



RELATÓRIO TÉCNICO



1953

1993

ESCOLA
NACIONAL
DE CIÊNCIAS

31 (047.3)
R382r
5/90
F

COMPARAÇÃO ENTRE ALGUNS MÉTODOS
PARA ESTIMAÇÃO DE NASCIDOS VIVOS

Kaizō Iwakami Beltrão - ENCE/IBGE

Milena Piraccini Duchiade - ENSP/FIOCRUZ

Paulo Pimentel Wulhynek - ENCE/IBGE



INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE

ESCOLA NACIONAL DE CIÊNCIAS ESTATÍSTICAS - ENCE

RELATÓRIOS TÉCNICOS

Nº 06/90 /

COMPARAÇÃO ENTRE ALGUNS MÉTODOS
PARA ESTIMAÇÃO DE NASCIDOS VIVOS

Kaizō Iwakami Beltrão - ENCE/IBGE
Milena Piraccini Duchiate - ENSP/FIOCRUZ
Paulo Pimentel Wulhynek - ENCE/IBGE

JUL/90

As matérias publicadas nos RELATÓRIOS TÉCNICOS são preprints, com tiragens limitadas, de trabalhos elaborados por professores da ENCE, em complementação a suas atividades de ensino, com ênfase para as pesquisas realizadas no Laboratório de Estatística da Escola.

COMPARAÇÃO ENTRE ALGUNS MÉTODOS PARA ESTIMAÇÃO DE NASCIDOS VIVOS

Kaizô Iwakami Beltrão – ENCE/IBGE
Milena Piraccini Duchiede – ENSP/FIOCRUZ
Paulo Pimentel Wulhynek – ENCE/IBGE

INTRODUÇÃO

O conhecimento do número de crianças nascidas vivas (1) é indispensável para o cálculo de diversos indicadores em demografia e saúde pública, constituindo-se no numerador das taxas de natalidade e fecundidade, no denominador dos coeficientes de mortalidade infantil e materna, além de ser indispensável ao planejamento de políticas na área materno-infantil, entre outras. Ao contrário dos países desenvolvidos, onde basta consultar periodicamente o Registro Civil para ter acesso a essa informação, uma vez que todas as crianças, ao nascer, são automaticamente registradas, o mesmo não acontece no Brasil.

Enquanto países vizinhos ao nosso, como a Venezuela, a Argentina e o Uruguai, são considerados como possuidores de estatísticas vitais praticamente completas, atingindo mais de 90% de cobertura dos dados do Registro Civil (ONU, 1986), estamos ainda longe de atingir este patamar, apesar de existir um sistema de registro dos eventos vitais (nascimentos, mortes e casamentos) desde 1870, há mais de um século portanto (LAURENTI, R. e outros, 1985). Ainda que sucessivos decretos venham regulamentando a obrigatoriedade do registro desde então, grandes parcelas da população continuam até hoje a nascer, viver e morrer sem documentação legal (TABAK, 1989). Dentre os fatores que contribuem para essa situação, estão “o difícil acesso ao cartório, a falta de informação e de motivação e o custo do registro” (GADELHA, 1982). Obviamente, estes fatores atingem de modo diferenciado os diversos estratos sociais.

De fato, a gratuidade do Registro Civil, recomendada por organismos internacionais e objeto, inclusive, de uma emenda popular na nova Constituição, representa, quando

não implementada, obstáculo ponderável para a universalização deste direito mínimo de cidadania, qual seja, o da existência legal. Não foi possível, entretanto, derrubar o “lobby” dos cartórios ainda desta vez, e o fornecimento de documentos continua sendo fonte de faturamento no Brasil, ao invés de transformar-se em serviço gratuito. Essa situação talvez se altere a partir da promulgação da Lei 7884, de outubro de 1989, que autoriza as pessoas “reconhecidamente pobres” a obter o Registro de nascimento e de óbito de forma gratuita através de declaração de pobreza do próprio interessado.

Além do não registro, outro fator que afeta a qualidade das estatísticas de nascimentos no Brasil é o chamado “Registro Atrasado de Nascimento”(RAN). Embora o prazo legal para se registrar uma criança seja nos quinze dias subseqüentes ao parto, podendo em alguns casos estender-se por até três meses(2), na prática este registro pode acontecer vários anos depois, chegando às vezes até a idade adulta, ou mesmo nunca se efetivando.

Em vista disto, desde que o IBGE retomou, em 1979, a publicação das “Estatísticas do Registro Civil”, que haviam sido interrompidas em 1967, tem sido divulgado não apenas o número de crianças nascidas e registradas no mesmo ano, mas também daquelas nascidas até 8 anos antes, discriminando o ano de nascimento. Os registros com mais de 8 anos de atraso são publicados de modo agregado, sendo possível sua separação somente através das tabulações especiais. Todos os dados são fornecidos por lugar de registro e por lugar de residência da mãe na época do parto, uma vez que pode ocorrer com freqüência migração entre o momento do nascimento e o registro, além do nascimento poder se dar em lugar diferente da residência habitual. O mesmo pode ocorrer com o registro, sobretudo em áreas rurais.

Há alguns anos, portanto, diversos estudiosos têm se debruçado sobre essas informações, visando construir modelos que permitam a correção do subregistro de nascimentos a partir de dados do Registro Civil, entre os quais FRIAS (1982), FERREIRA & ORTIZ (1982), GIRALDELLI & WONG (1984), SZWARCOWALD (1984), MARTINS (1989). Vale ressaltar que as outras fontes de informação sobre nascidos vivos seriam os censos demográficos, que permitem a estimação do número de nascimentos através da aplicação de métodos indiretos tipo Brass (1968) ou pela análise da distribuição etária da população, ou ainda inquéritos especiais, como a “Pesquisa sobre Fecundidade em São Paulo” (BERQUÓ *et alii*, 1977), o inquérito promovido pela BENFAM (ARRUDA *et alii*, 1986) e a PNAD-84.

Como entretanto por um lado o intervalo intercensitário é de 10 anos e por outro tais inquéritos são raros e custosos, consideramos relevante a procura de métodos mais ágeis para estimativas de nascimentos, sobretudo numa época de queda acelerada da fecundidade.

Existe presentemente uma proposta do Ministério da Saúde de uma declaração de nascimento fornecida pelos hospitais. Considerando que pelo menos na zona urbana a grande maioria dos nascimentos ocorre em ambiente hospitalar, este registro deverá agilizar o sistema de informações e reduzir o subregistro.

Este trabalho, além de propor um modelo para a correção do registro tardio de nascimento, tem por objetivo comparar seus resultados com aqueles obtidos utilizando-se os métodos desenvolvidos por FRIAS (1982), GIRALDELLI & WONG (1984), SZWARC-WALD (1984) e MARTINS (1989), pesquisadores de diversos estados do país (RJ, SP e MG) todos com larga experiência na matéria.

Para fins de comparação, utilizaremos o método indireto para estimação de fecundidade proposto por Brass(1968), para o ano censitário de 1980.

Escolhemos estudar o caso do Rio de Janeiro, por ser este considerado área onde é melhor a qualidade do Registro Civil, de modo semelhante aos estados da Região Sul, de São Paulo e do Distrito Federal (GADELHA, 1982).

QUALIDADE DOS DADOS DO REGISTRO CIVIL NO ESTADO DO RIO DE JANEIRO

A proporção de registros tardios no total de registros, no Rio de Janeiro, tem apresentado relativo declínio no período 1974-1986, conforme podemos verificar na tabela 1, partindo de níveis superiores a 30% e chegando atualmente a oscilar em torno de 20%. Tal fato demonstra melhora paulatina do Registro Civil. Como a fecundidade caiu no período estudado, a tendência esperada seria realmente um aumento relativo dos RANs em relação aos nascidos e registrados no mesmo ano, como de fato ocorreu; um menor número absoluto anual de nascimentos, mesmo se registrados logo após o parto, elevaria a proporção de RANs no total de registros efetuado a cada ano. Além disso, a média de RANs do Estado do Rio é muito inferior à média nacional, que variou de 40 a 55% no intervalo considerado. Trabalho realizado por GADELHA (op.cit), avaliando aspectos qualitativos de registro de nascimentos no período 1974/1979 constatou que, em relação ao

lugar de residência da mãe, é desprezível a proporção de “lugar ignorado” encontrada entre nascidos e registrados no mesmo ano (menos de 1% do total). Essa proporção aumenta no caso dos nascidos em anos anteriores ao ano de registro.

Em relação ao local de nascimento (se hospital, domicílio ou outro) o mesmo autor constatou que é significativamente mais elevada a proporção de crianças nascidas em hospital no Rio de Janeiro do que a média para o conjunto do país, apresentando ambas tendência crescente (vide tabela 1). Assim, mesmo que ocorra um subregistro maior das crianças nascidas em domicílios, em relação às nascidas no hospital, tendendo a elevar artificialmente a proporção dos “nascidos em hospital”, este subregistro tende à queda. Além disso, dados da AMS (Estatísticas da Saúde) comparados aos do Registro Civil, em áreas urbanas podem indicar o subregistro de nascimentos hospitalares no Registro Civil. Assim, por exemplo, teriam ocorrido 314368 nascimentos em clínicas ou hospitais durante o ano de 1986, em todo o Estado do Rio de Janeiro, segundo a AMS referente àquele ano. Entretanto, as Estatísticas do Registro Civil para o mesmo ano referem apenas 213313 nascimentos hospitalares num total de 220166 nascimentos registrados. Não se pode, contudo, assegurar que todos os nascimentos ocorridos em hospitais sejam de fato de mães residentes no Estado, o que de certo modo dificulta a comparação entre a informação das duas fontes. Mesmo assim, o número da AMS supera em muito a estimativa aqui apresentada para o mesmo ano.

Os índices de masculinidade do Rio de Janeiro, no período considerado, apresentaram regularidade, variando entre 107 e 103 denotando, segundo GADELHA, “que se existe omissão diferencial por sexo, deve ser de pequena monta”. Já GIRALDELLI e WONG (op.cit, 1984) observaram que a proporção de registros tardios é sistematicamente maior para as crianças do sexo feminino, em todas as regiões do Estado de São Paulo, no período por elas estudado - 1975 a 1982 “refletindo, em alguma medida, o contexto social que discrimina a mulher”.

Como pode-se notar pelo exame da tabela 1, a razão de masculinidade para os nascidos e registrados no mesmo ano vem caindo consistentemente no Estado do Rio de Janeiro, levando-nos a acreditar que esta diferença por sexo no nível de omissão vem declinando em magnitude.

Finalmente, no que diz respeito à declaração de idade da mãe, o Rio de Janeiro

apresenta pequeno percentual de registro sem essa informação (de 3 a 1 %) para as crianças nascidas e registradas no mesmo ano (vide tabela 1). Tal fato confirma a qualidade das informações do Registro Civil neste estado.

Um dado difícil de se avaliar é a duplicidade de registros. No caso de famílias migrantes que tenham perdido seus documentos, seria mais fácil obter nova certidão do que solicitá-la no local de origem, gerando daí a possibilidade de registros múltiplos, sobretudo nos casos de RANs (GADELHA, op.cit.). É lícito supor que, quanto mais tardio esse registro, maior será o risco de duplicidade, fator esse que não se tem condição de controlar atualmente.

Aspectos a serem investigados no sentido de verificar a duplicidade de registros seriam, entre outros: a ocorrência de maior proporção de RANs nas áreas que atuam como pólos migratórios, a maior incidência de RANs em certas idades especiais (em torno dos 7 anos de idade, devido ao ingresso na escola, e dos 18, para o alistamento militar ou para a obtenção da carteira de trabalho), fatos esses constatados por GIRALDELLI e WONG (1982). Para o Estado do Rio de Janeiro, observou-se no período considerado um pico sistemático na distribuição de RANs para a idade dos 18 anos. Para a idade de 7 anos, o pico existente nos dados de 1974 subsiste até aproximadamente o final da década, e a partir daí é notado apenas como uma mudança de declividade (IBGE, tabulações especiais dos RANs).

GADELHA nota ainda o aumento de registro tardio em alguns anos-calendário, sobretudo os eleitorais. No Estado do RJ constatamos que, embora o percentual de RANs sobre o total de registros venha caindo, tal percentual aumentou em relação ao ano anterior em 1978, 1982 e 1986, anos de eleição.

Também o percentual de registros com mais de 8 anos de atraso (onde estariam incluídos os adultos) aumentou em 76 e 86 em relação aos anos anteriores, ainda que este aumento tenha sido de pouca monta.

Seria interessante verificar a ocorrência de dígito preferencial para a declaração do ano de nascimento, para os RANs com atraso superior a 8 anos.

METODOLOGIA

Os diversos modelos que se propõem a corrigir o subregistro de nascimentos baseiam-se no estudo do comportamento das diversas coortes pelos anos de nascimento. Os dados

estão apresentados na tabela 2. Para as coortes de 74 a 79, é possível dispor-se da série completa de 8 anos. A partir daí, a cada ano, reduz-se o tamanho da série até chegar a apenas um ano em 87, último dado publicado disponível. Foi obtida uma tabulação especial, com atrasos de até 20 anos, para aferirmos os modelos ajustados.

Vamos apresentar a seguir a metodologia proposta por cada autor acima referido, a saber: GIRALDELLI e WONG (84), SZWARCOWALD (84), MARTINS (89) e FRIAS (82).

MÉTODO A

GIRALDELLI e WONG (1984) analisaram o comportamento dos RANs no Estado de São Paulo, “independentemente do volume dos nascimentos ocorridos e registrados no ano, na tentativa de isolar o efeito de volume diferente de nascimentos ao longo da série que está sendo analisada”.

“Dentro do universo dos RANs, foi considerada a distribuição relativa segundo o número de anos transcorridos entre o nascimento e o registro, limitando o tempo em 25 anos de atraso, uma vez que, após este número de anos, o RAN é insignificante e não altera qualquer estimativa realizada [...]. Considerou-se, finalmente as proporções de RANs de forma acumulativa para melhor descrever o seu comportamento.” (op.cit, p.74)

O ponto inicial da curva é a proporção do RAN com apenas um ano de atraso, que varia segundo as onze áreas estudadas.

Construíram então para a proporção acumulada do RAN, um modelo logarítmico em função do tempo (x):

$$(1) \quad Y = a + b \ln x$$

onde os parâmetros a e b foram estimados da seguinte maneira:

$$a = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n y_i - b \sum_{i=1}^n \ln x_i \right)$$

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n y_i \ln x_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i \sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n (\ln x_i)^2 - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i \right)^2}$$

$$r^2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^n y_i \ln x_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i \sum_{i=1}^n y_i \right]^2}{\left[\sum_{i=1}^n (\ln x_i)^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \ln x_i \right)^2 \right] \left[\sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n y_i \right)^2 \right]}$$

Estes estimadores são os de mínimos quadrados usuais e “Os valores de a , b e r^2 descrevem, respectivamente, o ponto inicial da curva, a velocidade de crescimento da mesma e a precisão do ajuste do modelo aos dados observados” (op.cit, p.77).

Para o caso das Grandes Regiões do Estado de São Paulo, a precisão do ajuste do modelo proposto esteve entre 95 e 99% indicando segundo as autoras que as estimativas dos parâmetros a e b reproduzem com bastante aproximação os dados reais.

A partir desses resultados as autoras propõem um fator de correção do subregistro de nascimentos, baseado no pressuposto de que “a proporção de nascimentos registrados com atraso em um determinado ano é uma aproximação da proporção de nascimentos ocorridos nesse mesmo ano e que se registrarão depois ou não o farão mais” (op.cit, p.83), via uma comparação de dados longitudinais e transversais.

Após realizar um ajuste das estimativas de “ a ” e “ b ”, a partir de um modelo logístico com base nos valores médios para cada grupo de regiões, as autoras sugerem que se utilize da expressão logarítmica (1) para descrever as proporções acumuladas de registros atrasados, fixando-se o tempo em 10 anos. A justificativa para este limite está na suposição de que, após este prazo, é maior a possibilidade de registros múltiplos, o que levaria a uma superestimação dos nascimentos.

Tal cálculo obterá as proporções estimadas de RAN que servirão para definir os fatores de correção.

Como esta proporção exclui os nascidos e registrados no ano, as autoras definem então uma relação entre estes últimos e os registros tardios, de modo a estimar os fatores de correção, como sendo “o produto entre as proporções estimadas dos registros com até 10 anos de atraso com as proporções do total de registros atrasados em relação ao total de nascidos e registrados no ano” (op.cit, p.87), sendo este obtido via um ajuste exponencial.

Propõem que se estratifiquem as regiões do Estado de São Paulo em quatro grandes grupos, conforme as suas características sócio-econômicas, obtendo-se fatores de correção diferenciados por área.

MÉTODO B

Já SZWARCOWALD (1984) propõe-se a estimar o número de nascidos de cada coorte no período 74 a 79, partindo da hipótese que a partir do terceiro ano após o do nascimento, os registros estão em progressão geométrica decrescente.

Assim, sejam:

N_t = número de nascidos vivos no ano t

$R_{t,t+i}$ = número de nascidos vivos no ano t e registrados no ano $(t+i)$

Então

$$(1) \quad N_t = R_{t,t} + R_{t,t+1} + R_{t,t+2} + \dots = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^n R_{t,t+i}$$

Com esta hipótese, a equação (1) é reescrita como:

$$(2) \quad N_t = R_{t,t} + R_{t,t+1} + R_{t,t+2} + \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{m=0}^n A_0 q^m$$

onde $A_0 = R_{t,t+3}$ e $R_{t,t+i} = A_0 q^m$ para $i = 3, 4, \dots$ e $m = i - 3$.

Tendo em vista que

$$(3) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{m=0}^n A_0 q^m = \frac{A_0}{(1-q)}$$

substituindo em (2) obtemos

$$(4) \quad N_t = R_{t,t} + R_{t,t+1} + R_{t,t+2} + \frac{A_0}{1-q}$$

“De acordo com a suposição acima, os logaritmos dos registros três anos após o nascimento devem formar uma reta decrescente. Os coeficientes linear e angular desta reta podem ser obtidos pelo método dos mínimos quadrados de regressão linear, como usual. Os parâmetros A_0 e q são estimados respectivamente pelas exponenciais do coeficiente linear e angular de reta” (op.cit, p.6). Para os anos em que não se dispõe da série completa, a autora utiliza “a média dos valores correspondentes de A_0 nos anos anteriores, já que os valores de A_0 não mostram tendência crescente ou decrescente. Já os valores de q mostram uma tendência nitidamente decrescente no período estudado, expressando a melhoria na rapidez com que os nascimentos estão sendo registrados”. A autora faz então ajuste à

regressão linear dos valores de q pelo ano de nascimento de 1971 a 1976, de modo a posteriormente poder calcular as previsões de q para os anos subseqüentes.

MÉTODOS C

O método proposto por MARTINS (1989) pressupõe que:

- i) os registros posteriores a 8 anos não são significativos.
- ii) em um dado ano a quantidade de subregistros pode variar entre os municípios, entretanto o padrão, ou seja, a distribuição relativa dos registros atrasados pelo número de anos em atraso, é igual para todos os municípios.
- iii) a estimativa da proporção do número de subregistros em determinado ano é igual à proporção observada no ano anterior. As estimativas são feitas levando-se em consideração dois casos:

- a) Para os nascimentos de um dado ano, se se possui os dados dos 8 anos seguintes, a correção é feita somando-se ao total de nascimentos e registros naquele ano os registros dos nascidos no ano e registrados nos 8 anos consecutivos. Ou seja, sendo:

$\widehat{N}(a)$ = estimador para os nascidos no ano a

$N(a, a + n)$ = nascidos no ano a e registrados no ano $a + n$

Se $\exists N(a, a + n) \quad n=0, 1, \dots, 8$ então $\widehat{N}(a) = \sum_{n=0}^8 N(a, a + n)$

- b) Quando não se dispõe dos 8 anos seguintes a correção é feita pela relação, verificada no ano anterior, entre o total corrigido e o somatório da mesma série até o seu penúltimo valor, sendo tal relação aplicada à série no ano seguinte. Ou seja, com a notação anteriormente descrita:

Se $\nexists N(a, a + n)$ para $n \geq k$ então

$$\widehat{N}(a) = \sum_{n=0}^{k-1} N(a, a + n) \cdot \frac{\widehat{N}(a - 1)}{\sum_{n=0}^{k-1} N(a - 1, a - 1 + n)}$$

MÉTODOS D

Para a metodologia desenvolvida por FRIAS (1982) vamos definir:

$N(a)$ = nascimentos efetivamente ocorridos no ano a ;

$N(a, a + n)$ = nascimentos ocorridos no ano a e registrados no ano $(a + n)$;

$E(a)$ = nascidos no ano a e nunca registrados;

$N(a) = \sum_{n=0}^{\infty} N(a, a + n) + E(a)$;

$R(a) = N(a) - E(a) = \sum_{n=0}^{\infty} N(a, a + n)$ os registrados nascidos no ano a .

Seja $F(a, a + n)$ o fator de correção do subregistro k anos após o nascimento

$$(3) \quad F(a, a + n) = \frac{R(a)}{\sum_{n=0}^k N(a, a + n)}$$

Considerando a série

$$(4) \quad n(a, k) = \frac{\sum_{n=0}^k N(a, a + n)}{N(a, a)}$$

e substituindo em (3) temos

$$F(a, a + k) = \frac{R(a)}{n(a, k) \times N(a, a)}$$

$n(a, k)$ é não decrescente e limitada superiormente por $\frac{R(a)}{N(a, a)}$, tendo um limite finito quando $k \rightarrow \infty$ que chamaremos de $F(a)$. Logo $F(a, a + n)$ é convergente e

$$\lim_{k \rightarrow \infty} F(a, a + k) = \frac{R(a)}{F(a) \times N(a, a)}$$

como esse limite deve ser igual a 1, segue que

$$R(a) = F(a) \times N(a, a)$$

Assumiu-se que para $k \geq 65$, $N(a, a + k)$ é negligenciável. Duas famílias foram consideradas:

$$F_1 \Rightarrow \begin{cases} \frac{1}{n(a, a + k)} = A_1 + \frac{B_1}{k + 1} & \text{se } 0 \leq k \leq 65 \\ f n(a, a + k) = A_1 + \frac{B_1}{66} & \text{se } k > 65 \end{cases}$$

$$F_2 \Rightarrow \begin{cases} n(a, a+k) = A_2 + B_2 \times \ln(k+1) + C_2 \times \ln^2(k+1) & \text{se } 0 \leq k \leq 65 \\ n(a, a+k) = A_2 + B_2 \times \ln(66) + C_2 \times \ln^2(66) & \text{se } k \geq 66 \end{cases}$$

F_1 parece melhor para $n(a, a+k)$ pequeno e F_2 caso contrário. Para valores intermediários interpolou-se

$$\bar{n}(a, a+k) = \alpha n^{(1)}(a, a+k) + (1-\alpha)n^{(2)}(a, a+k)$$

onde α , o fator de ponderação, é dado por:

$$\alpha = 0.7732 + 0.45354n_t(3) - 0.2268(n_t(3))^2$$

A estimação foi feita por mínimos quadrados e utilizaram-se os quatro primeiros pontos ($k \leq 3$).

MÉTODO E (PROPOSTO)

Como o número de RANs acumulado para os nascimentos de um dado ano é em princípio limitado pelo número, ainda que desconhecido, de nascimentos naquele ano, parece razoável modelá-lo como uma função com esta característica. Um candidato “natural” é a função logística definida por :

$$f(x) = N \times \left(1 - \frac{A}{1 + \exp\{a + bx\}} \right)$$

Este ajuste não foi satisfatório, já que uma análise de resíduos (ver gráfico 1) mostrou existir consistentemente uma estrutura, indicando que a curvatura deveria ser de outra ordem.

Decidiu-se então por uma generalização desta função, isto é uma família mais flexível que pudesse incorporar esse tipo de comportamento a saber,

$$f(x) = N \times \left(1 - \frac{A}{1 + \exp\{a + bx\}^c} \right)$$

Testes mostraram que para os vários anos o parâmetro A não era significativamente diferente de 1 e o parâmetro c diferente de 0.5.

A sub-família utilizada foi então

$$f(x) = N \times \left(1 - \frac{1}{1 + \exp\{a + bx\}^{0.5}} \right)$$

Na fórmula acima, N é o número total (virtual) de nascimentos ocorridos num dado ano. O parâmetro a está relacionado com a fração de nascidos e registrados no mesmo ano; o parâmetro b com a velocidade com que os RANs ocorrem. Quanto maior o a , maior a fração de registrados no primeiro ano e quanto maior o b , mais rapidamente se chega a um dado nível. A estimativa de todos os parâmetros da fórmula só foi feita até 83 (5 pontos disponíveis para o ajuste). A partir daí sugere-se suavizar os parâmetros a e b , projetar estes valores para o futuro e estimar somente o parâmetro N , ou, o que é equivalente no caso limite de se ter apenas um ponto, estimar o fator de correção.

Obtivemos as estimativas dos parâmetros N , a e b , para cada ano calendário, utilizando a PROC NLIN do SAS (Statistical Analysis System). A PROC NLIN faz minimizações não lineares por vários métodos : falsa posição, Newton-Raphson, Marquardt, "steepest descent", etc. O método de Newton-Raphson deveria produzir um resultado mais preciso (todos os métodos são iterativos e aproximados) pois é muito dependente do ponto inicial. Aplicamos o procedimento em duas etapas, primeiro utilizando o método da falsa posição, depois utilizando este resultado como ponto inicial para o método de Newton-Raphson. A tabela 3 e os gráficos 2, 3 e 4 apresentam os parâmetros estimados e correspondentes intervalos de confiança.

Em todos os anos, o ponto inicial estava superestimado pela curva ajustada. Analisando-se os dados de registrados no mesmo ano por mês de nascimento e por mês de registro (vide gráficos 5 e 6), nota-se no primeiro caso uma queda consistente dos nascidos no último quadrimestre; o inverso acontece para os dados por mês de registro, crescentes nos primeiros quatro meses. Estes fatos nos levam a supor que o atraso médio é bem superior aos quinze dias legais.

Como os dados publicados, referentes a nascidos e registrados no mesmo ano, restringem-se a cada ano calendário, haveria subestimação sistemática dos nascidos dos últimos meses, que devem se registrar nos primeiros meses do ano subsequente.

Utilizar os dados publicados diretamente equivaleria a um tratamento não uniforme dos nascidos vivos através dos meses do ano: os nascidos nos primeiros meses teriam uma maior chance de serem registrados do que os dos últimos.

Para corrigir esta distorção, realocamos parte dos registrados com um ano de atraso no ponto inicial da série. Extrapolando o comportamento dos nascidos nos primeiros meses (ver gráfico 5), estimamos a compensação via a área a ser coberta na curva até o nível encontrado nos meses iniciais, como sendo igual a 8% do total observado, corrigindo o ponto inicial deste mesmo fator.

DISCUSSÃO

Para a comparação dos diferentes métodos no que diz respeito aos RANs acumulados, partimos de uma tabulação especial obtida junto ao IBGE dos RANs com atrasos maiores que 8 anos. Nos gráficos 7 a 10 podemos apreciar, para cada ano calendário com este tipo de informação (75 a 78), a série real acumulada dos registros até o máximo disponível com o ajuste proposto por cada um dos métodos, utilizando a informação publicada – 8 anos. Acreditamos que o comportamento atípico dos dados de 1974 deve-se ao fato de ser este o ano de retomada da publicação das Estatísticas do Registro Civil. Decidimos, por isso, ignorar as informações e os ajustes referentes a este ano. Os gráficos 11 a 14 mostram a razão entre o valor ajustado e observado para os mesmos anos.

Todos os métodos aqui descritos têm uma característica comum: apesar do objetivo do método ser a estimativa do número de nascimentos ocorridos, ou o que é equivalente, do fator de correção, o que se faz é o ajuste de uma curva – os RANs acumulados. Podemos classificar as famílias de funções aqui propostas em dois tipos: limitadas superiormente ou não. No caso das curvas não intrinsecamente limitadas, os autores revistos propõem um corte na função a partir de um ponto arbitrado (8 anos para MARTINS, 66 para FRIAS, 10 para GIRALDELLI e WONG). Nestes casos, duas opções se abrem: ou o ajuste da curva é bom, o que implica numa subestimação do limite superior, ou o ajuste superestima a curva no seu segmento final de forma a tentar compensar o somatório dos termos não incluídos.

À primeira vista, pelo menos nos atrasos de ordem menor, o comportamento de quase todos os métodos é semelhante. A notar somente a subestimação do primeiro ponto de

FRIAS e a superestimação da série a partir do quarto ponto de SZWARCWALD. Consistentemente, o método de SZWARCWALD superestima o número de registrados acumulados, alcançando no horizonte observado (11 anos) 2% a mais. Como no entanto esta diferença aumenta no tempo, acreditamos que o erro na estimação do número de nascimentos, que vem a ser o limite dos registros acumulados, deve ser maior.

Já MARTINS subestima sistematicamente os nascimentos, por desconsiderar registros posteriores a 8 anos. Estimamos este erro na ordem de 2,5%.

GIRALDELLI & WONG, como já comentado, superestimam os registros acumulados a partir de 7 anos de atraso, e ignoram registros posteriores, fatos estes que podem se compensar mutuamente a longo prazo. Com os dados disponíveis, não há como verificar diretamente se o resultado final super- ou subestima o número desejado, mas podemos comparar os totais obtidos pelos diferentes métodos.

Já os métodos FRIAS e PROPOSTO são semelhantes, sendo que FRIAS obtém valores ligeiramente maiores, possivelmente devido ao fato de não utilizar função limitada para o ajuste.

No que diz respeito aos nascimentos estimados para cada ano (vide tabelas 4 e 5 e gráficos 15 e 16) verificamos que todas as curvas apresentam o mesmo comportamento, a saber, crescimento até 1981 e a partir daí queda acelerada até 1984, alcançando em três anos os níveis de quase dez anos antes (1975/76).

No período 75/81 o crescimento do número absoluto de nascimentos foi da ordem de 2,1% ao ano, compatível com os 2,3% de crescimento intercensitário da população do Rio de Janeiro, sendo a diferença possivelmente explicada pelas migrações.

No gráfico 17 e na tabela 7 podemos observar a dispersão padronizada das estimativas de nascidos vivos ano a ano pelos diferentes métodos. Os métodos C e B são respectiva e sistematicamente as menores e maiores estimativas. Ignorando 74 pelas razões já consideradas, os diferentes métodos diferem da média em menos de 5% nas duas direções (a única exceção é o método D em 75).

Uma forma alternativa de pensar no número de nascidos num dado ano e eventualmente registrados é particionar este número em dois termos, os nascidos e registrados no ano e uma fração de subregistros. Poderíamos então definir um fator de correção para os nascidos e registrados no ano como a razão entre o número total virtual de nascimentos e o primeiro

valor da série. A tabela 5 mostra estes fatores para cada método e ano. Esperaríamos que este fator diminuísse ao longo do tempo, dada a melhora dos registros. Nota-se entretanto nos dois últimos anos e para todos os métodos um aumento nestes fatores. Supondo que o subregistro não deve ser uniforme por classe social, o recrudescimento do fator é consistente com uma queda diferenciada na fecundidade por grupo de renda (maior nos grupos de maior renda). A tendência futura, com queda das taxas nas camadas de menor renda, deve implicar numa nova diminuição dos fatores de correção.

O número de nascimentos para o estado do Rio de Janeiro em 1980, calculado via uma estimativa de fecundidade usando o método de BRASS (vide tabela 6) foi de 284773. Acumulando os RANs com atraso de até 4 anos já se ultrapassa este número. O valor médio das estimativas pelos diferentes métodos supera em 4,7% este valor. O mesmo, entretanto, não ocorre com os dados para o Brasil como um todo, pois a estimativa de nascidos vivos para 1980 utilizando a informação de fecundidade pelo método de BRASS é de 3.860.554, enquanto que pelas Estatísticas do Registro Civil acumuladas até 1987 este número é de apenas 3.793.043. Essa diferença deve-se, provavelmente, ao maior atraso verificado nos registros de nascimento nas áreas mais pobres do país (Nordeste e interior rural). O comportamento diferenciado do estado do Rio de Janeiro em relação ao resto do país poderia indicar também um registro de filhos de migrantes recentes com local de residência errôneo. Essa possibilidade ainda que teoricamente correta é pouco provável considerando o arrefecimento da migração ocorrido na década de 80, quando o Rio de Janeiro perdeu parte do seu poder de atração.

COMENTÁRIOS FINAIS

A demanda objetiva dos serviços de saúde é uma estimativa a curto prazo de populações alvo. No caso de lactentes a informação básica (e única) para a estimativa é a de nascidos e registrados no ano, ainda que disponível com alguma defasagem para o Brasil como um todo; a única exceção honrosa é a do estado de São Paulo, que mantém seus registros com um atraso em torno de seis meses. Em última instância o que queremos é ter informações suficientes sobre o comportamento passado das séries para, acreditando numa regularidade, inferir o presente a partir da informação disponível.

Os autores analisados aqui optam ou por uma repetição do último valor do fator de correção (métodos A e C), ou por uma projeção linear do mesmo (método B). Como já

visto, a nossa proposta é de uma projeção de alguns parâmetros e a obtenção do número de nascimentos (N) ainda através de uma regressão. Os parâmetros a e b projetados (a partir de 84) encontram-se na tabela 8. A partir destes, foi rodada a PROC NLIN e os valores obtidos para o número projetado de nascimentos e os fatores de correção derivados destes encontram-se na mesma tabela. Os fatores de correção estimados estão plotados no gráfico 17.

Toda a metodologia foi testada para os dados do Estado do Rio de Janeiro como um todo. Acreditamos que uma desagregação maior dos dados (rural-urbano, por exemplo) implicaria apenas em parâmetros diferenciados, mantendo-se o modelo. O mesmo valeria para outras áreas do país.

Uma questão não abordada neste trabalho é a da possível sazonalidade dos nascimentos, observada por vários autores em outros países (CALOT & BLAYO, 1982; LAND & CANTOR, 1985; BECKER *et alii*, 1983). Os dados publicados pelo IBGE, no entanto, não servem para tal estudo, já que mesmo as informações mensais sofrem dos problemas mencionados acima, derivados do fato das Estatísticas do Registro Civil referentes aos dados mensais limitarem-se aos nascidos e registrados no mesmo ano. Como existe um prazo legal de até três meses para o registro, as crianças nascidas no último trimestre do ano têm menor probabilidade de serem registradas no ano de seu nascimento. Seria necessária a análise de uma outra fonte de dados para resolver esta questão.

Seria interessante que o IBGE publicasse informação desagregada dos RANs para períodos que cobrissem até os nascidos em 1974, data do reinício das publicações, permitindo a pesquisadores um melhor balizamento de métodos que utilizam estes dados.

NOTAS

(1) “A Organização Mundial de Saúde, a fim de padronizar conceitos e possibilitar a comparabilidade internacional dos dados, estabeleceu que “nascido vivo é o produto de concepção que, depois de expulso ou extraído completamente do corpo da mãe, respira ou dá qualquer outro sinal de vida, tal como batimentos cardíacos, pulsações do cordão umbilical ou movimentos efetivos dos músculos de contração voluntária, quer tenha ou não sido cortado o cordão umbilical e esteja ou não desprendida a placenta.” (Naciones Unidas - Departamento de Assuntos Economicos y Sociales. Manual de metodos de estadisticas vitales - Nova York, 1955). Citado por LAURENTI, RUY e MELLO JORGE, MARIA

HELENA, em "O Atestado de Óbito" - Centro Brasileiro para Classificação " de Doenças - São Paulo-1979.

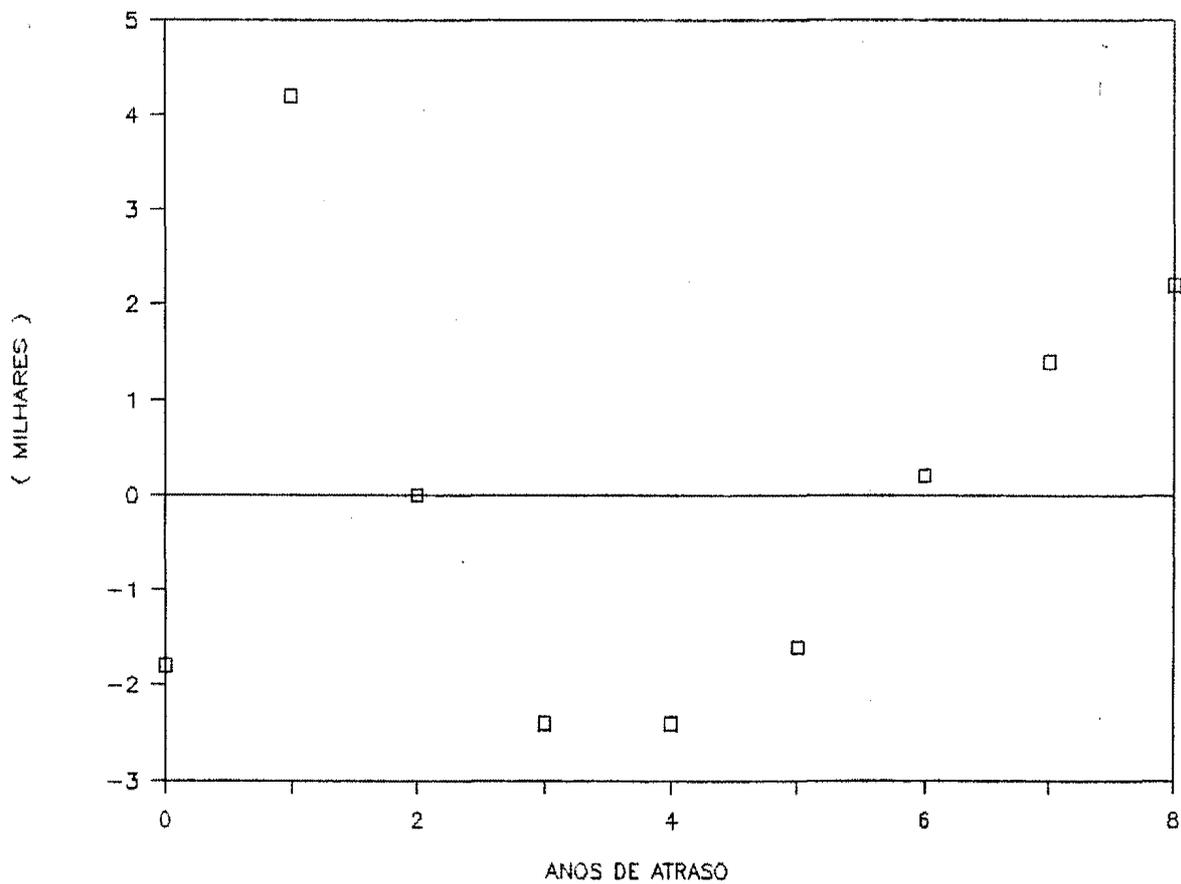
(2) Este prazo pode ser ampliado para até três meses, nos lugares distantes mais de trinta quilômetros do cartório. Lei 6015, de 31 de Dezembro de 1973.

BIBLIOGRAFIA

- ARRUDA, José Maria; GUTEMBERG, Naomi; MORRIS, Léo; FERRAZ, Elisabeth A. (1987). Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar - Brasil -1986- *BENFAM*.
- BECKER, Stan; CHOWDHURY, Alauddin; LERIDON, Henri (1986) Seasonal Patterns of Reproduction in Matlab, Bangladesh. *Population Studies* 40:457-472.
- BERQUÓ, Elza S. , M. C. F. A. de Oliveira & C. P. F. de Camargo (orgs.) (1977). A Fecundidade em São Paulo - Características Demográficas, Biológicas e Sócio - Econômicas, São Paulo, *CEBRAP/ Editora Brasileira de Ciências*.
- CALOT, G.;BLAYO, C. (1982). Recent Course of Fertility in Western Europe. *Population Studies* 36:349-372.
- FERREIRA, Carlos Eugênio de Carvalho & ORTIZ, Luis Patrício (1983). Avaliação e correção do registro de nascidos vivos no Estado de São Paulo 1900 - 1975. *Informe Demográfico SEADE* 8:3-17. São Paulo
- FRIAS, Luiz Armando de Medeiros (1982). Um Modelo Para Estimar o Subregistro de Nascimento. *IBGE - Boletim Demográfico* 13(2):11-32 , Rio de Janeiro.
- GADELHA, Renato José Sarmiento (1982). Avaliação da Qualidade das Informações do Registro de Nascimentos no Brasil. *IBGE - Boletim Demográfico* 13(2):47-77 , Rio de Janeiro.
- GIRALDELLI, Bernadette Waldwogel & WONG, Laura Rodriguez (1984). " O Comportamento do Registro Atrasado de Nascimentos (RAN) no Estado de São Paulo : uma tentativa de correção do subregistro " . *Informe Demográfico SEADE* 13:53-135, São Paulo.
- LAND, Kenneth C. & CANTOR, David (1985). ARIMA Models of Seasonal Variations in US Birth and Death rates. *Demography* 20(4):541-568.
- LAURENTI, Ruy; MELLO JORGE, Maria Helena Prado de; LEBRÃO, Maria Lúcia; GOTLIEB, Sabrina L. Davidson (1985). Estatísticas de Saúde - *EPU/EDUSP* 186 p.

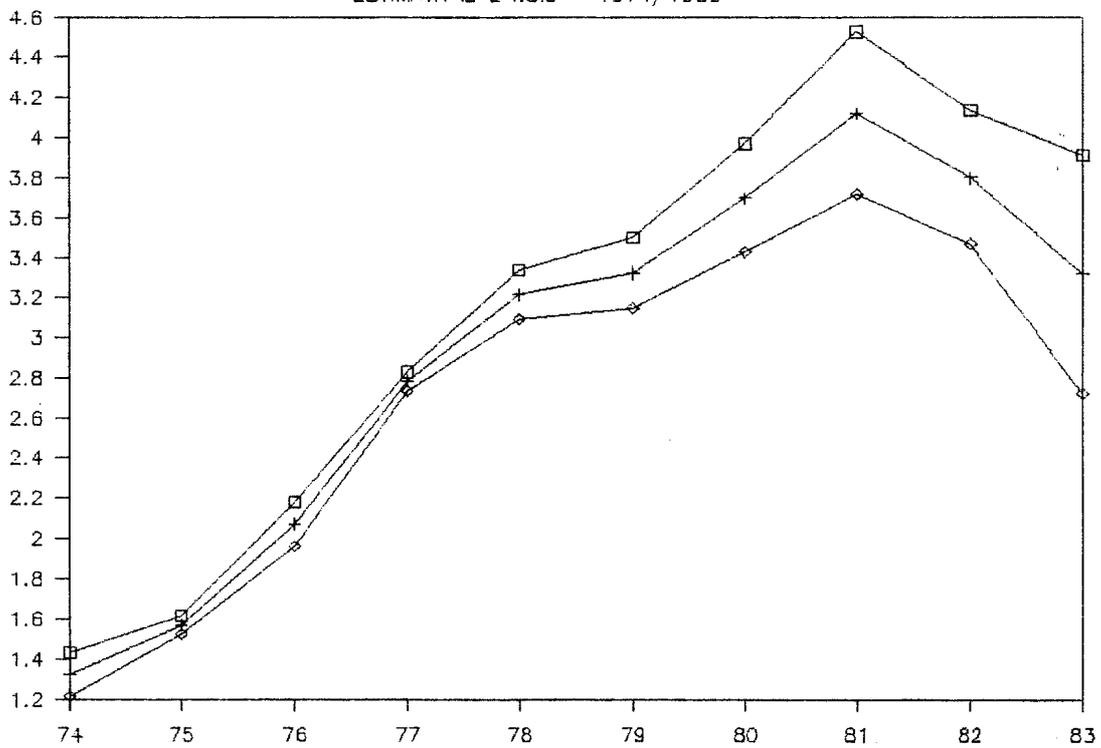
- MARTINS, Ana Adelaide (1989) . Tendências Recentes de Mortalidade Infantil na Região Metropolitana de Belo Horizonte 1976-1986 . *Monografia de mestrado apresentada à Escola Nacional de Saúde Pública - Fundação Oswaldo Cruz - Rio de Janeiro.*
- SIMÕES, Celso C. de S. & OLIVEIRA, L. A. P. de (1988). Perfil Estatístico de Crianças e Mães no Brasil : a situação da fecundidade ; determinantes gerais e característicos de transição recente. Rio de Janeiro, *IBGE.*
- SZWARCWALD, Célia Landmann (1984). Mortalidade Infantil no Estado do Rio de Janeiro 1976 a 1980. *ENSP/FIOCRUZ - relatório de pesquisa mimeografado.*
- TABAK, Israel - (1989) - À Margem da Cidadania - sem documentos, pobres do Rio integram legião dos 15 milhões de brasileiros inexistentes. *Jornal do Brasil* 15/05/89 - caderno Cidade pag. 1.
- United Nations (1988). Demographic Yearbook 1986, 38th ed.

GRAF. 1 - ESTRUTURA DOS ERROS - 1976



GRAF.2 - PARAMETRO α DO MODELO PROPOSTO

ESTIMATIVAS E I.C.s - 1974/1983



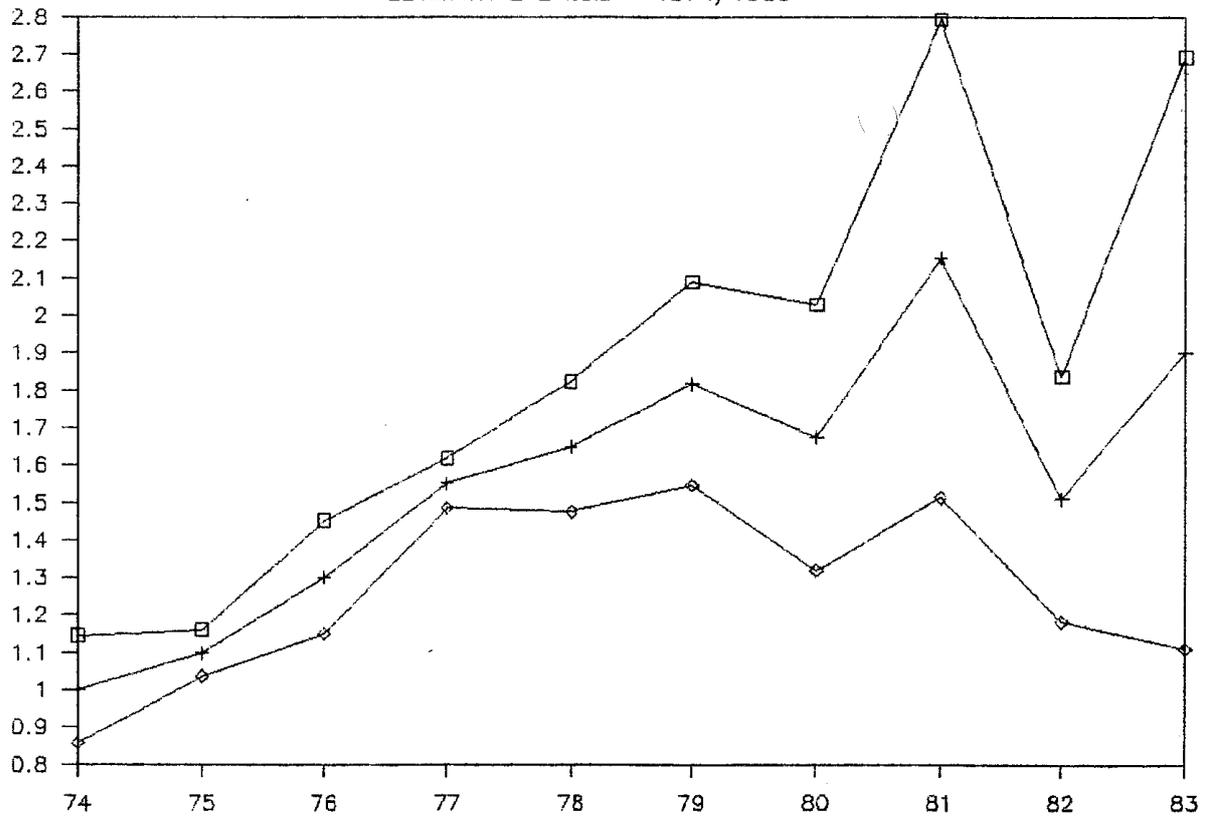
□ lim. sup.

+ valor estimado

◇ lim. inf.

GRAF.3 – PARAMETRO b DO MODELO PROPOSTO

ESTIMATIVAS E I.C.s – 1974/1983



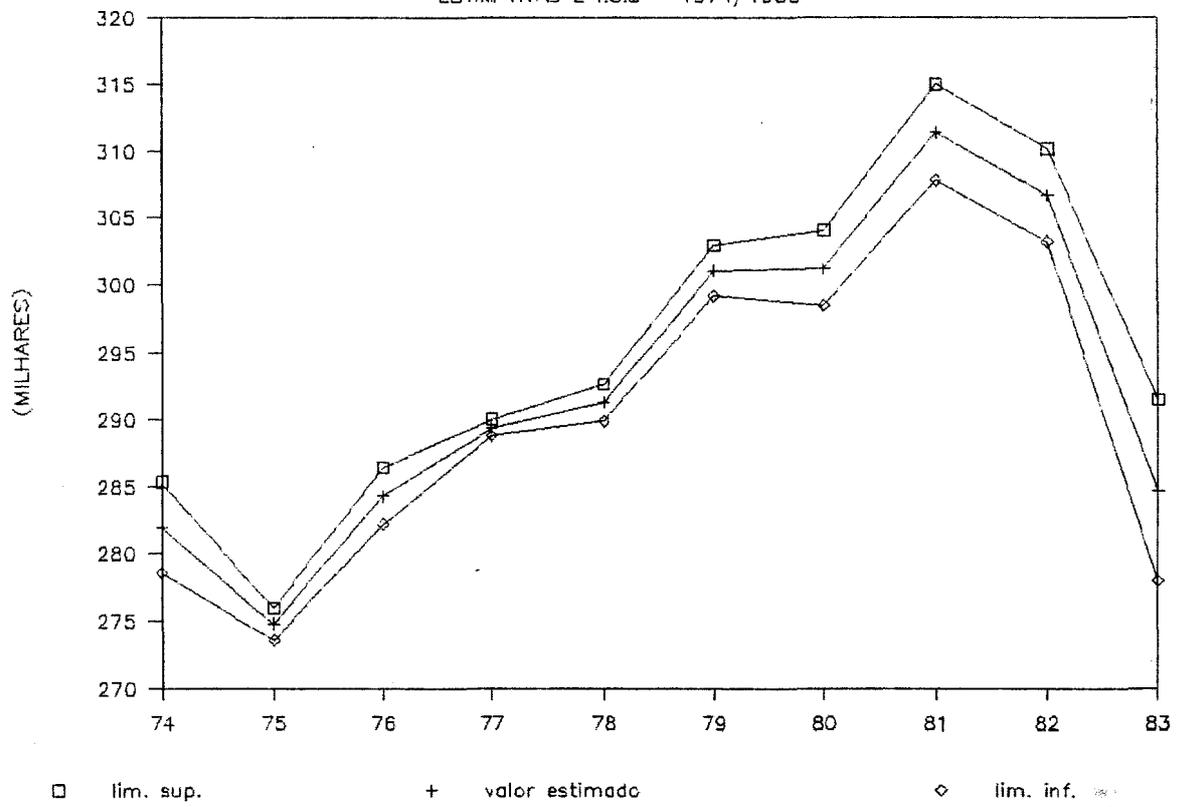
□ lim. sup.

+ valor estimado

◇ lim. inf.

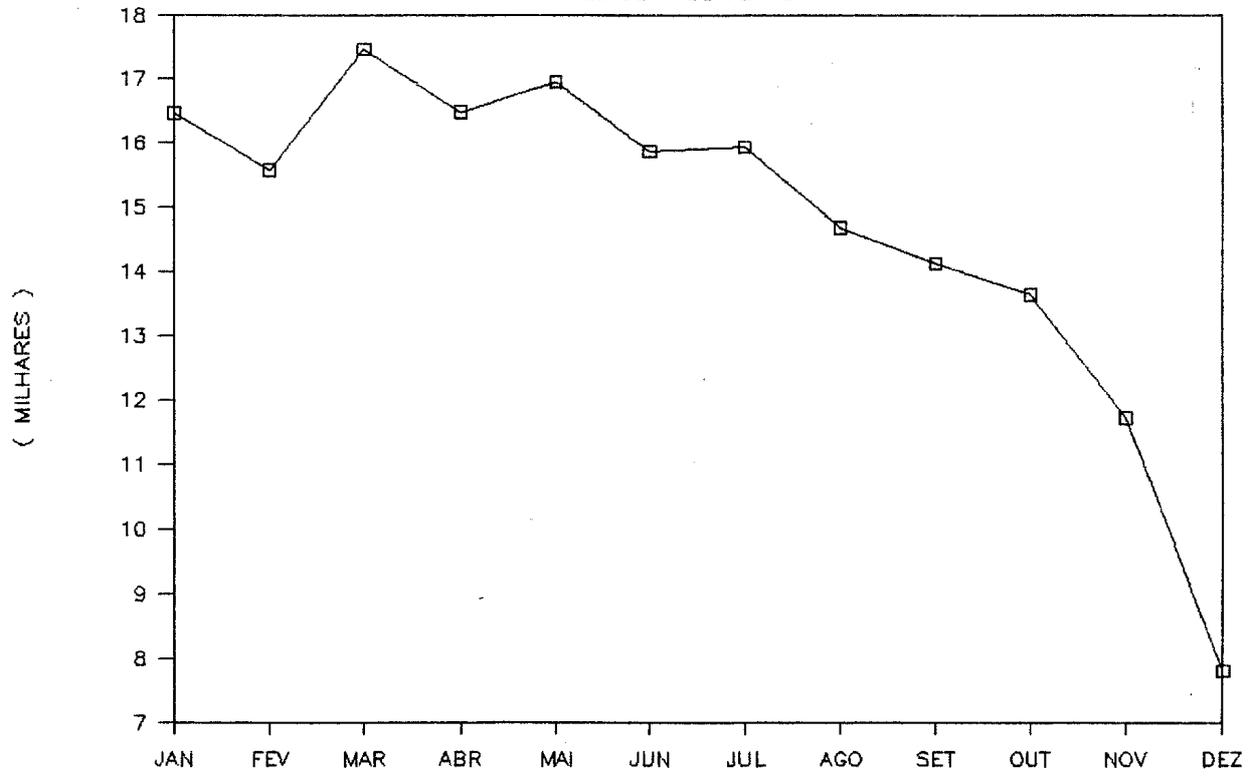
GRAF.4 - PARAMETRO N DO MODELO PROPOSTO

ESTIMATIVAS E I.C.s - 1974/1983

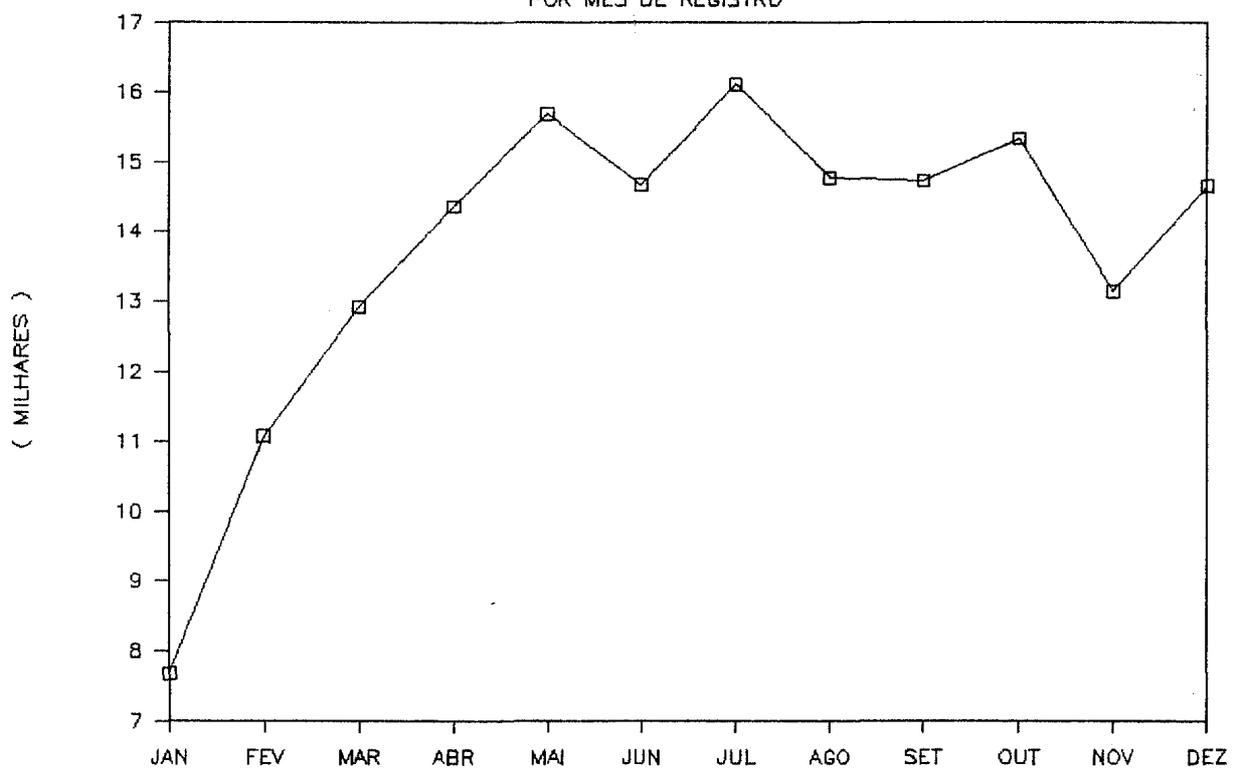


GRAF 5. – NV. REGISTRADOS RMRJ 76/87

POR MES DE NASCIMENTO

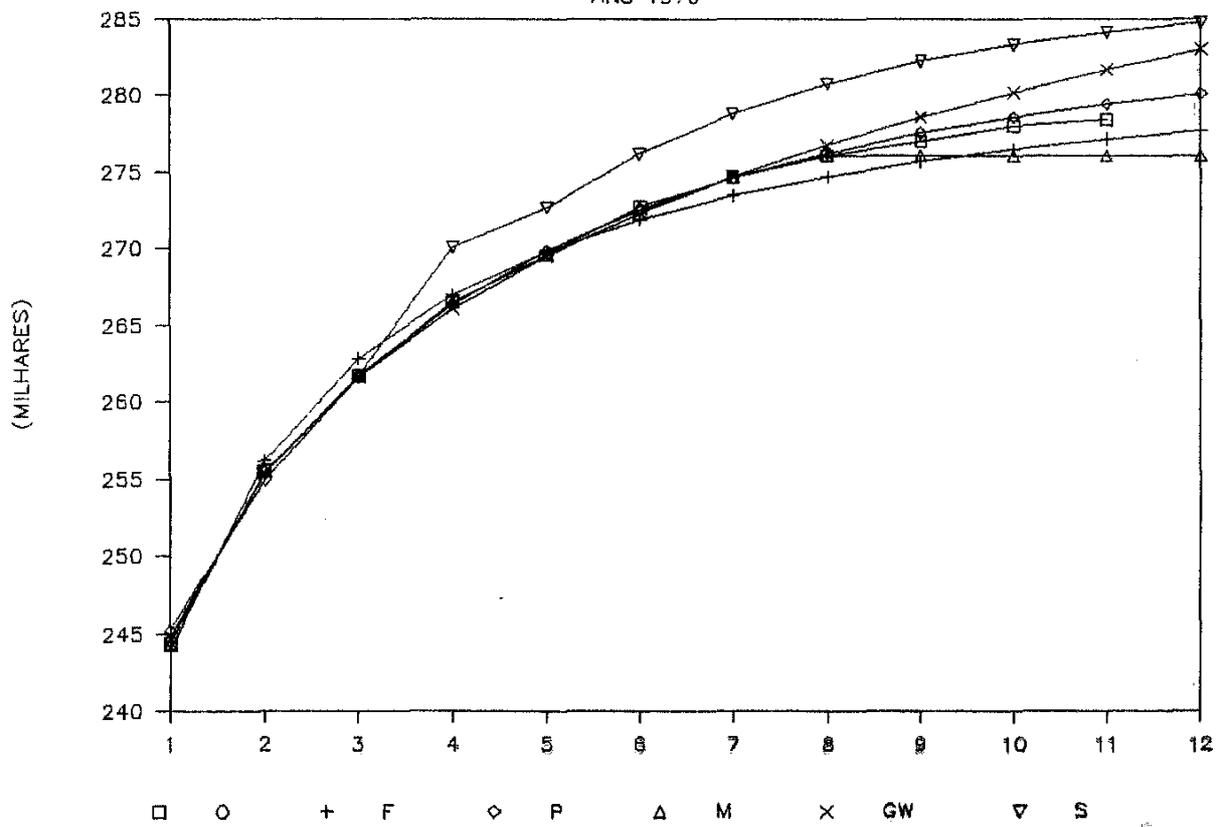


GRAF. 6 - NV. REGISTRADOS RMRJ 84/87
POR MES DE REGISTRO



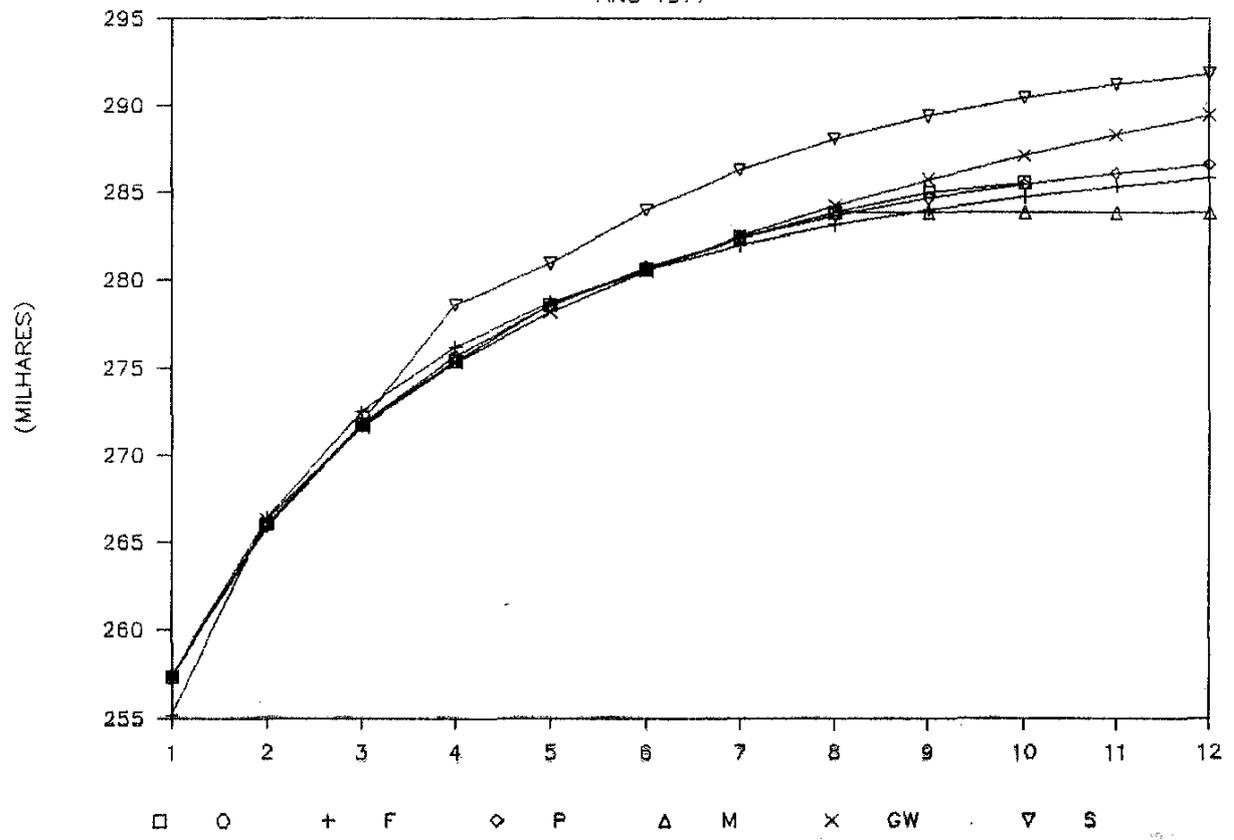
GRAF.8 – ESTIMATIVAS POR VARIOS METODOS

ANO 1976

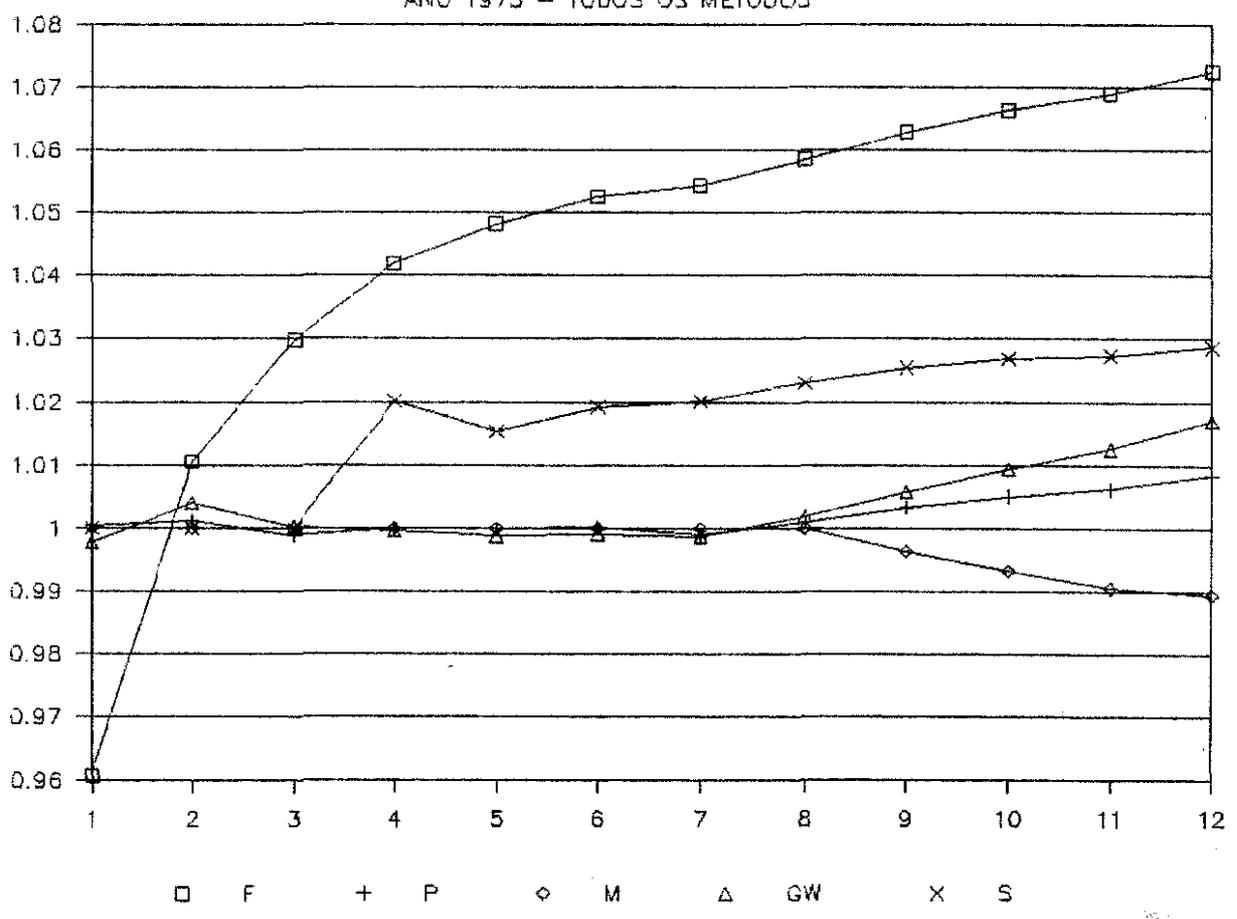


GRAF.9 – ESTIMATIVAS POR VARIOS METODOS

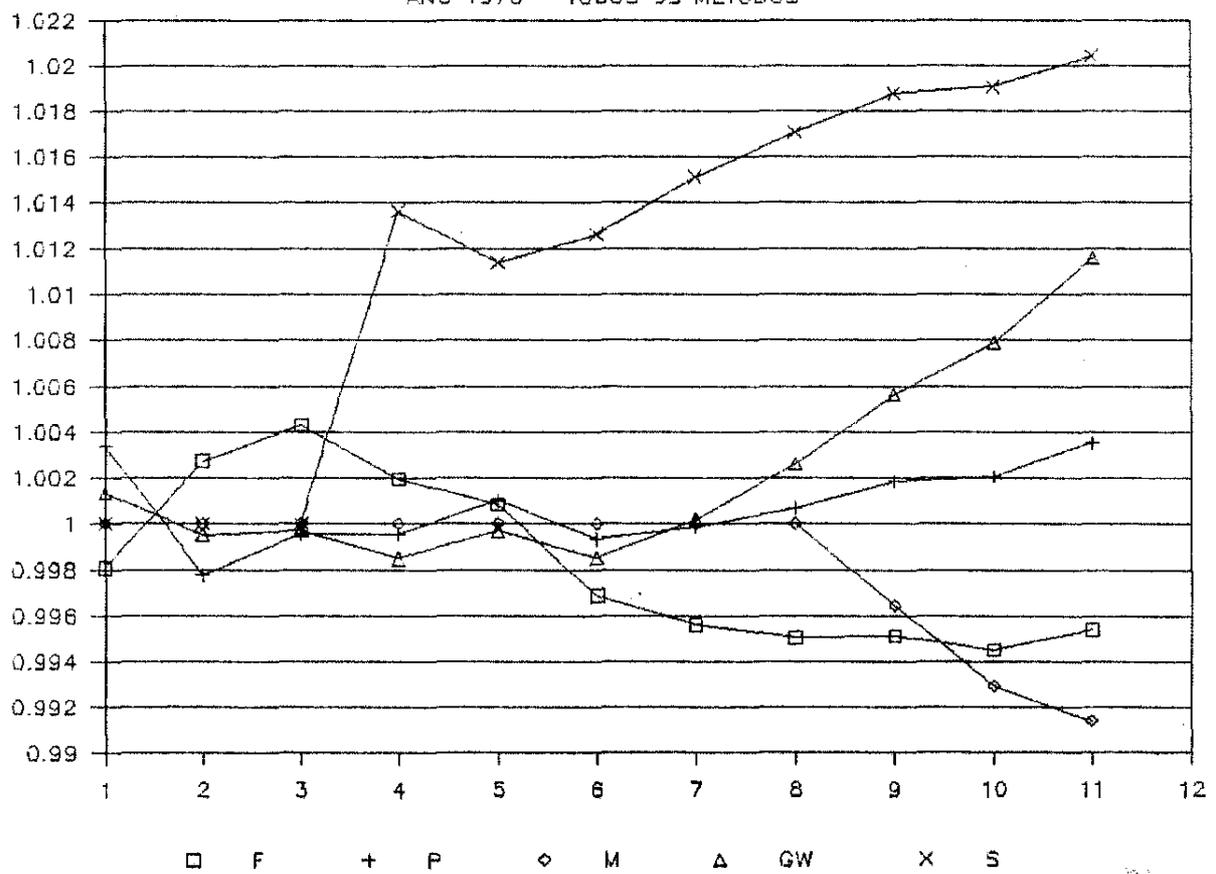
ANO 1977



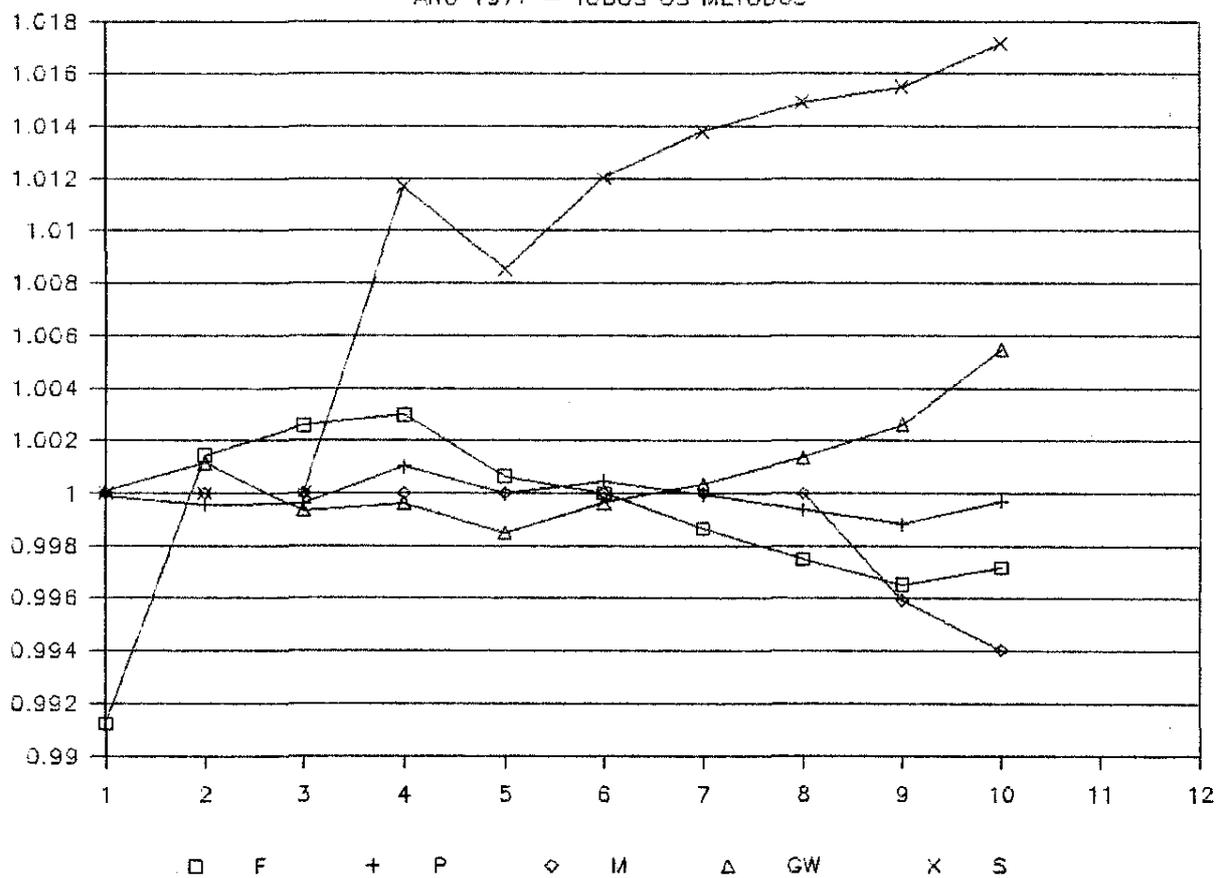
GRAF.11 – RAZAO AJUSTADO\OBSERVADO
 ANO 1975 – TODOS OS METODOS



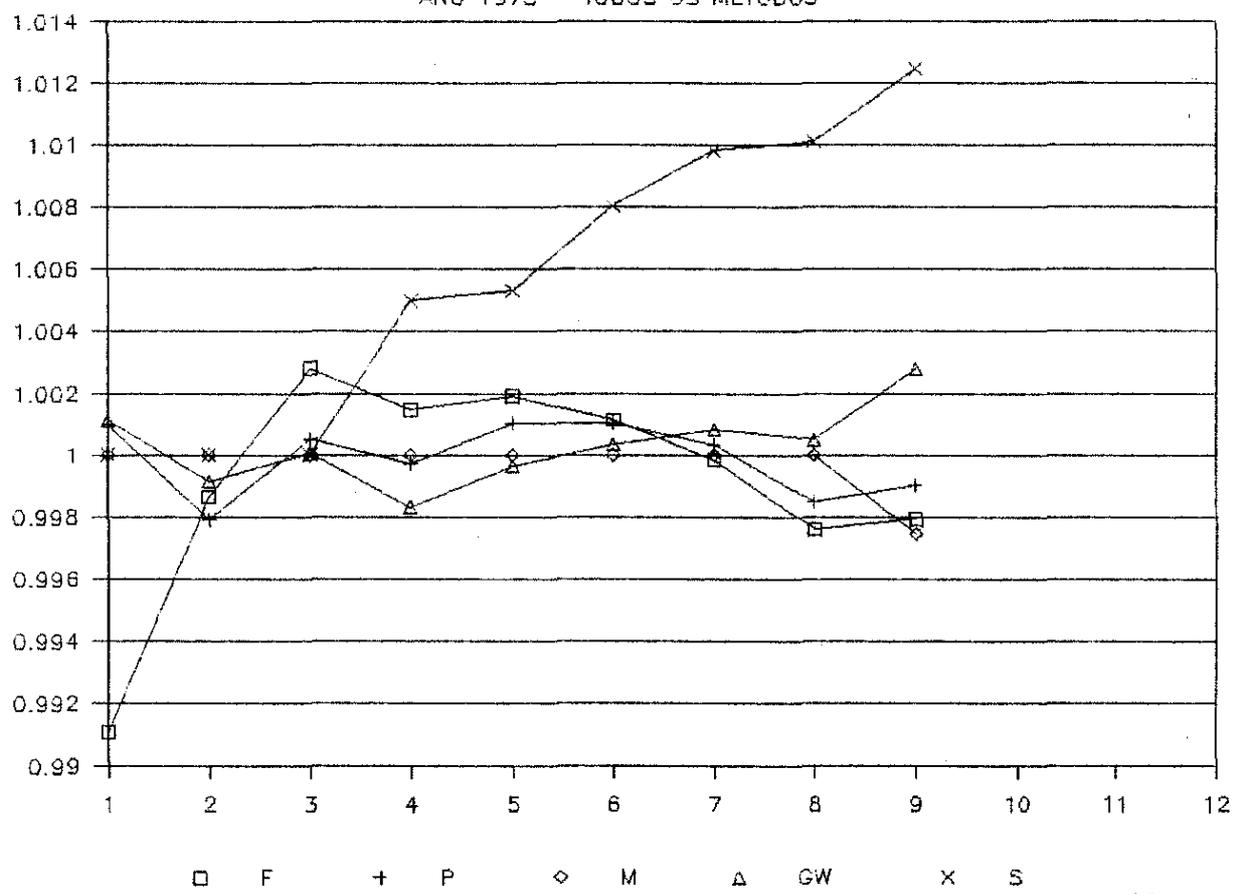
GRAF.12 – RAZAO AJUSTADO/OBSERVADO
 ANO 1976 – TODOS OS METODOS



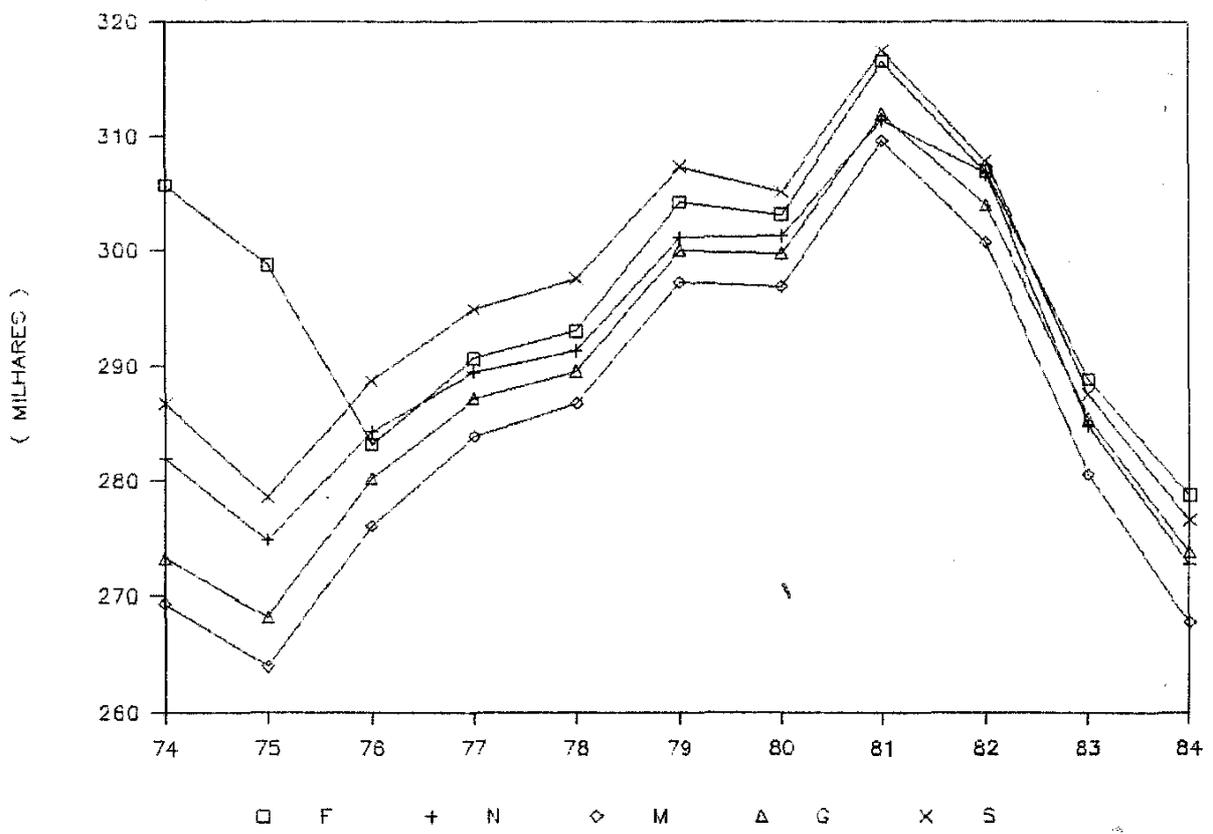
GRAF.13 – RAZAO AJUSTADO/OBSERVADO
 ANO 1977 – TODOS OS METODOS



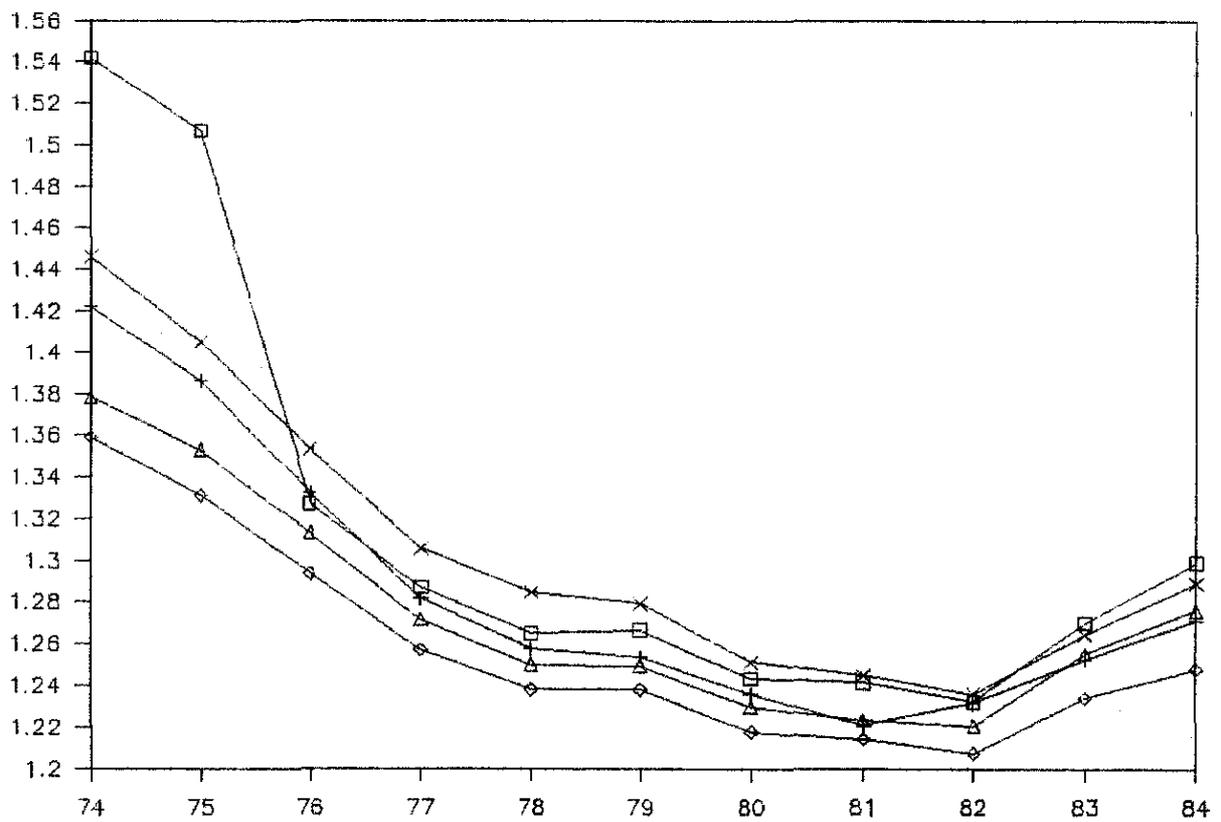
GRAF.14 - RAZAO ESTIMADO/OBSERVADO
 ANO 1973 - TODOS OS METODOS



GRAF. 15 - TOTAL ESTIMADO DE NASC. - RJ



GRAF.16 – FATORES DE CORRECAO ESTIMADOS



GRAF.17 - DISPERSAO PADRONIZADA

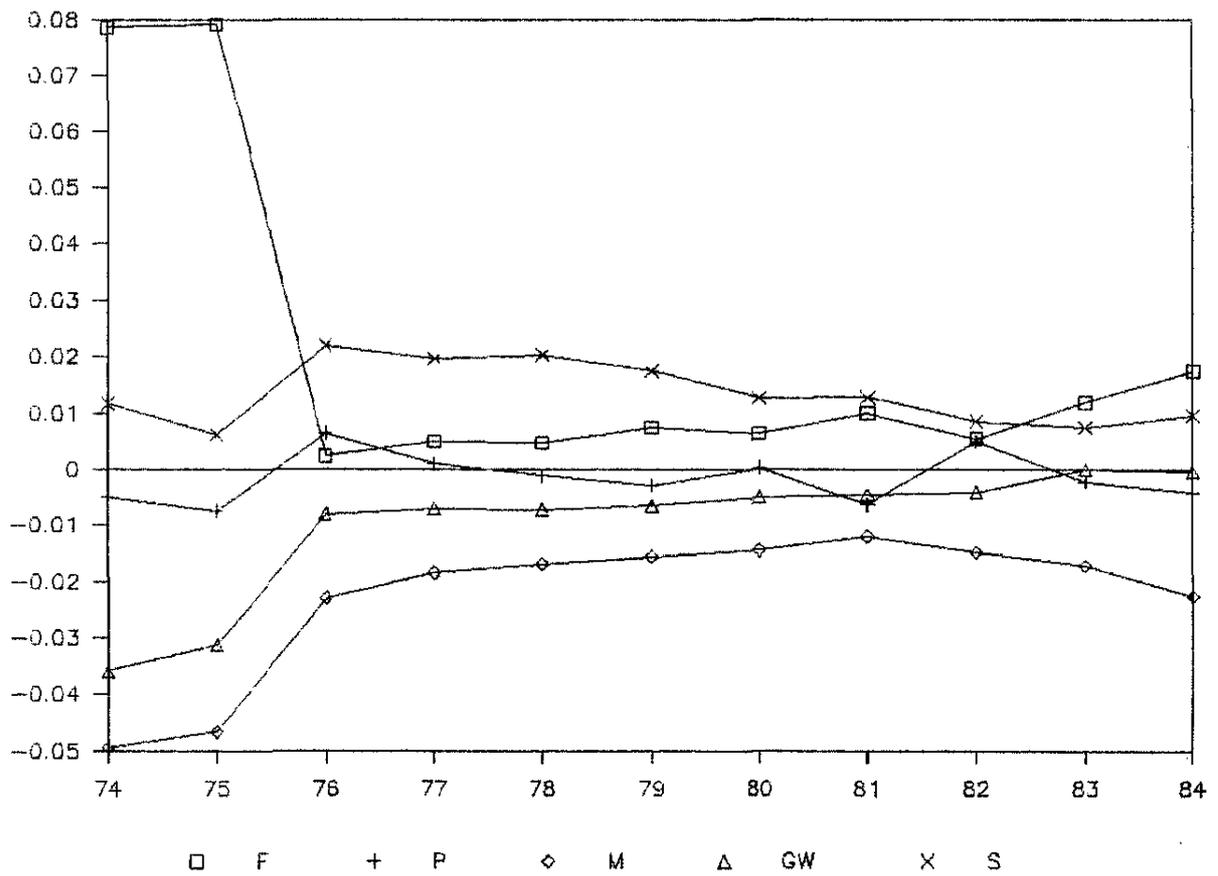


TABELA 1 - ALGUMAS CARACTERISTICAS DOS REGISTROS DE NASCIMENTO , ESTADO DO RIO DE JANEIRO 1974 - 1986

ANO	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86
PERCENTUAL DE RANs* SOBRE O TOTAL DE REGISTROS DO ANO	31.43	32.95	31.02	29.24	29.58	25.33	25.32	21.42	23.25	20.44	21.68	22.04	23.33
PERCENTUAL DE RANs COM MAIS DE 8 ANOS DE ATRASO**	26.66	25.75	27.3	24.08	22.12	20.27	19.5	18.51	17	12.96	11.21	10.96	11.03
INDICE DE MASCULINIDADE	107.06	106.19	106.54	104.8	104.07	104.14	103.06	105.38	105.82	104.05	105.1	104.2	103.78
PERCENTUAL DE NASCIMENTOS OCORRIDOS NO HOSPITAL	80.29	82.85	84.32	87.16	90.68	92.16	93.42	94.59	95.32	96.46	96.24	96.77	96.89
PERCENTUAL DE NASCIMENTOS COM IDADE DA MAE IGNORADA	-	-	3.7	1.74	1.25	1.35	-	0.68	0.52	0.33	0.44	0.58	0.52

OBS.: 1) Os dados foram apurados segundo lugar de residencia da mae.

2) Os percentuais de nascimentos ocorridos no hospital , o de maes com idade ignorada e a razao de masculinidade foram calculados para os nascidos e registrados no mesmo ano.

* Razao entre o numero de registros (feitos no ano x) de nascidos vivos em anos anteriores , sobre o total de registros daquele mesmo ano.

** Sobre o total de RANs.

FONTES : a) Estatisticas do Registro Civil , 1974 a 1986 - v.1 a v.13 , IBGE

b) GADELHA (1982) para o percentual de nascimentos com idade da mae ignorada , de 76 a 79

TABELA 2 - NASCIDOS VIVOS NO ESTADO DO RIO DE JANEIRO* , POR ANO DE NASCIMENTO , SEGUNDO O ANO DE REGISTRO , 1974 A 1987.

ANO DE NASCIMENTO	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87
ANO DE REGISTRO														
74	198214													
75	34339	198251												
76	10241	31545	213353											
77	7040	10231	31047	225780										
78	6530	7767	11128	31604	231610									
79	4222	5008	6198	8657	30525	240116								
80	3930	4001	4756	5720	8670	33360	243797							
81	2739	3004	3129	3632	4525	7501	30158	254998						
82	2100	2716	3126	3195	3870	5457	8416	33731	249015					
83	1084	1418	1921	2033	2259	3032	3925	6441	29810	227325				
84	725	972	1389	1706	1945	2308	2984	4005	7112	31195	214532			
85	634	808	975	1432	1672	2122	2493	3118	4283	7527	32130	217619		
86	416	743	990	1161	1663	2267	2552	2927	4001	5697	8859	31645	220166	
87	179	279	428	542	731	1099	1460	1738	2190	2768	3888	5711	27022	209465

* Segundo lugar de residencia da mae.

Obs: Os dados com mais de 8 anos de atraso foram obtidos atraves de tabuacoes especiais.

FONTE : Estatisticas do Registro Civil , 1974 a 1987 - v.1 a v.13 , IBGE.

TABELA 3 - PARAMETROS ESTIMADOS DO METODO PROPOSTO E RESPECTIVOS INTERVALOS DE CONFIANCA, POR ANO

ANOS	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83
a	1.3222	1.5693	2.0722	2.7848	3.2173	3.3244	3.7002	4.1207	3.8040	3.3194
LIM. INF	1.2130	1.5227	1.9635	2.7381	3.0950	3.1474	3.4290	3.7168	3.4702	2.7245
LIM. SUP	1.4314	1.6159	2.1809	2.8316	3.3396	3.5013	3.9715	4.5247	4.1377	3.9144
b	1.0013	1.0980	1.3006	1.5518	1.6495	1.8180	1.6747	2.1534	1.5105	1.9020
LIM. INF	0.8572	1.0357	1.1496	1.4847	1.4755	1.5460	1.3200	1.5139	1.1840	1.1120
LIM. SUP	1.1455	1.1604	1.4516	1.6190	1.8234	2.0901	2.0295	2.7930	1.8371	2.6920
N	281951	274788	284313	289416	291295	301074	301303	311414	306710	284780
LIM. INF	278575	273607	282233	288786	289916	299186	298509	307820	303234	278029
LIM. SUP	285326	275968	286394	290045	292675	302961	304096	315009	310185	291532

TABELA 4 - ESTIMATIVA DO TOTAL CORRIGIDO POR ANO POR CADA METODO

ANOS	FRIAS PROPOSTO	MARTINS GIRALDELLI	SZWARCWALD
74	305666	281951	269363
75	298751	274788	263941
76	283150	284313	276047
77	290601	289416	283839
78	293000	291295	286747
79	304169	301074	297262
80	303147	301303	296883
81	316545	311414	309625
82	306871	306710	300697
83	288819	284780	280555
84	278771	269618	267820

TABELA 5 - FATORES DE CORRECAO ESTIMADOS PARA CADA METODO POR ANO

ANOS	FRIAS PROPOSTO	MARTINS GIRALDELLI	SZWARCWALD
74	1.5421	1.4225	1.3590
75	1.5069	1.3861	1.3313
76	1.3271	1.3326	1.2939
77	1.2871	1.2818	1.2571
78	1.2651	1.2577	1.2381
79	1.2668	1.2539	1.2380
80	1.2434	1.2359	1.2177
81	1.2414	1.2212	1.2142
82	1.2323	1.2317	1.2075
83	1.2705	1.2527	1.2342
84	1.2994	1.2568	1.2484

TABELA 6 - DADOS DE FECUNDIDADE, ESTADO DO RIO DE JANEIRO 1980

FAIXA ETARIA	MULHERES	FILHOS TIDOS NASCIDOS VIVOS	NASCIDOS VIVOS ANO ANTERIOR
15--19	53916	67721	28846
20--24	234563	396292	80260
25--29	340735	750850	78403
30--34	336409	953713	46061
35--39	293123	1028201	20425
40--44	276672	1117147	7253
45--49	241267	1048355	1447

Fonte : IBGE, 1980

TABELA 7 - DISPERSAD PADRONIZADA PARA CADA METODO (*)

ANOS	FRIAS	PROPOSTO	HARTINS	GIRALDELLI	SZWARCWALD
74	7.86%	-0.51%	-4.95%	-3.58%	1.17%
75	7.91%	-0.75%	-4.66%	-3.12%	0.62%
76	0.23%	0.65%	-2.28%	-0.81%	2.21%
77	0.50%	0.09%	-1.84%	-0.71%	1.97%
78	0.47%	-0.11%	-1.67%	-0.72%	2.04%
79	0.74%	-0.29%	-1.55%	-0.65%	1.76%
80	0.64%	0.02%	-1.44%	-0.50%	1.28%
81	1.00%	-0.63%	-1.20%	-0.46%	1.30%
82	0.55%	0.49%	-1.48%	-0.41%	0.85%
83	1.19%	-0.22%	-1.70%	-0.00%	0.74%
84	1.75%	-0.41%	-2.25%	-0.04%	0.96%

(*) calculada como sendo a diferenca relativa entre a estimativa para cada metodo e ano e a media das estimativas dos varios metodos para o mesmo ano.

TABELA 8 - PARAMETROS a e b DO METODO PROPOSTO (PROJETADOS), NUMERO PROJETADO DE NASCIMENTOS E FATORES DE CORRECAO.

ANOS	a	b	N	FATORES
84	3.8000	1.8370	269618	1.2568
85	3.8000	1.8375	270785	1.2443
86	3.8000	1.8377	269068	1.2221
87	-	-	253118	1.2084
88	-	-	269967	1.1943

NÚMEROS JÁ PUBLICADOS:

- 01/88 - CRÍTICA DE RAZÕES NO CENSO ECONÔMICO
Renato Martins Assunção (ENCE/IBGE)
Rosana de Freitas Castro (DEIND/IBGE)
José Carlos R.C. Pinheiro (ENCE/IBGE)
- 02/88 - USO DE AMOSTRAGEM EM SIMULAÇÃO DE LEGISLAÇÃO TRIBUTÁRIA
José Carlos da Rocha C.Pinheiro (ENCE/IBGE)
Manuel Martins Filho (DISUL/SERPRO)
- 03/88 - FORECASTING THE NUMBER OF AIDS CASES IN BRAZIL
Dani Ganeman (IME/UFRJ)
Helio S.Migon (ENCE/IBGE & IME/UFRJ)
- 04/88 - AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DE REDUÇÃO DA FRAÇÃO DE AMOSTRAGEM NO CENSO
DEMOGRÁFICO
José Carlos da Rocha C.Pinheiro (ENCE)
José Matias de Lima (DPE/NME)
- 01/89 - MIGRAÇÕES ANUAIS RURAL - URBANO-RURAL
PERÍODO 70/80
Kaizô Iwakami Beltrão (ENCE/IBGE)
Helio dos Santos Migon (ENCE/IBGE)
- 02/89 - CURVA DE LORENZ & ÍNDICE DE GINI PARA DISTRIBUIÇÕES DE RENDA
José Paulo Q.Carneiro (ENCE/IBGE)
Jorge Luiz Rangel Costa (CIDE)
- 03/89 - METODOLOGIA DE CRÍTICA DE EQUAÇÕES DE FECHAMENTO NOS CENSOS ECONÔMICOS
de 1985
José Carlos da Rocha Castelar Pinheiro (ENCE/IBGE)
Renato M.Assunção (ENCE/IBGE)
- 04/89 - UMA PROPOSTA DE DIMENSIONAMENTO DA AMOSTRA DO CENSO DEMOGRÁFICO DE 1990
José Carlos da Rocha Castelar Pinheiro (ENCE/IBGE)
José Matias de Lima (ENCE/IBGE)

- 05/89 - UMA REVISÃO DO BATS - BAYESIAN ANALYSIS OF TIME SERIES
Helio S.Migon (ENCE/IBGE & IM/UFRJ)
E. Suyama (ICEX/UFMG)
- 01/90 - PERFIL DE VISITANTES DE MUSEUS
Kaizô Iwakami Beltrão - Orientador (ENCE/IBGE)
Angela Caruso Pereira (ENCE/IBGE)
Christine Guimarães Thomaz Pereira (ENCE/IBGE)
Maria Justina Nunes Carollo (ENCE/IBGE)
André Nuñez Viêgas (ENCE/IBGE)
Eliane Pszczoł (PRÓ-MEMÓRIA/SPHAN)
Marcia Saraiva Leon (PRÓ-MEMÓRIA/SPHAN)
Rosane Maria da Rocha (PRÓ-MEMÓRIA/SPHAN)
- 02/90 - O SETOR PRIVADO PRESTADOR DE SERVIÇOS DE SAÚDE NO BRASIL:
DIMENSÃO, ESTRUTURA E FUNCIONAMENTO
André Cezar Medici (ENCE/IBGE)
- 03/90 - THE PLANAR CLOSING LEMMA FOR CHAIN RECURRENCE
Maria Lucia Alvarenga Peixoto (ENCE/IBGE)
Charles Chapman Pugh (Berkeley, Cal., USA)
- 04/90 - MEDIDAS DE MORTALIDADE: UM ESTUDO SOBRE OS EFEITOS DAS MUDANÇAS DE
ESCOLARIDADE DA MÃE E DA ESTRUTURA DE FECUNDIDADE EM QUATRO ÁREAS
BRASILEIRAS
Kaizô Iwakami Beltrão (ENCE/IBGE)
Diana Oya Sawyer (CEDEPLAR/UFMG)
- 05/90 - A MEDICINA DE GRUPO NO BRASIL
André Cezar Medici (ENCE/IBGE)
- 06/90 - COMPARAÇÃO DE ALGUNS MÉTODOS PARA ESTIMAÇÃO DE NASCIDOS VIVOS
Kaizô Iwakami Beltrão (ENCE/IBGE)
Milena Piraccini Duchiate (ENSP/FIOCRUZ)
Paulo Pimentel Wulhynek (ENCE/IBGE)

Relatórios Técnicos da ENCE

- | Nº | Títulos / Autor (es) |
|-------|---|
| 01/88 | CRÍTICA DE RAZÕES NO CENSO ECONÔMICO
Renato Martins Assunção
Rosana de Freitas Castro
José Carlos da Rocha C. Pinheiro |
| 02/88 | USO DE AMOSTRAGEM EM SIMULAÇÃO DE LEGISLAÇÃO TRIBUTÁRIA
José Carlos da Rocha C. Pinheiro
Manuel Martins Filho |
| 03/88 | FORECASTING THE NUMBER OF AIDS CASES IN BRAZIL
Dani Gamerman
Hélio dos Santos Migon |
| 04/88 | AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DE REDUÇÃO DA FRAÇÃO DE AMOSTRAGEM NO CENSO DEMOGRÁFICO
José Carlos da Rocha C. Pinheiro
José Matias de Lima |
| 01/89 | MIGRAÇÕES ANUAIS RURAL-URBANO-INTERMUNICIPAL PERÍODO 70/80
Kaizô Iwakami Beltão
Helio dos Santos Migon |
| 02/89 | CURVA DE LORENZ E ÍNDICE DE GINI PARA DISTRIBUIÇÕES DE RENDA
José Paulo Q. Carneiro
Jorge Luiz Rangel Costa |
| 03/89 | METODOLOGIA DA CRÍTICA DE EQUAÇÕES DE FECHAMENTO NOS CENSOS ECONÔMICOS DE 1985
Renato Martins de Assunção
José Carlos da Rocha C. Pinheiro |
| 04/89 | UMA PROPOSTA DE DIMENSIONAMENTO DA AMOSTRAGEM DO CENSO DE 1980
José Carlos da Rocha C. Pinheiro
José Matias de Lima |
| 05/89 | UMA REVISÃO DO BATS-BAYESIAN ANALYSIS OF TIME SERIES
Hélio dos Santos Migon
E. Suyama |

- 01/90** **PERFIL DE VISITANTES DE MUSEUS**
Kaizô Iwakami Beltrão
Angela Caruso Pereira
Cristine Guimarães Thomaz Pereira
Maria Justina Nunes Carollo
André Muñoz Viégas
Eliane Pascoal
Marcia Saraiva Leon
Rosane Maria da Rocha
- 02/90** **O SETOR PRIVADO PRESTADOR DE SERVICOS DE SAÚDE NO
BRASIL: DIMENSÃO, ESTRUTURA E FUNCIONAMENTO**
André Cezar Médici
- 03/90** **THE PLANAR CLOSING LEMMA FOR CHAIN RECURRENCE**
Maria Lúcia de Alvarenga Peixoto
Charles Chapmar Pugh
- 04/90** **MEDIDAS DE MORTALIDADE: UM ESTUDO SOBRE OS
EFEITOS DAS MUDANÇAS DE ESCOLARIDADE DA MÃE
E DA ESTRUTURA DE FECUNDIDADE EM QUATRO
ÁREAS BRASILEIRAS**
Kaizô Iwakami Beltrão
Diana Oya Sawyer
- 05/90** **A MEDICINA DE GRUPO NO BRASIL**
André Cezar Médici
- 06/90** **COMPARAÇÃO DE ALGUNS MÉTODOS PARA
ESTIMAÇÃO DE NASCIDOS VIVOS**
Kaizô Iwakami Beltrão
Milena Piraccini Duchiate
Paulo Pimentel Wulhynek
- 07/90** **DINÂMICA DEMOGRÁFICA; PASSADO
PRESENTE E FUTURO**
Ana Amélia Camarano
Kaizô Iwakami Beltrão
- 08/90** **DINÂMICA DEMOGRÁFICA POR NÍVEL DE RENDA**
Ana Amélia Camarano
Kaizô Iwakami Beltrão
- 09/90** **PROGRAMA PARA ANÁLISE DE EXPERIMENTOS
PLANEJADOS SEGUNDO O ENFOQUE DE NELDER**
Denise Cunha Ottero

- 10/90 SISTEMA ESTATÍSTICO, PLANEJADO E SOCIEDADE NO BRASIL (NOTAS PARA UMA DISCUSSÃO)**
André Cezar Médici
- 11/90 PREVIDÊNCIA SOCIAL-VELHOS PROBLEMAS, NOVOS DESAFIOS**
Pedro Luiz Barros Silva
André Cezar Médici
- 01/91 A POLÍTICA DE MEDICAMENTOS NO BRASIL**
André Cézar Médici
Francisco E. B. de Oliveira
Kaizô Iwakami Beltrão
- 02/91 INCENTIVOS GOVERNAMENTAIS AO SETOR PRIVADO EM SAÚDE NO BRASIL**
André Cezar Médici
- 03/91 CÁLCULO DAS TAXAS LÍQUIDAS DE MIGRAÇÃO RURAL-URBANA**
Kaizô Iwakami Beltrão
- 04/91 PERSPECTIVAS DO FINANCIAMENTO DA SAÚDE NO GOVERNO COLLOR DE MELLO**
André Cezar Médici
- 05/91 DESCENTRALIZAÇÃO E INFORMAÇÃO EM SAÚDE**
André Cezar Médici
- 06/91 SEM RÉGUA E COMPASSO; POPULAÇÃO EMPREGO E POBREZA NO BRASIL DOS ANOS OITENTA**
André Cezar Médici
- 01/92 CUSTO DA ATENÇÃO MÉDICA A AIDS NO BRASIL; ALGUNS DADOS PRELIMINARES**
André Cezar Médici
Kaizô Iwakami Beltrão
- 02/92 OS SERVIÇOS DE ASSISTÊNCIA MÉDICA DAS EMPRESAS; EVOLUÇÃO E TENDÊNCIAS RECENTES**
André Cezar Médici
- 03/92 FONTES DE FINANCIAMENTO DO GASTO SOCIAL FEDERAL NO BRASIL: UMA RETROSPECTIVA DOS ANOS OITENTA**
André Cezar Médici

- 04/92** **DIMENSÃO DO SETOR SAÚDE NO BRASIL**
André Cezar Médici
Francisco E. B. de Oliveira
- 05/92** **AN OPTIMAL C (a) TEST OF AVERAGE PRECIPITATION IN
RANDOMIZED CLOUD-SEEDING EXPERIMENTS**
Barry R. James
Kang Ling James
Djalma G. C. Pessoa
- 06/92** **O SISTEMA DE SAÚDE CHILENO: MITOS E REALIDADES**
André Cezar Médici
Francisco E. B. de Oliveira
Kaizô Iwakami Beltrão
- 07/92** **ASYMPTOTICS FOR THE LOU-FREQUENCY ORDINATES OF
THE PERIODOGRAM OF A LONG MEMORY TIMES SERIES**
Clifford M. Hurvich
Kaizô Iwakami Beltrão
- 08/92** **BRASIL: PADRÕES DE MORTALIDADE E UTILIZAÇÃO DOS
SERVIÇOS DA SAÚDE (UMA ANÁLISE DA PNAD 1986)**
André Cezar Médici
Mônica Rodrigues Campos
- 09/92** **A ADMINISTRAÇÃO FLEXÍVEL: UMA INTRODUÇÃO ÀS
NOVAS FILOSOFIAS DE GESTÃO**
André Cezar Médici
Pedro Luiz Barros Silva
- 10/92** **HEALTHY HOUSEHOLD AND CHILD SURVIVAL IN BRAZIL**
Diana Oya Sawyer
Kaizô Iwakami Beltrão
- 01/93** **OS EFEITOS DAS MUDANÇAS DE NÍVEL E ESTRUTURA DA
FECUNDIDADE NA MORTALIDADE INFANTIL, BRASIL, 1986**
Kaizô Iwakami Beltrão
Diana Oya Sawyer
Iuri de Costa Leite

- 02/93 TÉCNICAS EMPÍRICAS DE DECOMPOSIÇÃO: UMA ABORDAGEM BASEADA EM SIMULAÇÕES CONTRAFACTUAIS**
Ricardo Barros
Renata Jeronymo
Rosane Mendonça
Valéria Pero
Eleonora Santos
Cláudia Trindade
- 03/93 UNIVERSALIZAÇÃO COM QUALIDADE: UMA PROPOSTA DE REORGANIZAÇÃO DO SISTEMA DE SAÚDE NO BRASIL**
André Cezar Médici
Francisco E. B. de Oliveira
Kaizô Iwakami Beltrão
- 04/93 REFORMANDO A SEGURIDADE SOCIAL: PONTOS PARA UM DEBATE**
André Cezar Médici
Francisco E. B. de Oliveira
Kaizô Iwakami Beltrão
- 05/93 AVALIAÇÃO DO IMPACTO DE PROPOSTAS ALTERNATIVAS NAS DESPESAS DA PREVIDÊNCIA SOCIAL**
Kaizô Iwakami Beltrão
Rosa Maria Marques
- 06/93 APOSENTADORIA POR TEMPO DE SERVIÇO: DIAGNÓSTICO E ALTERNATIVAS**
Francisco E. B. de Oliveira
Kaizô Iwakami Beltrão
Leandro Vicente Fernandes Maniero
- 07/93 FONTES DE FINANCIAMENTO DA SEGURIDADE SOCIAL BRASILEIRA**
Kaizô Iwakami Beltrão
Bernardo Junqueira Lustosa
Francisco Eduardo Barreto de Oliveira
Maria Teresa Marsillac Pasinato
- 08/93 COMERCIALIZANDO ESTATÍSTICAS OFICIAIS SEM VENDER A ALMA**
Lars Thygesen
(Traduzido por Djalma G. C. Pessoa)

01/94 MULHER E PREVIDÊNCIA SOCIAL

André Cezar Médici
Kaizô Iwakami Beltrão
Francisco E. B. de Oliveira

**01/95 SEGURIDADE SOCIAL NO BRASIL
HISTÓRICO E PERSPECTIVAS**

André Cezar Médici
Francisco E. B. de Oliveira
Kaizô Iwakami Beltrão

**01A/95 BRAZILIAN SOCIAL SECURITY
PAST. PRESENT AND FUTURE**

André Cezar Médici
Francisco E. B. de Oliveira
Kaizô Iwakami Beltrão

**02/95 MORTALIDADE POR SEXO E IDADE DOS FUNCIONÁRIOS DO
BANCO DO BRASIL 1940-1990**

Kaizô Iwakami Beltrão
Ana Paula Barbosa Sobral
André Amaral C. Casimiro
Maria Cristina G. Conceição