dos cuidados necessários ao aperfeiçoamento dos Sistemas SIM e SINASC em todo o Estado do Acre, visando a qualidade de suas informações.

No entanto, merece ser considerada a possibilidade da realização de novos estudos visando avaliar com maior profundidade o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, visando os aspectos da cobertura e da qualidade dos dados, principalmente diante das inúmeras incorreções encontradas no preenchimento da DN. Faz-se necessária também uma reavaliação do Sistema de Informações sobre Mortalidade. Decorridos 4 anos da avaliação procedida por Freitas (1997), pode-se esperar que o SIM tenha perdido consistência nos últimos anos, tendo em vista as contradições encontradas entre alguns dos resultados deste estudo e os disponíveis na literatura, que levaram à suposição de que esses dois Sistemas oficiais de informação em saúde, estejam, no Município de Rio Branco, apresentando problemas operacionais.

10 – Conclusões.

- Houve uma predominância de nascimentos do sexo masculino, com 99,46% dos partos tendo ocorrido em hospital, dos quais 92,64% pelo Sistema Único de Saúde, com um percentual de 73,15% de partos naturais, sendo que os produtos decorrentes de gestações únicas atingiram 98,76%;
- O peso baixo ao nascer esteve presente em 7,41% dos nascimentos, sendo que os nascidos de pré-termo atingiram 4,14%;
- Quanto à idade materna, observou-se um percentual de 33,49% de mães adolescentes e de 4,46% de mães idosas, com 62,05% de mães em idade ótima;
- A escolaridade materna revelou um percentual de 64,42% de mães com o primeiro grau incompleto, 8,55% sem escolaridade e apenas 2,49% com grau superior;
- Com relação à paridade, 50,73% das mães haviam tido entre um e três filhos, 11,52% eram múltiparas e 32,74% nulíparas, sendo que 13,16% não realizou nenhuma consulta de pré-natal, 34,64% realizou até 6 consultas e 35,57% realizou mais de 6 consultas;
- Houve associações estatisticamente significativas entre o peso baixo ao nascer e a duração da gestação, o tipo da gestação, o tipo de parto, a paridade, o número de consultas e a baixa idade materna, não se observando associações estatisticamente significativas entre o peso baixo ao nascer e a condição da internação e o grau de instrução da mãe;

- A maior prevalência de óbitos ocorreu no sexo masculino, numa proporção de 1.5:1 em relação ao sexo feminino, sendo 81,86% em hospital e 18,14% no domicílio, dos quais 66,05% no período neonatal e 33,95% no período pós-neonatal;
- As principais causas de morte no período neonatal foram as afecções originadas no período perinatal, seguidas pelas doenças de natureza infecciosa e pelas anomalias congênitas. No período pós-neonatal predominaram as doenças infecciosas, seguidas pelas doenças do aparelho respiratório;
- Os principais fatores de risco para a mortalidade infantil foram o baixo peso ao nascer, a baixa idade da gestação, a gestação múltipla, o baixo número de consultas de pré-natal, a baixa escolaridade materna, a condição da internação e o sexo;
- O peso ao nascer e a duração da gestação apresentaram, na análise de tendência, efeito dose-resposta estatisticamente significativo;
- O modelo final de regressão logística incluiu as variáveis peso ao nascer, duração da gestação, tipo de gestação, o número de consultas de pré-natal, a escolaridade materna, a condição da internação e o sexo.

11 – Sugestões.

Diante dos resultados alcançados, principalmente no que se relaciona com a operacionalização dos Sistemas de Informações sobre Mortalidade e Nascidos Vivos, são fornecidas as seguintes sugestões:

- Fortalecer o Serviço de Estatística e Informações em Saúde, da Secretaria Estadual de Saúde e Saneamento, dotando-o de condições materiais e humanas para a consecução dos seus objetivos;
- Proceder ao treinamento do pessoal envolvido com a execução do SIM e do SINASC com a finalidade de estabelecer padrões de procedimento a serem adotados pelas unidades prestadoras que permita a uniformidade dos dados coletados;
- Esclarecer a importância do papel a ser desempenhado pela Secretaria de Saúde e Saneamento enquanto órgão encarregado da consolidação das informações de saúde no Estado, no sentido de que essa atividade seja cercada dos cuidados necessários à garantia da qualidade dessas informações;
- Estruturar as unidades hospitalares que dispõem de serviço de obstetrícia, no sentido de que elas criem condições para uma adequada assistência ao parto;
- Envolver a participação de outros profissionais, principalmente aqueles cujas atividades estejam ligadas à assistência pré-natal e ao parto, na realização de estudos sobre a mortalidade infantil, cujos resultados podem vir a subsidiar essas atividades.

12 – Bibliografia.

- ALDERSON, M. R. *Mortality, morbidity and health statistics*. New York, Stocton Press, 1988.
- ALLEN, D. M. et al. Regional differences in birth weight - specific infant mortality, United States, 1980. *Public Health Rep.*, 102 (4): 138 – 45, 1987.
- ALMEIDA, M. F. Mortalidade neonatal em Santo André. São Paulo, 1994. [Tese de Doutorado - Faculdade de Saúde Pública da USP].
- ALMEIDA, M. F. *O perfil dos nascimentos no Brasil: 1994 a 1997*. São Paulo, 2000. (mimeo).
- ALMEIDA, M. F. & MELLO JORGE, M. H. P. O uso da técnica de *linkage* de sistemas de informação em estudos de coorte sobre mortalidade neonatal. *Rev. Saúde públ.*, 30: 14 – 17, 1996.
- ALMEIDA FILHO, N. & ROUQUAYROL, M. Z. *Introdução à epidemiologia moderna*. 2ª ed. Belo Horizonte, ABRASCO, 1992.
- BACKETT, E. M. et al. *The risk approach in health care: with special reference to maternal and child health, including family planning*. Geneva, World Health Organization. (Public Health Papers, 76).
- BARATA, R. B. Uso epidemiológico das informações de mortalidade no planejamento e avaliação dos serviços. [Apresentada no Seminário Usos das Informações de Mortalidade em Nível Municipal, São Paulo, 1992].
- BARROS, F. C. & VICTORA, C. G. *Epidemiologia da saúde infantil: um manual para diagnósticos comunitários*. 2ª ed. São Paulo, HUCITEC, 1994.

- BARROS, F. C. et al. Comparison of the causes and consequences of prematurity and intrauterine growth retardation: a longitudinal study in southern Brazil. *Pediatrics*, 90: 238 – 44, 1992.
- BEMFAM. *Brasil, pesquisa nacional sobre demografia e saúde 1996*. Rio de Janeiro, 1997.
- BERKELMAN, R. L. & BUEHLER, J. W. Surveillance. In: Holland, W. W. et al. *Oxford textbook of public health: Methods of public health*. 2nd ed. Oxford, Oxford University Press, 1991. V. 2, p. 161 – 176.
- BERRY, R. J. et al. Birth weight specific infant mortality due to congenital anomalies, 1960 and 1980. *Public Health Rep.*, 102 (4): 171 – 81, 1987.
- BOHLAND, A. K. & MELLO JORGE, M. H. P. Mortalidade infantil em menores de um ano de idade na região do Sudoeste do Estado de São Paulo. *Rev. Saúde pública*, 33 : 366 – 73, 1999.
- BREIHL, J. *Epidemiologia: economia, política e saúde*. São Paulo, Ed. da UNESP, 1991.
- BROWNSON, R. C. & PETITTI, D. B. Key methodologic concepts and issues. In: Brownson, R. C.; Petitti, D. B. & Abby, C. K. *Applied epidemiology*. New York, Oxford University Press, 1998.
- BUEHLER, J. W. et al. Birth weight - specific infant mortality, United States, 1960 and 1980. *Public Health Rep.*, 102 (4): 151 – 61, 1987a.
- BUEHLER, J. W. et al. Birth weight - specific causes of infant mortality, United States, 1980. *Public Health Rep.*, 102 (4): 162 – 71, 1987b.
- CARLSON, B. A. National household surveys and their health components. In: *International Conference on Health Statistics for the Year 2000*. World Health Organ. Budapest, Statistical Publishing House, 1984. p. 121 – 43.

- CARVALHO, M. L. & SILVER, D. L. Confiabilidade da declaração da causa básica de óbitos neonatais: implicações para o estudo da mortalidade previsível. *Rev. Saúde públ.*, 29: 342 – 8, 1995.
- CÉSAR, C. L. G. O enfoque de risco em saúde pública. In: Barreto, M. L. et al. (Organ.) *Epidemiologia, serviços e tecnologias em saúde*. Rio de Janeiro, ABRASCO, 1998. p. 79 – 92.
- CORTEGUERA, R. L. R. Neonatal mortality in Cuba. 1970 - 1993. *International Child Health*, 7 (4): 35 – 48, 1996.
- CVJETANONOVIC', B. Planning and evaluation of controls measures. In: Bronfman, R. et al. *Epidemiology and community health in warm climates countries*. Edinburg, Churchill Livingstone, 1976. P. 20 – 37.
- COX, P. R. *Demography*. 4th ed. Cambridge, Cambridge University Press, 1970.
- DELICH, S. & CARTER, A. O. Public health surveillance: historical origins, methods and evaluation. *Bull. World Health Organ.*, 72: 285 – 304, 1994.
- DRUMMOND JUNIOR, M. Vigilância da morte evitável: acesso rápido à descentralização das informações. In: Barreto, M. L. et al. (Organ.) *Epidemiologia, serviços e tecnologias em saúde*. Rio de Janeiro, ABRASCO, 1998. p. 93 – 106.
- DUARTE, C. M. R. Qualidade de vida e indicadores de saúde: aspectos da mortalidade infantil no Estado do Rio de Janeiro e suas regiões. *Cad. Saúde públ.*, 8: 414 – 27, 1992.
- ESCRIVÃO JÚNIOR, A. & LIRA, M. M. T. de A. PROAIM: Programa de Aprimoramento das Informações de Mortalidade no Município de São Paulo. *Saúde Debate*, São Paulo (30): 72 – 5, 1990.
- FERREIRA, C. E. C. Mortalidade infantil: a manifestação mais cruel das desigualdades sociais. *São Paulo em Perspectiva*, 3: 24 – 29, 1989.

- FLORES, L. P. O. Características da mortalidade neonatal no Estado de São Paulo. São Paulo, 1999. [Tese de doutorado - Faculdade de Saúde Pública da USP].
- FOUCAULT, M. *Microfísica do poder*. 11^a ed. Rio de Janeiro, Graal, 1993.
- FREITAS, M. dos S. Avaliação do Sistema de Informações sobre Mortalidade no Estado do Acre no ano de 1994. São Paulo, 1997. [Dissertação de Mestrado - Faculdade de Saúde Pública da USP].
- FRIEDE, A. Young maternal age and infant mortality: the role of low birth weight. *Public Health Rep.*, 102 (4): 192 – 99, 1987.
- FUNDAÇÃO IBGE. *Censo demográfico 2000 – Sinopse preliminar*. www.ibge.gov.br
- GOLDBERG, M. et al. Indicateurs de santé et “sanométrie”: les aspects conceptuels des recherches récentes sur la mesure de l’état de santé d’une population. *Rev. Epidemiol. Santé Publique*, 27: 133 – 52, 1979.
- GOMES, J. de O. & SANTO, A. H. Mortalidade infantil em município da região Centro-Oeste Paulista, Brasil, 1990 a 1992. *Rev. Saúde pública*, 31: 330 – 41, 1997.
- GUZMÁN, J. M. Mortalidad infantil y diferenciación sociogeográfica en América Latina, 1960-1980. In: Bronfman, M. & De León, J. G. *La mortalidad en México: niveles, tendencias y determinantes*. México, El Colegio de México, 1988. p. 25 – 53.
- HOGUE, C. J. R. et al. Overview of the National Infant Mortality Surveillance (NIMS) Project - design, methods, results. *Public Health Rep.*, 102 (4): 126 – 38, 1987.
- KELSEY, J. L.; THOMPSON, W. D. & EVANS, A. S. *Methods in observational epidemiology*. New York, Oxford University Press, 1986.
- KLEINBAUM, D. G.; KUPPER, L. L. & MORGENSTERN, H. *Epidemiologic research*. New York, John Wiley & Sons, Inc., 1982.
- KLEINBAUM, D. G. *Logistic regression – a self-learning text*. New York, Springer, 1994.

- KLEINMAN, J. Perinatal and infant mortality, recent trends in the United States. In: *Proceedings of the International Collaborative Effort on Perinatal and Infant Mortality*. v. 1. Maryland, U. S. Department of Health and Humans Services, 1985. p. 37 – 55.
- KLINGER, A. Statistics on reason for death: the Hungarian experience and conception. In: *International Conference on Health Statistics for the Year 2000*. World Health Organ. Budapest, Statistical Publishing House, 1984. p. 169 – 78.
- LAMBERT, D. A. & STRAUSS, L. T. Analysis of unlinked infant death certificates from the NIMS project. *Public Health Rep.*, 102 (4): 200 – 04, 1987.
- LANCASTER, H. O. *Expectations of life: a study in the demography, statistics, and history of world mortality*. New York, Springer-Verlag, 1990.
- LANGMUIR, A. D. William Farr: founder of modern concepts of surveillance. *Int. J. Epidemiol.*, 6: 13 – 8, 1976.
- LAURENTI, R. Fatores de erros na mensuração da mortalidade infantil. *Rev. Saúde públ.*, 9: 529 – 37, 1975.
- LAURENTI, R. & SILVEIRA, M. H. O registro dos fenômenos vitais e dos agravos à saúde relacionados com a população. In: Pareta, J. M. M. et al. *Saúde da comunidade*. São Paulo, Mc Graw - Hill do Brasil, 1976. p. 13 – 31.
- LAURENTI, R. et al. *Estatísticas de saúde*. São Paulo, E.P.U., 1987.
- LAURENTI, R. Análise da informação em saúde: 1893 - 1993, cem anos da Classificação Internacional de Doenças. *Rev. Saúde públ.*, 25: 407 – 17, 1991.
- LAURENTI, R. Medida das doenças. In: Forattini, O. P. *Ecologia, epidemiologia e sociedade*. São Paulo, EDUSP, 1992. p. 369 – 98.
- LAURENTI, R. & MELLO JORGE, M. H. P. *O atestado de óbito*. São Paulo, Centro Brasileiro da OMS para Classificação de Doenças em Português, 1993.

(Série Divulgação, 1).

LEAL, M. L. & SZWARCOWALD, C. L. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, de 1979 a 1993. 1 – Análise por grupo etário segundo região de residência. *Rev. Saúde pública*, 30: 403 – 12, 1996.

LESER, W. et al. *Elementos de epidemiologia geral*. Rio de Janeiro, Atheneu, 1985.

LILIENFELD, A. M. *Foundations of epidemiology*. 3rd ed. Oxford, Oxford University Press, 1994.

LUBCHENCO, L. O. et al. Intrauterine growth as estimated from liveborn birth-weight data at 24 to 42 weeks of gestation. *Pediatrics*, 32: 793 – 800, 1963.

LUCAS, A. O. Epidemiology and health statistics in the control of communicable diseases. In: White, K. L. & Henderson, M. M. *Epidemiology as a fundamental science*. New York, Oxford University Press, 1976. p. 190 – 99.

MALETTA, C. H. M. *Epidemiologia e saúde pública*. Rio de Janeiro, Livraria Atheneu, 1988.

MARKS, J. S. et al. Variation in the state - specific infant mortality risks. *Public Health Rep.*, 102 (4): 146 – 51, 1987.

MEIRIK, O. Trends in infant mortality in Sweden. In: *Proceedings of the International Collaborative Effort on Perinatal and Infant Mortality*. v. 1. Maryland, U. S. Department of Health and Humans Services, 1985. p. 79 – 88.

MELLO JORGE, M. H. P. *Registro dos eventos vitais: sua importância em saúde pública*. São Paulo, Centro da OMS para a Classificação de Doenças em Português, 1990. (Série Divulgação, 5).

- MELLO JORGE, M. H. P. et al. Avaliação do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e o uso de seus dados em epidemiologia e estatísticas de saúde. *Rev. Saúde públ.*, 27 (supl.), 1993.
- MELLO JORGE, M. H. P. et al. *O Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos - SINASC*. São Paulo, Centro da OMS para a Classificação de Doenças em Português, 1992. (Série Divulgação, 7).
- MENEZES, M. B. et al. Fatores de risco para a mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993. *Rev. Saúde públ.*, 32: 209 – 16, 1998.
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. CENTRO LATINOAMERICANO DE PERINATOLOGIA Y DESARROLLO HUMANO. Nascimentos por cesarianas em instituições brasileiras. Brasília, 1988. (Informe CLAP/OPS/OMS).
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. RIPSa – Rede Interagencial de Informações para a Saúde. Indicadores e Dados Básicos para a Saúde – Brasil, 1998.
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. SECRETARIA NACIONAL DE AÇÕES BÁSICAS DE SAÚDE. *Manual de instruções para o preenchimento da declaração de óbito*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1985.
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. FUNDAÇÃO NACIONAL DE SAÚDE. *Manual de instruções para o preenchimento da declaração de nascido vivo*. 2 ed. Brasília, 1996.
- MONTERO, C. V. A mortalidade neonatal: estudo de caso controle no Município de São Paulo, 1995. São Paulo, 2000. [Dissertação de mestrado – Faculdade de Saúde Pública da USP].
- MORAIS NETO, O. L. A mortalidade infantil no município de Goiânia: uso vinculado do SIM e SINASC. Campinas, 1996. [Dissertação de Mestrado - Universidade Estadual de Campinas].

- MOSBECH, J. Health statistics in planning scandinavian health care. In: White, K. L. & Henderson, M. M. *Epidemiology as a fundamental science*. New York, Oxford University Press, 1976. p. 114 – 121.
- NIOBEY, F. M. L. et al. Qualidade do preenchimento de atestados de óbitos de menores de um ano na região metropolitana do Rio de Janeiro. *Rev. Saúde públ.*, 24: 311 – 8, 1990.
- NURMINEN, M. & BRIGGS, D. Approaches to linkage analysis: overview. In: Briggs, D. et al ed. *Linkage methods for environmental and health analysis*. World Health Organization. Geneva, 1996. p. 93 – 119.
- OLIVER, L. La mortalidad em Guadalajara: 1800 - 1850. In: Bronfman, M. & De León, J. G. *La mortalidad em México: niveles, tendencias y determinantes*. México, El Colegio del México, 1988. p. 167 – 202.
- ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. *Mortality of children under age 5; world estimates and projections: 1950 - 2025*. New York, 1988.
- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE. *Manual da Classificação Estatística Internacional de Doenças, Lesões e Causas de Óbitos – 9ª Revisão*. Centro Colaborador da OMS para a Classificação de Doenças em Português. São Paulo, 1985. vol. 1.
- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE. *Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde – 10ª Revisão*. Centro Colaborador da OMS para a Classificação de Doenças em Português. São Paulo, EDUSP, 1993. vol. 1.
- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE. *Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde – 10ª Revisão*. Centro Colaborador da OMS para a Classificação de Doenças em Português. São Paulo, EDUSP, 1994. vol. 2.

- OZEK, Z. AKGUN, S. & SARAÇBASI, O. An approach for setting infant mortality rate targets. *International Child Health*, 1: 35 – 6, 1996.
- PEREIRA, S. M. dos S. F. Distribuição geográfica da mortalidade infantil em Marília - SP. São Paulo, 1997. [Dissertação de Mestrado - Faculdade de Saúde Pública da USP].
- PUFFER, R. R. & SERRANO, C. V. Características de la mortalidad en la niñez. Washington (DC). Organizacion Panamericana de la Salud, 1973. (Publicación Científica, 262).
- RIMM, A. A. et al. *Basic bioestistics in medicine and epidemiology*. New York, Appleton - Century - Crofts, 1980.
- ROTHMAN, K. J. *Epidemiologia moderna*. Madrid, Diaz Santos, 1987.
- ROUQUAYROL, M. Z. *Epidemiologia e saúde*. Fortaleza, UNIFOR, 1983.
- SAKALA, C. Medically unnecessary cesarean section births: introduction to a symposium. *Soc. Sci. Med.* 37: 1177 – 1198, 1993.
- SAN MARTÍN, H. et al. *Epidemiologia: teoría, investigación, práctica*. Madrid, Ediciones Díaz de Santos, 1990.
- SANTO, A. H. & PINHEIRO, C. E. Uso do microcomputador na seleção da causa básica de morte. *Bol. Oficina Sanit. Panam.*, 119 (4): 319 – 27, 1995.
- SAPPENFIELD, W. M. et al. Differences in neonatal and posneonatal mortality by race, birth weight, and gestational age. *Public Health Rep.*, 102 (4): 182 – 92, 1987.
- SECRETARIA DE PLANEJAMENTO DO ESTADO DO ACRE. *Anuário estatístico do Acre – 1991*. Rio Branco, 1991.
- SECRETARIA DE PLANEJAMENTO DO ESTADO DO ACRE. *Programa estadual de zoneamento ecológico – econômico do estado do Acre*. Rio Branco, 1993.

- SHRYOCK, H. S. & SIEGEL, J. S. *The methods and materials of demography*. New York, Academic Press, 1976.
- SILVEIRA, M. H. & LAURENTI, R. Os eventos vitais: aspectos de seus registros e inter-relação da legislação vigente com as estatísticas de saúde. *Rev. Saúde públ.* 7: 37 – 50, 1973.
- SIMÕES, C. C. S. & MONTEIRO, C. A. Tendência secular e diferenciais regionais da mortalidade infantil no Brasil. In: Monteiro, C. A. *Velhos e novos males da saúde no Brasil*. São Paulo, HUCITEC, 1995. p. 153 – 156.
- SIMÕES, C. C. Brasil: Estimativas da mortalidade infantil por microregiões e municípios. Ministério da Saúde. Secretaria Executiva. Secretaria de Políticas de Saúde. Brasília, 1999.
- SINGH, G. K. & YU, S. M. Infant mortality in the United States: trends, differentials and projections, 1950 through 2010. *Am. J. Public Health*, 85: 957 – 64, 1995.
- SOUZA, R. G. T. de Mortalidade infantil e sub-registro de nascidos vivos no município de Maringá - Pr, em 1989. São Paulo, 1992. [Dissertação de Mestrado - Faculdade de Saúde Pública da USP].
- SZWARCWALD, C. L. & CASTILHO, E. A. Estimativas da mortalidade infantil no Brasil, década de oitenta: proposta de procedimento metodológico. *Rev. Saúde públ.*, 29: 451 – 62, 1995.
- TELAROLLI JUNIOR, R. *Mortalidade infantil: uma questão de saúde pública*. São Paulo, Editora Moderna, 1997.
- THACKER, S. B. & BERKELMAN, R. L. Public health surveillance in the United States. *Epidemiol. Reviews*, 10: 164 – 90, 1988.

- VICTORA, C. G., GRASSI, P. R. & SCHMIDT, A. M. Situação de saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980 - 1992: tendências temporais e distribuição espacial. *Rev. Saúde públ.*, 28: 423 - 32, 1994.
- WALDMAN, E. A. Vigilância epidemiológica como prática de saúde pública. São Paulo, 1991. [Tese de Doutorado - Faculdade de Saúde Pública da USP].
- WILLIAMS, C. D. & JELLIFFE, D. B. *Mother an child health: delivering the services*. London, Oxford University Press, 1976.
- WINDOM, R. E. Seeking answers to the slowing progress in lowering infant mortality. *Public Health Rep.*, 102 (4): 121 - 22, 1987.
- WISE, P. H. Confronting racial disparities in infant mortality: reconciling science and politics. *Am. J. Prevent Med.*, 9: 7 - 16, 1993.

Anexos

DECLARAÇÃO DE ÓBITO Nº

REPÚBLICA FEDERATIVA DO BRASIL
MINISTÉRIO DA SAÚDE

1ª VIA - ESTATÍSTICA DE SAÚDE

CARTÓRIO DE

Nº DO REGISTRO

DATA DO REGISTRO

UNIDADE DA FEDERAÇÃO:

OBITO FETAL

NOME

DATA DO ÓBITO

SIM ☐NÃO ☐

HORA

DIA

MÊS

ANO

ESTADO CIVIL

SEXO

DATA NASCIMENTO

IDADE

SOLTEIRO ☐CASADO ☐VIUVO ☐MASC ☐IGN ☐

DIA

MES

ANO

ANOS COMPLETOS

ATE 1 ANO MESES

ATE 1 MES DIAS

ATE 1 DIA HORAS

IGN

DESQUITADO ☐OUTRO ☐IGNORADO ☐FEMIN ☐

LOCAL DE OCORRÊNCIA

ENDEREÇO

MUNICÍPIO

HOSPITAL ☐VIA PUBLICA ☐DOMICÍLIO ☐OUTRO ☐IGN ☐

RESIDÊNCIA HABITUAL (RUA, NUMERO, BAIRRO, ETC)

MUNICÍPIO

U.F.

OCUPAÇÃO HABITUAL DO FALECIDO

NATURALIDADE

GRAU DE INSTRUÇÃO

NENHUMA ☐FUNDAMENTAL ☐2º GRAU ☐SUPERIOR ☐IGN ☐

FILIAÇÃO

NOME DO PAI

NOME DA MÃE

PAI

OCUPAÇÃO HABITUAL

GRAU DE INSTRUÇÃO

NENHUMA ☐FUNDAMENTAL ☐2º GRAU ☐SUPERIOR ☐IGN ☐

MÃE

OCUPAÇÃO HABITUAL

IDADE

GRAU DE INSTRUÇÃO

NENHUMA ☐FUNDAMENTAL ☐2º GRAU ☐SUPERIOR ☐IGN ☐

Nº DE FILHOS TIDOS

DURAÇÃO DA GESTAÇÃO (EM SEMANAS)

GRAVIDEZ

NASC. VIVOS

NASC. MORTOS

TOTAL

MENOS DE 20 ☐DE 20 A 27 ☐28 OU MAIS ☐IGN ☐ÚNICA ☐DUPLA ☐TRIPLICE ☐MAIS DE 3 ☐IGN ☐

PARTO

MORTE (EM RELAÇÃO AO PARTO)

PARA MENORES DE 28 DIAS OU
ÓBITO FETAL, PESO AO NASCERESPONTÂNEO ☐OPERATÓRIO ☐FÓRCEPS ☐IGN ☐ANTES ☐DURANTE ☐DEPOIS ☐IGN ☐

g

IGN ☐RECEBEU ASSISTÊNCIA MÉDICA DURANTE A
DOENÇA QUE OCASIONOU A MORTESIM ☐NÃO ☐IGN ☐O MÉDICO QUE ASSINA ATENDEU AO
FALECIDOSIM ☐SUBSTITUTO ☐IML ☐SVO ☐OUTRO ☐

O DIAGNÓSTICO FOI CONFIRMADO

EXAME COMPLEMENTAR

CIRURGIA

NECROPSIA

SIM ☐NÃO ☐SIM ☐NÃO ☐SIM ☐NÃO ☐

CAUSA DA MORTE: (ANOTE SÓ UM DIAGNÓSTICO POR LINHA)

PARTE - I

DOENÇA OU ESTADO MÓRBIDO QUE CAUSOU DIRETAMENTE A MORTE.

a)

DEVIDO A OU COMO CONSEQUÊNCIA DE

b)

DEVIDO A OU COMO CONSEQUÊNCIA DE

c)

CAUSAS ANTECEDENTES

ESTADOS MÓRBIDOS, SE EXISTIREM, QUE PRODUZIRAM A CAUSA ACIMA REGISTRADA, MENCIONANDO SE EM ÚLTIMO LUGAR A CAUSA BÁSICA

PARTE - II

OUTROS ESTADOS PATOLÓGICOS SIGNIFICATIVOS QUE CONTRIBUÍRAM PARA A MORTE, PORÉM NÃO RELACIONADOS COM A DOENÇA, OU ESTADO PATOLÓGICO QUE A PRODUZIU.

INTERVALO ENTRE O INÍCIO DA DOENÇA E A MORTE

MORTE NÃO NATURAL - PROVÁVEL CIRCUNSTÂNCIAS DA MORTE

TIPO

HOMICÍDIO ☐SUICÍDIO ☐

ACIDENTE DE TRABALHO

LOCAL DO ACIDENTE

ACIDENTE: ATROPELAMENTO ☐DEMAIS ACID. TRANSITO ☐SIM ☐NÃO ☐IGN ☐VIA PUBLICA ☐DOMICÍLIO ☐OUTRO ☐IGN ☐

NOME DO MÉDICO

CRM

DATA DO ATESTADO

ENDEREÇO DO MÉDICO

TELEFONE

ASSINATURA

DECLARANTE

1ª TESTEMUNHA

2ª TESTEMUNHA

CEMITÉRIO EM QUE SERA ENTERRADO

MUNICÍPIO

01 - DECLARAÇÃO DE NASCIDO VIVO Nº

5199692

REPÚBLICA FEDERATIVA DO BRASIL.

MINISTÉRIO DA SAÚDE

1ª VIA - ÓRGÃO DE PROCESSAMENTO

CARTÓRIO

02 - CARTÓRIO DE

03 - Nº DO REGISTRO

04 - DATA DO REGISTRO

05 - MUNICÍPIO

06 - UF

07 - CÓDIGO

LOCAL DA OCORRÊNCIA

08 - INDICAR COM UM "X" NO QUADRO

☐ 1

HOSPITAL

☐ 2

OUTRO ESTAB. DE SAÚDE

☐ 3

DOMICÍLIO

☐ 4

OUTRO LOCAL

09 - ENDEREÇO

10 - MUNICÍPIO

11 - UF

12 - CÓDIGO

SE OCORRIDO EM ESTABELECIMENTO DE SAÚDE

13 - NOME DO ESTABELECIMENTO

14 - CÓDIGO

RECÉM NASCIDO

15 - NASCIMENTO

DATA

HORA

MIN.

DIA

MÊS

ANO

16 - SEXO (MARCAR COM "X" NO QUADRO)

☐ 1

MASCULINO

☐ 2

FEMININO

17 - PESO AO NASCER (ATÉ A 5ª HORA)

g

18 - ÍNDICE DE APGAR

1º MINUTO

5º MINUTO

GESTAÇÃO E PARTO

19 - DURAÇÃO DA GESTAÇÃO (EM SEMANAS) (INDICAR COM "X" NO QUADRO)

☐ 1

0 - 21

☐ 4

37 - 41

☐ 2

22 - 27

☐ 5

42 E MAIS

☐ 3

28 - 36

☐ 6

IGNORADA

20 - TIPO DE GRAVIDEZ (INDICAR COM "X" NO QUADRO)

☐ 1

ÚNICA

☐ 4

MAIS DE 3

☐ 2

DUPLA

☐ 5

IGNORADO

☐ 3

TRÍPLICE

21 - TIPO DE PARTO (INDICAR COM "X" NO QUADRO)

☐ 1

ESPONTÂNEO

☐ 4

OUTRO

☐ 2

OPERATÓRIO

☐ 5

IGNORADO

☐ 3

FÓRCEPS

22 - NOME

23 - IDADE

24 - GRAU DE INSTRUÇÃO (INDICAR COM "X" NO QUADRO)

☐ 1

NENHUMA

☐ 4

2º GRAU

☐ 2

1º GRAU

INCOMPLETO

☐ 5

SUPERIOR

☐ 3

1º GRAU

COMPLETO

☐ 6

IGNORADO

RESIDÊNCIA HABITUAL

25 - ENDEREÇO

26 - BAIRRO

27 - MUNICÍPIO

28 - UF

29 - CÓDIGO

30 - FILHOS TIDOS

(INDICAR QUANTOS)

NÃO INCLUIR ESTA GESTAÇÃO

NASC. VIVOS

NASC. MORTOS

TOTAL

31 - NOME

RESPONSÁVEL PELO PREENCHIMENTO

32 - NOME

33 - FUNÇÃO

PARA REGISTRAR ESTA CRIANÇA (OBRIGATÓRIO POR LEI), O PAI OU RESPONSÁVEL DEVERÁ LEVAR ESTE DOCUMENTO AO CARTÓRIO DE REGISTRO CIVIL.

ATENÇÃO: ➡ ESTE DOCUMENTO NÃO SUBSTITUI A CERTIDÃO DE NASCIMENTO