Carlos Augusto Monteiro

Dr 101
Ø'

O PESO AO NASCER NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO:
IMPACTO SOBRE OS NÍVEIS DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA.

Tese de Doutorado apresentada
à Faculdade de Saúde Pública da
Universidade de São Paulo.

1 9 7 9

BIBLIOTECA
FACULDADE DE SAÚDE PÚBLICA
UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
SP - R

À Marina

AGRADECIMENTOS

Este trabalho, ainda que nominalmente individual, foi fruto da conjugação de esforços de um grande número de pessoas.

Quero registrar, inicialmente, meu especial agradecimento ao Professor Yaro Ribeiro Gandra pela orientação e pelo apoio contínuo que venho recebendo desde que iniciei meu trabalho na Universidade.

Quero agradecer, também, a ajuda inestimável que recebi da Dra. Maria Helena Benício em todas as etapas deste estudo e as discussões estimulantes que foram nossos encontros com o Dr. Ruy Laurenti.

Quero agradecer, ainda, a gentileza do Dr. Fernando Nobrega em me ceder dados originais de sua pesquisa sobre caracterização antropométrica de recém-nascidos que foram fundamentais para a conclusão deste trabalho.

Meus agradecimentos também à companhia de trabalho Nutricionista Midori Ishii e às alunas do Curso de Graduação que participaram incessantemente na fase de planejamento e coleta de dados.

Devo a orientação relativa à amostragem à Dra. Eunice Pinho de Castro Silva e a orientação relativa à padronização de coeficientes ao Dr. Jair Lício Ferreira Santos. O Sr. Fernão de Lima foi o responsável pelo processamento e programação dos dados.

À Lélia, à Maria, à Iolanda, ao Felipe e a todos os outros que colaboraram com os serviços técnicos compreendidos pelo estudo, meus sinceros agradecimentos.

Finalmente, devo agradecer a Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo - FAPESP - pelo apoio financeiro do projeto - processo 12-médicas 78/1109.

RESUMO

Através de levantamento amostral do peso ao nascer dos nascimentos ocorridos nas maternidades do município em 1976, estimou-se em 9,7% a incidência de recém-nascidos de baixo peso em São Paulo.

O ajuste dos coeficientes de mortalidade infantil de São Paulo segundo a distribuição do peso ao nascer da população branca americana determinou que em 1976 apenas 31 % do excesso de óbitos infantis de São Paulo poderia ser atribuído à performance do peso ao nascer verificada no município. O mesmo ajuste segundo a distribuição do peso ao nascer da Califórnia atribuiu ao peso ao nascer no período 1968-70, 15% do excesso de mortalidade e revelou excesso de mortalidade particularmente notável não para os recém-nascidos de baixo peso, mas para os recém-nascidos com mais de 3.000 gramas. 98

O ajuste simultâneo dos coeficientes de mortalidade infantil das áreas central, intermediária e periférica do município a uma idêntica distribuição de pesos de nascimento revelou uma participação decisiva do peso ao nascer no pequeno gradiente de mortalidade existente entre a área intermediária e a área central, porém descartou totalmente a possibilidade do peso ao nascer explicar o grande excesso de mortalidade infantil da área periférica em relação às duas outras. 70:

\ A consideração dos demais fatores que

determinam no seu conjunto a probabilidade de sobrevivência do recém-nascido no primeiro ano de vida, demonstrou ser capaz de complementar os achados relativos à participação do peso ao nascer no excesso de mortalidade infantil verificado no município.

44

Assim foi para a disponibilidade de serviços públicos de pré-natal, insuficiente³¹ para o município como um todo, progressivamente menor na periferia.

22

Assim foi para a disponibilidade de assistência médico-hospitalar ao parto e ao recém-nascido, suficiente em termos quantitativos para o município, porém insuficiente e precária para a população da periferia.

Assim foi para a disponibilidade do saneamento do meio, razoável apenas na área central, praticamente inexistente na periferia.

41

18

Associadamente, a verificação da distribuição de renda em São Paulo demonstrou que a distribuição desigual da disponibilidade de serviços públicos fundamentais à manutenção da saúde infantil superpõe-se exatamente à desigual distribuição de riquezas.

34

A conclusão final deste estudo foi a de que são principalmente as precárias condições de vida que recebem o recém-nascido sobretudo na periferia, e não a vitalidade daquele, medida pelo seu peso ao nascer, que explicam o excesso de mortalidade infantil verificado em São Paulo.

47

SUMMARY

By means of the sample research survey of the birth-weight of births which took place in the Maternity Hospitals of the city in 1976, it was calculated that the incidence of low birth-weight in São Paulo was of the order of 9,7%.

The adjustment of the infant mortality rates of São Paulo according to the birth-weight distribution of the white American population led to the conclusion that in 1976 only 31% of the excess of infant mortality of São Paulo could be attributed to the birth-weight distribution found to exist in the city. The same adjustment according to the birth-weight distribution in California attributed 15% of mortality excess to birth-weight in the period 1968-70 and a particularly clear mortality excess not for the infants of low birth-weight, but for those with a birth-weight of more than 3000 grams.

The infant mortality coefficients of the central, intermediate and outlying areas of the city when seen against a hypothetical distribution of birth-weights for all areas revealed a decisive effect of the birth weight only in the small difference between the mortality rates of the intermediate and the central areas, but eliminated altogether the possibility of the birth-weight explaining the excess of

infant mortality in the outlying areas in relation to the other two (intermediate and central) areas.

The study of the other factors which determine, together, the probability of an infant's survival in the first year of life, was seen to corroborate the conclusions relative to the part played by birth-weight in the infant mortality excess of the city.

This was true in relation to public pre-natal services, insufficient for the city as a whole, and becoming progressively still less numerically adequate in the outlying areas.

It was also true in relation to the medical and hospital attendance at the birth and to the new-born infant, which were adequate in quantitative terms for the city as a whole, but inadequate and unreliable for the population of the outlying areas.

It was true for the availability of water supply and sanitation systems, which are reasonable only for the central area but practically non-existent in the outlying areas.

At the same time, research on income distribution in São Paulo showed that the unequal distribution

of the availability of those public services essential to the maintenance of infant coincides exactly with the unequal distribution of wealth.

The final conclusion of this study was that it is mainly the inadequate living conditions which await the new-born infant, especially in the outlying areas, and not his/her vitality as measured by birth-weight, which explain the infant mortality excess found in São Paulo.

Í N D I C E

1. INTRODUÇÃO.....	1
2. OBJETIVOS.....	39
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	40
4. RESULTADOS.....	52
A. A distribuição do peso ao nascer no município em 1976.....	52
B. A mortalidade na infância no município em 1976 ajustada para uma distribuição ideal de peso ao nascer.	53
C. Estimativa dos coeficientes de mortalidade no primeiro ano de vida segundo peso ao nascer na vigência da Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância.....	55
D. Os coeficientes de mortalidade na infância registrados em São Paulo pela Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância ajustados segundo a distribuição do peso ao nascer encontrada em duas outras localidades.....	58

E. A mortalidade na infância de 1976, nas áreas central, intermediária e periférica do município ajustada para uma distribuição ideal de peso ao nascer.....	61
F. Tabelas de 1 a 6.....	65
5. COMENTÁRIOS.....	71
A. A distribuição do peso ao nascer em 1976.....	71
B. A participação do peso ao nascer nos níveis de mortalidade na infância do município de São Paulo.....	73
C. A participação do peso ao nascer nos diferentes níveis de mortalidade na infância da área central, intermediária e periférica do município.....	79
6. ANEXOS DE 1 A 7.....	95
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	117

1. INTRODUÇÃO

De há muito, o peso de nascimento de recém-nascidos vem atraindo a atenção das autoridades sanitárias. Em 1948, a Primeira Assembléia Mundial da Saúde da Organização Mundial da Saúde (O.M.S.) decidiu adotar o limite de 2.500 gramas como o limite ponderal que deveria definir o recém-nascido imaturo. Esta definição foi incorporada na "International Statistical Classification of Diseases, Injuries, and Causes of Death" que estendeu a definição a recém-nascidos de menos de 37 semanas ou àqueles especificados "prematturos", quando não fosse possível estabelecer o peso de nascimento:

"For the purpose of this classification, an immature infant is a liveborn infant with a birth weight of 5 1/2 pounds (2.500 grams) or less, or specified as immature. In some countries, however, this criterion will not be applicable. If weight is not specified, a liveborn infant with a period of gestation of less than 37 weeks or specified as 'premature' may be considered as the equivalent of an immature infant for purpose of this classification." (110)

Em 1950, o Grupo de Especialistas em Prematuridade de O.M.S. retoma o assunto, reforçando a recomendação da adoção internacional do limite de 2.500 gramas e estabelecendo a preferência do grupo pelo termo "premature" no lugar de "imature".

"The Expert Group on Prematurity recognizes the necessity for uniform terminology for international usage. Since the primary goal is to lower foetal and neonatal mortality, this aim can best be achieved by providing specialized care for infants of low birth weight. The group suggests that a premature infant be defined as one whose birth-weight is 2.500 g. (5 1/2 pounds) or less. The limitations of this criterion are recognized, however, since data on birth-weight will not always be available and other criteria of prematurity must be used, for example gestation.

"The group therefore recommends the adoption by all countries for purposes of vital statistics of the international definition of the First World Health Assembly The terms 'immature' and 'premature' are used interchangeably. However, the group points out that the term 'premature' is preferable to the term 'immature'". (109)

Finalmente em 1961, o grupo de Especialistas da O.M.S. em Saúde Materno-Infantil reconhecendo o amplo uso e a utilidade do limite das 2.500 gramas, mas também admitindo que, em certas áreas, muitos dos recém-nascidos com 2.500 gramas ou menos não eram nascidos prematuramente, resolve re

comendar a adoção do termo "baixo peso ao nascer" em substituição ao termo "prematuridade":

"In view of the convincing evidence showing that many of the babies included within the limits of the definition, in certain areas, are not born prematurely, the Committee recommends that the concept of 'prematurity' in the definition should give way to that of 'low birth weight'." (111)

Baseados em evidências empíricas numerosas que indicam que a morbidade e a mortalidade infantis são afetadas tanto pelo peso de nascimento como pela duração da gestação, uma série de autores passaram a trabalhar em novas classificações que englobassem a um só tempo os dois fatores (18, 51, 52, 75, 114).

Bastante indicativa da capacidade que estas classificações tem de discriminar diferentes probabilidades de sobrevivência para diferentes grupos de nascidos vivos, é a aplicação realizada pelo National Center of Health Statistics (69) da classificação sugerida por Yerushalmy (114) à coorte americana de nascidos vivos de 1960. Esta classificação divide os recém-nascidos vivos em quatro grupos, a saber:

Grupo 1: peso de nascimento igual ou inferior a 2.500 gramas e duração da gestação inferior a 37 semanas.

Grupo 2: peso de nascimento igual ou inferior a 2.500 gramas e duração da gestação igual ou superior a 37 semanas.

Grupo 3: peso de nascimento superior a 2.500 gramas e duração da gestação inferior a 37 semanas.

Grupo 4: peso de nascimento superior a 2.500 gramas e duração da gestação igual ou superior a 37 semanas.

Os coeficientes de mortalidade infantil calculados pela National Center for Health Statistics para os nascidos vivos americanos de 1960 são: 309,1 para o grupo I, 59,9 para o grupo II, 26,0 para o grupo III e 10,5 para o grupo IV. Para os mesmos grupos, os coeficientes de mortalidade neonatal são 290,0, 41,8, 16,8 e 4,9 sempre com relação a 1.000 nascidos vivos.

Estes resultados demonstram, antes de mais nada, que a presença concomitante dos dois fatores, baixo peso ao nascer e curta duração de gestação, implicam em elevadíssimos coeficientes de mortalidade. No grupo I, a mortalidade no primeiro ano de vida é 30 vezes maior e a dos primeiros 28 dias 60 vezes maior do que a encontrada para os recém-nascidos do grupo IV que não apresentam nenhum dos fatores.

Outra constatação importante é que peso ao nascer e duração da gestação exercem, independentemente, influências sobre os coeficientes de mortalidade, sendo maior o risco associado ao baixo peso isolado do que o risco associado à

curta gestação isolada.

Outra possibilidade de examinar a interação entre o baixo peso ao nascer e curta duração da gestação é verificar os coeficientes observados para os dois fatores conforme varie, respectivamente, a duração da gestação e o peso de nascimento. Após este exame o National Center for Health Statistics conclue que na coorte dos nascimentos americanos de 1960, a mortalidade infantil não apenas depende grandemente do peso de nascimento e da duração da gestação, como também continua dependendo consideravelmente do peso de nascimento qualquer que seja a duração da gestação e, em menor grau, também continua dependendo da duração da gestação qualquer que seja o peso de nascimento. (69)

Entre as muitas conclusões que se pode tirar dos resultados apresentados pelo National Center for Health Statistics, destacam-se pelo menos duas. Para populações semelhantes à americana, a consideração simultânea dos dois parâmetros, peso de nascimento e duração da gestação, é a que pode informar mais sobre a capacidade de sobrevivência dos recém-nascidos. O fator peso de nascimento exerce sobre os coeficientes de mortalidade poderosa influência que persiste mesmo quando controlada a influência da duração da gestação.

Se a estas conclusões se acrescenta o reconhecimento pelo próprio National Center for Health Statistics das dificuldades existentes, mesmo em um país como os Estados Unidos, para se obter informações acuradas sobre a duração da gestação, entender-se-á melhor a valorização crescente

que o peso de nascimento foi assumindo nas sucessivas manifestações da Organização Mundial de Saúde sobre o assunto. (109, 110, 111)

O emprego particular que o indicador peso de nascimento assume em países sub-desenvolvidos foi bastante destacado no seminário sobre nutrição pré-natal e perinatal realizado no IV Congresso Latino-Americano de Nutrição em Caracas, em 1976. Ali, defendeu-se a especificidade apresentada pelo indicador na América Latina, onde diferentemente dos países desenvolvidos, o peso de nascimento traduziria melhor o desenvolvimento fetal do que o faria a duração da gestação. (37) Esta afirmação apoiava-se na suposição de que na América Latina, e em outras regiões sub-desenvolvidas, o baixo peso ao nascer refletiria mais retardo no crescimento fetal do que prematuridade.

Esta parece ser a situação de uma coorte de recém-nascidos estudada por Mata (58) na zona rural da Guatemala. Ali, em Santa Maria Cauqué, uma aldeia indígena típica do altiplano guatemalteco, apenas 17,3% dos recém-nascidos que nascem com 2.500 gramas ou menos são provenientes de gestações de menos de 37 semanas. A mesma porcentagem para os Estados Unidos é de 93,3%. (69) O contraste entre estas duas populações evidencia-se também quando se compara a incidência do baixo peso ao nascer e a incidência da prematuridade medida a partir de gestações inferiores a 37 semanas. Nos Estados Unidos (69) tem-se 6,7 e 7,8%, respectivamente de prematuros e de baixo peso ao nascer, enquanto no altiplano guatemalteco (58) tem-se 7,2 e 42,6%. Além, portanto, da evidente diferença na estrutura do baixo peso ao nascer, a comparação demonstra um excesso absoluto de recém-nascidos de baixo peso no país sub-desen

volvido.

A observação da incidência do baixo peso ao nascer em outras populações desenvolvidas e sub-desenvolvidas também mostra importantes diferenças.

Em países altamente desenvolvidos como Suécia e Holanda, a incidência do baixo peso ao nascer é de 5,0 e 5,5% respectivamente. (67) Ao lado destes países, encontra-se ainda a Nova Zelândia com 5,6% o que para o National Center for Health Statistics, caracteriza um grupo de países de reduzidas taxas de baixo peso ao nascer, onde a incidência do mesmo não chega a alcançar 6% dos recém-nascidos vivos. (67)

Para países sub-desenvolvidos não se dispõe de estudos nacionais que sejam realmente representativos, mas tão somente de observações sobre a incidência do baixo peso ao nascer em alguns extratos da população.

Na população pobre de Bombaim na Índia, alcançam-se cifras tão altas quanto da população indígena da Guatemala: 43% dos recém-nascidos apresentam baixo peso ao nascer. (101) Na população pobre de Java, na Indonésia, são 26% os recém-nascidos de baixo peso. (89) Ainda, na Ásia, em Shiraz no Irã, a população pobre apresenta 14% de baixo peso ao nascer. (84)

Na América Latina, observam-se também altas incidências de baixo peso ao nascer nos extratos sociais mais pobres. A incidência é de 22% entre os trabalhadores da área cafeeira de Manizales, na Colômbia, (53) de 18% em algumas localidades rurais do México, (7) de 17% entre os pobres de Medellin na Colômbia, (77) de 14% em aldeias ladinas da Guatemala. (43)

Em algumas destas localidades estudou-se simultaneamente a incidência do baixo peso ao nascer em extratos sociais de bom nível sócio-econômico. Em Bombaim, a incidência foi de 10%, (101), em Shiraz no Irã foi igualmente de 10% (84) e entre a população ladina da Guatemala de bom nível sócio-econômico foi apenas 8%. (24)

A diferenciação da incidência do baixo peso ao nascer conforme o grupo populacional considerado pode ser observada também em um país desenvolvido como os Estados Unidos. Em 1950, registravam-se 7,0% de recém-nascidos de baixo peso para a população branca e 9,7% para a população não branca. (66) Em 1960, a diferença se ampliou ainda mais: 6,8% para os brancos e 12,9% para os não brancos. (69) Em 1967, as incidências foram de 7,1% e de 13,6% respectivamente para brancos e não brancos. (70) Entre 1969 e 1971 um estudo realizado em 18 das maiores cidades dos Estados Unidos, registrou incidências que variaram de 5,7% na população branca das áreas não pobres de San Diego a 17,3% na população não branca das áreas pobres de Pittsburgh. (72)

Em Jerusalém, um estudo de perinatologia feito entre 1964 e 1967, revelava que nos territórios sob administração de Israel, a incidência do baixo peso ao nascer era de 5,7% para o conjunto da população, mas subia para 8,6% quando se considerava apenas os não judeus, estes, na sua maioria, árabes. (48)

Um grande impulso nos estudos sobre incidência do baixo peso ao nascer na América Latina foi dado a partir de 1968-70 pela realização da pesquisa Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância. (78) Este estudo constatou que em áreas latinoamericanas era de 65,8% a frequência do baixo peso ao nascer entre os recém-nascidos que haviam morrido antes dos 28 dias. Esta frequência oscilava de 53,9% em Monterrey no México a 73,7% em Medellín na Colômbia. Nas três áreas brasileiras incluídas no estudo, São Paulo, Recife e Ribeirão Preto, as cifras observadas foram 60,9, 70,5 e 71,2%.

Por ocasião da Investigação, apenas uma área latinoamericana teve estimada a sua incidência de recém-nascidos de baixo peso no conjunto dos nascimentos vivos. Foi Ribeirão Preto, no Brasil, onde 8,7% dos recém-nascidos vivos entre 1968-1970 apresentaram baixo peso ao nascer. (99)

Sobre a virtual ausência de estudos da distribuição do peso de nascimento de recém-nascidos vivos na América Latina, assim se pronunciaram os realizadores da Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância:

"Desgraciadamente, rara vez se reúnen o publican las distribuciones de nacimientos vivos por peso al nacer en una ciudad o país. Y sin embargo, estos datos revisten una gran importancia para comprender y interpretar las diferencias en la mortalidad en niños menores de 1 año." (78)

Em resposta a este pronunciamento e diante dos resultados da Investigação pode-se constatar na América Latina algumas providências que vão desde a instalação, em Cuba, a partir de 1971, da obrigatoriedade de registrar o peso do recém-nascido na certidão de nascimento, (86) até tabulações exploratórias dos pesos de nascidos vivos realizadas em grandes maternidades de cidades da América Latina.

Em Cuba, os últimos resultados publicados, registram para 1974, 10,7% de incidência de recém-nascidos de baixo peso. (93)

Resultados enviados por dois grandes Hospitais-Maternidades da cidade do México e de San Salvador aos autores da Investigação, registram, respectivamente, 11,7% e 14,4% de recém-nascidos de baixo peso. (86)

Em Recife, um estudo realizado em 1974 nas três grandes maternidades que atendem à população dos três distritos incluídos na Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância, registrou 14,6% de recém-nascidos de baixo peso. (76)

Para o município de São Paulo, terceira área brasileira incluída na Investigação, registram-se também alguns estudos sobre peso de nascimento em maternidades isoladas. Assim, entre 1971 e 1972, o Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo, que atende à população não previdenciária e que atende um grande número de complicações obstétricas, registrou 18,0% de recém-nascidos de baixo peso. (115) Outro hospital do município que atende também a população não previdenciária é a maternidade da Legião Brasileira de Assistência que em 1969-70 registrou 12,4% de recém-nascidos de baixo peso. (98) Na Maternidade São Paulo, hospital que atende pacientes particulares, previdenciárias e também não previdenciárias, registrou-se entre 1968-70, 14,4% de recém-nascidos de baixo peso. (91)

Entre as maternidades do município que atendem apenas população previdenciária ou clientes particulares encontram-se a Casa de Saúde Dom Pedro II e a Maternidade Pro-Matre. Na primeira em 1972 a incidência do baixo peso ao nascer foi de 9,5% (91) e na segunda, que atende principalmente, clientela de alto nível sócio-econômico, a mesma incidência em 1975-76 foi de 7,1%. (26)

Considerando o elevado número de nascimentos ocorridos no município, e tendo em conta a diversidade de locais que atendem ao parto, 80 maternidades no município em 1975, fica bastante difícil, a partir dos estudos existentes, levantar qualquer estimativa sobre a real incidência do baixo

peso ao nascer no município. Esta é a primeira preocupação do presente estudo.

Os contrastes na incidência do baixo peso ao nascer que se estabelecem tanto quando se comparam países desenvolvidos e sub-desenvolvidos como quando se comparam extratos pobres e extratos ricos de quaisquer países remetem, necessariamente, as análises causais deste fenômeno para o estudo da estruturação sócio-econômica das populações.

O estudo do relacionamento de indicadores sócio-econômicos como o produto nacional bruto (p.n.b.) per capita e a disponibilidade de calorias per capita, com a incidência do baixo peso ao nascer foi recentemente revista por Lechtig & cols. (40) para a Organização Mundial da Saúde. Em 10 países com p.n.b. per capita inferior a 250 dólares anuais, encontraram-se em todos eles altas incidências de baixo peso ao nascer. Em outros 21 países com p.n.b. per capita entre 250 e 1.000 dólares, foram 19 os países com altas taxas e, finalmente, em 15 países com p.n.b. per capital superior a 1.000 dólares em apenas 2 foram encontradas altas incidências de baixo peso ao nascer. Quanto à disponibilidade alimentar, em 12 países que dispõem de menos de 2.200 calorias por habitante por dia, encontrou-se que em todos eles são altas as incidências do baixo peso ao nascer. Em outros 16 países com disponibilidades entre 2.200 e 2.800 calorias, ainda havia 13 com altas taxas e finalmente em 14 países com disponibilidade que superava as 2.800 calorias, apenas 2 apresentavam altas incidências de baixo peso ao nascer.

Ao lado de altas incidências de recém-nascidos de baixo peso, Lechtig & cols. (40) encontram também nos países sub-desenvolvidos alta frequência de mães com baixo consumo de proteínas e calorias durante a gestação, médias maternas de peso e altura inferiores as de populações desenvolvidas e ainda insuficiente ganho ponderal durante a gestação. É ilustrativo o caso da média de altura materna que na população indígena da Guatemala, de altíssimas taxas de baixo peso, não chega a 144 cm, (57) ficando 16 cm abaixo da média americana. (74) Deste modo, o estudo do relacionamento do estado nutricional materno com o peso de nascimento do recém-nascido afigura-se bastante promissor no sentido de iluminar os determinantes da alta incidência de recém-nascidos de baixo peso em populações de baixo nível sócio-econômico.

A relação materno-fetal, do ponto de vista nutricional, há muito vem sendo estudada. O efeito da desnutrição aguda da mãe sobre o peso do recém-nascido pode ser conhecido quando, durante a 2a. Guerra Mundial, algumas cidades foram sitiadas e privadas de alimentos. A revisão do peso de nascimento dos recém-nascidos que nasceram nestas épocas demonstrou que eles foram significativamente mais baixos do que os observados em épocas de normalidade. (3, 19, 92) Na Holanda entre 1944 e 45 quando a ingestão calórica, em algumas localidades chegou a ser inferior a 1.000 Kcal diárias, registrou-se uma diminuição de 250 gramas no peso médio dos recém-nascidos. (94)

A relação materno-fetal conforme se processa nos países sub-desenvolvidos, ou seja na presença de estados crôni-

cos da desnutrição materna, não tem encontrado opinião unânime dos pesquisadores do assunto. A escassez de estudos em seres humanos em situações de adequado controle experimental e a difícil extrapolação de estudos feitos em animais, levaram a que se formassem dois grupos de opinião. O primeiro que supõe que a desnutrição materna só afetaria de forma significativa o crescimento fetal em condições excepcionais e extremas de desnutrição (1, 21, 25) e o segundo que acredita que é a desnutrição materna crônica, na forma em que se encontra, amplamente disseminada nos países sub-desenvolvidos, a principal causa do excesso de recém-nascidos de baixo peso nestes países. (40)

Estas duas correntes de opinião foram recentemente contrapostas por Rosso (82) no mesmo seminário de Nutrição Prenatal e Perinatal mencionado anteriormente. Rosso identifica em uma teoria da Fisiologia da década de 40, os pressupostos básicos da primeira corrente. Esta teoria dizia que os nutrientes circulantes devem se repartir entre mãe e concepto de acordo com os requerimentos metabólicos respectivos. (20) Como a unidade feto-placentária tem requerimentos metabólicos mais elevados do que a maioria dos tecidos maternos, é fácil verificar que ela deveria receber proporcionalmente mais nutrientes do que a mãe, sustentando, portanto, a hipótese de que diante de uma insuficiente disponibilidade de nutrientes o feto seria capaz de competir, com sucesso, com a mãe desnutrida. Re- vendo os estudos experimentais que acreditaram haver demonstrado estes pressupostos, Rosso identifica um equívoco nas conclusões destes trabalhos, pois o que se provaria com eles seria apenas que o feto é capaz de competir com a mãe pelos nutrientes acumulados durante a gestação, e não que ele possa competir de fato

pelos nutrientes que ela já possuía antes da gestação. Para Rosso, portanto seria limitada a capacidade parasitária do feto.

Possibilidades metodológicas aventadas por Rosso (42) para se estudar a relação materno-fetal são os estudos experimentais, que procuram verificar para uma série de espécies animais o que ocorre com o peso do feto e com o peso da mãe quando esta, durante a gestação é submetida a uma restrição alimentar. Em ratos uma redução de 50% na ingestão materna durante a gestação leva a uma redução de 25% no peso das crias enquanto que as mães perdem apenas 10% do seu peso inicial. Uma restrição alimentar mais severa produz um déficit no peso das crias de 50% e um déficit materno de 26 a 36%. Em cobaias, a restrição calórico-proteica produz uma mortalidade fetal de 50% e um déficit de peso dos fetos sobreviventes de 25% sem no entanto afetar o peso materno. Estudos feitos em porcos e macacos confirmam também que a restrição experimental de alimentos durante a gestação não isenta o feto de seus efeitos, antes pelo contrário, proporcionalmente este parece ser mais atingido do que a mãe no seu peso final.

A partir do estudo de pesos de gestantes e de recém-nascidos durante o período da fome na Holanda entre 1944 e 45, Rosso (82) procura comprovar os limites da capacidade parasitária do feto. Na fase imediatamente anterior ao período da fome, na vigência de um racionamento de alimentos, Rosso estimava que as gestantes holandesas produziam conceptos de, em média, 3.338 gramas, apresentando no 9º ou 10º dia pós-parto um peso que excedia em média em 1 kg o peso prévio à gravidez. Já

no período da fome quando esta incidiu no 3º trimestre da gestação o peso de nascimento foi de 3.220 g e o peso materno pós-parto foi 0.4 kg inferior ao peso inicial. Quando a fome incidiu nos dois últimos trimestres, o peso de nascimento reduziu-se para 3.011 g e o peso materno pós-parto foi 1,5 kg inferior ao peso inicial. Finalmente, já após o período da fome, os pesos de nascimento na Holanda passaram a ser em média de 3.308 g e as mulheres no pós-parto passaram a ter em média 4 kg a mais do que possuíam ao início da gravidez.

Para Rosso a análise dos dados holandeses sugere que, semelhantemente ao que ocorre em outras espécies, na espécie humana o crescimento fetal começa a ser afetado na mãe desnutrida quando esta precisa recorrer a suas reservas pré-concepcionais para suprir os requerimentos do feto. O feto teria assim uma capacidade parasitária limitada às reservas de nutrientes que a maior ingestão alimentar e a adaptação metabólica materna criam durante a gravidez. Aparentemente, quando a mãe passa a ter que utilizar suas reservas pré-concepcionais em virtude de uma deficiente ingestão alimentar, teria início uma alteração nos mecanismos maternos de adaptação à gravidez e como resultado ocorreria um descenso na linha de abastecimento fetal. Evidências diretas deste fato tem sido descritas em ratas desnutridas pelo mesmo Rosso que verificou uma diminuição significativa no transporte de nutrientes da circulação materna destas ratas para a circulação de seus fetos. (79, 80, 81)

O estudo da relação materno-fetal vem ultimamente recebendo importantes subsídios de um estudo longitudinal levado a efeito entre a população ladina de quatro aldeias da zona rural da

Guatemala. (35) Nestas aldeias, de economia agrícola de subsistência com renda anual de cerca de 200 dólares por família e com precaríssimo saneamento ambiental, o INCAP - Instituto de Nutrición de Centroamérica y Panamá - instituiu um sistema de oferta de suplemento alimentar calórico ou calórico-protéico acoplado a um rígido controle do seu consumo e de outras variáveis que pudessem interferir no estudo nutricional.

Entre os numerosos achados do estudo guatemalteco destacam-se inicialmente as associações encontradas entre peso ao nascer e a história nutricional materna antes da gravidez, esta medida pela altura e peso da mãe antes da gestação e pelas circunferências maternas do braço e da cabeça. (40) Considerando que a maior parte da diferença encontrada na altura das mulheres adultas da Guatemala comparadas à população branca da classe média dos Estados Unidos, existe já aos 7 anos de idade (113) e considerando que a circunferência craniana tem sua grande fase de crescimento nos dois primeiros anos de idade, (30) percebe-se que grande parte da história nutricional materna referida pelo estudo é na realidade a história nutricional das crianças do sexo feminino da Guatemala.

O estudo longitudinal propriamente dito trouxe informações bastantes valiosas para o estudo da relação que os níveis de ingestão alimentar da mãe mantêm com o peso de nascimento do recém-nascido. Estudos anteriores dessa relação tem sido motivo de críticas metodológicas por não apresentarem suficiente controle de outras variáveis interferentes como presença de doenças infecciosas e presença de cuidados médicos. (38)

No estudo guatemalteco foram formados grupos de gestantes de alto e baixo consumo alimentar graças ao caráter voluntário do comparecimento aos centros de suplementação instalados nas quatro aldeias. (35) Além do registro do consumo diário do suplemento e do registro do peso de nascimento dos recém-nascidos, foram estudadas cerca de 50 outras possíveis variáveis maternas interferentes, incluindo a dieta desta no domicílio, a morbidade durante toda a gestação, medidas antropométricas, história obstétrica e características sócio-culturais da família. (35)

O estudo do peso de nascimento dos recém-nascidos do grupo de gestantes que recebeu mais de 20.000 Kcal suplementares durante toda a gestação demonstrou que neste grupo foi de apenas 9% a incidência de recém-nascidos de baixo peso, exatamente a metade da incidência observada no grupo de gestantes que recebeu 20.000 ou menos Kcal. (41) O controle das possíveis interferentes coletadas durante o estudo não foi capaz de alterar a associação descoberta entre a ingestão do suplemento e peso de nascimento. (41) A possível influência de outras variáveis maternas não coletadas no estudo foi estudada através de observações de dois partos consecutivos de uma mesma mãe quando em um deles tenha havido adequada suplementação e no outro não. Os resultados demonstraram que não só na população como um todo, mas também entre irmãos de uma mesma mãe, houve uma relação significativa entre calorias suplementadas durante a gestação e o peso de nascimento. (41)

Duas informações adicionais surgiram do estudo guatemalteco. A primeira é que na população estudada não foram as proteínas, mas sim as calorias, o nutriente limitante da dieta, pois a suplementação calórica exclusiva apresentou os mesmos resultados da suplementação calórico-protéi-ca. (45) Esta informação, alias, é consistente com estudos feitos em populações de outros países sub-desenvolvidos, (95, 96, 102) entre os quais o Brasil, (2, 27, 28, 29, 63, 83) onde o déficit alimentar é sobretudo quantitativo. A segunda é que a redução na incidência do baixo peso ao nascer conseguida com a suplementação alimentar não se fez de forma homogênea entre os três extratos sócio-econômicos em que previa-mente se dividiu a população. Nos extratos sócio-econômicos, formados empiricamente a partir de dados muito simples como as características da moradia, do vestuário e da educação das crianças, o efeito da suplementação de mais de 20.000 Kcal fez com que no extrato baixo houvesse uma redução na incidência do baixo peso ao nascer de 29 para 14%, no extrato inter-mediário de 14 para 9% enquanto que no extrato alto constatou-se que não houve diferença na incidência de baixo peso, sendo de 4% para ambos os grupos de baixa e alta suplementação. (39)

Ao lado do consumo alimentar, outra variável que se afigura de extrema importância para compreender o excesso de recém-nascidos de baixo peso nos países sub-desenvolvidos são as doenças infecciosas que podem instalar-se no organismo materno na vigência da gestação. A redução do crescimento fetal na vigência de quadro infeccioso vem sendo demonstrada tanto para gestantes que passam grande parte da gra-

videz reportando sintomas de enfermidades infecciosas comuns, (44) como para gestantes que contraem durante a gravidez moléstias que redundam em infecção uterina. (23, 31, 50, 65, 73, 87, 90) Os mecanismos destes efeitos parecem ser no caso de enfermidades infecciosas comuns, a própria redução da ingestão materna de alimentos (42) e talvez as alterações metabólicas havidas em resposta à infecção. (4, 85) No caso da infecção uterina imputa-se à redução do fluxo uterino (8, 108) e à inibição da velocidade de mitose (11, 5) nos organismos fetais, os possíveis mecanismos que levariam à redução do crescimento fetal.

Revedo estudos feitos em populações latinoamericanas urbanas e rurais que vivem em condições sanitárias deficientes, Lechtig & cols. (40) referem que em aproximadamente 50% dos recém-nascidos, encontram-se altos níveis de imunoglobulina M (IgM), quando esta cifra para uma população de recém-nascidos não infectados intra-útero, deveria ser de apenas 5%. Estes autores chegam a estimar em até 10% a população de recém-nascidos infectados intra-uterinamente em populações sub-desenvolvidas, (40) o que deveria contribuir para explicar pelo menos parte do excesso de recém-nascidos de baixo peso registrados nestas populações.

Outro fator a ser considerado na análise do retardo do crescimento fetal em populações sub-desenvolvidas é a presença da pré-eclâmpsia ou eclâmpsia durante a gravidez. Estas quando presentes implicam em alterações no crescimento e desenvolvimento fetal além de frequentemente causarem o parto prematuro através de alterações na circulação placentária. (22) Em populações de baixo nível sócio-

-econômico, onde é bastante prevalente a desnutrição materna, registram-se incidências de eclâmpsia e pré-eclâmpsia que superam em muito às incidências observadas em populações de bom nível sócio-econômico, (54) havendo autores que inclusive defendem a participação da desnutrição materna na etiologia da toxemia da gravidez. (40)

Outro fator que parece associar-se a um retardo no crescimento fetal é o hábito de fumar cigarros durante a gravidez. (6, 61) No entanto, este hábito é menos frequente em populações sub-desenvolvidas do que em populações desenvolvidas. Outros fatores que tem sido associados a um retardo no crescimento fetal são complicações da gravidez, tais como o diabetes, a enfermidade cardíaca, a incompatibilidade Rh, a hiperemese gravídica e os processos hemorrágicos. (75, 88) Estas complicações, no entanto, não parecem incidir preferencialmente em populações sub-desenvolvidas e a sua incidência absoluta é muito menor do que a dos fatores citados anteriormente.

Da análise conjunta de todos os fatores que potencialmente poderiam contribuir para o excesso de recém-nascidos de baixo peso observado em populações sub-desenvolvidas, destaca-se a presença nestas populações do complexo materno de desnutrição e infecção. Parece ser fundamentalmente através deste complexo que agem as condições sócio econômicas desfavoráveis inerentes a estas populações.

Quanto às consequências que o retardo do crescimento fetal traz para o recém-nascido, há evidência de

múltiplas associações desfavoráveis. Ao baixo peso ao nascer, associam-se uma série de condições prejudiciais particularmente relacionadas ao desenvolvimento do sistema nervoso central. (33) Uma grande prevalência de paralisia cerebral, epilepsia, retardo mental, anomalias congênitas, surdez, cegueira e estrabismo tem sido encontradas entre crianças que apresentaram baixo peso ao nascer. (70) Além disso, estas crianças parecem enfrentar maiores obstáculos ao seu crescimento e desenvolvimento, (56, 59, 64) mesmo quando se desenvolvem em ambiente favorável. (10) Uma maior incidência de patologia de pele e de patologia respiratória parece observar-se no primeiro ano de vida, e também um aumento na frequência das internações hospitalares por vários motivos. (72)

Além de possuir frequentemente a patologia comum do prematuro, alterações respiratórias, metabólicas e neurológicas, o recém-nascido que sofreu retardo no seu crescimento fetal tende a padecer frequentemente de hipoglicemia e já se descreveu para estes recém-nascidos uma deficiência crônica na quantidade e função dos linfócitos T, o que os tornaria menos resistentes à infecção. (58)

A comprovada menor probabilidade de sobrevivência dos recém-nascidos de baixo peso, (9, 60, 69, 104) quer sejam provenientes de gestações não completadas, quer tenham sofrido retardo no crescimento intra-uterino, condiz com a elevada vulnerabilidade biológica destes recém-nascidos e fornece um meio prático de se avaliar a importância do baixo peso ao nascer no conjunto da problemática sanitária de uma cidade ou país.

Em países desenvolvidos, onde se dispõe de informações detalhadas sobre a ocorrência de óbitos e nascimentos, são frequentes as investigações que procuram estudar o papel do baixo peso ao nascer na determinação dos coeficientes de mortalidade na infância.

A conjugação de registros de nascimento e registros de óbito de 97,4% das crianças americanas nascidas em 1960 e falecidas em 1960 ou 61, somada ao estudo sistemático das características de 50% dos nascidos vivos americanos de 1960, permitiu ao National Center Health Statistics (NCHS) (68) conhecer exatamente o papel do baixo peso ao nascer nos coeficientes de mortalidade infantil da população americana. O baixo peso ao nascer esteve presente em apenas 7,8% do total de nascimentos de 1960, mas chegou a 59,0% entre aqueles que vieram a morrer no primeiro ano de vida. (69) O cálculo do coeficiente de mortalidade infantil para os recém-nascidos de baixo peso foi de 190,3 por mil nascidos vivos, excedendo em 17 vezes a mortalidade dos recém-nascidos de mais de 2.500 gramas. O mesmo cálculo para a mortalidade neonatal revelou ser ela de 171,6, excedendo em 30 vezes a mortalidade observada nos recém-nascidos de mais de 2.500 gramas. Estes resultados levaram a NCHS a identificar no peso ao nascer o principal determinante da capacidade de sobrevivência da criança americana durante o primeiro ano de vida. (69)

O encontro, em 1960, de diferentes incidências de baixo peso ao nascer na população branca e não branca dos Estados Unidos, 6,8 e 12,9% respectivamente, fez com que

o NCHS pensasse na avaliação do papel que esta variável poderia jogar na conhecida diferença entre os coeficientes de mortalidade das duas populações. Isto se conseguiu através do ajuste da mortalidade de brancos e não brancos em função de uma distribuição única de peso ao nascer, que foi a distribuição de peso de todos os nascidos vivos de 1960. A mortalidade infantil entre brancos que era de 21,8 por 1.000 nascidos vivos, passaria a 24,3 se a distribuição do peso de nascimento dos brancos fosse idêntica à distribuição observada no total da população. O mesmo ajuste levaria a mortalidade infantil dos não brancos de 41,4 por mil nascidos vivos para 31,6. Desta forma, refere o NCHS, dois terços do excesso de mortalidade da população não branca poderiam ser explicados apenas pelo menor peso de nascimento dos seus recém-nascidos. (69)

A definição das "poverty areas" dentro das principais cidades americanas idealizada pelo NCHS (72) a partir de dados do censo populacional de 1970, (100) revelou mais contrastes na mortalidade das crianças americanas menores de um ano. Nestas áreas de pobreza, onde 20% ou mais das famílias residentes não devem ganhar o suficiente nem mesmo para prover uma alimentação adequada, a mortalidade infantil nos brancos chega a 24,2 por mil nascidos vivos e a mortalidade infantil nos não brancos chega a 33,5. (72). Nas "nonpoverty areas" estes coeficientes são de apenas 17,4 e 27,0 respectivamente. (72)

O exame da incidência de recém-nascidos de baixo peso nas "poverty areas" revela que ali ela chega

a 13,1%, sendo de 8,3% nas "nonpoverty areas". As diferenças persistem quando se analisa separadamente a população branca, 9,3% e 7,0%, ou quando se avalia separadamente a população não branca 15,1% e 12,4%. (72)

O papel que as diferentes incidências de baixo peso ao nascer jogam nas diferenças de mortalidade infantil observadas entre brancos e não brancos das "poverty areas" e das "nonpoverty areas" foi apurado pelo NCHS através do ajuste destas mortalidades a uma distribuição única de peso de nascimento, que aqui também foi a distribuição de peso de todos os nascidos vivos da coorte de 1960. (72) Se a população branca das "poverty areas" e das "nonpoverty areas" observassem os mesmos valores do peso de nascimento da coorte de 1960, o seu diferencial de mortalidade infantil se reduziria de 24,2-17,4 para 21,8-18,4 ou seja haveria uma redução de 50% no diferencial. Se o mesmo ocorresse com a população não branca, o diferencial das "poverty areas" e "nonpoverty areas" iria de 33,5-27,0 para 22,0-20,3 ou seja haveria uma redução de 71% no diferencial.

O maior diferencial, não brancos das "poverty areas" contra brancos das "nonpoverty areas", iria de 33,5-17-4 para 22,0-18,4, o que demonstra a grande participação ao peso de nascimento na determinação dos níveis de mortalidade de significativos extratos populacionais dos Estados Unidos.

Outro diferencial de mortalidade que vem preocupando o NCHS é aquele que se estabelece entre os Esta-

dos Unidos e alguns países europeus altamente desenvolvidos como a Suécia e a Holanda.

Em 1962 enquanto a mortalidade infantil na Suécia e na Holanda era de 15,3 e 17,0 nos Estados Unidos ela chegava a 25,3 por mil nascidos vivos. (67) Grande parte do excesso dos óbitos infantis americanos em relação àqueles dois países estava no período neonatal fazendo com que o coeficiente de mortalidade neonatal dos Estados Unidos fosse de 18,3 por mil nascidos vivos contra apenas 12,8 e 12,4 da Suécia e da Holanda respectivamente. (67)

Estimativas procedentes da Suécia e da Holanda permitem supor que seja de apenas 5% a incidência do baixo peso ao nascer nestes países contra os 8% registrados para os Estados Unidos em 1962. (67) O mesmo ajuste de mortalidade segundo uma única distribuição de peso ao nascer revelou ao NCHS que 85 a 90% do excesso da mortalidade neonatal americana frente à sueca e à holandesa, se devia exclusivamente ao menor peso de nascimento dos recém-nascidos americanos. (67)

A mais recente fonte de preocupação dos estudiosos dos diferenciais de mortalidade americanos em relação a outros países, parece ser a China que desde 1948 vem reduzindo seus coeficientes de mortalidade de modo simplesmente espetacular. (105) Em Shanghai, a mortalidade infantil em 1972 teria chegado aos inacreditáveis 8,7 por mil nascidos vivos segundo a Chinese Medical Association. (105) Não menos

notável parece ter sido a performance do peso de nascimento no mesmo ano, pois na International Peace Maternity Hospital, que serve à cidade de Shanghai a incidência do baixo peso ao nascer foi de apenas 4,3% emprestando autenticidade à reduzi-díssima mortalidade infantil observada na cidade. (105)

Estudos que procuram avaliar a importância da incidência do baixo peso ao nascer na mortalidade do primeiro ano de vida são raros em países sub-desenvolvidos. Isto, provavelmente, em função da pouca confiabilidade dos registros vitais como os nascimentos e os óbitos, (47) e também devido a dificuldade em se conhecer a distribuição do peso dos recém-nascidos vivos, uma vez que nestes países, diferentemente dos Estados Unidos, o peso de nascimento não é parte integrante do registro de nascimento. (86)

O estudo prospectivo de mais de 95% dos nascimentos ocorridos em Santa Maria Cauqué no período de 1964-73 (55) forneceu informações sobre o papel do peso de nascimento no excesso de mortalidade verificado nesta comunidade indígena da zona rural da Guatemala. A mortalidade infantil no período aludido foi de 95 por mil nascidos vivos sendo de 37 por mil nascidos vivos a mortalidade neonatal, cifras próximas às encontradas em outras localidades rurais da América Latina. (78) Paralelamente, a incidência de recém-nascidos de baixo peso foi uma das mais altas de que se tem notícia, 42,6%, sendo que a proporção de recém-nascidos que nascem com mais de 3.000 gramas foi de apenas 10,3. Mata et cols. (58) procuraram estudar o papel desta desfavorável distribuição de peso de nascimento através da comparação dos coeficientes de

mortalidade específicos por peso ao nascer desta população com os mesmos coeficientes observados em uma população desenvolvida como a de Baltimore nos Estados Unidos. Estes autores observaram que os coeficientes de mortalidade neonatal das duas populações eram praticamente os mesmos quando se considerava cada faixa de peso de nascimento em separado, o mesmo não se podendo dizer da mortalidade pós-neonatal que continuou bem mais alta na comunidade guatemalteca qualquer que fosse a faixa de peso considerada. (58) Mata et cols. (58) admitem, portanto, que é em grande parte devido ao menor peso de nascimento dos recém-nascidos que Santa Maria Cauqué apresenta altos coeficientes de mortalidade neonatal.

No Brasil, a coleta sistemática do peso de nascimento dos recém-nascidos vivos de Ribeirão Preto entre 1968 e 70, na vigência da Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância, possibilitou o conhecimento dos coeficientes de mortalidade por peso ao nascer desta outra localidade latinoamericana. (22) Neste caso, a comparação com outra população americana, a da Califórnia, (103) revelou resultados bastante diferentes dos encontrados por Mata et cols. (58) na Guatemala. A mortalidade neonatal de Ribeirão Preto, 28,2, de magnitude apenas pouco inferior a de Santa Maria Cauqué, sempre foi muito mais alta do que a mortalidade americana qualquer que fosse a faixa de peso ao nascer do recém-nascido. Não parece, portanto, que a distribuição do peso de nascimento tenha respondido em grande parte pelo excesso de óbitos neonatais observados em Ribeirão Preto.

A explicação para os resultados aparente-

mente díspares do estudo brasileiro e do estudo guatemalteco possivelmente localiza-se na estrutura da distribuição do peso de nascimento nos dois locais. Enquanto em Santa Maria Cauqué (55) registram-se as mais altas incidências de baixo peso de que se tem notícia, 42,6%, em Ribeirão Preto (99) a incidência de baixo peso ao nascer, 8,7%, é apenas pouco superior a da população americana de referência, (103) 7,6%.

No Brasil, a cidade de São Paulo, apesar de incluída na Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância e apesar de dispor atualmente de um razoável sistema de registro de nascimentos e óbitos não dispõe de nenhuma estimativa acerca do papel do baixo peso ao nascer na sua elevada mortalidade na infância. Esta é a segunda preocupação do presente estudo.

Uma alternativa mais concerta, nem por isto menos complexa, de se conhecer o papel do baixo peso ao nascer na determinação dos coeficientes de mortalidade na infância é o estudo simultâneo de séries históricas destes coeficientes e das incidências do baixo peso ao nascer. Novamente são os Estados Unidos, o país que apresenta os dados mais completos. Segundo o NCHS (71) no começo do século a mortalidade infantil deste país excedia 100 por mil nascidos vivos. Um acentuado declínio observou-se na primeira metade do século e em 1950 a mortalidade infantil já era de 29,2 por mil nascidos vivos. Na década de 50, o declínio foi bem menos intenso chegando a haver pequenos aumentos entre 1956 e 1958. A década de 60 começou com declínio pouco intenso que

acentuou-se a partir de 1965. A mortalidade neonatal reproduziu o declínio da mortalidade infantil apenas com intensidade menor. A observação da série histórica da incidência do baixo peso ao nascer entre 1950 e 1967, período para o qual existe um estudo nacional, (70) revela uma tendência de um leve porém sistemático aumento na incidência do baixo peso. Em números, (70, 106) em 1950 a incidência do baixo peso ao nascer foi de 7,5% e em 1967 subiu para 8,2%, enquanto isto a mortalidade infantil nos mesmos anos caiu de 29,2 para 22,4 por mil nascidos vivos. Considerando apenas a população branca a incidência do baixo peso ao nascer não se alterou. 7,1% em 1950 e em 1967, e a mortalidade infantil desceu de 26,8 para 19,7 por mil nascidos vivos. Em relação à população não branca a incidência do baixo peso ao nascer subiu de 10,2% para 13,6% e a mortalidade infantil desceu de 44,5 para 35,9 por mil nascidos vivos.

A observação dos resultados americanos demonstra que foi relativamente pequena a redução da mortalidade infantil nos Estados Unidos a partir de 1960 e que esta redução não se fez à custa da melhora do peso de nascimento que inclusive piorou no período. Pode-se constatar ainda que a redução da mortalidade infantil da população não branca foi proporcionalmente menor do que a da população branca possivelmente devido à importante elevação da incidência do baixo peso ao nascer observada apenas entre os não brancos.

A observação separada dos dados de peso ao nascer e da mortalidade nas primeiras quatro semanas das

coortes americanas dos recém-nascidos vivos de 1950 e de 1960 traz mais detalhes para a análise da inter-relação peso ao nascer-mortalidade na população branca e não branca dos Estados Unidos. (71) De 1950 para 1960, a mortalidade neonatal geral caiu de 20,0 para 18,4 por mil nascidos vivos, sendo que na população branca a queda foi de 18,9 para 16,9 e na população não branca ela ficou estacionada nos 26,7 por mil nascidos vivos. A observação da mesma mortalidade apenas para os recém nascidos de baixo peso ao nascer revela resultados opostos, pois enquanto no total da população ela caiu de 173,7 para 171,6 por mil nascidos vivos, na população branca ela subiu de 175,8 para 177,4 e na população não branca ela caiu de 164,7 para 154,8. A observação da mortalidade neonatal para os recém-nascidos de mais de 2.500 gramas mostra que a generalizada que no entanto é proporcionalmente maior na população não branca de 11,9 para 7,7 do que na população branca, de 7,1 para 5,1. A incidência do baixo peso ao nascer nas duas coortes estudadas traz explicações para os resultados descritos. Enquanto ela aumenta de 7,4 para 7,8% no conjunto da população, ela diminui de 7,0 para 6,8% na população branca e aumenta de 9,7 para 12,9% na população não branca. (70) Para a população não branca, a conclusão é imediata: sua mortalidade neonatal não se reduz no período 1950 - 1960 apesar de ter conseguido importantes reduções nos coeficientes por peso ao nascer porque paralelamente houve um grande aumento na incidência de nascimentos de baixo peso. Para a população branca, onde constata-se pequena redução da mortalidade neonatal e pequena redução da incidência do baixo peso

peso ao nascer, acompanhadas de oscilações e reduções nos coeficientes de mortalidade por peso ao nascer, resta a dúvida de saber até que ponto nesta população a redução na incidência do baixo peso ao nascer contribuiu para a redução da mortalidade neonatal. Utilizando toda a gama de distribuição do peso ao nascer e não apenas as categorias abaixo e acima de 2.500 gramas, e estudando a variação da mortalidade neonatal, uma vez fixados separadamente os coeficientes de mortalidade por peso ao nascer e a distribuição do peso ao nascer, o NCHS (71) esclarece a indagação. Se se observassem os mesmos coeficientes de mortalidade por peso ao nascer, os da totalidade dos nascimentos de 1960, a distribuição do peso de nascimento constatada nas duas coortes brancas faria com que, na realidade, fosse maior a mortalidade neonatal em 1960: 16,9 contra os 16,1 por mil nascidos vivos de 1950. E, inversamente, se se observasse a mesma distribuição de peso de nascimento, a da totalidade dos nascimentos de 1960, os coeficientes de mortalidade por peso ao nascer registrados nas duas coortes brancas fariam com que, realmente, fosse menor a mortalidade neonatal em 1960: 19,5 contra os 21,6 por mil nascidos vivos de 1950. A interpretação da pequena redução da mortalidade neonatal da população branca no período de 1950-1960 parece, portanto, residir apenas na redução observada em alguns dos coeficientes de mortalidade por peso ao nascer e não na pequena redução na incidência do baixo peso ao nascer. Uma análise mais minuciosa da distribuição do peso de nascimento na coorte branca de 1960 vai demonstrar na realidade que ao lado da pequena redução observada na incidência do total de recém-nascidos com menos de 2.501 gramas, observou-se um discreto aumento na incidência dos recém-nascidos com menos de 1.001 gramas.

A elevadíssima mortalidade destes recém-nascidos foi suficiente para anular e mesmo inverter o efeito benéfico da pequena redução no total dos recém nascidos de baixo peso.

Séries históricas simultâneas de coeficientes de mortalidade na infância e de incidências de recém-nascidos de baixo peso são escassas e nem sempre representativas nos países da América Latina.

Em Cuba, (93) o acompanhamento dos coeficientes de mortalidade neonatal de 1968 a 1974 revela que no período houve uma queda desta mortalidade de 23,1 para 18,6 por mil nascidos vivos. No mesmo intervalo, a incidência de recém-nascidos de baixo peso no conjunto das maternidades cubanas (96,6% de cobertura hospitalar ao parto em 1974) mostrou um aumento de 8,1 para 10,7%. Os dados parecem sugerir que a redução da mortalidade neonatal em Cuba vem se processando à custa da redução dos coeficientes de mortalidade em si e não através de incremento no peso de nascimento.

Na Costa Rica, (58) outro país latino americano que ultimamente vem conseguindo reduzir seus coeficientes de mortalidade na infância, pode-se encontrar uma série histórica dos coeficientes de mortalidade de 1965 a 1974, acompanhada da observação da incidência dos recém-nascidos de baixo peso em uma grande maternidade da Capital. Entre 1965 e 1971, observa-se uma redução da mortalidade infantil que vai de 76,0 a 56,4 por mil nascidos vivos, sem que se observe qualquer

melhora na mortalidade neonatal que sobe de 27,2 a 28,7 por mil nascidos vivos. No mesmo período, os limitados resultados da incidência do baixo peso ao nascer em uma única maternidade refletem uma certa estabilidade; 11,2 e 11,1%. Entre 1971 e 1972 observa-se ao lado da redução da mortalidade infantil uma grande redução da mortalidade neonatal que cai de 28,7 a 22,8 por mil nascidos vivos, sem ser acompanhada da redução na incidência do baixo peso ao nascer que vai de 11,1% para 11,7%. A partir de 1972 mantém-se a queda em ambas as mortalidades, com a neonatal chegando em 1974 a 17,7 por mil nascidos vivos, acompanhadas desta vez de redução na incidência do baixo peso ao nascer que em 1974 chega a 9,2%. Se se considerar que a evolução da incidência do baixo peso ao nascer na Costa Rica acompanhou a evolução observada na única maternidade estudada, vislumbra-se uma certa independência da redução da mortalidade pós-neonatal em relação à incidência do baixo peso ao nascer e uma relação não linear onde possivelmente influem outros fatores, entre mortalidade neonatal e baixo peso ao nascer.

Na Guatemala, no mesmo estudo longitudinal mencionado anteriormente onde a incidência do baixo peso ao nascer desceu a 9% no grupo de gestantes suplementadas com mais de 20.000 calorias, contra os 18% observados no restante das gestantes, (41) foram calculados também os coeficientes de mortalidade no primeiro ano de vida. Estes coeficientes se referem à suplementação ininterrupta no período da gestação e da lactação. Analogamente à suplementação durante a

gestação, (41) definiram-se níveis de alta e baixa suplementação calórica para gestação e lactação e verificou-se que a mortalidade infantil nos filhos de mães altamente suplementadas foi de 38,9 por mil nascidos vivos contra 73,7 nos filhos de mães com baixa suplementação. (46)

Apesar de ressaltarem que o oferecimento gratuito de suplemento alimentar nas quatro aldeias rurais da Guatemala foi apenas uma estratégia de pesquisa e de, inclusive afirmarem que possivelmente programas que visem à melhora do poder aquisitivo da população para a compra de alimentos básicos seriam mais efetivos e eficientes, os autores do estudo guatemalteco concluem:

"In conclusion, the observed effect of food supplementation during pregnancy on birth weight presents important public health implications in terms of the possibility of decreasing infant mortality rates in many poor communities around the world." (41)

E vão mais além, juntando aos resultados deste estudo, resultados obtidos também na zona rural da Guatemala com modelos de intervenção apoiados na extensão de cuidados médicos curativos e preventivos, afirmando que se estes últimos foram capazes de reduzir a mortalidade infantil de níveis de 200 para 80 por mil nascidos vivos, a melhora da nutrição materna contida no primeiro modelo seria capaz de fazê-la descer ainda mais até chegar próxima aos 55 por mil nascidos vivos. (46)

É bastante difícil traçar uma síntese das informações disponíveis sobre a implicação do baixo peso ao nascer na mortalidade na infância. Há concordância generalizada na descrição dos elevadíssimos riscos de óbito que acompanham o recém-nascido de baixo peso. No entanto, esta concordância desaparece quando se pretende avaliar a importância relativa que a distribuição do peso ao nascer ocuparia na determinação dos níveis de mortalidade alcançados por cada população.

Nos Estados Unidos a análise do excesso da mortalidade no primeiro ano de vida observada em vários extratos populacionais desfavorecidos como a população não branca ou a que reside em áreas pobres das grandes cidades americanas, revela que seria o menor peso de nascimento registrado nestes extratos o grande responsável pela sua excessiva mortalidade infantil. Ainda em relação aos Estados Unidos, a maior mortalidade no primeiro ano de vida deste país em relação a países altamente desenvolvidos como a Suécia e a Holanda também pareceria dever-se em grande parte à relativa maior incidência de recém-nascidos de baixo peso no país americano.

Em uma área extremamente pobre como o altiplano indígena da Guatemala, onde se registram as maiores incidências de recém-nascidos de baixo peso de todo o mundo, a análise dos coeficientes de mortalidade no primeiro ano de vida em relação aos observados em países desenvolvidos revela que, pelo menos no período neonatal, seria o baixo peso ao

nascer o grande responsável pela excessiva mortalidade guatemalteca.

Em um país sub-desenvolvido como o Brasil, na área de Ribeirão Preto no Estado de São Paulo, onde os coeficientes de mortalidade neonatal não são muito inferiores aos da população indígena da Guatemala, mas onde a incidência do baixo peso ao nascer está muito mais próxima da observada em populações desenvolvidas, o excesso de mortalidade não parece depender em grande parte da distribuição do peso ao nascer, estando presente em todas as categorias de peso de nascimento.

A observação do comportamento da incidência do baixo peso ao nascer em países que vem conseguindo reduzir sensivelmente seus coeficientes de mortalidade na infância, revela que na prática esta redução nem sempre foi acompanhada da redução na incidência dos recém-nascidos de baixo peso. Assim foi para os Estados Unidos que de 1950 a 1967 reduziu sua mortalidade na infância na vigência até de um pequeno aumento na incidência do baixo peso ao nascer. Assim foi para Cuba, da mesma forma, no período de 1968 a 1974. Na Costa Rica de 1965 a 1974 foram observados períodos de redução da mortalidade na infância, inclusive neonatal, sem alteração na incidência do baixo peso ao nascer e períodos de redução simultânea da mortalidade e do baixo peso ao nascer.

Em um contexto bastante limitado como o contexto de um estudo de intervenção nutricional, em pequenas

aldeias da população ladina da Guatemala, observou-se que além da suplementação calórica a gestantes ser capaz de reduzir a incidência de recém-nascidos de baixo peso, ela possivelmente foi a grande responsável pela redução de quase 50% da mortalidade infantil observada.

A análise da participação do baixo peso ao nascer nos altos níveis de mortalidade na infância atingidos por São Paulo complica-se ainda mais devido à extremas desigualdades daqueles conforme se considere uma ou outra área do município. Assim em 1971, enquanto o coeficiente de mortalidade infantil na zona central da cidade era de 62,4, o da zona intermediária era de 75,9 e o da periférica chegava a 118,9 por mil nascidos vivos. (13) Desta constatação resultou a terceira preocupação do presente estudo, qual seja o estudo da participação do baixo peso ao nascer nos níveis de mortalidade de cada área da cidade e nos diferenciais que se estabelecem entre estas áreas.

2. OBJETIVOS

1. Estimar a distribuição do peso de nascimento dos recém-nascidos do município de São Paulo em 1976.
2. Estudar a influência que a distribuição do peso ao nascer exerce sobre os níveis de mortalidade na infância do município de São Paulo.
3. Estudar o papel da distribuição do peso ao nascer nos diferenciais de mortalidade existentes entre determinadas áreas do município.

3. MATERIAL E MÉTODOS

A. NA ESTIMATIVA DA DISTRIBUIÇÃO DO PESO DE NASCIMENTO DO MUNICÍPIO EM 1976.

A população de estudo consistiu da totalidade dos nascidos vivos das Maternidades e Hospitais do Município de São Paulo em 1976. Uma amostra probabilística destes nascimentos foi extraída admitindo-se uma margem de erro na estimação não maior que 1% e fixando-se um risco α de 5%. Considerando a distribuição do peso ao nascer verificada em algumas maternidades do município, chegou-se à conclusão que a proporção de recém-nascidos de baixo peso do município não deveria passar de 16% e que, portanto, seria suficiente que a amostra contivesse 5.163 nascidos vivos. Como os dados do peso ao nascer seriam obtidos através de prontuários, e estes poderiam estar incompletos ou mesmo referirem-se a natimortos, optou-se por fixar em 6.000 os prontuários da amostra.

O processo de amostragem foi realizado em duas etapas. Na primeira etapa sorteou-se o hospital ou maternidade e na segunda etapa foram sorteados os prontuários.

Para o sorteio do estabelecimento , as 80 maternidades e hospitais do município foram relacionados conforme a ordem decrescente do seu movimento de partos em 1975, último ano para o qual a Coordenadoria de Assistência Hospitalar da Secretaria do Estado da Saúde possuía dados. O movimento total de 1975, 224.207 partos, foi dividido por 6.000 resultando um intervalo amostral de 37,367833. Este intervalo multiplicado por 100 foi aplicado na mencionada relação total de partos por estabelecimento de modo a sortear-se 60 unidades primárias de amostragem que corresponderam a 60 conjuntos de 100 partos distribuídos em 45 estabelecimentos. Uma das maternidades sorteadas, a de maior movimento, foi 6 vezes sorteada, cabendo-lhe portanto 600 partos, outra 4 vezes, outra 3 vezes, cinco outras 2 vezes e as trinta e sete restantes 1 vez cada.

A segunda etapa do processo de amostragem foi realizada em cada maternidade sorteada na primeira etapa aplicando-se ao seu total de prontuários de 1976, o intervalo amostral resultante da divisão do seu movimento de partos em 1975 pelo número de partos que lhe foram inicialmente atribuídos. Desta forma eventuais oscilações no movimento de partos de 1975 para 1976 foram compensadas, ou seja estabelecimentos que reduziram seu movimento em 1976 tiveram também reduzida sua participação na amostra, inversamente ocorrendo com os estabelecimentos que aumentaram o seu movimento em 1976.

Com a aplicação do processo descrito, garantiu-se a cada prontuário de nascido vivo em maternidade ou hospital do município em 1976 a mesma chance de integrar a amostra que ao fim foi de 5.704 nascidos vivos.

B. NO ESTUDO DA DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER SEGUNDO DETERMINADAS ÁREAS DO MUNICÍPIO.

A falta de um registro sistemático nos prontuários hospitalares do endereço da gestante impediu que a mesma amostra utilizada para estimar a distribuição do peso ao nascer no município servisse para caracterizar as várias áreas que o compõem. Os dados do peso ao nascer acompanhados do local de residência das mães foram obtidos através de entrevistas realizadas com 24.623 puérperas que deram à luz em 1978 em 35 hospitais e maternidades do município^(*). Sem ser uma amostra probabilística dos nascimentos do município, estes nascidos vivos deverão corresponder a cerca de 10% dos nascimentos hospitalares de 1978, o que, aliado à grande variedade de maternidades incluídas, deve permitir o estudo da diferenciação que o peso ao nascer possa assumir dentro das várias áreas da cidade.

O local de residência apurado referiu-se ao bairro de moradia da puérpera. Através da procura em mapas e guias do município este bairro foi recodificado em um dos 55 sub-distritos e distritos em que se divide o município. Outros municípios do Estado foram recodificados separadamente .

(*) As entrevistas foram gentilmente cedidas pelo Dr. Fernando Nóbrega e fazem parte de um estudo antropométrico do recém-nascido brasileiro.

A divisão do município em áreas foi determinada a partir de critérios relacionados a níveis de mortalidade infantil, já que o objetivo principal deste estudo é a participação do peso ao nascer naqueles níveis. O município foi dividido em áreas de baixa, intermediária e alta mortalidade na infância a partir da proporção de óbitos de menores de um ano ocorrida em cada distrito e subdistrito em 1976 (12) (último ano para o qual se dispõe de dados de mortalidade por local de residência). Evitou-se utilizar os próprios coeficientes de mortalidade na infância porque estes apresentam algumas distorções quando considerados para cada subdistrito. As distorções ocorrem devido a evasão e invasão de óbitos e nascimentos de um subdistrito para outro mesmo quando os eventos são considerados apenas segundo o local de residência. A área de baixa mortalidade foi formada pelos distritos e subdistritos com até 20% de óbitos de menores de um ano. A área de mortalidade intermediária corresponderam proporções de 20 a 30% e a área de alta mortalidade proporções superiores a 30%. A área de baixa mortalidade incluiu exatamente os dois quartis inferiores da proporção de óbitos de menores de 1 ano, a área intermediária o terceiro quartil e a área de alta mortalidade correspondeu ao quarto quartil (Mapa e Relação dos distritos e subdistritos em ordem crescente da população de óbitos de menores de 1 ano no anexo 1). Conforme o descrito em estudo realizado em anos anteriores, as três áreas formadas a partir da intensidade da mortalidade na infância em 1976 configuram-se no mapa do município como

três áreas concêntricas, sendo que a área de baixa mortalidade é a área central e a área de alta mortalidade, a área periférica. Por este motivo as expressões área central, área intermediária e área periférica serão usadas neste trabalho com o mesmo significado de áreas de baixa, intermediária e alta mortalidade na infância.

C. NO ESTUDO DA INFLUÊNCIA QUE A DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER EXERCE SOBRE OS NÍVEIS DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA DO MUNICÍPIO.

Procurou-se caracterizar a influência do peso ao nascer sobre os níveis de mortalidade na infância no município de São Paulo através do ajuste desta mortalidade a uma distribuição de referência de pesos de nascimento. Foram efetuados ajustes para o ano de 1976 e para o período de 1968-70.

Em 1976, como não se dispunha da distribuição do peso ao nascer dos óbitos não se pode calcular os coeficientes de mortalidade por peso ao nascer e portanto teve-se que recorrer ao chamado ajuste indireto dos coeficientes de mortalidade. Este ajuste, indicado para quando se conhece apenas a composição da população em estudo com relação a uma determinada variável e os seus coeficientes brutos de mortalidade, é executado através da multiplicação do coeficiente real de mortalidade por um fator de ajuste (97,112). Este fator que leva em consideração apenas as diferenças existentes na distribuição da variável na população de estudo e na população de referência, é obtido pela divisão do coeficiente de mortalidade observado na população de referência pelo coeficiente que seria registrado se esta população tivesse a mesma composição da população de estudo. No caso,

os coeficientes de mortalidade de 1976 do município ajustados segundo a distribuição do peso ao nascer da população branca dos Estados Unidos em 1960, ano para o qual se dispõe de seguros coeficientes de mortalidade por peso ao nascer (69), seriam dados pela fórmula:

$$C_{EUA}^{SP} = C^{SP} \cdot \frac{C^{EUA}}{C_1^{EUA} \cdot P_1^{SP} + C_2^{EUA} \cdot P_2^{SP} + C_3^{EUA} \cdot P_3^{SP}}$$

100

onde o coeficiente de mortalidade de São Paulo - C^{SP} - é multiplicado pelo fator de ajuste que é a razão entre o coeficiente americano - C^{EUA} - dividido pelo coeficiente que seria esperado se a ponderação entre seus coeficientes específicos de mortalidade por peso ao nascer fosse a distribuição do peso de nascer de São Paulo em 1976. Os intervalos do peso de nascimento utilizados para os coeficientes específicos de mortalidade por peso ao nascer dos Estados Unidos - C_1^{EUA} , C_2^{EUA} , C_3^{EUA} - e para a distribuição percentual dos recém-nascidos vivos de São Paulo - P_1^{SP} , P_2^{SP} , P_3^{SP} - foram respectivamente: menor ou igual a 2.500 gramas, entre 2.501 e 3.000 gramas e maior que 3.000 gramas.

Para o caso dos coeficientes de mortalidade na infância de 1976 calculados para as áreas central, intermediária e periférica do município, o ajuste foi idêntico, sendo que a distribuição do peso ao nascer utilizada para cada área foi encontrada a partir da decomposição do município segundo a proporcionalidade observada em 1978.

Para 1968-70, período da realização da Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância que abrangeu 90% da população do município de São Paulo, foi possível estimar os coeficientes de mortalidade específicos por peso ao nascer para o município de São Paulo. A estimativa foi feita projetando-se a distribuição do peso ao nascer de 1976 para os nascidos vivos do período 1968-70 e utilizando-se a distribuição do peso de nascimento dos óbitos de menores de um ano analisados pela Investigação. Com o conhecimento dos coeficientes específicos foi possível proceder ao ajuste dos coeficientes de mortalidade na infância encontrados pela Investigação para o município de São Paulo. Dois ajustes diretos foram executados, um deles levando em consideração a distribuição do peso ao nascer em Ribeirão Preto, Estado de São Paulo e outro levando em consideração a distribuição do peso ao nascer na Califórnia, Estados Unidos, localidades que à época da Investigação foram estudadas com relação ao peso de nascimento de seus recém-nascidos vivos. O ajuste direto, de operação mais simples que o ajuste indireto, se faz pela multiplicação dos coeficientes específicos de mortalidade por intervalos de peso

ao nascer de São Paulo pela distribuição porcentual destes intervalos em Ribeirão Preto e na Califórnia dividida por 100 (97,112). Este ajuste, tal como o indireto, revela qual seria a mortalidade de São Paulo se o conjunto de condições que causam o óbito infantil em São Paulo incidissem sobre recém-nascidos com peso de nascimento idêntico ao das populações de referência.

As três populações de referência utilizadas no ajuste apresentam menores coeficientes de mortalidade na infância, particularmente as duas populações americanas. Concomitantemente, os recém-nascidos destas mesmas populações ostentam uma melhor distribuição do peso ao nascer. O que se pretenderá com os ajustes de mortalidade é saber em que medida a pior performance do peso ao nascer em São Paulo responde pelos diferenciais de mortalidade estabelecidos entre São Paulo e aquelas localidades de menor mortalidade. E ainda, em que medida reduzem-se as diferenças de mortalidade que distinguem as chamadas áreas central, intermediária e periférica da cidade quando assume-se para todas uma mesma distribuição do peso ao nascer.

Para o período 1968-70, por serem disponíveis os coeficientes específicos de mortalidade por peso ao nascer para São Paulo e para as duas localidades de referência, além de se proceder ao ajuste direto da mortalidade de São Paulo, efetuou-se o cálculo e a decomposição do Índice ideal de Fisher, (34). Este índice, que na realidade nada mais é do que a razão

entre coeficientes de mortalidade de uma população e os de uma população de referência, tem a propriedade de ser decomposto no produto de um índice relativo às diferenças estruturais existentes entre as duas populações por um índice relativo às diferenças de mortalidade independentes da ação das diferenças estruturais.

Neste caso o índice relativo às diferenças estruturais estaria medindo a influência no excesso de mortalidade de São Paulo da sua distribuição do peso ao nascer em relação à encontrada em locais de menor mortalidade. E ele é dado pela potência $1/2$ dos produtos do coeficiente real de mortalidade de São Paulo pelo coeficiente da população de referência ajustado para a distribuição do peso ao nascer de São Paulo dividido pelo produto do coeficiente de mortalidade da população de referência multiplicado pelo mesmo coeficiente de São Paulo ajustado para a distribuição do peso ao nascer da população de referência.

Por sua vez o índice relativo às diferenças de mortalidade independentes da ação de diferenças estruturais estaria medindo a influência no excesso de mortalidade de São Paulo das próprias forças da mortalidade presentes no município, excluída a participação das diferenças na distribuição do peso ao nascer. Neste caso, o índice é dado pela potência $1/2$ do produto do coeficiente real de mortalidade de São Paulo pelo mesmo coeficiente ajustado para distribuição do peso ao nascer da população de referência dividido pelo produto do

coeficiente real de mortalidade da população de referência pelo mesmo coeficiente ajustado para a distribuição do peso ao nascer de São Paulo.

As fórmulas para o cálculo e decomposição do Índice de Fisher estão presentes no ANEXO 4.

4. RESULTADOS

A. A DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER NO MUNICÍPIO EM 1976.

A distribuição do peso de nascimento observada na amostra probabilística de 5.704 dos recém-nascidos nas maternidades do município em 1976 é apresentada na TABELA 1. A proporção de recém-nascidos de baixo peso ao nascer foi de 9,69%, a maior parte deles concentrando-se no intervalo de 1.501-2.000 gramas, 2,54% , sendo bastante reduzida a proporção dos recém-nascidos de muito baixo peso ao nascer (very low birth weight), abaixo das 1.501 gramas, 0,81%. A proporção de recém-nascidos com o chamado peso deficiente, 2.501-3.000 gramas, foi de 28,07% e os recém-nascidos com mais de 3.000 gramas totalizaram 62,24% dos nascimentos observados.

A média de peso dos 5.704 recém-nascidos amostrados foi de 3.133 gramas com desvio padrão de 544 gramas e a mediana situou-se em 3.157 gramas.

A distribuição do peso de nascimento encontrada em cada uma das 45 maternidades incluídas na amostra é apresentada na TABELA 2, conforme a ordem decrescente da proporção de recém-nascidos de baixo peso. Das 45 maternidades, 12 destinam-se preferencialmente à população chamada indigente, isto é, servem ao setor populacional não coberto pela Previdência Social e sem recursos para enfrentar o custo de um parto particular. Nestas maternidades, a incidência do baixo peso ao

nascer foi de 12,0% e a de pesos deficientes 32,0% contra 8,9% e 35,7%, respectivamente, nas maternidades restantes. Saliente-se que são quatro destas maternidades que ocupam os quatro primeiros lugares da classificação decrescente da incidência do baixo peso ao nascer, todas com incidências superiores a 15,0%.

B. A MORTALIDADE NA INFÂNCIA NO MUNICÍPIO EM 1976 AJUSTADA PARA UMA DISTRIBUIÇÃO IDEAL DE PESO AO NASCER.

1. Mortalidade infantil

O coeficiente de mortalidade infantil no município de São Paulo em 1976 foi de 75,03 por mil nascidos vivos. A população de referência utilizada para o ajuste da mortalidade do município a uma distribuição ideal do peso ao nascer foi a da coorte americana dos recém-nascidos vivos de cor branca de 1960, que apresenta mortalidade infantil de 22,17 por mil nascidos vivos. A padronização indireta dos coeficientes de mortalidade infantil de São Paulo de 1976 segundo a distribuição de peso ao nascer da coorte americana de referência, levaria a mortalidade infantil do município de 75,03 para 58,52 por mil nascidos vivos (ANEXO 2). Isto é, mantidas as demais condições de 1976, porém alterada a distribuição do peso de nascimento dos recém-nascidos de São Paulo de modo a igualá-la à observada entre os recém-nascidos brancos dos Estados Unidos, registrar-se-ia uma redução de 22% no coeficiente de mortalidade infantil do município de São Paulo. Desta forma o diferencial de mortalidade infantil de São Paulo em relação à população

branca dos Estados Unidos iria de 75,03-22,17 para 58,52-22,17 , ou seja as diferenças existentes na composição dos pesos de nascimento das duas populações explicariam 31% do excesso de mortalidade infantil de São Paulo. Os restantes 69% deveriam ser procurados, portanto, em fatores outros que não o peso de nascimento.

2. Mortalidade Neonatal

O coeficiente de mortalidade neonatal no município de São Paulo em 1976 foi de 32,93 por mil nascidos vivos. Na mesma população americana de referência ele foi de 16,88. A padronização indireta da mortalidade neonatal de São Paulo de 1976 segundo a distribuição do peso ao nascer da coorte americana de referência levaria a mortalidade neonatal do município de 32,93 para 24,70 por mil nascidos vivos (ANEXO 2). Isto é, mantidas as demais condições de 1976, porém alterada a distribuição do peso de nascimento dos recém-nascidos de São Paulo de modo a igualá-la à observada na população de referência, registrar-se-ia uma redução de 25% na mortalidade neonatal do município. Aqui, também da mesma forma, o diferencial da mortalidade neonatal de São Paulo em relação à população branca dos Estados Unidos seria alterado de 32,93-16,88 para 24,70-16,88 , ou seja, neste caso as diferenças existentes na composição do peso de nascimento explicariam 51% do excesso de mortalidade neonatal de São Paulo, restando 49% que deveriam ser atribuídos a outros fatores que não o peso ao nascer.

C. ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES DE MORTALIDADE NO PRIMEIRO ANO DE VIDA SEGUNDO PESO AO NASCER NA VIGÊNCIA DA INVESTIGAÇÃO INTERAMERICANA DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA.

Entre junho de 1968 e maio de 1970, a Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância estudou 1 em cada 4,25 óbitos de menores de 5 anos ocorridos em São Paulo. Em 73,6% dos óbitos de menores de um ano foi possível saber qual havia sido o peso de nascimento. A partir do peso de nascimento destes óbitos pode-se estimar a distribuição do peso ao nascer do total dos 3.788 óbitos infantis estudados pela Investigação. Por outro lado a mesma Investigação estimou em 58.160 a coorte de recém-nascidos vivos que deu origem ao total de óbitos estudados, porém não foi possível saber à época a distribuição do peso ao nascer desta coorte. Com a projeção da distribuição do peso ao nascer do município em 1976 para o período de 1968-70 torna-se factível estimar os coeficientes de mortalidade na infância por peso ao nascer que poderiam ser esperados neste caso para o município.

O coeficiente de mortalidade infantil que no conjunto dos recém-nascidos vivos foi de 65,1 por mil nascidos vivos, seria de 305,5 para os recém-nascidos de baixo peso ao nascer, de 50,2 para os recém-nascidos de peso deficiente e de 34,4 para os recém-nascidos de mais de 3.000 gramas (TABELA 3). Caracterizar-se-ia, portanto, em relação a este último grupo um risco relativo de óbito 7,9 vezes maior para os recém-nascidos de baixo peso.

O coeficiente de mortalidade neonatal que no conjunto dos recém-nascidos foi de 33,7 por mil nascidos vivos seria de 211,7 para os recém-nascidos de baixo peso, de 19,2 para os recém-nascidos de peso deficiente e de 12,5 para os recém-nascidos de mais de 3.000 gramas (TABELA 4). O risco relativo de óbito aqui seria 16,9 vezes maior para o recém-nascidos de baixo peso.

Durante a Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância, duas localidades tiveram o estudo simultâneo da distribuição do peso ao nascer dos seus recém-nascidos vivos e dos seus óbitos: Ribeirão Preto no Estado de São Paulo e Califórnia nos Estados Unidos. A comparação dos coeficientes de mortalidade infantil e de mortalidade neonatal por peso ao nascer destas duas localidades com os mesmos coeficientes estimados para São Paulo encontra-se nas TABELAS 5 e 6.

O coeficiente de mortalidade infantil de São Paulo, 65,1 por mil nascidos vivos, excede em 1,2 vezes o mesmo coeficiente de Ribeirão Preto, 52,6, e em 3,7 vezes o mesmo coeficiente da Califórnia, 17,5.

A comparação dos coeficientes de mortalidade infantil segundo peso ao nascer revela que a diferença entre São Paulo e Ribeirão Preto persiste de modo significativo apenas no coeficiente de mortalidade dos recém-nascidos de mais de 3.000 gramas que em São Paulo é quase duas vezes maior do que em Ribeirão Preto: 34,4 contra 18,8 por mil nascidos vivos. É

interessante notar que entre os recém-nascidos de baixo peso o coeficiente de mortalidade infantil chega a ser maior em Ribeirão Preto do que em São Paulo.

A comparação dos coeficientes de mortalidade infantil segundo peso ao nascer de São Paulo e da Califórnia revela que estes coeficientes são sistematicamente mais altos em São Paulo do que na Califórnia. É importante notar, no entanto, que enquanto a mortalidade dos recém-nascidos de baixo peso é 2,1 vezes maior, a dos recém-nascidos de peso deficiente é 4,2 vezes maior e a dos recém-nascidos de mais de 3.000 gramas é 6,1 vezes maior, caracterizando-se um aumento do risco relativo de óbito infantil em São Paulo à medida que progride o peso ao nascer do recém-nascido.

Quanto aos coeficientes de mortalidade neonatal, eles são em São Paulo inicialmente 1,2 vezes maiores do que em Ribeirão e 2,6 vezes maiores do que na Califórnia. Contra os 33,7 por mil nascidos vivos de São Paulo tem-se 28,2 em Ribeirão Preto e 12,7 na Califórnia.

A comparação dos coeficientes de mortalidade neonatal segundo peso ao nascer revela que a diferença entre São Paulo e Ribeirão Preto persiste apenas nos coeficientes de mortalidade dos recém-nascidos de mais de 2.500 gramas, mais significativamente nos recém-nascidos de mais de 3.000 gramas. Por outro lado, aqui também, repete-se o fato de os coeficientes dos recém-nascidos de baixo peso serem mais altos em

Ribeirão Preto do que em São Paulo.

A comparação dos coeficientes de mortalidade neonatal segundo o peso ao nascer em São Paulo e na Califórnia revela coeficientes mais altos para São Paulo. Porém, como no caso da mortalidade infantil, aqui também se estabelece um gradiente de risco relativo à medida que progride o peso ao nascer. O coeficiente de mortalidade neonatal para os recém-nascidos de baixo peso em São Paulo é 1,6 vezes maior do que na Califórnia, o mesmo coeficiente para os recém-nascidos de peso deficiente já é 3,6 vezes maior em São Paulo e o coeficiente para os recém-nascidos de mais de 3.000 gramas chega a ser 5 vezes maior em São Paulo.

D. OS COEFICIENTES DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA REGISTRADOS EM SÃO PAULO PELA INVESTIGAÇÃO INTERAMERICANA DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA AJUSTADOS SEGUNDO A DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER ENCONTRADA EM DUAS OUTRAS LOCALIDADES.

Com a estimativa dos coeficientes de mortalidade por peso ao nascer para o município de São Paulo entre 1968-70, foi possível proceder a um ajuste direto dos coeficientes de mortalidade encontrados pela Investigação segundo as distribuições de peso ao nascer vigentes em duas localidades que durante aquele estudo mostraram menores coeficientes de mortalidade: Ribeirão Preto e Califórnia.

O coeficiente de mortalidade infantil

de São Paulo que era de 65,1 por mil nascidos vivos passaria a ser 61,7 e 58,0 se a distribuição do peso de nascimento dos recém-nascidos de São Paulo fosse idêntica, respectivamente, a de Ribeirão Preto e a da Califórnia (ANEXO 3). Processar-se-ia, portanto, uma queda de 5% no coeficiente de mortalidade de São Paulo se neste local se registrasse a mesma distribuição do peso ao nascer de Ribeirão Preto e de 11% se se registrasse a mesma distribuição da Califórnia.

Os diferenciais originais estabelecidos entre a mortalidade infantil de São Paulo e de Ribeirão Preto e entre a mortalidade infantil de São Paulo e da Califórnia que eram 65,1-52,6 e 65,1-17,3 passariam a ser 61,7-52,6 e 58,0-17,3 , ou seja as diferenças existentes na composição do peso ao nascer de São Paulo e Ribeirão Preto e de São Paulo e Califórnia explicariam 27 e 15% respectivamente do excesso de mortalidade de São Paulo em relação àquelas duas localidades.

Quanto ao coeficiente de mortalidade neonatal este passaria de 33,7 para 31,4 e de 33,7 para 28,9 se a distribuição do peso ao nascer de São Paulo fosse idêntica, respectivamente, a de Ribeirão Preto e da Califórnia (ANEXO 3). A queda aqui seria de 7% com a distribuição do peso ao nascer de Ribeirão Preto e de 14% com a distribuição da Califórnia. Os diferenciais de mortalidade neonatal entre São Paulo e Ribeirão Preto e entre São Paulo e Califórnia que eram 33,7-28,2 e 33,7-12,7 passariam a ser 31,4-28,2 e 28,9-12,7 , ou seja as diferenças existentes na composição do peso ao nascer de São Pau-

lo e Ribeirão Preto e de São Paulo e Califórnia explicariam 42 e 23%, respectivamente, do excesso da mortalidade de São Paulo em relação àquelas duas localidades.

A análise simultânea do excesso de mortalidade verificado em São Paulo e da participação neste excesso da distribuição do peso ao nascer pode melhor ser efetuada com a aplicação do cálculo e da decomposição do índice ideal de Fisher.

Em relação à mortalidade infantil, o índice ideal de Fisher entre São Paulo e Ribeirão Preto é de $65,1/52,6 = 1,24$ com componente relativo às diferenças de composição do peso ao nascer de 1,06 e com componente relativo às forças de mortalidade independentes da distribuição do peso ao nascer de 1,16. O mesmo índice entre São Paulo e Califórnia atinge $65,1/17,3 = 3,76$ com componente relativo às diferenças do peso ao nascer de 1,17 e com componente relativo às forças de mortalidade excluída a participação do peso ao nascer de 3,23.

Em relação à mortalidade neonatal, o índice ideal de Fisher entre São Paulo e Ribeirão Preto é de $33,7/28,2 = 1,20$ com componente relativo às diferenças na composição do peso ao nascer de 1,08 e com componente relativo à mortalidade independente das diferenças no peso ao nascer de 1,11. O mesmo índice entre São Paulo e Califórnia é de $33,7/12,7 = 2,65$ com componente relativo às diferenças do peso ao nascer de 1,20 e com componente independente das diferenças no peso ao nascer de

2,21.

Os cálculos do índice ideal de Fisher, bem como sua decomposição em seus dois índices componentes estão presentes no ANEXO 4 . Os resultados obtidos demonstram que é pequeno o excesso de mortalidade de São Paulo em relação a Ribeirão Preto com ligeiro predomínio das forças de mortalidade independentes do peso ao nascer. Demonstram, por outro lado, que é bastante grande o excesso de mortalidade de São Paulo em relação à Califórnia sendo este excesso, em grande parte, independente das diferenças na distribuição do peso ao nascer das duas localidades.

E. A MORTALIDADE NA INFÂNCIA DE 1976 DAS ÁREAS CENTRAL, INTERMEDIÁRIA E PERIFÉRICA DO MUNICÍPIO AJUSTADA PARA UMA DISTRIBUIÇÃO IDEAL DE PESO AO NASCER.

1. Mortalidade Infantil

Em 1976 o coeficiente de mortalidade infantil nas áreas de baixa mortalidade do município, correspondente à área central da cidade, foi de 52,44 por mil nascidos vivos. O mesmo coeficiente nas áreas de média mortalidade correspondentes à área intermediária da cidade foi de 62,99. Nas áreas de alta mortalidade correspondentes à área periférica da cidade ele foi de 97,06. Nestas mesmas três áreas, respeitada a diferenciação observada em 1978, a incidência do baixo peso ao nascer de 9,69% seria decomposta em 8,41 , 10,77 e 9,59% respectivamente.

A população de referência utilizada para o ajuste dos coeficientes de mortalidade das três áreas à distribuição ideal de peso ao nascer foi também aqui a coorte americana dos recém-nascidos vivos de 1960 de cor branca que apresenta mortalidade infantil de 22,17 por mil nascidos vivos.

A padronização indireta dos coeficientes de mortalidade infantil de São Paulo, segundo a distribuição do peso ao nascer da coorte americana de referência faria com que na área central o coeficiente caísse de 52,44 para 44,57, na área intermediária caísse de 62,99 para 46,03 e na área periférica caísse de 97,06 para 76,41 (ANEXO 5). Isto é, mantidas as demais condições de cada uma das três áreas, porém alterada a distribuição do peso ao nascer de seus recém-nascidos vivos de modo a igualá-los aos recém-nascidos brancos dos Estados Unidos, processar-se-ia uma redução de 15% no coeficiente de mortalidade infantil da área central, uma redução de 27% na área intermediária e uma redução de 21% na área periférica.

Os diferenciais de mortalidade entre as três áreas e a população americana de referência que eram de 52,44 - 22,17 , 62,99 - 22,17 e 97,06 - 22,17 passariam a ser respectivamente de 44,57 - 22,17 , 46,03 - 22,17 e 76,41 - 22,17; ou seja as diferenças existentes na composição dos pesos de nascimento das três áreas com relação aos Estados Unidos, explicariam 26% do excesso de mortalidade da área central, 41% da área intermediária e 27% do excesso da área periférica. Desta forma 74% do excesso de óbitos da área central, 59% do excesso de óbitos da

área intermediária e 73% do excesso de óbitos da área periférica deveriam ser procurados em fatores outros que não o peso de nascimento.

Com o ajuste das mortalidades das três áreas a uma única distribuição de peso ao nascer, o excesso de mortalidade infantil da área intermediária sobre a área central reduzir-se-ia em 86%, enquanto o mesmo excesso da área periférica sobre a área intermediária reduzir-se-ia em apenas 11%.

2. Mortalidade Neonatal

Em 1976, o coeficiente de mortalidade neonatal nas mesmas áreas central, intermediária e periférica da cidade foi de respectivamente, 28,29 , 31,27 e 36,83 por mil nascidos vivos. Na mesma população americana de referência utilizada para o ajuste da mortalidade a uma distribuição ideal de peso ao nascer ele foi de 16,88 por mil nascidos vivos.

A padronização indireta dos coeficientes de mortalidade neonatal do município segundo a distribuição do peso ao nascer da coorte americana de referência faria com que na área central o coeficiente caísse de 28,29 para 23,58 , na área intermediária caísse de 31,27 para 21,67 e na área periférica caísse de 36,83 para 27,88 por mil nascidos vivos (ANEXO 5). Isto é, mantidas as demais condições de cada uma das três áreas, porém alterada a distribuição do peso ao nascer de seus recém-nascidos vivos de modo a igualá-los aos recém-nascidos brancos dos Estados Unidos, processar-se-ia uma redução de 17% no coefi

ciente de mortalidade neonatal da área central, uma redução de 31% na área intermediária e uma redução de 24% na área periférica.

Os diferenciais de mortalidade entre as três áreas e a população americana de referência que eram de 28,29 - 16,88 , 31,27 - 16,88 e 36,83 - 16,88 passariam a ser 23,58 - 16,88 , 21,67 - 16,88 e 27,88 - 16,88 , ou seja as diferenças existentes na composição dos pesos de nascimentos das três áreas com relação aos Estados Unidos, explicariam 41% do excesso de mortalidade da área central, 67% da área intermediária e 45% do excesso da área periférica. Aqui também, 59% do excesso de óbitos da área central, 33% do excesso de óbito da área intermediária e 55% do excesso de óbitos da área periférica deveriam ser procurados em fatores outros que não o peso de nascimento.

Com o ajuste das mortalidades das três áreas a uma única distribuição de peso ao nascer, chegaria a se inverter o gradiente de mortalidade neonatal entre as áreas intermediárias e central, porém aumentaria em 12% o excesso de mortalidade da área periférica sobre a área intermediária.

TABELA 1 - DISTRIBUIÇÃO DO PESO DE NASCIMENTO DE RECÉM-NASCIDOS VIVOS DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO (1976).

PESO AO NASCER (GRAMAS)	Nº DE NASCIMENTOS	%	% ACUMULADA
1-500	-	0,00	0,00
501-1000	9	0,16	0,16
1001-1500	37	0,65	0,81
1501-2000	99	1,74	2,54
2001-2500	408	7,15	9,69
2501-3000	1601	28,07	37,76
3001-3500	2232	39,13	76,89
3501-4000	1085	19,02	95,92
4001-4500	213	3,73	99,65
4501-5000	19	0,33	99,98
5501-5500	-	0,00	99,98
5501-6000	1	0,02	100,00
TOTAL	5704	100,0	

TABELA 2 - RECÉM-NASCIDOS VIVOS DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO SEGUNDO PESO AO NASCER E LOCAL DE NASCIMENTO (1976).

MATERNIDADE	AMOSTRA	PESO AO NASCER (1976).					
		< 2.500		2.501-3.000		> 3.000	
		Nº	%	Nº	%	Nº	%
1	109	19	17,3	38	34,9	52	47,8
2	61	10	16,4	21	34,4	26	49,2
3	95	15	15,8	32	33,7	48	50,5
4	215	33	15,3	56	26,1	126	58,6
5	27	4	14,8	11	40,8	12	44,4
6	90	13	14,4	27	30,0	50	55,6
7	138	19	13,8	12	30,4	77	55,8
8	110	15	13,6	24	21,8	71	64,5
9	164	22	13,4	45	27,5	97	59,1
10	101	13	12,9	34	33,7	54	53,4
11	155	20	12,9	50	32,3	85	54,8
12	105	13	12,4	26	24,8	66	62,8
13	97	12	12,4	34	35,0	51	52,6
14	99	12	12,1	23	23,2	64	64,6
15	183	22	12,0	51	27,9	110	60,1
16	42	5	11,9	8	19,0	29	69,1
17	105	12	11,4	30	28,6	63	60,0
19	74	8	10,8	17	23,0	49	66,2
20	87	9	10,3	26	29,9	52	59,8
21	118	12	10,2	30	25,4	76	64,3
22	102	10	9,8	25	24,5	67	65,7
23	687	67	9,8	206	30,0	414	60,2
24	136	13	9,6	45	33,1	78	57,3
25	96	9	9,4	26	27,1	61	63,5
26	98	9	9,2	20	20,4	69	61,8
27	131	12	9,2	28	29,0	81	61,8
28	139	12	8,6	42	30,2	85	61,2
29	97	8	8,2	29	29,9	60	61,8
30	311	24	7,7	122	39,2	165	53,1
31	161	12	7,5	37	23,0	112	69,5
32	55	4	7,3	11	20,0	40	72,7
33	127	9	7,1	43	33,9	75	59,0
34	109	7	6,4	33	30,3	69	63,3
35	112	7	6,2	31	27,7	74	66,1
36	117	7	6,0	36	30,8	74	63,2
37	119	7	5,9	27	22,7	85	71,4
38	102	6	5,9	18	17,7	78	75,4
39	201	11	5,5	32	15,9	158	78,6
40	39	2	5,1	17	43,6	20	51,3
41	117	5	4,3	24	20,5	88	75,2
42	95	4	4,2	22	23,2	69	72,6
43	96	3	3,1	29	30,2	64	66,7
44	99	3	3,0	35	35,3	61	61,7
45	106	2	1,9	26	24,5	78	73,5
TOTAL	5.704	553	9,7	1601	28,1	3550	62,2

TABELA 3 - ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES DE MORTALIDADE INFANTIL
SEGUNDO O PESO AO NASCER NA VIGÊNCIA DE INVESTIGAÇÃO
INTERAMERICANA DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA EM SÃO
PAULO (1968-70).

PESO DE NASCIMENTO (GRAMAS)	CÁLCULOS DOS NASCIDOS VIVOS(a)	ÓBITOS INFANTIS		
		Nº (b)		COEFICIENTE ^(c)
≤ 2.500	5.636	1722	-	305,5
2.501-3.000	16.325	820	-	50,2
3.001 e +	36.199	1246	-	34,4
TOTAL	58.160	3788		65,1

a. baseado na distribuição do peso ao nascer de 1976.

b. estimados de acordo com a distribuição do peso ao nascer de
2.742 óbitos.

c. óbitos de menores de 1 ano por mil nascidos vivos.

TABELA 4 - ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES DE MORTALIDADE NEONATAL
SEGUNDO O PESO AO NASCER NA INFÂNCIA DE INVESTIGAÇÃO
DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA EM SÃO PAULO (1968-70).

PESO DE NASCIMENTO (GRAMAS)	CÁLCULOS DOS NASCIDOS VIVOS(a)	ÓBITOS NEONATAIS ^b	
		Nº ^b	COEFICIENTE ^b
≤ 2.500	5.636	1.193	211,7
2.501-3.000	16.325	314	19,2
3.001 e +	36.199	451	12,5
TOTAL	58.160	3788	65,1

a. baseado na distribuição do peso ao nascer de 1976

b. estimados de acordo com a distribuição do peso ao nascer de
1.632 óbitos.

c. óbitos de menores de 28 dias por mil nascidos vivos.

TABELA 5- COEFICIENTES DE MORTALIDADE INFANTIL SEGUNDO PESO AO NASCER ESTIMADOS PARA TRÊS LOCALIDADES INCLUÍDAS NA INVESTIGAÇÃO INTERAMERICANA NA INFÂNCIA (1968-70).

PESO DE NASCIMENTO	COEFICIENTE DE MORTALIDADE INFANTIL ^(a)		
	SÃO PAULO	RIBEIRÃO PRETO	CALIFÓRNIA
≤ 2.500	305,5	327,1	146,0
2.501-3.000	50,2	48,8	11,8
3.001 e +	34,4	18,8	5,6
TOTAL	65,1	52,6	17,3

(a) Óbitos por 1.000 nascidos vivos.

(b) calculado a partir de Puffer, R.R. & Serrano, C.V.(78) e Teruel, J.R. & cols (99).

(c) calculado a partir de Puffer, R.R. & Serrano, C.V.(78).

TABELA 6 - COEFICIENTE DE MORTALIDADE NEONATAL SEGUNDO PESO AO NASCER ESTIMADOS PARA TRÊS LOCALIDADES INCLUÍDAS NA INVESTIGAÇÃO INTERAMERICANA DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA (1968-70)-

PESO DE NASCIMENTO (GRAMAS)	COEFICIENTE DE MORTALIDADE NEONATAL ^(a)		
	SÃO PAULO	RIBEIRÃO PRETO ^(b)	CALIFÓRNIA ^(c)
≤ 2.500	211,7	215,7	129,9
2.501-3.000	19,5	16,8	5,4
3.001 e +	12,5	8,1	2,5
TOTAL	33,7	28,2	12,7

(a) Óbitos por 1.000 nascidos vivos.

(b) calculado a partir de Puffer, R.R. & Serrano, C.V. (78) e Teruel, J.R. & cols (99).

(c) calculado a partir de Puffer, R.R. & Serrano, C.V. (78).

5. COMENTÁRIOS

A. A DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER EM 1976

Em 1976 foi estimada em 9,69% a incidência de recém-nascidos de baixo peso e em 28,07% a incidência de recém-nascidos de peso deficiente nos partos hospitalares ocorridos em São Paulo. O índice de partos hospitalares do município, muito próximo aos 100% (16) e os cuidados metodológicos envolvidos com a determinação da amostra devem permitir com razoável precisão a extensão das estimativas ao município de São Paulo. A não absoluta precisão decorre da ocorrência de nascimentos provenientes de municípios da Grande São Paulo em maternidades da Capital. Esta ocorrência que representou aproximadamente 7% do movimento de 1975 das Maternidades da Capital eventualmente poderia estar levando, ainda que ligeiramente, a uma super-estimação da incidência do baixo peso no município, dado que é a população mais sem recursos da Grande São Paulo aquela que tem que se dirigir à Capital para o parto hospitalar (16).

A comparação da incidência do baixo peso ao nascer encontrada para São Paulo em 1976 com a registrada em países desenvolvidos aponta uma situação desfavorável para o município de São Paulo. A comparação é bastante desfavorável quando os 9,7% de São Paulo são comparados com os 5,0% da Suécia (67) ou com os 5,5% da Holanda (67), porém menos desfavorável quando a comparação é com os 8,1% dos Estados Unidos (70).

A comparação com outras localidades igualmente não desenvolvidas, de modo geral, coloca São Paulo em uma posição relativamente favorável. Em uma revisão de estudos que abrangeram oito populações da América Latina e Ásia, Lechtig et cols. (39) observaram incidências que vão de 8 a 43%, sendo que em apenas uma houve incidência menor do que a de São Paulo, tratando-se neste caso da população de melhor nível sócio-econômico da cidade da Guatemala. Igualmente favorável é a comparação com a população não branca dos Estados Unidos onde a incidência do baixo peso ao nascer é de 13,6% (70).

A situação relativamente favorável do município de São Paulo em relação à incidência do baixo peso ao nascer fica reforçada quando se observa a incidência encontrada em países como Costa Rica e Cuba que ostentam atualmente os menores coeficientes de mortalidade infantil da América Latina: 9,2% de baixo peso na Costa Rica (58) e 10,7% em Cuba (93).

Mesmo quando se consideram exclusivamente as maternidades públicas e filantrópicas que atendem teoricamente à população mais pobre do município, a incidência do baixo peso ao nascer não ultrapassa os 12%, distante portanto ainda das cifras encontradas para os extratos populacionais mais pobres da Ásia e América Latina que apresentam incidências que vão de 14 a 43% (39).

B. A PARTICIPAÇÃO DO PESO AO NASCER NOS NÍVEIS DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO.

Em 1976, o coeficiente de mortalidade infantil de São Paulo foi de 75,03 por mil nascidos vivos. Este coeficiente denota um excesso de óbitos infantis quando comparado com os mesmos coeficientes de 1976 de países europeus altamente desenvolvidos como a Suécia e a Holanda, 8,7 e 10,5 (107), ou mesmo quando comparado com os coeficientes de países latino-americanos como Costa Rica, Cuba e Panamá que já apresentam coeficientes inferiores a 40 por mil nascidos vivos (58,93). Para se estudar o papel que a situação desfavorável do peso ao nascer dos recém-nascidos de São Paulo desempenha no excesso de mortalidade infantil do município, foi efetivado o ajuste desta mortalidade a uma distribuição ideal de peso ao nascer. O ajuste, que utilizou a distribuição do peso da coorte americana de recém-nascidos brancos de 1960 (69), demonstrou que a mortalidade infantil de São Paulo cairia de 75,03 para 58,52 se no município se observasse a distribuição do peso ao nascer de 1960 da população branca dos Estados Unidos. Esta população neste mesmo ano apresentou mortalidade infantil de 22,17 o que demonstra que 31% do excesso de óbitos infantis de São Paulo podem ser atribuídos à distribuição de peso ao nascer aqui encontrada, restando 69% que devem ser procurados em outros fatores que não o peso de nascimento.

A participação da distribuição do peso ao nascer no excesso de mortalidade infantil de São Paulo pode

ser considerada pequena se a compararmos com a mesma participação no caso do excesso de mortalidade da população não branca dos Estados Unidos ou das populações americanas que vivem em áreas pobres. No primeiro caso, a distribuição do peso ao nascer encontrada nos não brancos responde por 66% do seu excesso de mortalidade (69) e no segundo caso a distribuição do peso ao nascer chega a explicar até 78% do excesso de óbitos das áreas pobres (72).

Quanto à mortalidade neonatal do município, também relativamente elevada, o efeito do ajuste parece mais eficaz. O coeficiente cairia de 32,93 por mil nascidos vivos para 24,70 se se observasse em São Paulo a performance do peso ao nascer da população americana de referência. Como a mortalidade neonatal desta foi de 16,88, resulta que 51% do excesso de óbitos neonatais de São Paulo podem ser explicados devido a pior performance do peso ao nascer de seus recém-nascidos, restando 49% que devem ser procurados aqui também em fatores outros que não o peso de nascimento. Relativamente aos diferenciais americanos de mortalidade, esta participação ainda pode ser considerada pequena, uma vez que a participação do baixo peso ao nascer no excesso de óbitos neonatais da população não branca ou da população das áreas pobres dos Estados Unidos responde por praticamente 100% do excesso de óbitos (69,72). Igualmente mais importante parece ser a participação do peso ao nascer no excesso de óbitos neonatais da população indígena da Guatemala frente à população americana.

Ali também praticamente 100% do excesso de óbitos neonatais poderiam ser imputados a pior performance do peso de nascimento (58).

A participação do peso ao nascer no excesso de mortalidade no primeiro ano de vida de São Paulo fica mais clara quando se examinam os coeficientes de mortalidade do período 1968-70, registrados pela Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância (78). A mortalidade infantil naquele período foi de 65,1 por mil nascidos vivos, relativamente alta em vista do coeficiente registrado pela Investigação para a Califórnia, 17,5, ou mesmo em vista do coeficiente da região de Ribeirão Preto, 52,6 por mil nascidos vivos. A projeção da distribuição do peso ao nascer de 1976 para o período de 1968-70, associada ao estudo sistemático do peso ao nascer dos óbitos infantis deste período permitiu que se estimasse em respectivamente 305,2, 50,2 e 34,4 os coeficientes de mortalidade infantil dos recém-nascidos com baixo peso, peso deficiente e peso superior a 3.000 gramas. Com relação à Califórnia estes coeficientes são todos mais altos, porém chama a atenção não propriamente o coeficiente dos recém-nascidos de baixo peso que é 2,1 vezes maior em São Paulo, mas o coeficiente dos recém-nascidos com mais de 3.000 gramas que é 6,1 vezes maior em São Paulo do que na Califórnia.

Com relação a Ribeirão Preto o desta que para o coeficiente dos recém-nascidos de peso superior a 3.000 gramas é ainda maior, pois enquanto este excede o de

Ribeirão Preto em 1,8 vezes, o coeficiente dos recém-nascidos de baixo peso chega a ser menor em São Paulo do que em Ribeirão Preto. Assim, nos dois casos resulta que mesmo levando em conta o peso ao nascer, a mortalidade infantil de São Paulo é mais alta do que a das duas outras localidades e que o excesso relativo de óbitos infantis em São Paulo é tanto maior quanto maior o intervalo do peso ao nascer considerado.

A quantificação da participação do peso ao nascer no excesso de mortalidade infantil de São Paulo foi obtida pelo ajuste direto desta mortalidade sucessivamente à distribuição do peso ao nascer da Califórnia e de Ribeirão Preto. No primeiro caso a mortalidade cairia de 65,1 para 58,0 no segundo caso de 65,1 para 61,7. Em relação à mortalidade da Califórnia haveria, portanto, uma redução de 15% no excesso de óbitos infantis de São Paulo e em relação a Ribeirão Preto uma redução de 27%. Em comparação com a participação do peso ao nascer nos diferenciais americanos de mortalidade infantil mencionados anteriormente, aqui, mais ainda, é evidente a menor capacidade do fator peso ao nascer em explicar o excesso de óbitos infantis ocorridos em São Paulo.

Com relação à mortalidade neonatal repetem-se os achados relativos à mortalidade infantil. É maior o risco relativo de óbito neonatal em São Paulo à

medida que é maior o intervalo do peso ao nascer considerado e o peso ao nascer explica respectivamente 23 e 42% do excesso de mortalidade neonatal em relação à Califórnia e Ribeirão Preto.

O menor impacto do peso ao nascer frente a outros fatores, sobre o excesso de Óbitos infantis do município fica claro com a partição deste excesso em um componente relativo à performance do peso ao nascer e em outros relativo aos demais fatores. O índice de Fisher, que permite esta partição, é de 3,76 quando se compara a mortalidade infantil de São Paulo e da Califórnia, o que significa que o coeficiente de mortalidade infantil do município excede em 3,7 vezes o coeficiente da Califórnia. A partição deste índice resulta em um índice relativo unicamente à pior performance do peso ao nascer de São Paulo que é de 1,17 e em um outro que considera todos os outros fatores adversos que não o peso ao nascer que é de 3,23.

Devido a menor diferença de mortalidade infantil de São Paulo com a de Ribeirão Preto, o índice de Fisher alcança magnitude menor, 1,24, porém mantém-se menor o componente relativo à performance do peso ao nascer, 1,06 contra 1,16 do componente relativo independente do peso ao nascer.

O índice de Fisher comporta-se

de maneira análoga no caso de mortalidade neonatal, demonstrando que durante todo o primeiro ano de vida não se pode atribuir ao peso ao nascer em São Paulo a mesma importância que ele parece assumir em outras situações.

C. A PARTICIPAÇÃO DO PESO AO NASCER NOS DIFERENTES NÍVEIS DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA DAS ÁREAS CENTRAL, INTERMEDIÁRIA E PERIFÉRICA DO MUNICÍPIO.

Em 1976, puderam-se constatar diferenças flagrantes nos coeficientes de mortalidade infantil das várias áreas que compõem o município. Ele foi de 52,44 para a área central, de 62,99 para a área intermediária e de 97,06 para a área periférica. Diferenças semelhantes já haviam sido descritas em 1970, sendo então atribuídas de modo genérico às desiguais condições de qualidade de vida das populações das três áreas, com destaque para os piores níveis de renda familiar e para as mais precárias condições de saneamento básico da população da periferia (13).

O papel específico da performance do peso ao nascer nas diferentes chances de sobrevivência que possuem os recém-nascidos das áreas central, intermediária e periférica da cidade foi estudado através da padronização indireta dos coeficientes das três áreas segundo uma única e ideal distribuição do peso ao nascer. A estimativa da distribuição do peso ao nascer de 1976 para cada uma das três áreas foi feita a partir da decomposição da distribuição do município atendendo os diferenciais observados entre elas em 1978.

Igualando as condições de peso ao nascer dos recém-nascidos das três áreas à condição americana,

os coeficientes de mortalidade infantil passariam a ser 44,57, 46,03 e 76,41 respectivamente para as áreas central, intermediária e periférica do município. Nesta condição a probabilidade do recém-nascido da área intermediária de morrer antes do primeiro ano de vida que é 20% maior do que a do recém-nascido da área central, passaria a ser apenas 3% maior. Enquanto isto, o excesso de risco que envolve o recém-nascido da área periférica com relação à área central passaria de 85 para 71%. Portanto, enquanto o pequeno diferencial de mortalidade infantil que se estabelece entre a área intermediária e central do município pode ser atribuído em grande parte às condições de peso do recém-nascido, o grande diferencial entre a área periférica e central ou mesmo entre a área periférica e intermediária não encontra explicação plausível apenas na performance do peso ao nascer.

Quanto à mortalidade neonatal os coeficientes para 1976 registram menores, porém ainda importantes, diferenças segundo às áreas do município. Para a área central 28,29, para a área intermediária 31,27 e para a área periférica 36,83. Igualando-se a condição de peso ao nascer das três áreas à condição americana, os coeficientes passariam a 23,58, 21,67 e 27,88 respectivamente. Assim, enquanto a performance do peso parece ser capaz de anular e até inverter o pequeno diferencial de mortalidade neonatal entre as áreas intermediária e central, ela explica apenas parte do grande diferencial entre as áreas periféricas e central e nada do grande diferencial entre as áreas periférica e intermediária.

Desta forma acrescenta-se à informação do predomínio do risco de óbito infantil na periferia a informação de que este predomínio deve-se fundamentalmente a outras causas que não a condição do peso ao nascer.

O exame sumário da estrutura de causas básicas da mortalidade infantil em São Paulo e a observação da distribuição dos fatores determinantes destas causas nas três áreas do município revelam aspectos complementares à discussão dos diferenciais de mortalidade dentro do município de São Paulo.

No período 1968-70, portanto próximo ao ano de 1970 quando eram bastante semelhantes os diferenciais de mortalidade entre as três áreas do município (13), a Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância revelou em São Paulo um excesso de mortalidade no primeiro ano de vida. Este excesso existia principalmente com relação a localidades dos Estados Unidos e do Canadá, mas também em relação a várias localidades latinoamericanas (78). Laurenti (36) o colaborador principal da Investigação em São Paulo, analisando comparativamente a mortalidade específica por causas em São Paulo encontra nas doenças infecciosas, especialmente nas diarreias infantis, e nas causas perinatais evitáveis através de assistência pré-natal, grande participação no excesso final de mortalidade atribuído ao município. Siqueira (91) analisando especificamente a mortalidade neonatal,

além das diarreias infantis, a maior parte contraídas no próprio berçário, levanta a importância da deficiente assistência ao parto e ao pré-natal.

Apenas para ilustrar a correção das afirmações destes autores, enquanto em São Paulo a Investigação registrava 6,1 óbitos neonatais por diarreia para cada 1.000 nascidos vivos, em Sherbrooke no Canadá este coeficiente era de zero, não chegando aos valores de São Paulo em nenhuma das outras cidades latinoamericanas estudadas. Por outro lado, as toxemias da gravidez e o parto distócico ou o trauma obstétrico, razão direta da má atenção ao pré-natal e parto, produziram em São Paulo coeficientes específicos de mortalidade neonatal que superaram em 3 e 4 vezes os coeficientes americanos e canadenses.

Parece razoável portanto atribuir à disponibilidade de adequados serviços de pré-natal, à disponibilidade de assistência ao parto e ao recém-nascido e à disponibilidade de saneamento ambiental, fatores determinantes dos níveis de mortalidade alcançados pelo município. Cabe então a indagação de como seria a disponibilidade de cada um destes serviços para as áreas central, intermediária e periférica da cidade.

Com relação à assistência pré-natal é problemática a avaliação de sua qualidade, no entanto a

simples observação da alocação dos recursos oficiais de assistência pré-natal pelas várias áreas do município adianta alguns aspectos da comparação pretendida (Anexos 6 e 7).

Dados colhidos por este estudo junto ao C.I.S. (Centro de Informações de Saúde) da Secretaria de Estado da Saúde revelam que no primeiro semestre de 1978 havia 144 Unidades Sanitárias do Estado atuando no município de São Paulo, praticamente a totalidade com um programa Materno-Infantil implantado, 37 destas unidades estavam na área central, 59 na área intermediária e 48 na área periférica.

Em virtude de existir uma hierarquização na tipologia das Unidades do Estado de I a V com diferentes capacidades de produção de serviços e o fato de as unidades maiores tipos I, II e III estarem mais concentradas nas áreas central e intermediária do que na área periférica, torna-se necessário uma uniformização de critérios para se estudar a alocação das Unidades Sanitárias do Estado. Isto se consegue pela redução de todas Unidades à Unidade menor de produção que será chamada aqui CS V - equivalente. Assim pela produção registrada no primeiro trimestre de 1978 de inscrições de gestantes para o pré-natal os CS I podem ser classificados como 8 CS V - equivalente, os CS II e III como 4 CS V - equivalente e os CS IV como 2 CS V - equivalente.

As unidades sanitárias reduzidas à condição da Unidade CS V - equivalente estariam assim distribuídas: 113 unidades na área central, 125 na área intermediária e 102 na área periférica. Enquanto isto o número de gestantes esperado para o mesmo ano de 1978 seria de 13.715 para a área central, 17.967 para a área intermediária e 26.320 para a área periférica (12). Isto significa que em 1978 havia uma unidade CS V - equivalente para cada 1482 gestantes novas na área central, uma unidade para cada 1.218 na área intermediária e uma para cada 2.193 na área periférica.

Dados obtidos em um diagnóstico dos recursos de Saúde realizado em 1975 visando estratégias sanitárias para o Governo do Estado 1975-1979 (49) propiciam o estudo de tendência histórica da alocação das Unidades CS V - equivalente no município. Elas eram 313 em 1970, reduzem-se surpreendentemente para 294 em 1974 e sobem como se viu a 340 em 1978. A consideração simultânea da população esperada de gestantes para estes anos demonstra para o município como um todo um decréscimo na disponibilidade daquelas unidades. Em 1970 havia uma unidade para cada 520 gestantes novas, em 1974 uma para cada 658 e em 1978 uma para cada 682. Com relação especificamente à área central há um decréscimo na disponibilidade de 1970 para 1974, 1:406 para 1:501 e um ligeiro acréscimo de 1974 para 1978, 1:501 para 1:485. Com relação à área intermediária e evolução é idêntica, de 1:561 para 1:600 no primeiro período e de 1:600 para 1:574 no segundo período.

Já para a área periférica a deterioração na disponibilidade das unidades CS V - equivalente vem sendo contínua nos últimos oito anos, sendo apenas maior no período 1970-74, de 1:587 para 1:902, do que no período 1974-78, de 1:902 para 1:1.032.

Dados colhidos também por este estudo junto ao Departamento de Saúde da Comunidade da Secretaria de Higiene e Saúde do Município de São Paulo permitem que se estenda às Unidades Sanitárias da Prefeitura a mesma análise efetuada para as unidades do Estado. Em 1978 as 75 unidades municipais, cuja produção de inscrição de gestantes assemelha-se uniformemente aos CS I do Estado, estavam distribuídas em 12 unidades na área central, 20 na área intermediária e 15 na área periférica. Isto significa que em 1978 havia uma unidade municipal para cada 4.572 novas gestantes na área central, uma para cada 3.593 na área intermediária e uma para cada 4.211 na área periférica.

A mesma observação de tendência histórica da instalação das unidades municipais revela que elas eram 47 em 1970, subindo a 57 em 1974 e mantendo-se neste número em 1978. Registra-se portanto para o município com um todo, aqui também, um decréscimo na disponibilidade de unidades sanitárias. Em 1970 havia uma unidade municipal para cada 3.466 gestantes novas, em 1974 uma para cada 3.394 e em 1978 uma para cada 4.070. No período 1970-1974 o decréscimo na disponibilidade das unidades sanitárias da Prefeitura atinge

apenas a área periférica e no período 1974-78 atinge a todas as áreas.

Dos dados expostos conclue-se que no seu conjunto vem se deteriorando a disponibilidade das Unidades sanitárias que prestam serviços de pré-natal às gestantes do município de São Paulo. Conclue-se ainda que em 1978 as unidades sanitárias do Estado estão mais disponíveis na área central e as do município mais na área intermediária, sendo relativamente muito baixa a disponibilidade de unidades sanitárias na área periférica, principalmente no que se refere às Unidades do Estado. É interessante notar que o maior número de unidades sanitárias abertas no período 1974-78 o foram na área periférica, 15 estaduais e 3 municipais, mas ainda assim sem conseguir deter a progressiva deterioração que vem se observando na disponibilidade de unidades sanitárias para as gestantes da periferia.

Com relação à disponibilidade da assistência ao parto e ao recém-nascido não se pode falar inicialmente em carência de leitos hospitalares para o município, pois o mesmo em 1975 possuía 2,8 leitos-obstetrícia para cada 1.000 habitantes quando o ideal segundo os técnicos em Administração Hospitalar estaria em torno de 2 a 2,5 leitos (16). O mesmo parece se passar com os 4.057 leitos de berçário que em 1975 superaram os 3.458 leitos de obstetrícia (16). Segundo Monetti et cols. (62) esta suficiência de leitos - maternidade foi conseguida já a partir de 1971, graças, particu

larmente, à política de convênios do Instituto Nacional da Previdência Social com diversas Instituições Hospitalares privadas.

Um documento recente de um Grupo de Trabalho do Instituto de Saúde da Secretaria do Estado da Saúde (16) nota, entretanto, que paralelamente ao grande aumento na oferta de leitos para o parto registrou-se em São Paulo uma paradoxal elevação da mortalidade neonatal que de 35,49 em 1960 passou para 41,97 em 1971, ano em que o município atingiu a suficiência de leitos-maternidade. O próprio Grupo explica de certa forma o paradoxo quando adverte para os primeiros resultados de uma pesquisa da Coordenadoria de Assistência Hospitalar da Secretaria do Estado da Saúde que em Setembro de 1976 avaliou desde as condições dos prédios e sua capacidade até os serviços prestados e os recursos humanos empregados pelas entidades que participam da assistência médico-hospitalar no Estado. Estes resultados mostram, segundo o Grupo de Trabalho, que aquela assistência está longe de ser satisfatória, ressaltando a inadequada distribuição dos leitos disponíveis e a carência de pessoal capacitado para o trabalho hospitalar (16).

Com relação especialmente aos hospitais -maternidade da Capital e baseados em levantamento realizado em 1974 pelo próprio Instituto de Saúde, o Grupo de Trabalho do Instituto de Saúde refere "... ser precária a assistência médica prestada ao recém-nascido, particularmente em suas

primeiras horas de vida, em grande número de hospitais-maternidades." (16). O que caracterizava esta precariedade na época era a insuficiência de incubadoras, fundamentais para a manutenção do recém-nascido de baixo-peso, a insuficiente quantidade e qualificação do pessoal auxiliar, a raridade da presença de enfermeiras e médicos-pediatras de plantão e a virtual ausência de nutricionistas nos lactários (16).

O mesmo levantamento do Instituto de Saúde permitiu verificar ainda uma diferenciação na qualidade da assistência médico-hospitalar conforme o porte do estabelecimento hospitalar(16). Assim, enquanto todos os hospitais com mais de 50 leitos de obstetrícia possuíam incubadoras em número recomendável, raros eram os hospitais menores que as tinham em número correspondente a 10% da capacidade total do berçário. Da mesma forma, enquanto todos os hospitais com mais de 50 leitos atendiam as recomendações mínimas quanto à quantidade e qualificação do pessoal auxiliar, os hospitais de menor porte contavam com pessoal insuficiente, sendo quase 90% atendentes de nenhum modo qualificadas ou treinadas para o serviço de enfermagem que desempenhavam. Por outro lado é menor a presença de médicos-pediatras e enfermeiros nos hospitais de pequeno porte, inexistindo nutricionistas nos seus lactários.

De acordo com o modelo de análise adotado, cabe a indagação agora de como estariam alocados os recursos de assistência ao parto e ao recém-nascido nas áreas central, intermediária e periférica do município.

Em 1975, segundo a Coordenadoria de Assistência Hospitalar (16), o município contava com 80 hospitais maternidades distribuídos 52 deles na área central, 15 na área intermediária e 13 na área periférica. Mais desigual ainda era a distribuição dos hospitais com mais de 50 leitos, únicos a preencherem alguns quesitos de qualidade. Enquanto a área central possuía 18 destes hospitais, as áreas intermediária e periférica contavam com apenas 2 cada uma. Por outro lado, os hospitais com menos de 25 leitos de obstetrícia, seguramente os menos aparelhados, representavam mais da metade dos hospitais das áreas intermediária e periférica e apenas um terço dos hospitais da área central.

Desta forma, à gestante da área periférica restava a alternativa de disputar os poucos leitos disponíveis nos precários hospitais de sua região ou a alternativa de transportar-se à área intermediária da cidade para igualmente disputar os seus ainda escassos e precários hospitais ou, finalmente, saltar a área intermediária e conseguir obter internação em um dos numerosos hospitais localizados na área central do município. Esta internação seria em um hospital

gratuito, e a maioria deles localiza-se na área central, se a gestante não contasse com a cobertura da Previdência Social e caso contrário nas alas destinadas aos pacientes não particulares dos hospitais privados conveniados com a Previdência. Esta última alternativa igualmente não pode ser considerada favorável à gestante da periferia, bastando para tanto que se atente simplesmente à curtíssima permanência da parturiente registrada no caso dos hospitais gratuitos de poucos recursos (16) ou para a indesejável distribuição regida por critérios de lucro dos recursos médico-hospitalares dos hospitais privados.

Finalmente com relação à disponibilidade de saneamento ambiental, confirma-se de modo irretorquível a desigual distribuição de recursos no município. Dados do censo predial de 1970 (14) revelaram que os subdistritos da área central tinham em média 97% dos seus domicílios abastecidos por água encanada, os subdistritos da área intermediária 70% e os subdistritos e distritos da área periférica 29%. Enquanto a água encanada chegava praticamente a todas as casas da área central da cidade e à maioria das casas da área intermediária, nos sete distritos do município, que constituem a área mais periférica da cidade, ela chegava em média a apenas 18% das casas. Quanto ao destino dos dejetos a situação do desfavorecimento da periferia era idêntica. A média dos domicílios que não contava com nenhum tipo de instalação sanitária

para deposição dos dejetos era de apenas 3% nos subdistritos da área central, de 25% da área intermediária e de 38% da área periférica. Saliente-se que na área periférica apenas pouco mais de 10% dos domicílios era efetivamente servido por rede de esgoto, sendo a maioria das instalações sanitárias mencionadas ligadas a fossas ou a outros escoadouros.

Informações mais recentes sobre a situação do saneamento básico no município (32) revelam que quanto ao abastecimento de água até 1974 não houve melhora e possivelmente haja havido piora da cobertura dos domicílios da periferia. Revelam ainda que entre 1974 e 1976 foram instaladas na área periférica 78.816 novas ligações de água. Entretanto, neste período pode-se estimar em 62.258 o número de novas residências surgidas na periferia (12). Baseando-se em estimativas feitas a partir do consumo de água registrado em 1976 nos subdistritos e distritos da área periférica do município, calcula-se que naquela época em média apenas um terço dos domicílios eram abastecidos por água da SABESP (32). Quanto à rede de esgoto não se registra em todo o intervalo 1970-76 qualquer esforço maior na sua extensão, prevendo-se portanto que tenha se deteriorado ainda mais a cobertura deste serviço à área periférica (32).

Se a distribuição desigual dos serviços de saúde e de saneamento pelas diferentes áreas da cidade junta-se a forma pela qual se distribui a renda no município,

completa-se definitivamente o quadro de deterioração das condições de vida à medida que se avança para a periferia. Em 1970, segundo o I.B.G.E. (14) a média da renda familiar dos subdistritos da área central era de 1.555 cruzeiros, a mesma média era de 803 cruzeiros na área intermediária e de 572 cruzeiros na área periférica. Nesta época, quase metade das famílias da área periférica da cidade viviam com até dois salários mínimos, o que no dizer da terminologia moderna do planejamento significa quase metade da população da periferia vivendo em condições de miséria absoluta.

Dados colhidos em 1977 pela Secretaria dos Negócios Metropolitanos do Governo do Estado de São Paulo (17) são igualmente discriminadores. Enquanto nos subdistritos da área central havia em média 26% de famílias com rendimentos inferiores a 3,7 salários mínimos, na área intermediária havia 36% e na periferia 50%. Atente-se que 3,7 salários mínimos em 1977 não eram capazes nem mesmo de comprar a alimentação básica para uma família de cinco pessoas (15). Por outro lado, a porcentagem média de famílias com renda mínima de 7,2 salários mí nimos, necessária à manutenção de cinco pessoas, foi de 51% nos subdistritos da área central, de 32% nos subdistritos da área intermediária e de apenas 20% nos subdistritos e distritos da área periférica.

Os resultados referentes à participação da performance do peso ao nascer no excessivo obituário infantil do município e nos diferenciais de mortalidade dentro do próprio município se complementam portanto com a presença e distribuição de outros fatores igualmente determinadores do óbito infantil.

Para o município com um todo, a participação menor do que a esperada do baixo peso na alta mortalidade infantil deve-se provavelmente a que os deficientes serviços de saúde e de saneamento superpostos à baixa renda da população geram causas de óbito que vão matar não só as crianças de baixo peso, de menor vitalidade em qualquer situação e relativamente escassas em São Paulo, como as de peso adequado, fazendo com que o obituário destas chegue a ser inclusive mais alarmante. É altamente significativo que os recém-nascidos do município de São Paulo que nascem com mais de 3.000 gramas tenham aqui um obituário infantil que é três vezes maior do que o encontrado na Califórnia para os recém-nascidos que nascem com 2.501 a 3.000 gramas.

Quanto à pouca participação do baixo peso ao nascer na elevadíssima superioridade da mortalidade infantil da área periférica do município, esta parece dever-se à gritante má distribuição dos recursos de saúde, de saneamento e de renda no município que geram na área periférica tão hostis condições de vida para os recém-nascidos que a vitalidade inicial

destes, de certa forma até razoável diante da qualidade do ambiente que os cerca, passa a plano secundário. É altamente significativo que os recém-nascidos da área periférica da cidade de São Paulo, que nascem com peso muito semelhante aos dos recém-nascidos de países como Cuba e Costa Rica, tenham aqui duas e meia vezes maior probabilidade de virem a morrer antes de completar um ano de idade.

ANEXO 1

Relação dos 55 sub-distritos e distritos do município segundo a ordem crescente da proporção de óbitos de menores de 1 ano ocorrida em 1976.

Local	%	Nº	Local	%	Nº	Local	%
Parqueira César	-10,53	28.	Tucuruvi	-20,44	42.	Jabaquara	-30,39
Com Retiro	-11,69	29.	Penha	-20,79	43.	Butantã	-30,55
Jardim Paulista	-11,81	30.	Tatuapé	-21,55	44.	Pirituba	-32,29
Santa Cecília	-12,65	31.	Casa Verde	-21,57	45.	Cachoeirinha	-34,10
é	-12,71	32.	Saúde	-21,76	46.	Perus	-36,10
Indianópolis	-12,84	33.	Limão	-22,05	47.	E. Matarazzo	-37,86
Vila Mariana	-13,00	34.	Ibirapuera	-23,48	48.	Brazilândia	-38,57
Climação	-13,08	35.	Vila Jaguara	-25,00	49.	Jaraguá	-40,00
apa	-13,40	36.	Vila Maria	-25,36	50.	Itaquera	-40,52
Vila Guilherme	-13,49	37.	Vila Prudente	-26,30	51.	Stº. Amaro	-42,67
ari	-13,53	38.	Vila Formosa	-26,40	52.	C.do Socorro	-44,02
Cambuci	-13,98	39.	Cangaíba	-26,70	53.	S.M. Paulista	-45,78
lto da Moóca	-14,52	40.	Vila Matilde	-27,12	54.	Guaianazes	-46,28
piranga	-14,73	41.	Nossa Sra.do Ó	-30,16	55.	Parelheiros	-46,54
Sta. Efigênia	-14,76						
Moóca	-15,28						
Pinheiros	-15,96						
Grás	-15,97						
Jardim América	-16,09						
Barra Funda	-16,30						
Vila Madalena	-16,83						
Verdizes	-17,01						
ela Vista	-18,05						
Liberdade	-18,22						
Belenzinho	-18,64						
Consolação	-19,12						
Antana	-20,09						
CENTRAL		ÁREA	INTERMEDIÁRIA		ÁREA	PERIFÉRICA	

B - Delimitação das áreas central, intermediária e periférica do município a partir da mortalidade proporcional de menores de 1 ano.

ANEXO 2

ANEXO 2 - Padronização dos coeficientes de mortalidade na infância do município de São Paulo em 1976 segundo a distribuição do peso ao nascer da coorte americana de recém-nascidos vivos de cor branca de 1960.

NOTAÇÕES: (*)

C_{SP}^{SP} = Coeficiente de mortalidade de São Paulo em 1976.

C_{EUA}^{EUA} = Coeficiente de mortalidade da população branca dos EUA em 1960.

C_{EUA}^{SP} = Coeficiente de mortalidade de São Paulo em 1976 ajustado indiretamente para a distribuição do peso ao nascer da população branca dos EUA em 1960.

C_{SP}^{EUA} = Coeficiente de mortalidade da população branca dos EUA ajustado diretamente para distribuição do peso ao nascer da população de São Paulo em 1976.

A) CÁLCULO DA PADRONIZAÇÃO INDIRETA DA MORTALIDADE INFANTIL

$$C_{infantil}^{SP} = 75,03$$

$$C_{infantil}^{EUA} = 22,17$$

$$C_{EUA}^{SP} = C_{SP}^{SP} \cdot \frac{C_{EUA}^{EUA}}{C_{SP}^{EUA}}$$

(*) Todos os coeficientes de mortalidade se referem a óbitos por mil nascidos vivos.

$$C_{EUA}^{SP} = 75,03 \cdot \frac{22,17}{\frac{191,20 \cdot 9,69 + 17,32 \cdot 28,07 + 7,97 \cdot 62,24}{100}}$$

$$C_{EUA}^{SP} = 75,03 \cdot \frac{22,17}{28,35}$$

$$C_{EUA}^{SP} = 75,03 \cdot 0,78$$

$$C_{EUA}^{SP} = 58,52$$

B) CÁLCULO DA PADRONIZAÇÃO INDIRETA DA MORTALIDADE NEONATAL

$$C_{neonatal}^{SP} = 32,93$$

$$C_{neonatal}^{EUA} = 16,88$$

$$C_{EUA}^{SP} = C_{neonatal}^{SP} \cdot \frac{C_{neonatal}^{EUA}}{C_{neonatal}^{SP}}$$

$$C_{EUA}^{SP} = 32,93 \cdot \frac{16,88}{\frac{177,38 \cdot 9,69 + 10,07 \cdot 28,07 + 3,96 \cdot 62,24}{100}}$$

$$C_{EUA}^{SP} = 32,93 \quad . \quad \frac{16,88}{22,48}$$

$$C_{EUA}^{SP} = 32,93 \quad . \quad 0,75$$

$$C_{EUA}^{SP} = 24,70$$

ANEXO 3

ANEXO 3 - Padronização direta dos coeficientes de mortalidade encontrados pela Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância em São Paulo entre 1968 e 1970, segundo a distribuição de peso ao nascer encontrada em Ribeirão Preto e Califórnia.

NOTAÇÕES: (*)

C_{SP} = Coeficiente de mortalidade de São Paulo.

C_{RP} = Coeficiente de mortalidade de Ribeirão Preto.

C_{CAL} = Coeficiente de mortalidade da Califórnia.

C_{RP}^{SP} = Coeficiente de mortalidade de São Paulo ajustado diretamente para a distribuição do peso ao nascer de Ribeirão Preto.

C_{CAL}^{SP} = Coeficiente de mortalidade de São Paulo ajustado diretamente para a distribuição do peso ao nascer da Califórnia.

C_1^{SP} = Coeficiente de mortalidade de São Paulo para recém-nascidos de 2.500 gramas ou menos.

C_2^{SP} = Coeficiente de mortalidade de São Paulo para recém-nascidos de 2.501 a 3.000 gramas.

C_3^{SP} = Coeficiente de mortalidade de São Paulo para recém-nascidos de mais de 3.000 gramas.

(*) Todos os coeficientes de mortalidade se referem a óbitos por mil nascidos vivos.

P_1 = Porcentagem de recém-nascidos de 2.500 gramas ou menos na população de recém-nascidos vivos.

P_2 = Porcentagem de recém-nascidos de 2.501 a 3.000 gramas na população de recém-nascidos vivos.

P_3 = Porcentagem de recém-nascidos de mais de 3.000 gramas na população de recém-nascidos vivos.

A) CÁLCULO DE PADRONIZAÇÃO DIRETA DA MORTALIDADE INFANTIL DE SÃO PAULO 1968-70 SEGUNDO DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER DE RIBEIRÃO PRETO 1968-70.

$$C_{\text{infantil}}^{\text{SP}} = 65,1$$

$$C_{\text{infantil}}^{\text{RP}} = 52,6$$

$$C_{\text{RP}}^{\text{SP}} = \frac{C_1^{\text{SP}} \cdot P_1^{\text{RP}} + C_2^{\text{SP}} \cdot P_2^{\text{RP}} + C_3^{\text{SP}} \cdot P_3^{\text{RP}}}{P_1^{\text{RP}} + P_2^{\text{RP}} + P_3^{\text{RP}}}$$

$$C_{\text{RP}}^{\text{SP}} = \frac{305,5 \cdot 8,7 + 50,2 \cdot 23,4 + 34,4 \cdot 67,9}{100} = 61,7$$

B) CÁLCULO DA PADRONIZAÇÃO DIRETA DA MORTALIDADE INFANTIL DE SÃO PAULO 1968-70 SEGUNDO DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER DA CALIFÓRNIA 1969-70.

$$C_{\text{infantil}}^{\text{SP}} = 65,1$$

$$C_{\text{infantil}}^{\text{CAL}} = 17,3$$

$$C_{\text{CAL}}^{\text{SP}} = \frac{C_1^{\text{SP}} \cdot P_1^{\text{CAL}} + C_2^{\text{SP}} \cdot P_2^{\text{CAL}} + C_3^{\text{SP}} \cdot P_3^{\text{CAL}}}{P_1^{\text{CAL}} + P_2^{\text{CAL}} + P_3^{\text{CAL}}}$$

$$C_{\text{RP}}^{\text{SP}} = \frac{305,5 \cdot 7,6 + 50,2 \cdot 19,1 + 34,4 \cdot 73,3}{100} = 58,0$$

C) CÁLCULO DA PADRONIZAÇÃO DIRETA DA MORTALIDADE NEONATAL DE SÃO PAULO 1968-70 SEGUNDO DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER DE RIBEIRÃO PRETO 1968-70.

$$C_{\text{neonatal}}^{\text{SP}} = 33,7$$

$$C_{\text{neonatal}}^{\text{RP}} = 28,2$$

$$C_{\text{RP}}^{\text{SP}} = \frac{C_1^{\text{SP}} \cdot P_1^{\text{RP}} + C_2^{\text{SP}} \cdot P_2^{\text{RP}} + C_3^{\text{SP}} \cdot P_3^{\text{RP}}}{P_1^{\text{RP}} + P_2^{\text{RP}} + P_3^{\text{RP}}}$$

$$C_{\text{RP}}^{\text{SP}} = \frac{211,7 \cdot 8,7 + 19,2 \cdot 23,4 + 12,5 \cdot 67,9}{100} = 31,4$$

D) CÁLCULO DE PADRONIZAÇÃO DIRETA DA MORTALIDADE NEONATAL DE SÃO PAULO 1968-70 SEGUNDO DISTRIBUIÇÃO DO PESO AO NASCER DA CALIFÓRNIA 1969-70.

$$C_{\text{neonatal}}^{\text{SP}} = 33,7$$

$$C_{\text{neonatal}}^{\text{CAL}} = 12,7$$

$$C_{\text{CAL}}^{\text{SP}} = \frac{C_1^{\text{SP}} \cdot P_1^{\text{CAL}} + C_2^{\text{SP}} \cdot P_2^{\text{CAL}} + C_3^{\text{SP}} \cdot P_3^{\text{CAL}}}{P_1^{\text{CAL}} + P_2^{\text{CAL}} + P_3^{\text{CAL}}}$$

$$C_{\text{CAL}}^{\text{SP}} = \frac{211,7 \cdot 7,6 + 19,2 \cdot 19,1 + 12,5 \cdot 73,3}{100} = 28,9$$

ANEXO 4

ANEXO 4 - Cálculo e decomposição do Índice Ideal de Fisher para os coeficientes de mortalidade na infância do município de São Paulo comparados aos coeficientes de Ribeirão Preto e da Califórnia 1968-70.

NOTAÇÕES: as da padronização direta (anexo 3) e mais

I = Índice ideal de Fisher.

I_1 = Componente relativo às diferenças na distribuição do peso ao nascer.

I_2 = Componente relativo às diferenças na mortalidade independentes da distribuição do peso ao nascer.

A) CÁLCULO E DECOMPOSIÇÃO DO ÍNDICE IDEAL DE FISHER ENTRE OS COEFICIENTES DE MORTALIDADE INFANTIL DE SÃO PAULO E RIBEIRÃO PRETO.

$$I = \frac{C^{SP}}{C^{RP}} = \frac{65,1}{52,6} = 1,24$$

$$I_1 = \left\{ \frac{\begin{matrix} C^{SF} & . & C^{SP}_{RP} \\ C^{RP} & . & C^{SP}_{SP} \end{matrix}}{\begin{matrix} C^{RP} & . & C^{SP}_{SP} \end{matrix}} \right\}^{1/2}$$

$$I_2 = \left\{ \frac{\begin{matrix} C^{SP} & . & C^{RP}_{SP} \\ C^{RP} & . & C^{SP}_{RP} \end{matrix}}{\begin{matrix} C^{RP} & . & C^{SP}_{RP} \end{matrix}} \right\}^{1/2}$$

onde $C^{RP}_{SP} = \frac{321,1 \cdot 9,69 + 48,8 \cdot 28,07 + 18,8 \cdot 62,24}{100} = 56,51$

e $C^{SP}_{RP} = \frac{305,5 \cdot 8,7 + 50,2 \cdot 23,4 + 34,4 \cdot 67,9}{100} = 61,68$

portanto $I_1 = \left\{ \frac{65,1 \cdot 56,51}{52,6 \cdot 61,68} \right\}^{1/2} = 1,06$

e $I_2 = \left\{ \frac{65,1 \cdot 61,68}{52,6 \cdot 56,51} \right\}^{1/2} = 1,06$

assim $1,06 \cdot 1,16 = 1,24$ ou $I_1 \cdot I_2 = I$

B) CÁLCULO E DECOMPOSIÇÃO DO ÍNDICE IDEAL DE FISHER ENTRE OS COEFICIENTES DE MORTALIDADE INFANTIL DE SÃO PAULO E CALIFÓRNIA.

$$I = \frac{C^{SP}}{C^{CAL}} = \frac{65,1}{17,3} = 3,76$$

$$I_1 = \left\{ \frac{\begin{matrix} C^{SP} & C^{SP} \\ C & C_{CAL} \end{matrix}}{\begin{matrix} C^{CAL} & C^{CAL} \\ C & C_{SP} \end{matrix}} \right\}^{1/2}$$

$$I_2 = \left\{ \frac{\begin{matrix} C^{SP} & C^{CAL} \\ C & C_{SP} \end{matrix}}{\begin{matrix} C^{CAL} & C^{SP} \\ C & C_{CAL} \end{matrix}} \right\}^{1/2}$$

$$\text{onde } C_{SP}^{CAL} = \frac{146,0 \cdot 9,69 + 11,8 \cdot 28,07 + 5,6 \cdot 62,24}{100} = 20,95$$

$$\text{e } C_{CAL}^{SP} = \frac{305,5 \cdot 7,6 + 50,2 \cdot 19,1 + 34,4 \cdot 73,3}{100} = 58,02$$

$$\text{portanto } I_1 = \left\{ \frac{65,1 \cdot 20,95}{17,3 \cdot 58,02} \right\}^{1/2} = 1,17$$

$$\text{e } I_2 = \left\{ \frac{65,1 \cdot 58,02}{20,95 \cdot 17,3} \right\}^{1/2} = 3,23$$

$$\text{assim } 1,17 \cdot 3,23 = 3,76 \text{ ou } I_1 \cdot I_2 = I$$

C) CÁLCULO E DECOMPOSIÇÃO DO ÍNDICE IDEAL DE FISHER ENTRE OS COEFICIENTES DE MORTALIDADE NEONATAL DE SÃO PAULO E RIBEIRÃO PRETO.

$$I = \frac{C_{SP}}{C_{RP}} = \frac{33,7}{28,2} = 1,20$$

$$I_1 = \left\{ \frac{C_{SP} \cdot C_{RP}}{C_{RP} \cdot C_{SP}} \right\}^{1/2}$$

$$I_2 = \left\{ \frac{C_{SP} \cdot C_{RP}}{C_{RP} \cdot C_{SP}} \right\}^{1/2}$$

$$\text{onde } C_{SP}^{RP} = \frac{215,7 \cdot 9,69 + 16,8 \cdot 28,07 + 8,1 \cdot 62,24}{100} = 30,66$$

$$\text{e } C_{RP}^{SP} = \frac{211,7 \cdot 8,7 + 19,2 \cdot 23,4 + 12,5 \cdot 67,9}{100} = 31,37$$

$$\text{portanto } I_1 = \left\{ \frac{33,7 \cdot 30,66}{28,2 \cdot 31,37} \right\}^{1/2} = 1,08$$

$$e \quad I_2 = \left\{ \frac{33,7 \cdot 31,37}{28,2 \cdot 30,66} \right\}^{1/2} = 1,11$$

assim $1,08 \cdot 1,11 = 1,20$ ou $I_1 \cdot I_2 = I$

D) CÁLCULO E DECOMPOSIÇÃO DO ÍNDICE IDEAL DE FISHER ENTRE OS COEFICIENTES DE MORTALIDADE NEONATAL DE SÃO PAULO E DA CALIFÓRNIA.

$$I = \frac{C^{SP}}{C^{CAL}} = \frac{33,7}{12,7} = 2,65$$

$$I_1 = \left\{ \frac{C^{SP} \cdot C_{CAL}^{SP}}{C^{CAL} \cdot C_{SP}^{CAL}} \right\}^{1/2}$$

$$I_2 = \left\{ \frac{C^{SP} \cdot C_{SP}^{CAL}}{C^{CAL} \cdot C_{CAL}^{SP}} \right\}^{1/2}$$

$$\text{onde } C_{SP}^{CAL} = \frac{129,9 \cdot 9,69 + 5,4 \cdot 28,07 + 2,5 \cdot 62,24}{100} = 15,66$$

$$\text{e } C_{CAL}^{SP} = \frac{211,7 \cdot 7,6 + 19,2 \cdot 19,1 + 12,5 \cdot 73,3}{100} = 28,90$$

$$\text{portanto } I_1 = \left\{ \frac{33,7 \cdot 28,90}{12,7 \cdot 15,66} \right\}^{1/2} = 1,20$$

.110.

$$e \quad I_2 = \left\{ \frac{33,7 \cdot 15,66}{12,7 \cdot 28,90} \right\}^{1/2} = 2,21$$

assim $1,20 \cdot 2,21 = 2,65$ ou $I_1 \cdot I_2 = I$

ANEXO 5

ANEXO 5 - Padronização indireta dos coeficientes de mortalidade na infância de 1976 das áreas central, intermediária e periférica do município segundo a distribuição do peso ao nascer da coorte americana de recém-nascidos vivos de cor branca de 1960.

NOTAÇÕES: as mesmas do ANEXO 2, sendo que os coeficientes de São Paulo serão apostos as letras c, i ou p para identificar respectivamente os coeficientes das áreas central, intermediária e periférica do município.

A) CÁLCULO DE PADRONIZAÇÃO INDIRETA DA MORTALIDADE INFANTIL DO MUNICÍPIO NA ÁREA CENTRAL.

$$C_{EUA}^{SP_c} = C^{SP_c} \cdot \frac{C_{EUA}}{C_{SP_c}^{EUA}}$$

$$C_{EUA}^{SP_c} = 52,44 \cdot \frac{22,17}{191,20 \cdot 8,41 + 17,32 \cdot 27,98 + 7,97 \cdot 63,61}$$

100

$$C_{EUA}^{SP_c} = 52,44 \cdot \frac{22,17}{26,00}$$

$$C_{EUA}^{SP_c} = 52,44 \cdot 0,85$$

$$C_{EUA}^{SP_c} = 44,57$$

B) CÁLCULO DA PADRONIZAÇÃO INDIRETA DA MORTALIDADE INFANTIL DO MUNICÍPIO NA ÁREA INTERMEDIÁRIA.

$$C_{EUA}^{SP_i} = C^{SP_i} \cdot \frac{C^{EUA}}{C_{SP_i}^{EUA}}$$

$$C_{EUA}^{SP_i} = 62,99 \cdot \frac{22,17}{\frac{191,20 \cdot 10,77 + 17,32 \cdot 28,19 + 7,97 \cdot 61,04}{100}}$$

$$C_{EUA}^{SP_i} = 62,99 \cdot \frac{22,17}{30,34}$$

$$C_{EUA}^{SP_i} = 62,99 \cdot 0,73$$

$$C_{EUA}^{SP_i} = 46,03$$

C) CÁLCULO DA PADRONIZAÇÃO INDIRETA DA MORTALIDADE INFANTIL DO MUNICÍPIO NA ÁREA PERIFÉRICA.

$$C_{EUA}^{SP_P} = C^{SP_P} \cdot \frac{C^{EUA}}{C_{SP_P}^{EUA}}$$

$$C_{EUA}^{SP_P} = 97,06 \cdot \frac{22,17}{\frac{191,20 \cdot 9,59 + 17,32 \cdot 28,02 + 7,97 \cdot 62,39}{100}}$$

$$C_{EUA}^{SP_P} = 97,06 \cdot \frac{22,17}{28,16}$$

$$C_{EUA}^{SP_P} = 97,06 \cdot 0,79$$

$$C_{EUA}^{SP_P} = 76,41$$

D) CÁLCULO DA PADRONIZAÇÃO INDIRETA DA MORTALIDADE NEONATAL DO MUNICÍPIO NA ÁREA CENTRAL.

$$C_{EUA}^{SP_P} = C^{SP_P} \cdot \frac{C^{EUA}}{C_{SP_C}^{EUA}}$$

$$C_{EUA}^{SP_C} = 28,29 \cdot \frac{16,88}{\frac{177,38 \cdot 8,41 + 10,07 \cdot 27,98 + 3,96 \cdot 63,61}{100}}$$

$$C_{EUA}^{SP_C} = 28,29 \cdot \frac{16,88}{20,25}$$

$$C_{EUA}^{SP_C} = 28,29 \cdot 0,83$$

$$C_{EUA}^{SP_C} = 23,58$$

E) CÁLCULO DA PADRONIZAÇÃO INDIRETA DA MORTALIDADE NEONATAL DO MUNICÍPIO NA ÁREA INTERMEDIÁRIA.

$$C_{EUA}^{SP_i} = C^{SP_i} \cdot \frac{C^{EUA}}{C_{SP_i}^{EUA}}$$

$$C_{EUA}^{SP_i} = 31,27 \cdot \frac{16,88}{177,38 \cdot 10,77 + 10,07 \cdot 28,19 + 3,96 \cdot 61,04}$$

100

$$C_{EUA}^{SP_i} = 31,27 \cdot \frac{16,88}{24,36}$$

$$C_{EUA}^{SP_i} = 31,27 \cdot 0,69$$

$$C_{EUA}^{SP_i} = 21,67$$

F) CÁLCULO DA PADRONIZAÇÃO INDIRETA DA MORTALIDADE NEONATAL DO MUNICÍPIO NA ÁREA PERIFÉRICA.

$$C_{EUA}^{SP_P} = C^{SP_P} \cdot \frac{C^{EUA}}{C_{SP_P}^{EUA}}$$

$$C_{EUA}^{SP_P} = 36,83 \cdot \frac{16,88}{\frac{177,38 \cdot 9,59 + 10,07 \cdot 28,02 + 3,96 \cdot 62,39}{100}}$$

$$C_{EUA}^{SP_P} = 36,83 \cdot \frac{16,88}{22,30}$$

$$C_{EUA}^{SP_P} = 36,83 \cdot 0,76$$

$$C_{EUA}^{SP_P} = 27,88$$

ANEXO 6

ANEXO 6 - DISPONIBILIDADE DAS UNIDADES SANITÁRIAS CS V - EQUIVALENTE DO ESTADO PARA AS GESTANTES NOVAS DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO EM 1970, 1974 e 1978.

ÁREA DO MUNICÍPIO	1970			1974			1978		
	U.S.	GESTANTES	<u>U.S. GESTANTES</u>	U.S.	GESTANTES	<u>U.S. GESTANTES</u>	U.S.	GESTANTES	<u>U.S. GESTANTES</u>
CENTRAL	102	41442	1:406	95	47683	1:501	113	54863	1:485
INTERMEDIÁRIA	112	62887	1:561	112	62229	1:600	125	71870	1:574
PERIFÉRICA	99	58610	1:587	87	78553	1:902	102	105281	1:1.032
TOTAL	313	162939	1:520	294	193465	1:658	340	232014	1:682

Fonte: Centro de Informações de Saúde da Secretaria do Estado da Saúde e Diagnóstico da Região Metropolitana de São Paulo 1975 (49)

ANEXO 7

ANEXO 7 - DISPONIBILIDADE DAS UNIDADES SANITÁRIAS DA PREFEITURA PARA AS GESTANTES NOVAS DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO EM 1970, 1974 e 1978.

ÁREA DO MUNICÍPIO	1970			1974			1978		
	U.S.	GESTANTES	$\frac{\text{U.S.}}{\text{GESTANTES}}$	U.S.	GESTANTES	$\frac{\text{U.S.}}{\text{GESTANTES}}$	U.S.	GESTANTES	$\frac{\text{U.S.}}{\text{GESTANTES}}$
CENTRAL	11	41442	1:3767	13	47683	1:3667	12	54863	1:4572
INTERMEDIÁRIA	19	62887	1:3309	22	62229	1:3055	20	71870	1:3593
PERIFÉRICA	17	58160	1:3447	22	78553	1:3570	25	105281	1:4211
TOTAL	47	162939	1:3466	57	193465	1:3394	57	232014	1:4070

Fonte: Departamento de Saúde da Comunidade da Secretaria de Higiene e Saúde da Prefeitura do Município de São Paulo e Diagnóstico da Região Metropolitana de São Paulo 1975 (49)

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ADAIR, F. L. - The interrelationship of mother and fetus. Journal of American Medical Association, 99: 433-36, 1932.
2. ALVES, E. L. G. - Nivel Alimentar, Renda e Educação. Revista ABIA/SAPRO, nº 30:17-44, 1977
3. ANTONOV, A. N. - Children born during the siege of Leningrad in 1942. Journal of Pediatrics, 30:250-59, 1947.
4. BEISEL, W. L.; SAWYER, W. E.; RYLL, E. D. & CROZIER, E. - Metabolic effects of intra-cellular infections in man. Annals of Internal Medicine, 67:749-79, 1967
5. BOUE, A. & BOUE, J.G. - Effect of rubella virus infection on the division of human cells. American Journal of Diseases of Children, 118:45-48, 1969
6. BUTLER, N. R. - Cigarette smoking in pregnancy: Its influence on birth weight and perinatal mortality. British Medical Journal, 2:127-30, 1972
7. CRAVIOTO, J.; BIRCH, G.H.; DE LICARDIE, R.E. & ROSALES, L. - The ecology of infant weight gain in a pre-industrial society. Acta Paediatrica of Scandinavian, 56:71-84, 1967.
8. DISCOLL, S.G. - Histopathology of gestational rubella. American Journal of Diseases of Children, 118:49-53, 1969
9. ERHARDT, C. L.; HOSHI, G. B.; NELSON, F. G.; KROLL, B. H. & WEINER, L. - Influence of weight and gestational age on perinatal and neonatal mortality by ethnic group. American Journal of Public Health, 54:1841-55, 1964

10. FITZHARDINGE, P. M. & STEVEN E. M. - The small-for-date infant. I-Later growth patterns. Pediatrics, 49: 671-81, 1972.
11. FOGH, J.; FOGH, H. & RAMOS, L. - Growth in vitro and mycoplasma injected human amnion cells, FL amnion cells, and mycoplasma-modified FL cells. Proceedings of the Society for Experimental Biology and Medicine, 136: 809-18, 1971.
12. GOVERNO DO ESTADO DE SÃO PAULO - SECRETARIA DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO. Movimento do Registro Civil no Estado de São Paulo - 1974 a 1976. Estudos e Pesquisas. nº 12. Secretaria de Economia e Planejamento do Estado de São Paulo, 1977.
13. GOVERNO DO ESTADO DE SÃO PAULO - SECRETARIA DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO - Município de São Paulo. Condições de Saúde e sua inter-relação com fatores sócio-econômicos - 1970. Secretaria de Economia e Planejamento do Estado de São Paulo. São Paulo, 1977.
14. GOVERNO DO ESTADO DE SÃO PAULO - SECRETARIA DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO - Sub-divisão do Município de São Paulo em Áreas Homogêneas. Estudos e Pesquisas, nº 13. Secretaria de Economia e Planejamento do Estado de São Paulo. São Paulo, 1977.
15. GOVERNO DO ESTADO DE SÃO PAULO - SECRETARIA DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO - Boletim de Dados Conjunturais Volume 3, nº 11. Novembro de 1978.
16. GOVERNO DO ESTADO DE São Paulo - SECRETARIA DE ESTADO DA SAUDE - Prematuridade e insuficiência ponderal do recém-nascido: aspectos médico-sanitários. Instituto de Saúde, publicação nº 32. Série D, Divisão de Saúde Materna e da Criança, nº 13. São Paulo, 1978.

17. GOVERNO DO ESTADO DE SÃO PAULO - SECRETARIA DOS NEGOCIOS METROPOLITANOS - Sumário de Dados da Grande São Paulo. EMPLASA, São Paulo, 1978.
18. GRUENWALD, P. - Terminology of infants of low birth weight. Developmental Medicine and Child Neurology, 7(10):578-80, 1965.
19. GRUENWALD, P. & FURAKAWA, I. L. - Influence of environmental factors on foetal growth in man. Lancet, 1:1026-29, 1967.
20. HAMMOND, J. - Physiological factors affecting birth weight apud ROSSO, P. - Nutrición y Intercambio Materno-Fetal: Una Perspectiva Diferente. Archivos Latino-Americanos de Nutrición, 27, Suplemento 1:134-46, 1977.
21. HARPER, P. A. - Preventive Pediatrics, Child Health and Development (ed. 1) Appleton, New York, 1962.
22. HENDRICKS, C. M. & BRENNER, W. E. - Toxaemia of pregnancy: Relationship between fetal weight, fetal survival, and the maternal state. American Journal of Obstetric and Gynaecologic, 109:225-33, 1971.
23. HORN, P. - Poliomyelitis in pregnancy. A twenty year report from Los Angeles County, California. Journal of the American Academy of Obstetrics and Gynecology, 6:121-37, 1955.
24. HURTADO, V. J. J. - Estudio del crecimiento en lactantes guatemaltecos bien nutridos. Guatemala Pediatrica, 2:78-92, 1962.
25. HYTTEN, F. E. & LEITCH, I. - The Physiology of Human Pregnancy. Oxford, Blackwell Science Publication, 1971.
26. IBÁÑEZ, N.- Comunicação pessoal, 1976.
27. INTERDEPARTMENTAL COMMITTEE ON NUTRITION FOR NATIONAL DEVELOPMENT (ICNND) - Northeast Brazil, Nutrition Survey,

March-May 1963. ICNND. Washington, 1965.

28. IUNES, M.; SIGULEM, D. M. & CAMPINO, A. C. C. - Estado Nutricional de Crianças de 6 a 60 meses no Município de São Paulo. Departamento e Instituto de Medicina Preventiva da Escola Paulista de Medicina, mimeo, São Paulo, 1975.
29. JANSEN, G. R.; JANSEN, N. G.; SHIGUETOMI, C. T. & HARPER, J. M. - Effect of income and geographic region on the nutritional value of diets in Brazil. American Journal of Clinical Nutrition, 30:955-64, 1977.
30. JELLIFFE, D. B. - Evaluación del estado de nutrición de la comunidad (con especial referencia en las encuestas en las regiones en desarrollo). OMS, série de Monografias nº 53, Ginebra, 1968.
31. JELLIFFE, E. P. F. - Placental malaria and foetal growth failure. En WOLSTENHOLME, G. E. W. & O'CONNOR, N. M. (Eds.), Nutrition and Infection, Little, Brown & Company, Boston, Mass., 1967.
32. JEROZOLINSKY, T. - Comunicação pessoal, 1979
33. KATZ, C. M. & TAYLOR, P. M. - The incidence of low birthweight in children with severe mental retardation. American Journal of Diseases of Children, 114:80-87, 1967.
34. KITAGAWA, E. M. - Standardized Comparisons in Population Research. Demography, 1: 296-315, 1964.
35. KLEIN, R. E.; HABICH, J. P. & YARBROUGH, C. - Some methodological problems in field studies of nutrition and intelligence. En: Nutrition, Development and Social Behaviour D. J. Kallen (Ed.): Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1973, p. 61-75 (DHEW Publication nº (NIH) 73-242).

36. LAURENTI, R. - Alguns aspectos particulares referentes aos resultados da Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância na área do projeto de São Paulo, Brasil- Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana, 89:1-14, 1975.
37. LECHTIG, A. - Nutrición Prenatal y Perinatal. Introducción. Archivos Latinoamericanos de Nutrición, 27, Suplemento 1:119-22, 1977.
38. LECHTIG, A.; ARROYAVE, G.; HABICHT, J. P. & BEHAR, M. - Nutrición Materna y crecimiento fetal (Revisión). Archivos Latinoamericanos de Nutrición, 21:505-30, 1971.
39. LECHTIG, A.; DELGADO, H.; LASKY, R. E.; KLEIN, R. E.; ENGLE, P. L.; YARBROUGH, C. & HABICHT, J. P. - Maternal Nutrition and Fetal Growth in Developing Societies. Socioeconomic Factors. American Journal of Diseases of Children, 129:434-37, 1975.
40. LECHTIG, A.; DELGADO, H.; MARTORELL, R.; BUND, D.; YARBROUGH, C. & KLEIN, E. R. - Causas de bajo peso al nacer en Latinoamérica. Archivos Latinoamericanos de Nutrición, 27, Suplemento 1:147-97, 1977.
41. LECHTIG, A.; HABICHT, J. P.; DELGADO, H.; KLEIN, R. E.; YARBROUGH, C. & MARTORELL, R. - Effect of food supplementation during pregnancy on birth weight. Pediatrics, 56:508-20, 1975.
42. LECHTIG, A.; HABICHT, J. P.; GUZMÁN, G. & DE LEON, E. - Morbilidad materna y crecimiento fetal en poblaciones rurales de Guatemala. Archivos Latinoamericanos de Nutrición, 22:243-53, 1972
43. LECHTIG, A.; HABICHT, J. P.; GUZMÁN, G. & GIRÓN, E. M. - Influencia de las características maternas sobre el

- crecimiento fetal en poblaciones rurales de Guatemala. Archivos Latinoamericanos de Nutrición, 22:255-65, 1972.
44. LECHTIG, A.; MARTORELL, R.; DELGADO, H.; YARBROUGH, C. & KLEIN, R. E. - Effect of morbidity during pregnancy on birth weight in a rural Guatemalan population. Ecology of Food and Nutrition, 5:225-33, 1976.
45. LECHTIG, A.; YARBROUGH, C.; DELGADO, H.; HABICHT, J. P.; MARTORELL, R. & KLEIN, R. E. - Influence of maternal nutrition on birth weight. American Journal of Clinical Nutrition, 28:1223-33, 1975.
46. LECHTIG, A.; YARBROUGH, C.; DELGADO, H.; MARTORELL, R. & KLEIN, R. E. - Os efeitos de uma nutrição aperfeiçoada a partir da concepção da criança até os 3 anos de idade na mortalidade infantil. Jornal de Pediatria, 42:40-7, 1977.
47. LEGARRETA, A.; ALDEA, A. & LOPEZ, L. - Omisión del registro de defunciones de niños ocurridas en maternidades, Santiago, Chile. Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana, 75: :308-14, 1973.
48. LEGG, J.; DAVIES, A. M.; PRYWES, E.; STERK, V. V. & WEISKPT, P. - Patterns of low birth weight in West Jerusalem with special reference to maternal origin. British Journal of Preventive & Social Medicine, 24: :89-96, 1970.
49. LESER, W. S. P.; LAURENTI, R.; RAMOS, R.; GUEDES, J. S.; BARBOSA, V.; YUNES, J.; QUAGLIA, S.; GUIMARÃES, C.; SÃ, E. S. & JUAREZ, E. - Região Metropolitana de São Paulo. Diagnóstico 75. Desenvolvimento Sócio-Econômico. Saúde. São Paulo, 1975.

50. LEVINSOHN, E. M.; FOY, H. M.; KENNY, G. E.; WENTWORTH, B. B. & GRAYSTON, J. T. - Isolation of cytomegalovirus from cohort of 100 infants throughout first year of life. Proceedings of the Society for Experimental Biology Medicine, 132:957-62, 1969
51. LUBCHENCO, L. O.; HANSMAN, C. & BOYD, E. - Intrauterine growth in length and head circumference as estimated from live births at gestational ages from 26 to 42 weeks. Pediatrics, 37:403-8, 1966.
52. LUBCHENCO, L. O.; HANSMAN, C.; DRESSLER, M. & BOYD, E. - Intrauterine growth as estimated from liveborn birth weight data at 24 to 42 weeks of gestation. Pediatrics, 32:793-800, 1963
53. LUNA-JASPE H. M.; ARRANGO, J. D. & BOTERO, H. - El peso y la talla del nacimiento en un grupo de niños de clase económica baja. Manizales, Colombia. Archivos Latinoamericanos de Nutrición, 19:41-51, 1969.
54. MARTINEZ, K. F. - Nutrition in etiology of toxemia of pregnancy. American Journal of Obstetric and Gynaecologic, 116:294-95, 1973.
55. MATA, L. - The Children of Santa Maria Cauqué. A prospective study of Health and Growth. The MIT Press, Cambridge, Massachussets, 1977.
56. MATA, L.; URRUTIA, J. J.; KRONMAL, R. A. & JOPLIN, C. - Survival and physical growth in infancy and early childhood. American Journal of Diseases of Children, 129:561-66, 1975.
57. MATA, L. J.; URRUTIA, J. J. & LECHTIG, A. - Infection and Nutrition of children of a low socioeconomic rural community. American Journal of Clinical Nutrition, 24:249-59, 1971.

58. MATA, L.; URRUTIA, J. J. & MOHS, E. - Implicaciones del bajo peso al nacer para la Salud Publica. Archivos Latinoamericanos de Nutrición, 27, suplemento 1:198-222, 1977.
59. MCGREGOR, I. A.; RAHMAN, A. K.; THOMPSON, B.; BILLEWICZ, W. Z. & THOMPSON, A. M. - The growth of young children in a Gambian village. Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene, 62:341-52, 1968.
60. MCKEOWN, T. & GIBSON, J. R. - Observations on all births (23, 790) in Birmingham, 1947. IV - "Premature birth". British Medical Journal, 3:513-17, 1951
61. MEREDITH, V. H. - Relation between tobacco smoking of pregnant women and body size of their progeny: A compilation and synthesis of published studies. Human Biology, 47: 451-72, 1975.
62. MORETTI, V.; YUNES, J.; SAMPAIO, A. A.; NEME, B. & DABUS, A. - Diretrizes gerais para a política estadual de promoção, proteção e recuperação de saúde materno-infantil. Instituto de Saúde, publicação nº 19. Série D, Divisão de Saúde Materna e da Criança, nº 6. São Paulo, 1973.
63. MONTEIRO, C. A. - A Epidemiologia de Desnutrição Protéico-Calórica em Núcleos Rurais do Vale do Ribeira. Dissertação de Mestrado. Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo, São Paulo, 1977.
64. MORLEY, D.; BICKNELL, J. & WOODLAND, M. - Factors influencing the growth and nutritional status of infants and young children in a Nigerian village. Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene, 62: :164-95, 1968.
65. NAHMIAS, A. J.; ALFORD, C. A. & KORONES, S. B. - Infection

in the newborn with herpesvirus hominis. Advances in Pediatrics, 17:185-226, 1970

66. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS - Weight at birth and survival of the newborn, United States, early 1950 - Vital and Health Statistics, PHS, Publication n° 1.000, Series 21, n° 3. Public Health Service. Washington. U. S. Government Printing Office. July, 1965.
67. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS - International Comparison of Perinatal and Infant Mortality: The United States and Six West European Countries. Vital and Health Statistics, series 3, n° 6. Public Health Service. U.S. Government Printing Office, March 1967.
68. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS - A study of infant mortality from linked records: Method of study and registration aspects. Vital and Health Statistics. PHS Publication n° 1.000 - Series 20, n° 7. Public Health Service. Washington, U. S. Government Printing Office, February, 1970.
69. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS - A study of infant mortality from linked records by birth weight, period of gestation, and other variables. United States, 1960, livebirth cohort. Vital and Health Statistics DHEW Publication n° (HSM) 72-1055 - Serie 20, n° 12. Public Health Service. U.S. Government Printing Office, May, 1972.
70. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS - Trends in "prematurity": United States, 1950-67. Vital and Health Statistics, Series 3, n° 15. DHEW Publication, n° (HSM):72-1030. Washington. U.S. Government Printing Office, January, 1972.

71. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS - A study of infant mortality from linked records; Comparison of Neonatal Mortality from two Cohort studies. United States. Vital and Health Statistics. Series 20, n° 13. DHEW Publication, n° (HSM) 72-1056. U.S. Government Printing Office. Washington, 1972.
72. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS - Selected Vital and Health Statistics in Poverty and Nonpoverty Areas of 19 Large Cities, United States, 1969-1971. Vital and Health Statistics, Series 21, n° 26. DHEW Publication n° (HRA):76-1904. Washington. U.S. Government Printing Office, November, 1975.
73. NAYE, R. L. - Fetal growth with congenital syphilis: A quantitative study. American Journal of Clinical Pathology, 55:228-31, 1971.
74. NISWANDER, E. R. & GORDON, M. - The women and their pregnancies. The collaborative Perinatal Study of the National Institute of Neurological Diseases and Stroke. Washington, D.C., U.S. Department of Health, Education and Welfare, 1972 (DHEW Publication n° (NIH) 73-379).
75. NORTH, JR. A. F. - Small-for-dates neonates: I - Maternal, gestational, and neonatal characteristics. Pediatrics, 38:1.013-19, 1966.
76. NUNES, R. M. - Estudos e ações sobre reprodução humana e nutrição em Recife. Boletim de la Oficina Sanitaria Panamericana, 81(4):304-12, 1976.
77. OBERNDORFER, L.; MEJIA, W. & PALACIOS, G. - Anthropometric measurement of 1659 newborns in Medellin, Colombia. Journal of Tropical Pediatrics, 11:4-13, 1965.

78. PUFFER, R. R. & SERRANO, C. V. - Características de la mortalidad en la niñez. Organización Panamericana de Salud, Publicación Científica n° 262. Washington, 1973.
79. ROSSO, P. - Maternal malnutrition and placental transfer of α -amino isobutyric acid. Science, 187:648-649, 1975.
80. ROSSO, P. - Materno-fetal exchange during protein malnutrition in the rat: transfer of α -amino isobutyric acid. Journal of Nutrition, 107:2002-5, 1977.
81. ROSSO, P. - Materno-fetal exchange during protein malnutrition in the rat: transfer of glucose and methyl (α -D-U-14C-glucose) pyranoside. Journal of Nutrition, 107:2006-10, 1977.
82. ROSSO, P. - Nutrición y Intercambio Materno-Fetal: Una Perspectiva Diferente. Archivos Latinoamericanos de Nutrición, 27, Suplemento 1:134-46, 1977.
83. SALOMON, J. B. & DOREA, J. F. - Perfil da Alimentação Brasileira. Relação entre Calorias e Proteínas. Revista ABIA/SAPRO, N° 33:14-30, 1977.
84. SARRAM, M. & SAADATHEJADI, M. - Birth weight in Shiraz (Iran) in relation to maternal socioeconomic status. Obstetrics and Gynecology, 30:367-70, 1967.
85. SCRIMSHAW, N. S.; TAYLOR, C. E. & GORDON, J. E. - Interactions of Nutrition and Infections. World Health Organization, Monograph Series n° 57, Geneva, 1968, p. 329.
86. SERRANO, C. V. & PUFFER, R. R. - Datos del peso al nacer y de la mortalidad en hospitales utilizados como indicadores de los problemas de salud en la infancia. Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana, 88:93-119, 1975.

87. SEVER, J. L. - Infections agents and fetal disease. En
WAYSMAN, H. A. & KERR, G. (Eds.) - Fetal Growth and
Development. McGraw Hill Book Co., New York, 1970.
88. SHARMA, U. - Intra-uterine growth retardation. Indian
Journal of Pediatrics, 35:454-59, 1968.
89. SHATTOCK, M. F. - Height and weights in a javanese labour
population of a North Sumatran rubber estate. Tropical and
Geographical Medicine, 20:147-58, 1968
90. SIEGEL, M. & FUERST, H. T. - Low birth weight and maternal
virus diseases: A prospective study of rubella, measles,
mumps, chickenpox, and hepatitis. Journal of American
Medical Association, 197:680-84, 1966.
91. SIQUEIRA, A. A. F. - Mortalidade neonatal e prematuridade.
Tese. Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São
Paulo, 1974.
92. SMITH, C. A. - Effects of maternal undernutrition upon the
newborn infant in Holland (1944-45). Journal of Pediatrics,
30:229-43, 1947.
93. SOLIMANO, G. & GALLER, J. R. - Programas de nutrición ma-
terna: Un análisis crítico. Archivos Latinoamericanos de
Nutrición, 27, Suplemento 1:223-40, 1977.
94. STEIN, Z.; SUSSER, M.; SAENGER, G. & MAROLLA, F. - Famine
and Human Development. England, Oxford University Press,
1975.
95. SUKHATME, P. V. - Assessment of Food and Nutrition Situation,
in McLaren, D.S. (ed.) Nutrition in the Community. John
Wiley & Sons, London, 1976.
96. SWAMINATHAN, M. C. - Nutrition in India, in McLaren, D.S.
(ed.) Nutrition in the Community. John Wiley & Sons, London,
1976. p. 321-44.

97. SWAROOP, S. - Introduction to Health Statistics. E.& S. Livingstone Ltd, Edinburgh and London, 1960.
98. SZARFARC, S. C. - Anemia ferropriva em parturientes e recém-nascidos de um grupo populacional de baixo nível socio-econômico de São Paulo. Tese. Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, 1972.
99. TERUEL, J. R.; GOMES, U. A. & NOGUEIRA, J. L. - Investigación Interamericana de Mortalidad en la Niñez: Peso al Nacer en la Región de Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil. Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana, 79:139-45, 1975.
100. U.S. BUREAU OF THE CENSUS - 1970 Census of Population: Subject Reports. Final Report PC(2)-9B, Low Income Areas in Large Cities. Washington. U.S. Government Printing Office, 1973.
101. UDANI, P.M. - Physical growth of children in different socio-economic groups in Bombay. Indian Journal of Child Health, 12:593-611, 1963.
102. VALVERDE, V.; ARROYAVE, G. & FLORES, M - Revisión del aporte calórico y proteínico de las dietas de poblaciones de bajo nivel socio-económico en Centroamérica. Existe un problema de proteínas? Archivos Lationamericanos de Nutrición, 25(4):327-50, 1975
103. WALLACE, H. M.; GOLDSTEIN, H.; EISNER, V. & OGLESBY, A. C. - Características de la mortalidad en la infancia y la niñez temprana en el proyecto de California de un estudio interamericano cooperativo. Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana, 79:15-23, 1975.
104. WEGMAN, M. E. - International trends in postperinatal mortality. American Journal of Diseases of Children, 121: :105-9, 1971.

105. WEGMAN, M. E. - Annual Summary of vital Statistics - 1972.
With some observations on China. Pediatrics, 52:873-82,
1973.
106. WEGMAN, M. E. - Annual Summary of Vital Statistics - 1973.
Pediatrics, 54:677-81, 1974.
107. WEGMAN, M. E. - Annual Summary of Vital Statistics - 1976.
Pediatrics, 60:797-804, 1977.
108. WIGGLESWORTH, J. S. - Pathological and experimental
studies of intrauterine malnutrition. Proceedings of the
Nutrition Society, 28:31-35, 1969.
109. WORLD HEALTH ORGANIZATION - Report on the Second Session of
the Expert Committee on Health Statistics. Technical
Report Series n° 25. World Health Organization. Geneva,
1950.
110. WORLD HEALTH ORGANIZATION - Manual of the International
Statistical Classification of Diseases, Injuries, and
Causes of Death, Sixth Revision, Adopted 1948. Geneva.
World Health Organization, 1957.
111. WORLD HEALTH ORGANIZATION EXPERT COMMITTEE ON MATERNAL AND
CHILD HEALTH - Public Health Aspects of Low Birth Weight.
Third Report of the Expert Committee on Maternal and
Child Health. Technical Report Series n° 217, World
Health Organization. Geneva, 1961.
112. WORLD HEALTH ORGANIZATION - Manual of Mortality Analysis.
A manual on methods of analysis of national mortality
statistics for public health purposes. World Health
Organization. Division of Health Statistics^c, Geneva, 1977.
113. YARBROUGH, C.; HABICHT, J. P.; MALINA, R.; LECHTIG, A. &
KLEIN, R. - Length and weight in rural Guatemalan Ladino
children birth to seven years of age. American Journal of
Physiology and Antropology, 42:439-48, 1975.

114. YERUSHALMY, J.; VAN DEN BERG, B. J.; ERHARDT, C. L. & JACOBZINER, H. - Birth weight and gestation as indices of "immaturity". American Journal of Diseases of Children, 109:43-57, 1965.
115. YUNES, J. - Principais características médico-sociais do recém-nascido de baixo peso. Tese. Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo, 1975.