



MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO E ORÇAMENTO
FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE

RELATÓRIO RÍOS TÉCNICOS



1953 1993

ESCOLA
NACIONAL
DE CIÊNCIAS
ESTATÍSTICAS

31(047.3)
R382r
3/91

CÁLCULO DAS TAXAS LÍQUIDAS DE MIGRAÇÃO
RURAL-URBANA

Kaizō Iwakami Beltrão - ENCE/IBGE



INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE

ESCOLA NACIONAL DE CIÊNCIAS ESTATÍSTICAS - ENCE

R E L A T Ó R I O S T É C N I C O S

Nº 03/91

CÁLCULO DAS TAXAS LÍQUIDAS DE MIGRAÇÃO RURAL-URBANA

Kaizō Iwakami Beltrão

JULHO/91

RELATÓRIOS TÉCNICOS DA ENCE/IBGE

Os relatórios técnicos da ENCE/IBGE são textos para a discussão, sob a forma de "pre-prints", resultantes das pesquisas realizadas por professores no Laboratório de Estatística da ENCE, ou de consultorias técnicas desenvolvidas pelos pesquisadores e professores junto a outros órgãos do IBGE, em entidades do setor público nacional, ou ainda em conjunto com organismos internacionais.

Em geral os textos tratam de temas diversificados no campo da aplicação de conceitos, técnicas e metodologias estatísticas à realidade econômica e social do país. Versam também sobre análises de dados em diversos temas de interesse econômico, social e demográfico.

Em 1993 fazem seis anos que a série vem sendo publicada sistematicamente. Os números anteriores podem ser obtidos na Secretaria da Escola Nacional de Ciências Estatísticas, situada na Rua André Cavalcanti 106. 1º andar. CEP 20.231, Bairro de Fátima, Rio de Janeiro (RJ).

CÁLCULO DAS TAXAS LÍQUIDAS DE MIGRAÇÃO RURAL-URBANA

Kaizô Iwakami Beltrão

ENCE/IBGE

Dados dois censos consecutivos, para uma dada região, a população observada no segundo censo, na ausência de movimentos migratórios entre ambos, deveria ser a população do primeiro censo menos as mortes e mais os nascimentos ocorridos no período. Em outras palavras, se se projetasse a população do primeiro censo mediante funções que descrevessem fidedignamente a fecundidade e a mortalidade do período, a diferença entre essa população “estimada” e a população “observada” no segundo censo, seria a população migrante (assumindo-se a inexistência de erros de enumeração e cobertura). À população migrante assim obtida dá-se o nome de saldo líquido migratório, pois representa a diferença entre os imigrantes e os emigrantes sobreviventes ao momento do segundo censo.

O saldo migratório líquido entre dois censos consecutivos, por exemplo 1970 e 1980, para as populações Urbanas e Rurais do país podem ser então estimados por

$$\begin{cases} FU_{80,a+10}^s = U_{80,a+10}^s - U_{70,a}^s \times tsu_{70,a}^s \times tsu_{75,a+5}^s & s = 1,2 \\ FR_{80,a+10}^s = R_{80,a+10}^s - R_{70,a}^s \times tsr_{70,a}^s \times tsr_{75,a+5}^s & \forall a \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

onde

$FU_{80,a}^s$ é o fluxo migratório líquido entre os anos censitários de 1970 e 1980, dos indivíduos de sexo s , do grupo etário $[a, a + 5)$ no segundo censo, moradores da zona urbana.

FU_{80+a}^s é positivo se existe um fluxo de imigrantes e negativo se existe um fluxo de emigrantes;

$FR_{80,a}^s$ ídem rural;

$U_{70,a}^s$ é a população urbana encontrada no censo de 70, de sexo s , do grupo etário $[a, a + 5)$;

$R_{70,a}^s$ ídem rural;

$tsu_{70,a}^s$ é a taxa de sobrevivência quinquenal dos indivíduos de sexo s , do grupo etário $[a, a + 5)$, moradores da zona urbana, no quinquênio 70/75;

$tsr_{70,a}^s$ ídem rural.

Note que a equação (1) só define um fluxo líquido migratório para grupos etários já existentes no primeiro censo. Para estimar o fluxo migratório dos dois primeiros grupos etários do segundo censo é necessário estimar os nascimentos do primeiro e segundo quinquênio da década, para cada sexo e condição de domicílio. Com esta informação podemos estimar os fluxos como

$$\begin{cases} FU_{80,0}^s = U_{80,0}^s - NU_{75/80}^s \times Pbu_{75}^s \\ FR_{80,0}^s = R_{80,0}^s - NR_{75/80}^s \times Pbr_{75}^s \end{cases} \quad s = 1, 2 \quad (1a)$$

$$\begin{cases} FU_{80,5}^s = U_{80,5}^s - NU_{70/75}^s \times Pbu_{70}^s \times tsu_{75,0}^s \\ FR_{80,5}^s = R_{80,5}^s - NR_{70/75}^s \times Pbr_{70}^s \times tsr_{75,0}^s \end{cases} \quad s = 1, 2 \quad (1b)$$

onde

$NU_{70/75}^s$ são os nascimentos urbanos de sexo s no quinquênio 70/75;

$NU_{75/80}^s$ ídem para o quinquênio 75/80;

$NR_{70/75}^s$ ídem para a população rural e quinquênio 70/75;

$NR_{75/80}^s$ ídem para o quinquênio 75/80;

Pbu_{75}^s probabilidade de sobrevivência ao nascer para o quinquênio 75/80 para os indivíduos de sexo s da zona urbana;

Pbu_{70}^s ídem para o quinquênio 70/75;

Pbr_{75}^s ídem para a zona rural e quinquênio 75/80; e

Pbr_{70}^s ídem para o quinquênio 70/75.

Teoricamente pelo menos, essas equações, (1), (1a) e (1b), deveriam coincidir com os totais líquidos de migrantes do período, para cada região, sobreviventes na época do segundo censo, sempre que não houvessem erros na declaração da idade, as coberturas dos dois censos fossem completas e, a fecundidade e a mortalidade aplicadas representassem as verdadeiramente ocorridas no período intercensitário¹.

¹Para uma avaliação das magnitudes dos erros incorridos caso estas condições não sejam satisfeitas veja CARVALHO (1982)

O cálculo do fluxo líquido dessa forma é denominado de método para frente (“forward method”) e é equivalente a assumir que a migração se concentra no final do período, já que a população fica sujeita a mortalidade e fecundidade da sua região de origem durante toda a década. Um problema do uso deste método é que, dado a existência de erros, a soma dos fluxos saindo das regiões de emigração, não obrigatoriamente bate com a soma dos fluxos entrando nas regiões de imigração, i.e., no nosso caso, mesmo considerando-se que a conjugação da população urbana e rural do país poderia ser considerada uma população fechada a soma dos fluxos migratórios líquidos urbanos e rurais não obrigatoriamente se cancela,

$$FU_{80,a}^s + FR_{80,a}^s = 0 \quad \forall a \quad (2)$$

Na prática esta inconsistência é devida a não exatidão das hipóteses sobre a fecundidade e mortalidade, a distribuição efetiva da migração durante a década e a existência de erros censitários de enumeração e de cobertura. Assume-se também que a mortalidade e fecundidade são atributos relacionados ao local de residência. Carvalho [1982], considera uma outra opção onde a mortalidade é um atributo do local de nascimento do indivíduo.

Uma forma alternativa de se calcular o fluxo migratório líquido é o método para trás (“backward method”) onde “projeta-se” a população do segundo censo para trás (na verdade uma retroprojeção), estimando a população que deveria haver no primeiro censo na ausência de migração. Para isto aplica-se o inverso da taxa de sobrevivência. A diferença entre a população assim estimada e a dada pelo primeiro censo é o saldo migratório líquido. Nesse caso, assume-se que a migração é concentrada no início do período e que as populações foram sujeitas a mortalidade e fecundidade da área alvo durante a década.

Os fluxos líquidos para as áreas urbana e rural, para os grupos etários já existentes no primeiro censo, são definidos por

$$\begin{cases} FU_{70,a+10}^s = \frac{U_{80,a+10}^s}{tsu_{70,a}^s \times tsu_{75,a+5}^s} - U_{70,a}^s \\ FR_{70,a+10}^s = \frac{R_{80,a+10}^s}{tsr_{70,a}^s \times tsr_{75,a+5}^s} - R_{70,a}^s \end{cases} \quad (3)$$

onde

$FU_{70,a}^s$ é o fluxo entre os anos censitários de 1970 e 1980, dos indivíduos de sexo s ,

moradores da zona urbana com idade no primeiro censo no intervalo $[a, a + 5)$, calculado pela equação (3). Assim como $FU_{80,a}^s$, é positivo se existe um fluxo de imigrantes na região e negativo caso o fluxo seja de emigrantes; e

$FR_{70,a}^s$ ídem rural.

Para os dois primeiros grupos etários do segundo censo, existem equações equivalentes a (1a) e (1b). Neste método também não existe um batimento obrigatório da soma dos fluxos ser nula, i.e., satisfazer a equação (2).

Podemos combinar os dois métodos utilizando a média dos fluxos calculados pelos mesmos, mas isto não é satisfatório, já que a taxa assim gerada não corresponde a nenhum fluxo específico, e a aplicação das taxas migratórias à população do primeiro censo depois (antes) da aplicação da tábua de vida não resultará na população do segundo censo como é o caso do "forward method" ("backward method"), além de não resolver o problema da soma zero.

Uma solução para a combinação dos métodos é calcular os fluxos como ocorrendo no meio do período, i.e.,

$$\begin{cases} FU_{75,a+10}^s = \frac{U_{80,a+10}^s}{tsu_{75,a+5}^s} - U_{70,a}^s \times tsu_{70,a}^s \\ FR_{75,a+10}^s = \frac{R_{80,a+10}^s}{tsr_{75,a+5}^s} - R_{70,a}^s \times tsr_{70,a}^s \end{cases} \quad (4)$$

onde

$FU_{75,a+5}^s$ é o fluxo entre os anos censitários de 1970 e 1980 dos indivíduos moradores da zona urbana com sexo s e idade no primeiro censo no intervalo $[a, a + 5)$, utilizando-se o método combinado (4); e

$FR_{75,a+5}^s$ é o equivalente para a zona rural.

Os primeiros termos do lado direito das equações do sistema (4) são projeções para o ano de 1975 na ausência de migração utilizando-se as informações do censo de 1970 e os segundos termos são retroprojeções para o mesmo ano, 1975, utilizando-se as informações do censo de 1980. As diferenças são as estimativas dos fluxos líquidos ocorridos².

²Note que em todos os métodos comparam-se estimativas feitas a partir de 2 censos. No método para frente a estimativa é no ano de 80, no para trás, no ano de 70 e no combinado,

Uma vantagem deste método é que as populações ficam sujeitas as experiências de mortalidade e de fecundidade tanto da região de origem como da região alvo.

Para se proceder ao cálculo da população esperada por qualquer dos métodos indiretos aqui descritos, os nascimentos e mortes podem ser estimados ou através de funções que, mediante procedimentos indiretos, forneçam esses mesmos eventos (a formulação explicitada), ou através da informação sobre esses eventos no registro civil.

Caso tivéssemos disponíveis informações de estatísticas vitais desagregadas por região de residência na época do último censo poderíamos calcular diretamente o fluxo líquido migratório como a diferença das populações da região em questão nos dois censos adicionando os nascimentos e descontando as mortes. O equivalente do método para frente, equações (1), (1a) e (1b) é

$$\left\{ \begin{array}{l} FU_{80,a+10}^s = U_{80,a+10}^s - \sum_{k=0}^9 mu_{70+k,a+k}^s - U_{70,a}^s \\ FR_{80,a+10}^s = R_{80,a+10}^s - \sum_{k=0}^9 mr_{70+k,a+k}^s - R_{70,a}^s \end{array} \right. \quad \forall a \geq 0. \quad (5)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} FU_{80,0}^s = U_{80,0}^s - \sum_{k=5}^9 mu_{70+k,k-10}^s - \sum_{k=5}^9 nu_{70+k}^s \\ FR_{80,0}^s = R_{80,0}^s - \sum_{k=5}^9 mr_{70+k,k-10}^s - \sum_{k=5}^9 nr_{70+k}^s \end{array} \right. \quad \forall a \geq 0. \quad (5a)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} FU_{80,5}^s = U_{80,5}^s - \sum_{k=1}^{10} mu_{70+k,k}^s - \sum_{k=1}^5 nu_{70+k}^s \\ FR_{80,5}^s = R_{80,5}^s - \sum_{k=1}^{10} mr_{70+k,k}^s - \sum_{k=1}^5 nr_{70+k}^s \end{array} \right. \quad \forall a \geq 0. \quad (5b)$$

onde

$mu_{70+k,a+k}^s$ é o número de mortes ocorridos no ano $(70+k)$ de indivíduos de sexo s e com idades no intervalo $[a+k, a+k+5)$ na zona urbana, sendo que para $a+k < 0$ considera-se intervalo de idade $[0, a+k+5)$;

no ano de 75.

$mr_{70+k,a+k}^s$ idem rural;

nu_{70+k}^s é o número de nascimentos ocorridos no ano (70+k) de indivíduos de sexo s na zona urbana; e

nr_{70+k}^s idem rural.

Dada a qualidade e cobertura deficientes do registro civil no Brasil, pelo menos quando se opera ao nível do país, e a total inexistência de informação de residência no último censo, utilizam-se comumente funções de fecundidade e mortalidade estimadas por métodos indiretos. Essas funções são as taxas específicas de fecundidade por idade e as razões de sobrevivência, no caso da mortalidade. Essas últimas são obtidas, usualmente, com a suposição de que a população se comporta de acordo com alguma família de tábuas modelo de mortalidade.

Os métodos indiretos que se valem de tábuas de vida podem levar em conta os níveis diferentes de mortalidade das populações urbana e rural, nas diferentes regiões, mas não os problemas gerados pelos erros de enumeração diferenciados entre grupos, que acarreta o não fechamento dos fluxos de saída e entrada, assim como da população projetada a partir do censo de 1970 com a enumerada no censo de 1980.

Uma opção alternativa é utilizar a taxa de sobrevivência intercensitária, $tsi_{70,a}^s$, a partir do seguimento de uma coorte de idade em dois censos consecutivos, e definida por

$$tsi_{70,a+10}^s = \frac{U_{80,a+10}^s + R_{80,a+10}^s}{U_{70,a}^s + R_{70,a}^s} \quad \forall a. \quad (6)$$

Para os dois primeiros grupos etários, nascidos durante a década, podemos definir a sobrevivência intercensitária como a razão entre estes grupos e os nascimentos durante os quinquênios equivalentes, ou seja

$$tsi_{70,5}^s = \frac{U_{80,5}^s + R_{80,5}^s}{NU_{70/75}^s + NR_{70/75}^s} \quad (6a)$$

$$tsi_{70,0}^s = \frac{U_{80,0}^s + R_{80,0}^s}{NU_{75/80}^s + NR_{75/80}^s}. \quad (6b)$$

Ocorre porém a situação inversa quando se empregam razões de sobrevivência intercensitárias. Neste caso assumindo-se que a razão de sobrevivência é igual para todas

as regiões e de tal forma, a reproduzir a população do segundo censo, dado o primeiro, teríamos que os fluxos calculados via (1), (3) ou (4) satisfariam, a restrição da soma nula, equação (2). Entretanto, estaríamos ignorando os diferenciais dos níveis de mortalidade existentes entre as diferentes áreas.

É possível definir uma modificação a essa técnica onde se corrige inclusive os erros de enumeração e cobertura, e leva-se em conta os diferentes níveis de mortalidade das populações. Henriques & Beltrão [1983] aplicam a proposta para o método para a frente.

A presente proposta é uma combinação dos métodos para frente (“forward”) e para trás (“backward”), mas incorporando uma correção devido a erros de enumeração do Censo como em Henriques & Beltrão. Esse método (como o da taxa de sobrevivência intercensitária) garante que os fluxos, calculados via falta nos estoques rurais ou via excesso nos urbanos coincidam, não sendo necessário uma redistribuição da diferença necessária nos métodos para frente e para trás ou combinação dos mesmos como sugerido pelo Manual de ONU sobre migrações [1970]. Tem também a vantagem de expor como no método combinado, os migrantes às condições de fecundidade e mortalidade das populações origem e alvo.

Uma outra forma de olhar para a equação (2), que implica que os fluxos de saída e entrada devem se anular, é substituir os valores para cada um dos fluxos, por exemplo via a equação (1) e obter

$$U_{80,a+10}^s + R_{80,a+10}^s = U_{70,a}^s \times tsu_{70,a}^s \times tsu_{75,a+5}^s + R_{70,a}^s \times tsr_{70,a}^s \times tsr_{75,a+5}^s \quad (2a)$$

ou seja que a soma das populações projetadas a partir dos dados de 1970 e das taxas de sobrevivência coincidem com a população mensurada em 1980.

A primeira restrição que vamos impor é o equivalente a esta equação mas para a formulação da migração no meio do período, i.e., que a população total estimada via projeção dos dados de 1970 coincida com a retroprojeção usando os dados de 1980. A segunda restrição é equivalente a supor que as taxas de sobrevivência dadas pelas estimativas indiretas informam pelo menos os níveis comparativos das duas regiões, ou seja que as taxas de sobrevivência corrigidas das duas regiões mantem a mesma relação que as taxas não corrigidas. Estas restrições podem ser formalizadas pelas equações (7), (8) e (9).

$$\frac{U_{80,a+10}^s}{tsu_{75,a+5}^{s*}} + \frac{R_{80,a+10}^s}{tsr_{75,a+5}^{s*}} = U_{70,a}^s \times tsu_{70,a}^{s*} + R_{70,a}^s \times tsr_{70,a}^{s*} \quad (7)$$

$$\frac{tsu_{75,a+5}^s}{tsr_{75,a+5}^s} = \frac{tsu_{75,a+5}^{s*}}{tsr_{75,a+5}^{s*}} \quad (8)$$

$$\frac{tsu_{70,a}^s}{tsr_{70,a}^s} = \frac{tsu_{70,a}^{s*}}{tsr_{70,a}^{s*}} \quad (9)$$

onde

$tsu_{70,a}^{s*}$ é a taxa de sobrevivência no quinquênio 70/75 do grupo etário $[a, a + 5)$ urbana por 5 anos, corrigida;

$tsu_{75,a}^{s*}$ idem para o quinquênio 75/80;

$tsr_{70,a}^{s*}$ idem para o quinquênio 70/75 e zona rural; e

$tsr_{75,a}^{s*}$ idem para o quinquênio 75/80.

Assumindo-se a migração concentrada no meio do período e que a correção das taxas de sobrevivência é a mesma para ambos os períodos temos as equações que definem a evolução (transição) das populações:

$$\begin{cases} (R_{70,a}^s tsr_{70,a}^{s*} + FR_{75,a+10}^s) \times tsr_{75,a+5}^{s*} = R_{80,a+10}^s \\ (U_{70,a}^s tsu_{70,a}^{s*} + FU_{75,a+10}^s) \times tsu_{75,a+5}^{s*} = U_{80,a+10}^s \end{cases} \quad (10)$$

e podemos derivar destas e da equação (2), equações definindo os fluxos migratórios,

$$\begin{cases} FU_{75,a+10}^s = \frac{U_{80,a+10}^s - U_{70,a}^s \times tsu_{70,a}^{s*} \times tsu_{75,a+5}^{s*}}{tsu_{75,a+5}^{s*}} \\ FR_{75,a+10}^s = \frac{R_{80,a+10}^s - R_{70,a}^s \times tsr_{70,a}^{s*} \times tsr_{75,a+5}^{s*}}{tsr_{75,a+5}^{s*}} \\ FU_{75,a+10}^s = -FR_{75,a+10}^s \end{cases} \quad (11)$$

Da equação (8) ou (9) podemos também derivar que para um dado coorte de um dado sexo, o do grupo etário $[a, a + 5)$ no primeiro censo, o fator de correção para o período 70/75, ou 75/80, deve ser o mesmo para a zona urbana e para a zona rural

$$\frac{tsu_{70,a}^{s*}}{tsu_{70,a}^s} = \frac{tsu_{75,a+5}^{s*}}{tsu_{75,a+5}^s} = \frac{tsr_{70,a}^{s*}}{tsr_{70,a}^s} = \frac{tsr_{75,a+5}^{s*}}{tsr_{75,a+5}^s} = fc_{a+10}^s \quad (8a)$$

onde, assumindo-se que o fator de correção (fc_a^s) é o mesmo para os dois quinquênios, é definido por

$$fc_{a+10}^s = \left(\left(\frac{U_{80,a+10}^s}{tsu_{75,a+5}^{s*}} + \frac{R_{80,a+10}^s}{tsr_{75,a+5}^{s*}} \right) / (U_{70,a}^s \times tsu_{70,a}^s + R_{70,a}^s \times tsu_{70,a}^s) \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (12)$$

Note que este fator de correção é uma medida relativa dos erros de enumeração nos 2 Censos, a razão de duas estimativas da população total no ano de 75, no numerador uma retroprojeção usando os dados de 80 e no denominador uma projeção usando os dados de 70. Alguns autores preferem utilizar como fator de correção o quociente de duas taxas de sobrevivências, no numerador a razão de sobrevivência intercensitária para o país como um todo e no denominador a taxa de sobrevivência decenal para o Brasil, dada por uma tábua. Este corretor também é equivalente a razão de duas estimativas de população, no numerador a população de 80 ($U_{80} + R_{80}$) e no denominador uma projeção agregada a partir de dados de 70,

$$\begin{aligned} fc_{a+10}^{s*} &= \frac{tsi_{70,a}^s}{ts_{70,a} \times ts_{75,a+5}} \\ &= \frac{\frac{U_{80,a+10}^s + R_{80,a+10}^s}{U_{70,a}^s + R_{70,a}^s}}{ts_{10,a}^s \times ts_{75,a+5}} \\ &= \frac{U_{80,a+10}^s + R_{80,a+10}^s}{(U_{70,a}^s + R_{70,a}^s) \times ts_{70,a}^s \times ts_{75,a+5}} \end{aligned}$$

onde $ts_{70,a}^s$ é a taxa de sobrevivência quinquenal no período 70/80 para o grupo $[a, a+5]$ de sexo s no Brasil. Apesar de ser também um corretor para os erros relativos de enumeração, este corretor não garante que os fluxos estimados tenham soma nula (satisfazam a equação 2).

Para os dois primeiros grupos encontrados no censo de 1980, e ainda não presente no censo de 1970, as fórmulas (11), (8a) e (12) não são aplicáveis e precisamos considerar os nascimentos na década para calcular as migrações.

Considerando $s = 2$, o sexo feminino, seja

$$\begin{cases} BU_{70} = 5 \sum_{15,5}^{45} \frac{1}{2} (U_{70,k}^2 + U_{75,k}^2) \times fec_{u,k}^{70} \\ BR_{70} = 5 \sum_{15,5}^{45} \frac{1}{2} (R_{70,k}^2 + R_{75,k}^2) \times fec_{r,k}^{70} \end{cases} \quad (13)$$

respectivamente os nascimentos urbanos e rurais no quinquênio 70/75, onde a população feminina no meio da década pode ser obtida, via a migração estimada ou simplesmente através de uma média diagonal, aritmética ou geométrica,

$$\begin{cases} U_{75,k}^2 = \frac{1}{2} (U_{70,k-5}^2 + U_{80,k+5}^2) \\ R_{75,k}^2 = \frac{1}{2} (R_{70,k-5}^2 + R_{80,k+5}^2) \end{cases}, \quad (14a)$$

ou

$$\begin{cases} U_{75,k}^2 = \sqrt{U_{70,k-5}^2 \times U_{80,k+5}^2} \\ R_{75,k}^2 = \sqrt{R_{70,k-5}^2 \times R_{80,k+5}^2} \end{cases}, \quad (14b)$$

e $fec_{u,k}^{70}$ e $fec_{r,k}^{70}$ são respectivamente as taxas de fecundidade específica do grupo $[k, k+5)$, das mulheres urbanas e rurais, no quinquênio 1970/75.

Então o fluxo migratório para o segundo grupo etário [5, 9), pode ser definido como

$$\begin{cases} FU_{75,5}^s = \frac{U_{80,5}^s}{tsu_{75,0}^{s*}} - NU_{70}^s \times Pbu_{70}^{s*} \\ FR_{75,5}^s = \frac{R_{80,5}^s}{tsr_{75,0}^{s*}} - NR_{70}^s \times Pbr_{70}^{s*} \\ FU_{75,5}^s = -FR_{75,5}^s \end{cases} \quad (11a)$$

onde os nascimentos de uma dado sexo s são calculados a partir dos nascimentos e da razão de sexos ao nascer³ e

$$\begin{aligned} BU_{70} &= NU_{70}^1 + NU_{70}^2 \\ BR_{70} &= NR_{70}^1 + NR_{70}^2 \end{aligned}$$

³Utilizamos a razão 105:100 para homens : mulheres ao nascer.

O fator de correção para este grupo é

$$fc_5^s = \left(\left(\frac{U_{80,5}^s}{tsu_{75,0}^s} + \frac{R_{80,5}^s}{tsr_{75,0}^s} \right) / \left(NU_{70}^s \times Pbu_{70}^s + NR_{70}^s \times Pbr_{70}^s \right) \right)^{\frac{1}{2}} \quad (12a)$$

Para o primeiro grupo, $[0, 5)$, não existente em 75, optou-se por uma projeção para o meio do quinquênio e as fórmulas correspondentes são

$$\begin{cases} BU_{75} = 5 \sum_{15,5}^{45} \frac{1}{2} (U_{75,k}^2 + U_{80,k}^2) \times fec_{u,k}^{75} \\ BR_{75} = 5 \sum_{15,5}^{45} \frac{1}{2} (R_{75,k}^2 + R_{80,k}^2) \times fec_{r,k}^{75} \end{cases} \quad (16)$$

$$\begin{cases} FU_{75,0}^s = \frac{U_{80,0}^s}{\sqrt{Pbu_{75}^{s*}}} - NU_{75}^s \times \sqrt{Pbu_{75}^{s*}} \\ FR_{75,0}^s = \frac{R_{80,0}^s}{\sqrt{Pbr_{75}^{s*}}} - NR_{75}^s \times \sqrt{Pbr_{75}^{s*}} \\ FU_{75,0}^s = -FU_{75,0}^s \end{cases} \quad (11b)$$

$$fc_0^s = \left(\left(\frac{U_{80,0}^s}{\sqrt{Pbu_{75}^s}} + \frac{R_{80,0}^s}{\sqrt{Pbr_{75}^s}} \right) / \left(NU_{75}^s \times \sqrt{Pbu_{75}^s} + NR_{75}^s \times \sqrt{Pbr_{75}^s} \right) \right)^{\frac{1}{2}} \quad (12b)$$

Já que a zona rural se mostrou uma região de emigração para todos os grupos etários as taxas de migração foram definidas como rural-urbanas. As taxas, decenais, foram então calculadas como a razão entre os fluxos estimados e a população em “risco” de migração, i.e., a população rural. Para os grupos etários $[a, a + 5)$ com $a \geq 10$,

$$tx_{75,a}^s = \frac{-FR_{75,a}^s}{R_{70,a-10}^s \times tsr_{70,a-10}^{s*}}$$

e para os dois primeiros grupos respectivamente, como

$$tx_{75,5}^s = \frac{-FR_{75,5}^s}{NR_{70}^s \times Pbr_{70}^{s*}}$$

$$tx_{75,0}^s = \frac{-FR_{75,0}^s}{NR_{75}^s \times \sqrt{Pbr_{75}^{s*}}}$$

Neste exercício utilizamos as estruturas de mortalidade e fecundidade estimadas por CELADE/IBGE [1984]. Os níveis de mortalidade foram estimados via métodos indiretos e as tábuas foram interpoladas linearmente usando-se como pivot as esperanças de vida ao nascer. Para o primeiro quinquênio da década considerada, 1970/75, interpolamos linearmente os valores das taxas específicas de fecundidade para os quinquênios 1965/70 e 1975/80, para cada uma das condições de domicílio. As taxas específicas assim obtidas, bem como as originais encontram-se nas Tabela 1A e 1B. As probabilidades de sobrevivência para cada sexo, grupo etário, quinquênio e condição de domicílio considerado encontram-se nas Tabela 2A a 2D. As taxas de sobrevivência intercensitária encontram-se na tabela 3. Note que os grupos etários de referência são os do coorte no ano de 1980.

TABELA 1A

TAXA ESPECIFICA DE FECUNDIDADE MULHERES URBANAS

	60/65	65/70	70/75	75/80
15 - 19	0.0520	0.0500	0.0527	0.0554
20 - 24	0.2050	0.2040	0.1900	0.1760
25 - 29	0.2567	0.2560	0.2280	0.2000
30 - 34	0.2089	0.2040	0.1769	0.1498
35 - 39	0.1533	0.1440	0.1184	0.0928
40 - 44	0.0727	0.0670	0.0536	0.0401
45 - 49	0.0229	0.0200	0.0147	0.0093
<i>TFT</i>	4.86	4.73	4.17	3.62

TABELA 1B

TAXA ESPECIFICA DE FECUNDIDADE MULHERES RURAIS

	60/65	65/70	70/75	75/80
15 – 19	0.0693	0.0770	0.0829	0.0888
20 – 24	0.3034	0.3010	0.2907	0.2803
25 – 29	0.3848	0.3660	0.3372	0.3083
30 – 34	0.3581	0.3320	0.2966	0.2612
35 – 39	0.2905	0.2660	0.2339	0.2018
40 – 44	0.1534	0.1410	0.1246	0.1082
45 – 49	0.0504	0.0440	0.0363	0.0285
<i>TFT</i>	8.05	7.64	7.01	6.39

TABELA 2A

TAXA DE SOBREVIVÊNCIA QUINQUENAL

HOMENS RURAIS

	60/65	65/70	70/75	75/80
<i>Pb</i>	0.8633	0.8735	0.8811	0.8877
0 – 4	0.9605	0.9640	0.9666	0.9690
5 – 9	0.9888	0.9898	0.9906	0.9913
10 – 14	0.9895	0.9905	0.9912	0.9918
15 – 19	0.9845	0.9858	0.9869	0.9877
20 – 24	0.9789	0.9808	0.9822	0.9833
25 – 29	0.9738	0.9761	0.9779	0.9790
30 – 34	0.9685	0.9712	0.9734	0.9744
35 – 39	0.9618	0.9651	0.9677	0.9686
40 – 44	0.9527	0.9567	0.9599	0.9607
45 – 49	0.9398	0.9447	0.9487	0.9494
50 – 54	0.9218	0.9279	0.9329	0.9335
55 – 59	0.8965	0.9041	0.9104	0.9110
60 – 64	0.8574	0.8662	0.8742	0.8754
65 – 69	0.7992	0.8084	0.8183	0.8210
70 – 74	0.7138	0.7270	0.7389	0.7426
75+	0.5945	0.6105	0.6273	0.6314

TABELA 2B
TAXA DE SOBREVIVÊNCIA QUINQUENAL
HOMENS URBANOS

	60/65	65/70	70/75	75/80
<i>Pb</i>	0.8603	0.8735	0.8884	0.9014
0 – 4	0.9595	0.9640	0.9693	0.9736
5 – 9	0.9885	0.9898	0.9913	0.9925
10 – 14	0.9893	0.9905	0.9918	0.9928
15 – 19	0.9841	0.9858	0.9878	0.9893
20 – 24	0.9784	0.9808	0.9834	0.9852
25 – 29	0.9732	0.9761	0.9791	0.9812
30 – 34	0.9677	0.9712	0.9745	0.9767
35 – 39	0.9609	0.9651	0.9687	0.9709
40 – 44	0.9516	0.9567	0.9608	0.9628
45 – 49	0.9384	0.9447	0.9494	0.9515
50 – 54	0.9201	0.9279	0.9336	0.9355
55 – 59	0.8944	0.9041	0.9110	0.9128
60 – 64	0.8550	0.8662	0.8754	0.8778
65 – 69	0.7963	0.8084	0.8212	0.8255
70 – 74	0.7104	0.7270	0.7429	0.7487
75+	0.5908	0.6105	0.6318	0.6389

TABELA 2C
TAXA DE SOBREVIVÊNCIA QUINQUENAL
MULHERES URBANAS

	60/65	65/70	70/75	75/80
<i>Pb</i>	0.8846	0.8988	0.9110	0.9177
0 – 4	0.9669	0.9716	0.9759	0.9783
5 – 9	0.9906	0.9919	0.9931	0.9938
10 – 14	0.9912	0.9924	0.9934	0.9940
15 – 19	0.9868	0.9887	0.9902	0.9909
20 – 24	0.9821	0.9846	0.9865	0.9875
25 – 29	0.9777	0.9808	0.9828	0.9839
30 – 34	0.9730	0.9767	0.9788	0.9798
35 – 39	0.9671	0.9715	0.9735	0.9746
40 – 44	0.9591	0.9643	0.9663	0.9673
45 – 49	0.9475	0.9540	0.9561	0.9571
50 – 54	0.9312	0.9393	0.9417	0.9426
55 – 59	0.9079	0.9181	0.9209	0.9218
60 – 64	0.8713	0.8838	0.8871	0.8887
65 – 69	0.8157	0.8299	0.8338	0.8368
70 – 74	0.7321	0.7515	0.7556	0.7596
75+	0.6132	0.6364	0.6431	0.6478

TABELA 2D
TAXA DE SOBREVIVÊNCIA QUINQUENAL
MULHERES RURAIS

	60/65	65/70	70/75	75/80
<i>Pb</i>	0.8820	0.8953	0.9192	0.9296
0 – 4	0.9686	0.9740	0.9788	0.9820
5 – 9	0.9903	0.9917	0.9939	0.9947
10 – 14	0.9909	0.9922	0.9941	0.9948
15 – 19	0.9865	0.9883	0.9911	0.9922
20 – 24	0.9817	0.9841	0.9877	0.9891
25 – 29	0.9771	0.9800	0.9842	0.9858
30 – 34	0.9724	0.9756	0.9801	0.9819
35 – 39	0.9664	0.9699	0.9748	0.9768
40 – 44	0.9581	0.9622	0.9675	0.9697
45 – 49	0.9464	0.9513	0.9572	0.9597
50 – 54	0.9297	0.9358	0.9428	0.9456
55 – 59	0.9061	0.9137	0.9220	0.9253
60 – 64	0.8691	0.8782	0.8890	0.8936
65 – 69	0.8128	0.8229	0.8375	0.8448
70 – 74	0.7290	0.7433	0.7606	0.7704
75+	0.6099	0.6292	0.6488	0.6608

TABELA 3

TAXA DE SOBREVIVÊNCIA INTERCENSITÁRIA

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 – 4	0.7480	0.8504	0.7709	0.8721
5 – 9	0.7825	0.7808	0.8046	0.8000
10 – 14	1.0434	1.0271	1.0761	1.0384
15 – 19	0.9661	0.9862	1.0541	1.0316
20 – 24	0.9394	0.9561	0.9966	0.9855
25 – 29	0.9192	0.9291	0.8947	0.9131
30 – 34	0.9355	0.9414	0.8829	0.9146
35 – 39	0.9830	0.9852	0.9580	0.9687
40 – 44	1.0151	1.0190	0.9920	1.0020
45 – 49	0.9094	0.9196	0.8791	0.9092
50 – 54	0.8962	0.8897	0.9209	0.9226
55 – 59	0.8331	0.8694	0.8542	0.9022
60 – 64	0.8131	0.7992	0.8455	0.8650
65 – 69	0.7348	0.8598	0.7955	0.9453
70 – 74	0.5393	0.6891	0.6105	0.7825
75 – 79	0.4891	0.6494	0.5759	0.7892
80+	0.2375	0.3047	0.2831	0.3800

Os fatores de correção obtidos para cada grupo etário e sexo encontram-se na Tabela 4*. Para termos uma idéia da correção obtida pelo método proposto, a Tabela 5 apresenta os fluxos migratórios calculados pelo método proposto, usando-se a taxa de sobrevivência intercensitária e a partir das populações rurais e urbanas sem nenhuma correção. Para comparação, os fluxos líquidos migratórios obtidos sem se utilizar a correção, a partir da população rural e da população urbana encontram-se respectivamente nas tabelas 5B e 5C. Note que os valores obtidos pelo método proposto estão sempre entre os estimados a partir da população rural e os estimados a partir da população urbana. Os fluxos calculados a partir da taxa de sobrevivência intercensitária encontram-se na Tabela 5D.

*Aqui também note que os grupos etários para os fatores de correção e para todas as tabulações de migração (tabelas 5A a 6D) de referência é o do coorte no ano de 1980.

TABELA 4
 FATORES DE CORREÇÃO

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 – 4	0.8562	0.9495	0.8593	0.9432
5 – 9	0.9703	0.9529	0.9675	0.9441
10 – 14	1.0478	1.0343	1.0589	1.0337
15 – 19	0.9933	1.0014	1.0356	1.0218
20 – 24	0.9814	0.9875	1.0086	0.9999
25 – 29	0.9758	0.9776	0.9598	0.9655
30 – 34	0.9896	0.9883	0.9577	0.9697
35 – 39	1.0197	1.0156	1.0021	1.0018
40 – 44	1.0423	1.0384	1.0251	1.0237
45 – 49	0.9944	0.9935	0.9717	0.9814
50 – 54	0.9981	0.9871	1.0044	0.9974
55 – 59	0.9778	0.9899	0.9812	0.9990
60 – 64	0.9882	0.9689	0.9964	0.9965
65 – 69	0.9733	1.0376	0.9984	1.0722
70 – 74	0.8826	0.9777	0.9220	1.0224
75 – 79	0.9183	1.0299	0.9739	1.1088
80+	0.7676	0.8320	0.8146	0.9049

TABELA 5A

FLUXOS MIGRATÓRIOS CORRIGIDOS

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 - 4	220893	411152	217631	387607
5 - 9	787601	777118	792493	790501
10 - 14	725968	930273	802432	1054947
15 - 19	732322	997118	919643	1202905
20 - 24	673224	1041464	736250	1091719
25 - 29	526877	854590	530605	803346
30 - 34	414588	570560	409182	553280
35 - 39	308275	389249	301009	380128
40 - 44	229356	289011	234852	295632
45 - 49	197134	243594	216831	273315
50 - 54	162188	212383	171709	240198
55 - 59	127972	157158	148847	191074
60 - 64	90806	128316	111510	161382
65 - 69	68621	78966	82687	105557
70 - 74	64711	66968	63079	84109
75 - 79	29362	38663	33403	53625
80+	22785	30394	27886	54789

TABELA 5B

FLUXOS MIGRATÓRIOS (RURAL)

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 – 4	873010	664559	833625	594135
5 – 9	1024050	1217440	1044133	1182258
10 – 14	440362	869094	465515	848505
15 – 19	768994	1163570	738901	1079638
20 – 24	754443	1190766	701052	1079324
25 – 29	610019	1010676	667056	908351
30 – 34	444063	680993	527972	622343
35 – 39	261990	401646	296079	363672
40 – 44	142339	290791	187326	238474
45 – 49	207172	318305	263458	291251
50 – 54	165028	318853	165932	230095
55 – 59	155626	256505	168351	178975
60 – 64	102318	229090	114394	150817
65 – 69	86716	118786	83588	41954
70 – 74	130699	115560	99125	59152
75 – 79	52424	39691	39445	6895
80+	86793	83065	75587	72039

TABELA 5C

FLUXOS MIGRATÓRIOS (URBANO)

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 - 4	-379092	131518	-348966	83566
5 - 9	586266	335438	576607	275371
10 - 14	974936	1194476	1111923	1306135
15 - 19	700263	1007874	1097301	1370984
20 - 24	597369	951516	773943	1078500
25 - 29	447417	717435	377942	555127
30 - 34	383427	511791	264366	371647
35 - 39	360359	451056	307329	375190
40 - 44	331069	425323	299331	372909
45 - 49	185815	223551	156017	198157
50 - 54	159168	176378	179244	218983
55 - 59	98076	135531	121759	175637
60 - 64	78338	76156	107447	141225
65 - 69	47903	128051	81288	197498
70 - 74	-5633	45751	10110	94896
75 - 79	2474	57364	23188	124302
80+	-44457	-61268	-46142	-29163

TABELA 5D

FLUXOS MIGRATÓRIOS (RAZÃO DE SOBREVIVÊNCIA INTERCENSITÁRIA)

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 – 4	191037	411356	184180	388444
5 – 9	826337	841444	830941	843815
10 – 14	735644	948864	814590	1060759
15 – 19	732623	1000771	919912	1196744
20 – 24	671728	1042824	734696	1080383
25 – 29	525619	856464	529226	790663
30 – 34	413640	572819	407923	541477
35 – 39	307489	391247	299716	369601
40 – 44	228541	290654	233382	284851
45 – 49	196203	244599	215091	261849
50 – 54	161093	212829	169743	227345
55 – 59	126742	157084	146629	178262
60 – 64	89515	127700	109141	147676
65 – 69	67087	78363	80151	91128
70 – 74	62505	66180	60077	70411
75 – 79	27776	38215	31022	41707
80+	21543	30717	25544	42735

As taxas de migração decenal correspondentes, calculadas como a razão entre os fluxos estimados e a população rural no começo da década, encontram-se na tabela 6A a 6D e nos gráficos 1 a 4. Como era de se esperar, também para as taxas, os valores obtidos pelo método proposto estão sempre entre os estimados a partir da população rural e os estimados a partir da população urbana. É bem visível nos gráficos as diferenças encontradas nas taxas calculadas somente a partir de uma das populações. Estas discrepâncias nos dão porém, uma informação sobre o tipo de violação dos supostos assumidos nos cálculos das migrações. No caso de taxas calculadas a partir de somente uma das populações temos que assumir que as taxas de mortalidade e fecundidade utilizadas refletem realmente o padrão da década para a população e que inexistem error de enumeração (ou que se compensam entre os dois anos censitários).

Analisando-se as diferenças entre as taxas estimadas via população rural e via população urbana, podemos inferir o tipo de quebra de alguns supostos. O Comportamento em dente de serra nos últimos grupos etários é sempre consistente para as duas décadas

e sexos. Quando calculados via população rural, os mínimos são nos grupos etários com dígito 5 e os máximos nos de dígito 0. Via população urbana, o inverso acontece. Isto é uma indicação de um padrão de erros de enumeração consistente por sexo e para todos os três censos considerados.

O descolamento das taxas de migração para os grupos mais idosos, calculadas pelos diferentes métodos para o período 60/70, sempre maior quando calculados via a população rural (comportamento mais marcante na população masculina) parece indicar que os níveis de mortalidade utilizados para a década, como dado nas tábuas escolhidas, para os grupos mais velhos, estão subestimados na população urbana e superestimados na população rural (pelo menos em termos relativos). Erros sistemáticos de declaração de idade também poderiam resultar neste padrão, por exemplo declaração de idade menor na população urbana e de maior na população rural. Para a população masculina na década de 70 não pareceu haver um erro nos níveis de mortalidade para os últimos grupos etários (As taxas calculadas via população urbana e rural se entrecruzam). Já para a população feminina no mesmo período parece haver o problema inverso ao ocorrido na década anterior. Existe agora uma superestimação na mortalidade da população urbana idosa e uma subestimação na população rural.

Quando analisamos os primeiros grupos etários, alguns tipos de erros têm efeitos na mesma direção e se confundem: subenumeração do grupo, superestimação da fecundidade e subestimação da mortalidade. As taxas calculadas via população urbana para os dois primeiros grupos são sempre menores que as calculadas via população rural, isto poderia ser explicado seja por um erro de enumeração maior na população rural neste grupos, seja por uma superestimação relativa da fecundidade urbana, seja por uma subestimação relativa da mortalidade infantil urbana. No caso do período 60/70, considerando-se os fatores de correção e o fluxo negativo para para o primeiro grupo (via população urbana) parece indicar que o erro dominante é a estimativa de fecundidade.

TABELA 6A

TAXAS LÍQUIDAS MIGRATÓRIAS DECENAIS CORRIGIDAS

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 – 4	0.0444	0.0459	0.0990	0.0980
5 – 9	0.1529	0.1616	0.1680	0.1795
10 – 14	0.2131	0.2450	0.2635	0.3041
15 – 19	0.2340	0.3095	0.3023	0.3758
20 – 24	0.2624	0.3032	0.3716	0.4075
25 – 29	0.2588	0.2613	0.3709	0.3672
30 – 34	0.2486	0.2444	0.3244	0.3281
35 – 39	0.2277	0.2252	0.2847	0.2887
40 – 44	0.1986	0.2174	0.2491	0.2700
45 – 49	0.1914	0.2217	0.2374	0.2768
50 – 54	0.1825	0.2218	0.2254	0.2863
55 – 59	0.1735	0.2356	0.2096	0.2903
60 – 64	0.1559	0.2250	0.1993	0.2934
65 – 69	0.1626	0.2387	0.1583	0.2611
70 – 74	0.1666	0.2012	0.1705	0.2639
75 – 79	0.1444	0.2029	0.1530	0.2627
80+	0.1576	0.2176	0.1858	0.3792

TABELA 6B

TAXAS LÍQUIDAS MIGRATÓRIAS DECENAIS (RURAL)

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 – 4	0.1754	0.1759	0.1600	0.1502
5 – 9	0.1988	0.2129	0.2632	0.2684
10 – 14	0.1293	0.1421	0.2461	0.2446
15 – 19	0.2457	0.2487	0.3527	0.3373
20 – 24	0.2941	0.2887	0.4249	0.4029
25 – 29	0.2996	0.3284	0.4387	0.4152
30 – 34	0.2663	0.3153	0.3872	0.3690
35 – 39	0.1935	0.2215	0.2937	0.2762
40 – 44	0.1232	0.1734	0.2507	0.2178
45 – 49	0.2011	0.2694	0.3102	0.2950
50 – 54	0.1857	0.2143	0.3385	0.2742
55 – 59	0.2110	0.2665	0.3422	0.2719
60 – 64	0.1757	0.2308	0.3558	0.2742
65 – 69	0.2055	0.2413	0.2382	0.1038
70 – 74	0.3365	0.3161	0.2942	0.1856
75 – 79	0.2578	0.2396	0.1571	0.0338
80+	0.6002	0.5899	0.5078	0.4986

TABELA 6C

TAXAS LÍQUIDAS MIGRATÓRIAS DECENAIS (URBANO)

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 – 4	-0.0762	-0.0736	0.0317	0.0211
5 – 9	0.1138	0.7239	0.0725	0.0625
10 – 14	0.2862	0.3395	0.3383	0.3765
15 – 19	0.2237	0.3693	0.3055	0.4283
20 – 24	0.2329	0.3187	0.3395	0.4026
25 – 29	0.2198	0.1861	0.3114	0.2538
30 – 34	0.2299	0.1579	0.2910	0.2204
35 – 39	0.2661	0.2299	0.3299	0.2850
40 – 44	0.2867	0.2771	0.3666	0.3405
45 – 49	0.1804	0.1595	0.2179	0.2007
50 – 54	0.1791	0.2315	0.1872	0.2610
55 – 59	0.1330	0.1927	0.1808	0.2669
60 – 64	0.1345	0.2168	0.1183	0.2568
65 – 69	0.1135	0.2346	0.2567	0.4886
70 – 74	-0.0145	0.0322	0.1165	0.2978
75 – 79	0.0122	0.1408	0.2271	0.6090
80+	-0.3075	-0.3601	-0.2722	-0.1072

TABELA 6D

TAXAS LÍQUIDAS MIGRATÓRIAS DECENAIS (INTERCENSITÁRIAS)

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 – 4	0.0384	0.0389	0.0990	0.0982
5 – 9	0.1605	0.1694	0.1819	0.1916
10 – 14	0.2160	0.2487	0.2687	0.3058
15 – 19	0.2341	0.3096	0.3034	0.3738
20 – 24	0.2619	0.3026	0.3721	0.4033
25 – 29	0.2582	0.2606	0.3718	0.3614
30 – 34	0.2480	0.2436	0.3257	0.3211
35 – 39	0.2271	0.2242	0.2861	0.2807
40 – 44	0.1979	0.2161	0.2505	0.2601
45 – 49	0.1905	0.2199	0.2384	0.2652
50 – 54	0.1813	0.2193	0.2259	0.2710
55 – 59	0.1718	0.2321	0.2095	0.2709
60 – 64	0.1537	0.2202	0.1984	0.2685
65 – 69	0.1590	0.2313	0.1571	0.2255
70 – 74	0.1609	0.1916	0.1685	0.2209
75 – 79	0.1366	0.1884	0.1513	0.2043
80+	0.1490	0.1993	0.1878	0.2958

Considerando-se apenas as taxas corrigidas (Tabela 6A e gráficos 5 a 8) podemos dizer que as taxas masculinas possuem uma moda nos grupos [20 – 30] e caem consistentemente em ambas as direções. As taxas femininas se apresentam bimodais e mais altas em média do que as masculinas. Cumpre também notar as taxas quase idênticas para o primeiro grupo etário e o fato de que as taxas femininas crescem mais rápido e alcançam uma moda antes das masculinas. Esta análise pode também ser feita utilizando-se as razões das taxas de migração entre sexos por década (gráfico 9) e entre décadas por sexo (gráfico 10).

Para exercícios de projeções populacionais são entretanto necessárias taxas de migração quinquenal. Para completar o exercício calcularam-se as taxas quinquenais (tx').

As taxas quinquenais (tx') foram consideradas constantes na década e satisfazendo as equações.

$$tx_{75,a+10}^s = tx_{75,a+5}^{is} + (1 - tx_{75,a+5}^{is})tx_{75,a+10}^{is}$$

$$tx_{75,5}^s = tx_{75,0}^{is} + (1 - tx_{75,0}^s)tx_{75,5}^{is}$$

$$tx_{75,0}^s = tx_{75,0}^{fs},$$

ou seja que para os grupos já presentes no primeiro quinquênio a probabilidade de migrar numa década é igual a probabilidade de migrar no primeiro quinquênio e em não migrando no primeiro quinquênio, migrar no segundo. Para os nascidos no segundo quinquênio a taxa estimada já é a quinquenal.

Os valores suavizados das taxas quinquenais encontram-se na tabela 7 e nos gráficos 11 e 12. Para comparação, os valores mensurados originalmente e os calculados a partir das taxas quinquenais suavizadas encontram-se nos gráficos 13 a 16.

TABELA 7

TAXAS LÍQUIDAS MIGRATÓRIAS QUINQUENAIS

	<i>HOMENS</i>		<i>MULHERES</i>	
	60/70	70/80	60/70	70/80
0 - 4	0.0452	0.0452	0.0985	0.0985
5 - 9	0.1000	0.1219	0.1200	0.1250
10 - 14	0.1200	0.1579	0.1506	0.2047
15 - 19	0.1310	0.1800	0.1785	0.2350
20 - 24	0.1470	0.1502	0.2350	0.2150
25 - 29	0.1370	0.1306	0.1777	0.1939
30 - 34	0.1280	0.1250	0.1650	0.1664
35 - 39	0.1080	0.1145	0.1433	0.1467
40 - 44	0.1016	0.1163	0.1300	0.1444
45 - 49	0.0980	0.1193	0.1234	0.1547
50 - 54	0.0937	0.1250	0.1164	0.1557
55 - 59	0.0880	0.1264	0.1055	0.1595
60 - 64	0.0860	0.1280	0.1022	0.1500
65 - 69	0.0838	0.1100	0.0890	0.1400
70 - 74	0.0810	0.1024	0.0845	0.1441
75 - 79	0.0790	0.1119	0.0800	0.1386
80+	0.0853	0.1190	0.1150	0.2793

Estas estimativas de migração são medidas transversais, referem-se a um dado instante do tempo. Os efeitos da migração, assim como de todas as outras variáveis demográficas se referem a coortes. No entanto podemos calcular para um dado corte sintético, exposto a taxas migratórias como os medidos nesta estimativa transversal, a probabilidade de dado que nasceu na região rural eventualmente ter migrado para a região urbana. O gráfico 17

mostra as probabilidades, do grupo etário, $[x, x + 5)$ e sexo s , para as duas décadas, calculadas para década de 70/80 como

$$T_{75,0}^s = tx_{75,0}^s$$

$$T_{75,x}^s = T_{75,x-5} + (1 - T_{75,x-5}) \times tx_{75,x}^s,$$

ou seja, a probabilidade de já ter migrado para um dado grupo etário é a soma de duas probabilidades, a de já ter migrado até o grupo etário anterior e a de dado que não migrou até então, migrar naquele período. Podemos observar neste gráfico cumulativo que os homens correspondentes a década de 60/70 são os de menor intensidade de migração, e as mulheres correspondentes a década de 70/80 a de maior intensidade.

Como fecho queremos acrescentar que o método proposto pode ser utilizado para qualquer 2 regiões, desde que a soma das duas possa ser considerada uma população fechada.

BIBLIOGRAFIA

- UN (1970), *Manual VI – Methods of Measuring Internal Migrations*
- HENRIQUES, M. H. F. T. & BELTRÃO K. I. (1986) “Migrações Internas: O Modelo Brasileiro” – Anais do V Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Vol.3, pp 1353–1374.
- CARVALHO, J. A. M. C. Migrações Internas: Mensuração Direta e Indireta, *Revista Brasileira de Estatística*, XLIII, 171, julho/set 1982, pp 549–583.
- CARVALHO, J. A. M. C. & PINHEIRO, S. de M. G. *Fecundidade e Mortalidade no Brasil – 1970/80*, Relatório de Pesquisa Cedeplar, Fev 1986.
- CARVALHO, J. A. M. C. *Fecundidade e Mortalidade no Brasil – 1960/70*, Relatório de Pesquisa, Cedeplar, 1975.
- CELADE/IBGE : Estimaciones y Proyecciones de Poblacion 1950 – 2025.

GRAFICO 1
TAXA DE MIGRACAO LIQUIDA RURAL-URBANO
HOMENS BRASIL 1960/70

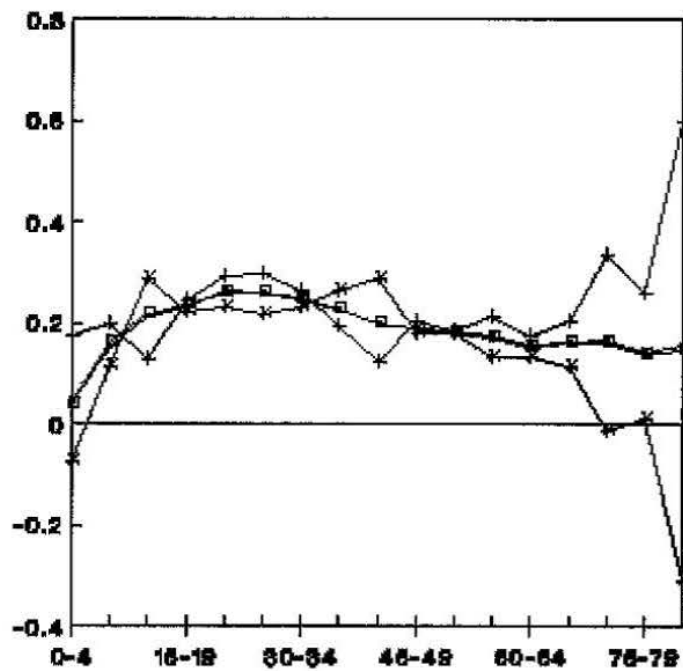
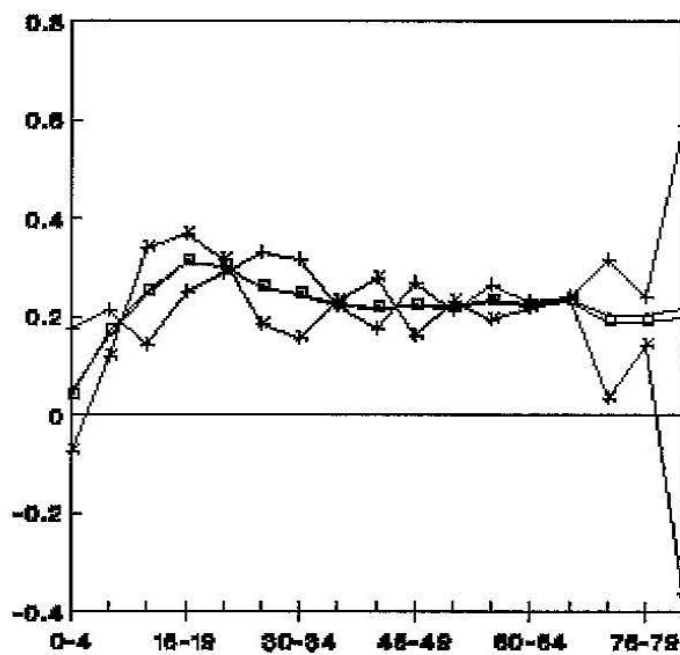


GRAFICO 2
TAXA DE MIGRACAO LIQUIDA RURAL-URBANO
MULHERES BRASIL 1960/70



— CORRIGIDO + RUR x URB □ INTER

GRAFICO 3
TAXA DE MIGRAÇÃO LÍQUIDA RURAL-URBANO
HOMENS BRASIL 1970/80

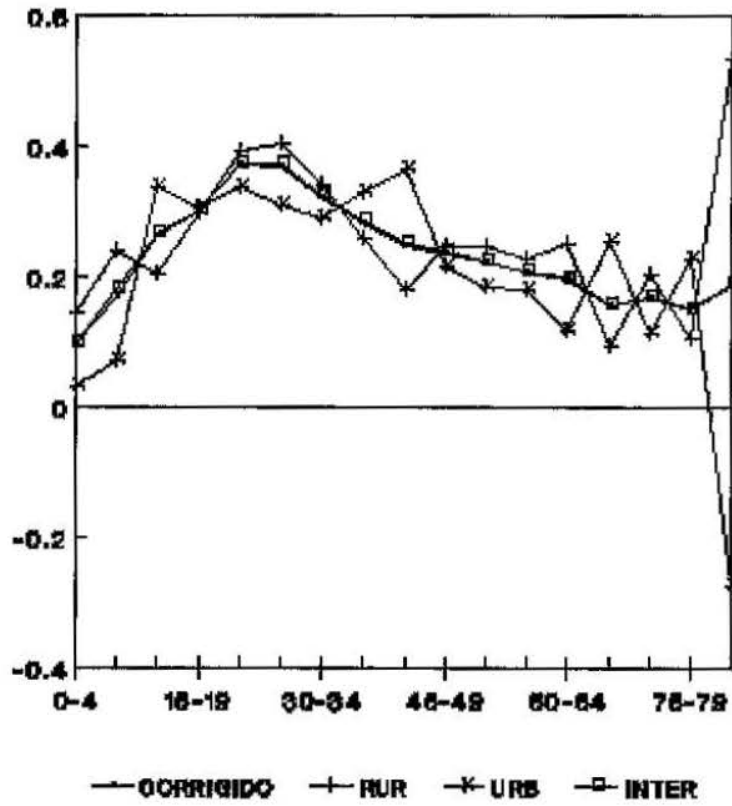


GRAFICO 4
TAXA DE MIGRAÇÃO LÍQUIDA RURAL-URBANO
MULHERES BRASIL 1970/80

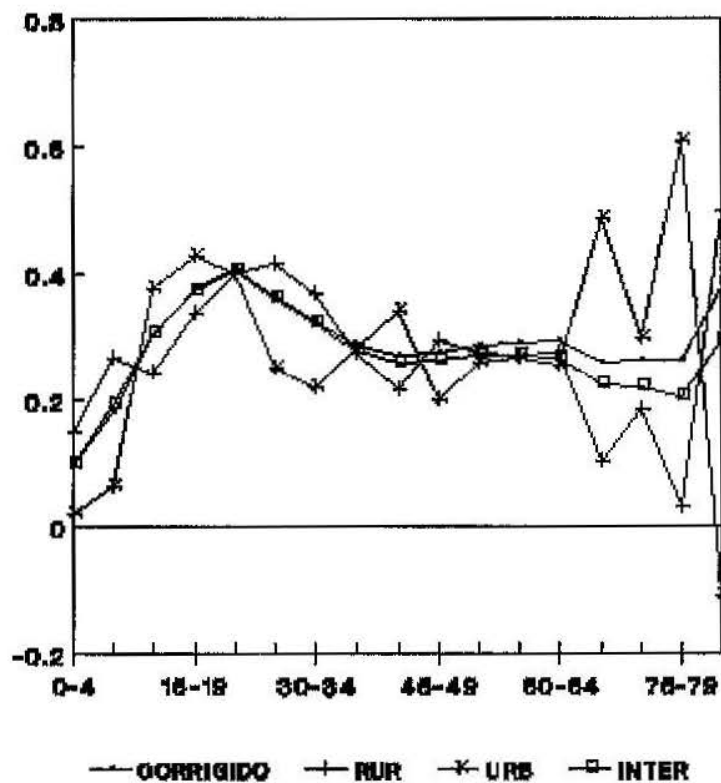


GRAFICO 5
TAXA DE MIGRACAO LIQUIDA RURAL-URBANO
BRASIL HOMENS

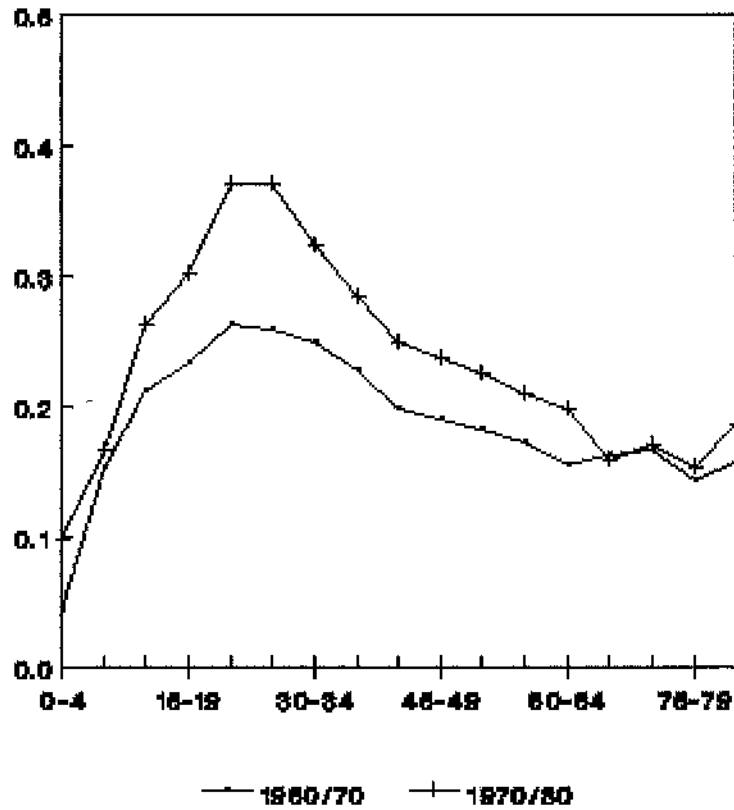


GRAFICO 6
TAXA DE MIGRACAO LIQUIDA RURAL-URBANO
BRASIL MULHERES

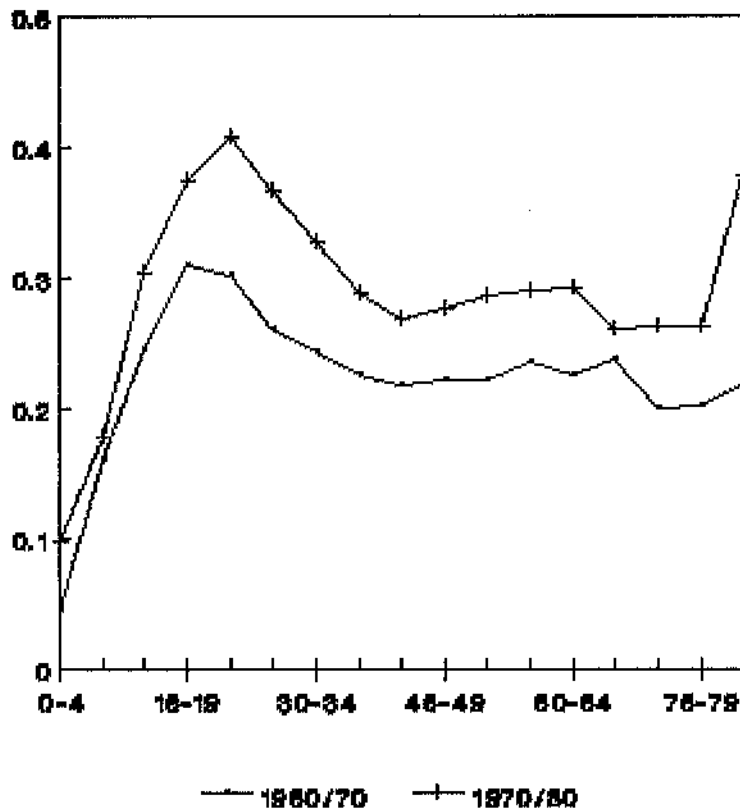


GRAFICO 7
TAXA DE MIGRAÇÃO LÍQUIDA RURAL-URBANO
BRASIL 1960/70

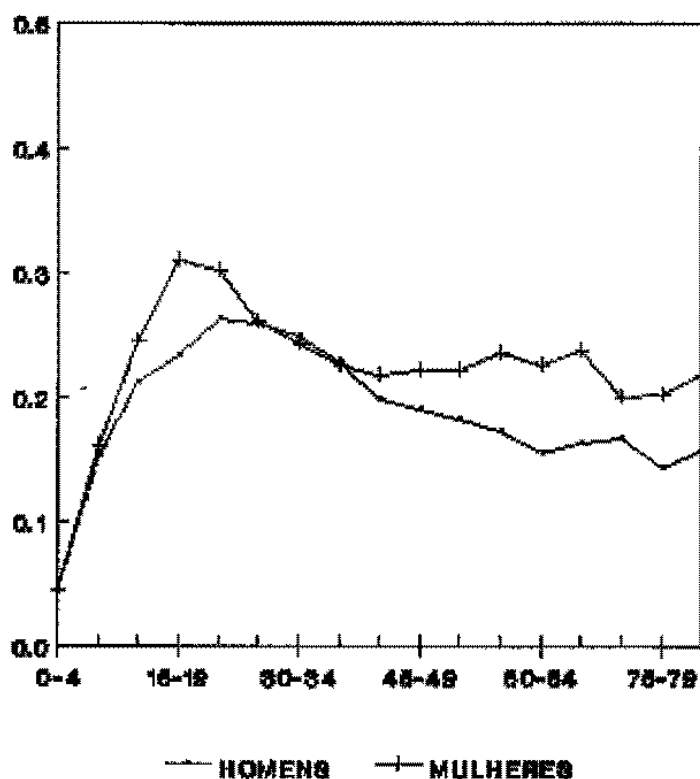


GRAFICO 8
TAXA DE MIGRAÇÃO LÍQUIDA RURAL-URBANO
BRASIL 1970/80

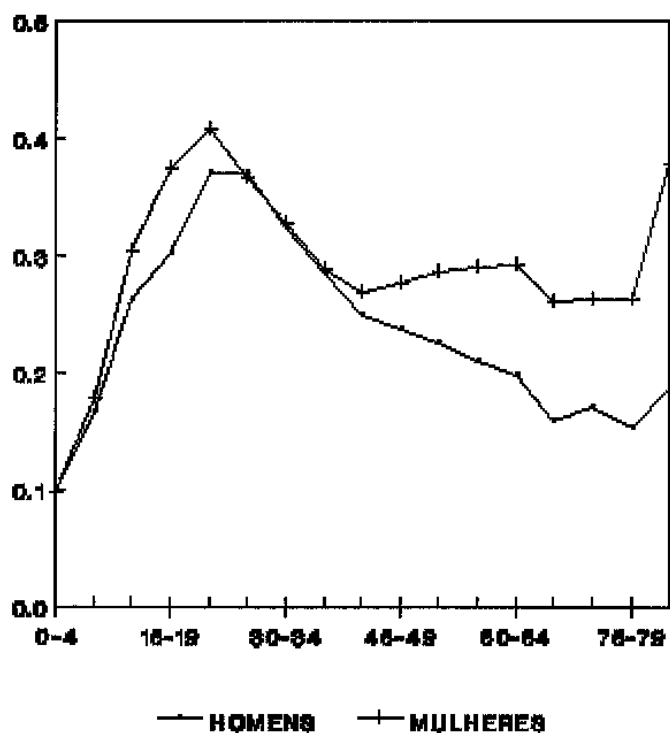


GRAFICO 9
COMPARAÇÃO DA MIGRAÇÃO RURAL-URBANO
BRASIL RAZÃO HOMENS/MULHERES

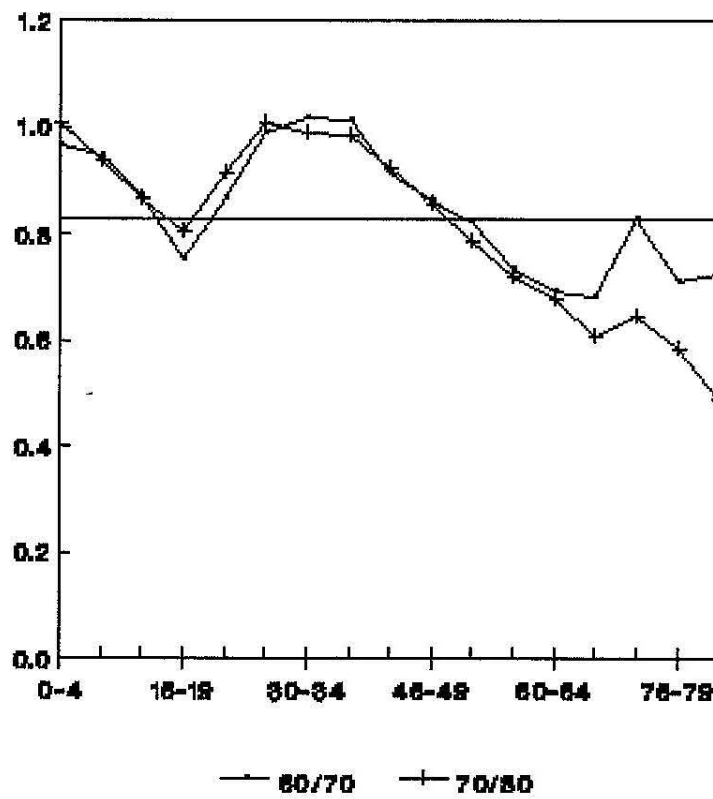


GRAFICO 10
COMPARAÇÃO DA MIGRAÇÃO RURAL-URBANO
BRASIL RAZÃO 1960/70 COM 1970/80

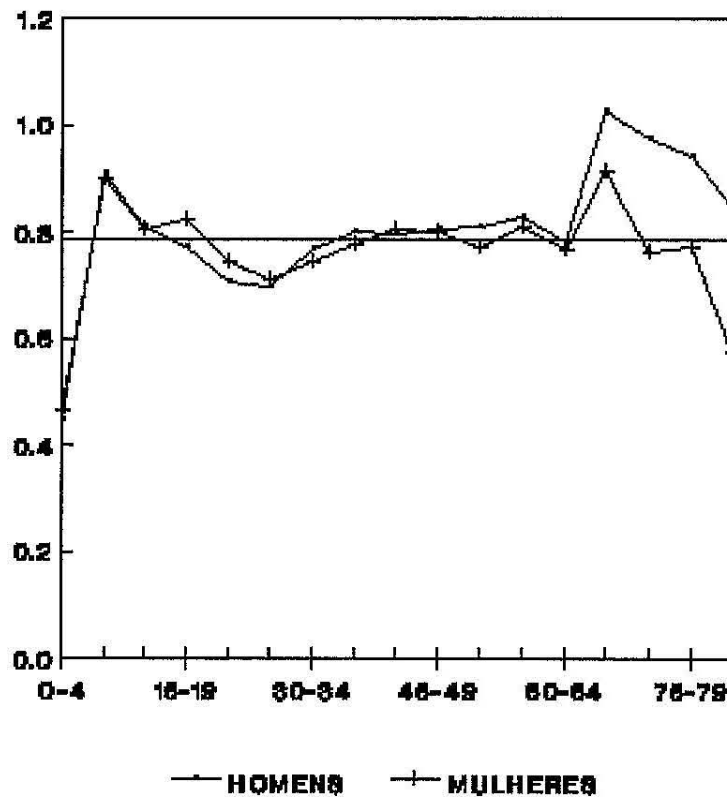


GRAFICO 11
TAXA DE MIGRACAO QUINQUENAL RURAL-URBANO
BRASIL 1960/70

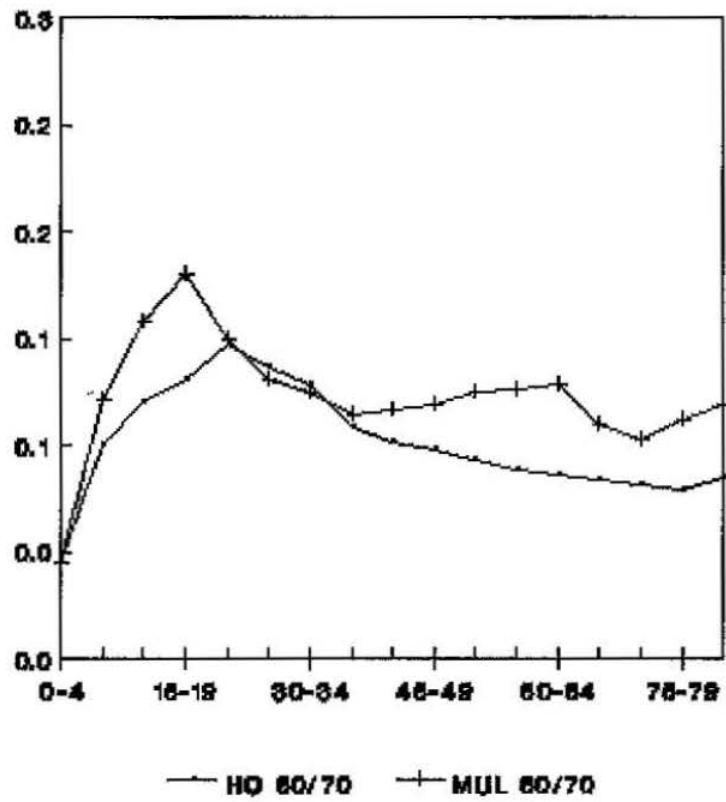


GRAFICO 12
TAXA DE MIGRACAO QUINQUENAL RURAL-URBANO
BRASIL 1970/80

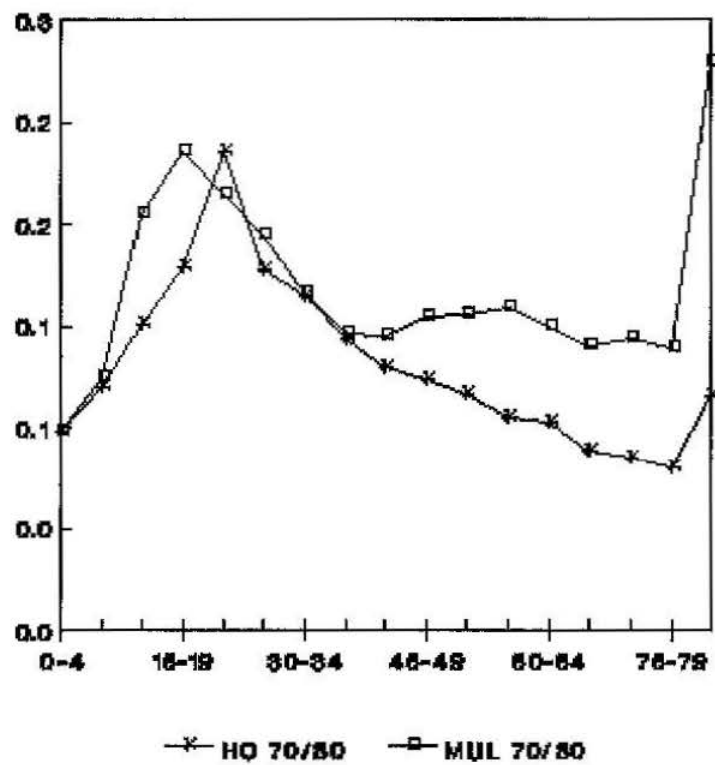


GRAFICO 13
TAXA DE MIGRACAO LIQUIDA RURAL-URBANO
BRASIL HOMENS 1960/70

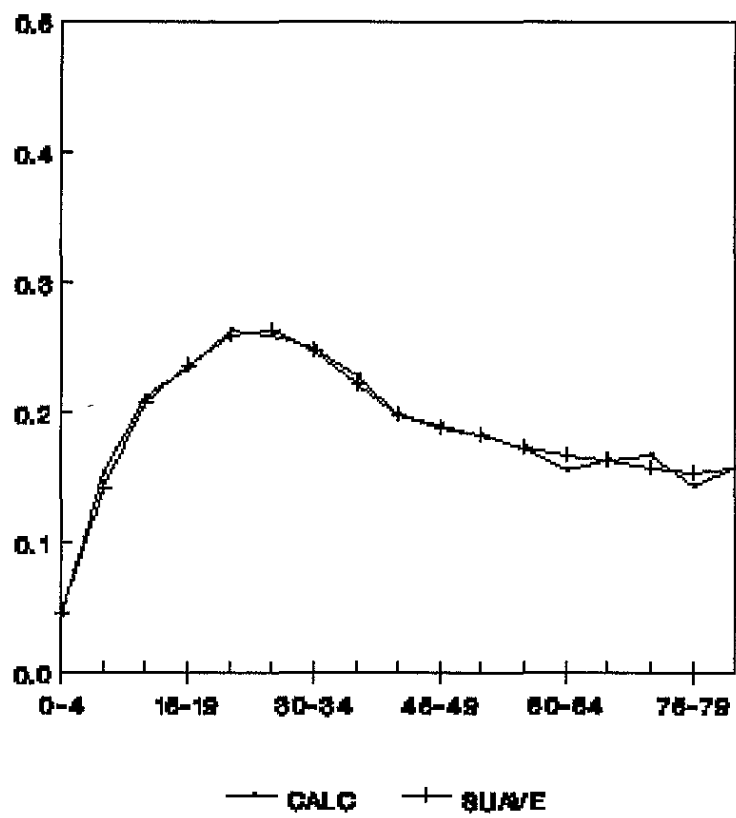


GRAFICO 14
TAXA DE MIGRACAO LIQUIDA RURAL-URBANO
BRASIL MULHERES 1960/70

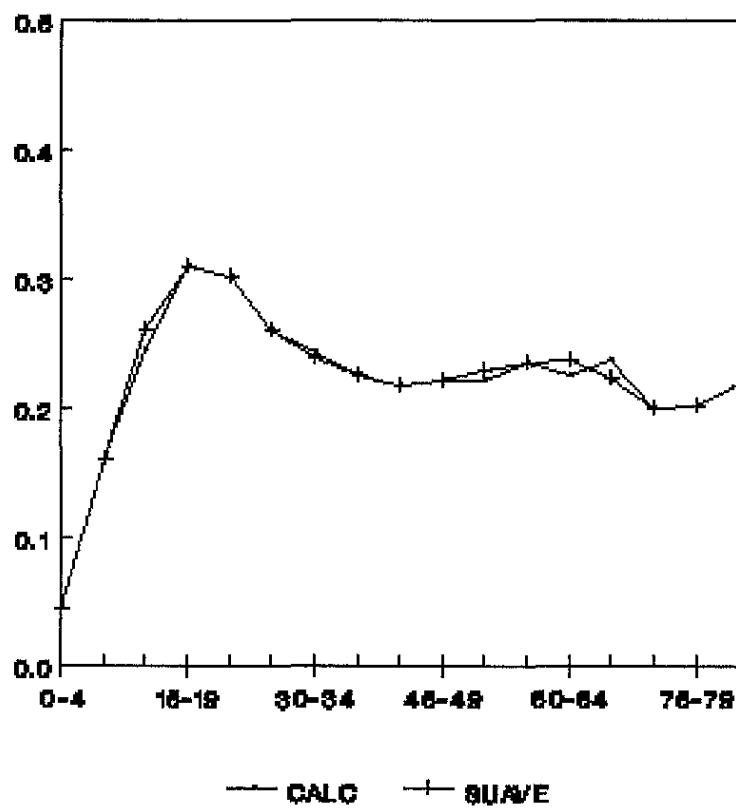


GRAFICO 15
TAXA DE MIGRACAO LIQUIDA RURAL-URBANO
BRASIL HOMENS 1970/80

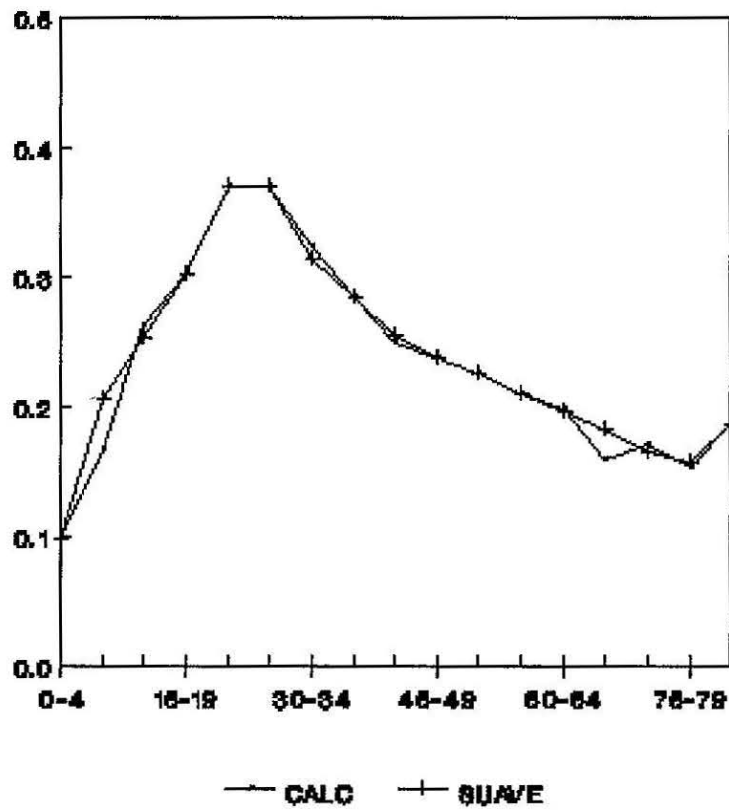


GRAFICO 16
TAXA DE MIGRACAO LIQUIDA RURAL-URBANO
BRASIL MULHERES 1970/80

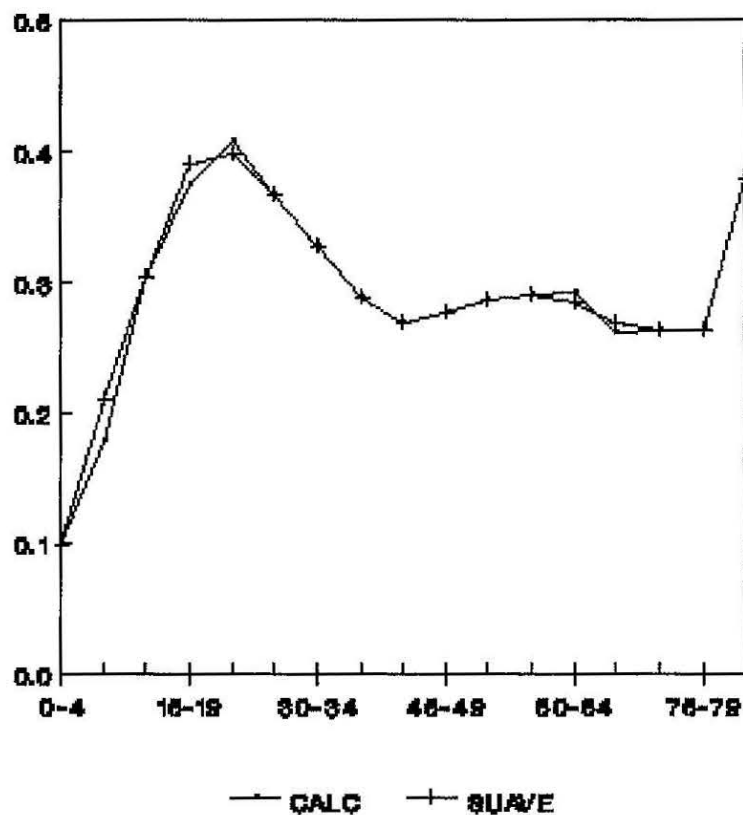
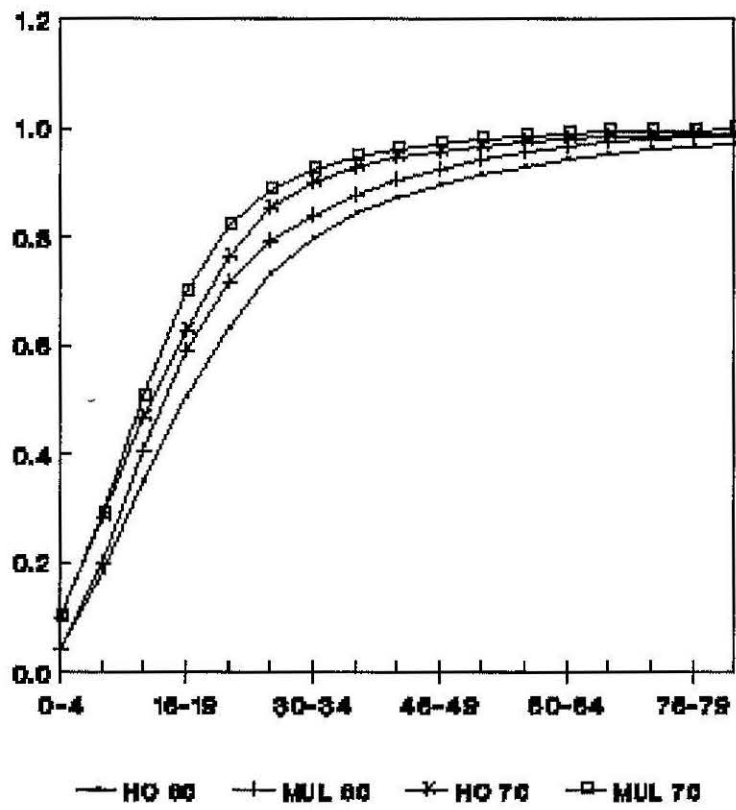


GRAFICO 17

TAXA DE MIGRACAO CUMULATIVA BRASIL RURAL-URBANO



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)
Angeia Caruso Pereira (ENCE/IBGE)
Christine Guimarães Thomaz Pereira (ENCE/IBGE)
Maria Justina Nunes Carollo (ENCE/IBGE)
André Nuñez Viêgas (ENCE/IBGE)
Eliane Pszczol (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 Duchiade (ENSP/FIOCRUZ)
Paulo Pimentel Wulhynek (ENCE/IBGE)

- 07/90 - DINÂMICA DEMOGRÁFICA: PASSADO, PRESENTE e FUTURO
Ana Amélia Camarano (IPEA)
Kaizō Iwakami Beltrão (ENCE/IBGE)
- 08/90 - DINÂMICA DEMOGRÁFICA POR NÍVEL DE RENDA
Ana Amélia Camarano (IPEA)
Kaizō Beltrão (ENCE/IBGE)
- 09/90 - PROGRAMA PARA ANÁLISE DE EXPERIMENTOS PLANEJADOS
SECUNDO O ENFOQUE DE NELDER
Denise Cunha Ottero (ENCE/IBGE)
- 10/90 - SISTEMA ESTATÍSTICO, PLANEJAMENTO E SOCIEDADE NO BRASIL
(NOTAS PARA UMA DISCUSSÃO)
Andrê Cezar Medici (ENCE/IBGE)
- 11/90 PREVIDÊNCIA SOCIAL- Velhos Problemas, Novos Desafios
Pedro Luiz Barros Silva - FENAP/SAF
Andrê Cezar Medici - ENCE/IBGE
- 01/91- A POLÍTICA DE MEDICAMENTOS NO BRASIL
Andrê Medici (ENCE/IBGE)
Francisco de Oliveira (IPEA)
Kaizō Iwakami Beltrão (ENCE/IBGE)
- 02/91- INCENTIVOS GOVERNAMENTAIS AO SETOR PRIVADO EM SAÚDE NO BRASIL
Andrê Cezar Medici (ENCE/IBGE)
- 03/91- CÁLCULO DAS TAXAS LÍQUIDAS DE MIGRAÇÃO RURAL-URBANA
Kaizō Iwakami Beltrão (ENCE/IBGE)