

**MORTALIDADE POR SEXO E IDADE DOS  
FUNCIONÁRIOS DO BANCO DO BRASIL,  
1940-1990**

Kaizô Iwakami Beltrão - ENCE  
Ana Paula Barbosa Sobral - ENCE  
André Amaral de Castro Leal - ENCE  
Maria Cristina G. Conceição - Colégio México

**INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE**  
**ESCOLA NACIONAL DE CIÊNCIAS ESTATÍSTICAS - ENCE**

**RELATÓRIOS TÉCNICOS**

**Nº 02/95**

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

**Kaizô Iwakami. Beltrão**  
**Ana Paula Barbosa Sobral**  
**André Amaral de Castro Leal**  
**Maria Cristina G. Conceição**

**Setembro/95**

## **RELATÓRIOS TÉCNICOS DA ENCE/IBGE**

Os relatórios técnicos da ENCE/IBGE são textos para a discussão, sob a forma de “pré-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 1995 fazem oito 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 20 231-050, Bairro de Fátims, Rio de Janeiro (RJ).

## MORTALIDADE POR SEXO E IDADE DOS FUNCIONÁRIOS DO BANCO DO BRASIL, 1940-1990

As tábuas de mortalidade desagregadas por categorias ocupacionais são comuns em países desenvolvidos. Por exemplo, na Grã-Bretanha são coletadas e publicadas estatísticas há mais de cem anos, classificando os trabalhadores em cinco grupos sócios-econômicos: não qualificados, semi-qualificados, qualificados, intermediários e de nível superior.

A mortalidade dos estudos nesta área baseia-se na " RAZÃO PADRONIZADA DE MORTALIDADE " - RPM, isto é, o quociente entre o número de "óbitos realmente observados" num dado grupo ocupacional e o número " esperado de óbitos " se as taxas específicas de mortalidade por sexo e idade do país fossem aplicadas. (Ver LILIENFIELD & LILIENFIELD, 1980).

Este procedimento também pode ser utilizado para taxas de mortalidade por " causa mortis ". Por exemplo, TERRIS (1967) estudou óbitos por cirrose hepática em diferentes grupos ocupacionais nos EUA e outros países durante os anos 50. Entre suas descobertas, Terris conclui que no grupo de homens de 20 a 60 anos de idade, os trabalhadores manuais (exceto os de agricultura) e semi-qualificados tiveram níveis de mortalidade respectivamente de 48% e 18% acima da média americana. Os dados também identificaram, dentre os sub-grupos de mais alta taxa, um fator que poderia ser entendido como " exposição ", aqueles indivíduos que trabalham diretamente com bebidas alcoólicas, em hotéis, bares e restaurantes.

Por outro lado, na Inglaterra e País de Gales, durante o mesmo período, observou-se que os grupos de nível superior de instrução tinham duas vezes mais chance de morrer por cirrose que os menos instruídos. A diferença entre estes dois países é explicada pela legislação de impostos. As taxas sobre as bebidas alcoólicas são mais pesadas na Inglaterra do que nos EUA.

Outro caminho para se chegar à mortalidade de grupos ocupacionais é o estudo de riscos por exposição a produtos tóxicos como metais, substâncias químicas, radiações, e estudos de doenças respiratórias como asbestose e silicose (LAST, 1986).

Os acidentes de trabalho, importante causa de invalidez e óbitos na força de trabalho jovem e não qualificada também têm sido estudados. KOIFMAN *et al* (1983, 1989) vem estudando taxas de mortalidade por neoplasias, e sua associação com a exposição a campos eletromagnéticos entre os trabalhadores de uma companhia elétrica do Rio de Janeiro.

No Brasil, qualquer estudo de mortalidade começa com um grande obstáculo, pois os registros de estatísticas vitais são incompletos. O Ministério da Saúde estima que apenas 75% do total de óbitos está incluído nas estatísticas oficiais.

Há duas razões para isto: uma é a cobertura geográfica incompleta para registro de óbitos, especialmente em localidades onde o acesso e a comunicação são difíceis, como as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

Outra razão é o sub-registro na declaração, diferenciado segundo os grupos sociais: há sub-registro de óbitos nas camadas sociais mais baixas. (Ministério da Saúde, 1988)

Nas regiões Sul e Sudeste a cobertura geográfica é integral e o sub-registro é desprezível, em contraste com as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

Destaca-se o estado de São Paulo, que apresenta dados estatísticos de boa qualidade desde o fim do século passado. YAZAKI (1990) estimou que os erros de cobertura são insignificantes neste estado. São Paulo tem sido o único estado brasileiro onde se consegue estimar tábuas de mortalidade confiáveis diretamente do registro civil.

Infelizmente, as estatísticas vitais no Brasil não são separadas por atividades, pois os erros no preenchimento do registro de óbitos não permitem nenhum tipo de estratificação. As diferenças entre níveis de mortalidade para vários grupos sociais apenas podem ser estimadas através das medidas indiretas de mortalidade, como "filhos sobreviventes" ou "orfandade materna".

Os bancários têm recebido pouca atenção como grupo ocupacional, pois os tipos de tarefas que realizam parecem não aumentar seus níveis de mortalidade.

Entretanto, alguns estudos de casos têm tentado mostrar que o tipo de vida sedentária, a realização de tarefas repetitivas e a responsabilidade sobre operações financeiras de outros, às vezes de grande vulto, fazem dos bancários candidatos a doenças coronárias ou a distúrbios na saúde mental, por exemplo, com aumento do consumo de bebidas alcoólicas ou outras drogas.

Nos últimos dois anos vêm se realizando pesquisas sobre a identidade social do trabalhador bancário, sobre o impacto da informatização e sobre a diversidade de funções existentes nas empresas financeiras.

Tem-se identificado que as funções ligadas à atividade-fim destas empresas incorrem em riscos para a saúde, em especial, para a saúde mental dos bancários.

Como o setor financeiro da economia se concentra em grandes pólos financeiros, os bancários vivem geralmente em cidades de grande e médio porte, podendo tornar-se com freqüência vítimas de acidentes automobilísticos e outras violências típicas das metrópoles.

Como categoria profissional, os bancários estiveram entre os primeiros a criar um fundo de pensão entre as diversas conquistas que consolidaram as leis de regulamentação do trabalho e os fundos de previdência para grupos ocupacionais específicos (IAPB, IAPI, p.ex.), depois unificados no Instituto Nacional de Previdência Social na segunda metade da década de 60.

No caso de nosso objeto de estudo: os funcionários do maior banco federal brasileiro - BANCO DO BRASIL (BB) - temos um grupo com uma condição segura dentro de uma economia turbulenta, que até o início deste estudo ainda recebiam melhores salários comparativamente aos funcionários de bancos privados e possuindo um fundo de previdência fechado que garante complementação de aposentadorias e pensões e uma caixa de assistência à saúde.

Os dados cadastrais dos funcionários do BB são registrados pela empresa em diversos arquivos. A Caixa de Previdência dos Funcionários do Banco do Brasil (PREVI) tem acesso a todos estes arquivos, podendo manipular, aperfeiçoar e complementar seus dados com informações relativas aos processos de aposentadorias e pensões de associados e dependentes.

Em geral os arquivos administrativos são mantidos pelas empresas objetivando o controle financeiro a nível individual e empresarial e por isto são fontes de dados confiáveis.

No caso do BB estes arquivos (CRH, FOPAG, FPA) são mais confiáveis para informações financeiras ou informações cadastrais de interesse financeiro (CPF, p.ex.) e guardam apenas alguns anos as informações de empregados que saem do quadro funcional por qualquer motivo, desligando-se da folha de pagamento da empresa.

Foi então selecionado para nosso estudo o banco de dados "FUN-930", por registrar dados cadastrais desde 1940 e por ser mais confiável para os dados de nosso interesse. O FUN-930 tem mais de 200.000 registros individuais de funcionários, incluídos os 115.000 atualmente trabalhando na instituição. A partir do FUN-930 foi construído nosso arquivo, incluindo dados básicos.

Para cada pessoa empregada no banco no período 1940/1990 as informações básicas da coleta foram: sexo, data de nascimento, data de admissão, condição de atividade (ativo, aposentado, exonerado, falecido) e, para cada caso, suas respectivas datas de aposentadoria, falecimento e exoneração.

Foram realizados testes de consistência para verificar a existência da informação, comparando algumas datas e confrontando-se com a condição de atividade (como trabalhador falecido sem data de falecimento).

De cerca de 200.000 registros, menos de 3% apresentou alguma inconsistência, e principalmente os dados mais antigos tiveram problemas, como a ausência de informações quanto ao sexo ou data de admissão na empresa. Quando possível a informação foi reconstituída através de outras fontes e ao final apenas 0.1% foi excluído.

Como a PREVI dispõe de dados relativos à "causa mortis" a partir de julho de 1976, época em que ocorreu um incêndio e seus arquivos foram destruídos, decidimos concentrar o estudo no período de 1977 a 1990.

Para cada ano calendário dois tipos diferentes de dados foram tabulados e analisados individualmente. Primeiro, a situação no início de cada ano calendário (1 de janeiro) conforme a condição de atividade ATIVO OU APOSENTADO que serão referidos como "estoques". Segundo, variações durante o ano (entre 1 de janeiro e 31 de dezembro): falecimento de ativos, falecimento de aposentados, pessoas admitidas, exoneradas e aposentadas, que serão referidos como "fluxo".

Os gráficos 1A a 1C (homens) e 2A a 2C (mulheres) mostram a distribuição de idade por sexo para os funcionários no período 77 a 90. Os totais anuais desagregados por sexo estão dispostos na tabela 1 e no gráfico 30.

A população de homens é consistentemente bimodal para cada ano em todo o período de estudo, ainda que a segunda moda tenda a desaparecer no final do período. Poderia ser descrita como composta de duas subpopulações, a primeira com um pico em torno de 24 anos em 1977 e a outra com um pico em torno de 34 anos.

Os dados da população feminina no BB são mais escassos, já que apenas após 1969 foram admitidas mulheres na instituição, numa mudança de regulamento de admissão da seleção de pessoal do banco. Antes desta data as mulheres apenas podiam trabalhar no banco como telefonista ou datilógrafas, sob um tipo de contrato diferenciado.

A população de mulheres por sua vez, é unimodal, correspondente a primeira subpopulação masculina. Com um pico um pouco mais baixo, em torno de 3/4 do masculino e com uma idade modal 1 ano mais jovem.

No período 77 a 84 nota-se um crescimento da massa de funcionários conjugado com envelhecimento da mesma. O crescimento fica evidenciado pelo pico principal que se eleva e o envelhecimento pelo deslocamento das modas para a direita. Nos anos seguintes, 84 a 87, pela quase inexistência de contrações, ver gráficos 5A, 5B, 6A, 6B a população se apresenta

envelhecendo e praticamente estacionária, com uma retomada do crescimento devido as contrações de 87 e 88.

A distribuição de pessoas admitidas durante o ano apresenta um comportamento semelhante, com razão de sexo na proporção de 4 homens para 3 mulheres.

O pico menor na população masculina para idades abaixo de 18 anos corresponde a menores estagiários contratados mais tarde no banco e incorporados à força de trabalho.

Os gráficos 3A a 3C (homens) e 4A a 4C (mulheres) mostram o estoque de aposentados desagregados por idade, a cada primeiro de janeiro dos anos compreendidos entre 77 a 90.

Em contrapartida os estoques de aposentados se apresentam crescentes, com um concomitante envelhecimento da massa. A notar, as descontinuidades ocorridas entre 1977 e 1978 e entre 1983 e 1984, esta última criando uma segunda moda nas idades em torno de 50 anos.

A notar também que a população de mulheres, que nos primeiros anos não apresenta contingente significativo em idades superiores a 35 anos, alarga a sua base para alcançar idades até 50 anos em 1990.

As saídas de funcionários do BB, exonerados, não são uniformes no período de estudo (ver gráficos 7A a 8C e 26). No ano de maior incidência (86) o total de exonerados chega a cerca de 4 vezes a média do intervalo 79/84. O primeiro pico (anos de 77 e 78) apresenta uma distribuição principalmente jovem (20 a 25 anos de idade para homens e mulheres), ao passo que no segundo pico (86 e 87) a distribuição é mais espalhada. Verificando regra do banco obtemos as seguintes informações: em 77/78 houve uma mudança no plano de carreira, implementando-se um plano de cargos e salários em 3 níveis - básico/médio/superior - que desestimulou a permanência de funcionários com pouco tempo de serviço. Em 86/87, a explicação se dá pelo Plano Cruzado.

Note que os picos de saída por exoneração não coincidem com os picos de saída por aposentadoria (ver gráficos 9A a 10C e 31), a não ser o ano de 86 que corresponde também a um máximo local nas concessões de aposentadorias.

A probabilidade de aposentadoria para os funcionários, calculada simplesmente como a razão do fluxo de concessão de aposentadoria e o estoque de funcionários (corrigido pelas mortes e exonerações do período).



Temos que:

\*  $A(t,i)$  - fluxo de aposentados com idade  $i$ , no ano  $t$ .

\*  $P(t,i)$  - população corrigida com idade  $i$ , no ano  $t$ .

$$P(t,i) = (\text{ativos} + 1/2 \text{ novos entrados} - 1/2 \text{ exonerados} - 1/2 \text{ falecidos ativos})$$

Probabilidade de Aposentadoria (BRUTA) - gráfico 11A

$$TX(i) = \frac{\sum_t A(t,i)}{\sum_t P(t,i)}$$

Probabilidade de Aposentadoria (SUAVIZADA) - gráfico 11B

$$TXS(i) = \frac{\sum_t \sum_{j=i-2}^{i+2} A(t,j)}{\sum_t \sum_{j=i-2}^{i+2} P(t,j)}$$

Apesar do tempo de serviço necessário para aposentadoria ser menor para mulheres, são os funcionários do sexo masculino que se aposentam antes (ver gráfico 36).

A bimodalidade apresentada pelas mulheres é devida a alguns casos específicos em idades perto de 70 anos, e relativos a um contingente muito reduzido, e cujo intervalo de confiança inclui o zero.

A probabilidade de exoneração para os funcionários, calculada com a razão do fluxo de exonerados pelo estoque de funcionários (corrigido pelas mortes e aposentadorias do período).

Temos que:

\*  $E(t,i)$  - fluxo de exonerados com idade  $i$ , no ano  $t$ .

\*  $P(t,i)$  - população corrigida com idade  $i$ , no ano  $t$ .

$$P(t,i) = (\text{ativos} + 1/2 \text{ novos entrados} - 1/2 \text{ falecidos ativos} - 1/2 \text{ fluxo de aposentados})$$

Probabilidade de Exoneração (BRUTA) - gráfico 12A

$$TX(i) = \frac{\sum_t E(t,i)}{\sum_t P(t,i)}$$

## Probabilidade de Exoneração (SUAVIZADA) - gráfico 12B

$$TXS(i) = \frac{\sum_t \sum_{j=i-2}^{i+2} E(t,j)}{\sum_t \sum_{j=i-2}^{i+2} P(t,j)}$$

É de se notar que as taxas de exoneração da população feminina são consistentemente maiores que as da população masculina.

Os gráficos 34 (homens) e 35 (mulheres) mostram a distribuição de idades para falecidos no período de estudo. A tabela 1 e os gráficos 27 e 28 mostram os totais anuais desagregados por condição de atividade na época do falecimento.

Foi calculada uma taxa de mortalidade média desagregada por sexo e idade, no período 77/90, como a razão do número de óbitos numa dada idade e o contingente médio daquela idade:

$$TXM = \frac{\sum (\text{FALECIDOS ATIVOS} + \text{FALECIDOS APOSENTADOS})}{\sum (\text{ATIVOS} + \text{ESTOQUE APOSENTADOS} + 1/2(\text{CONTRATADOS} - \text{EXONERADOS}))}$$

Os resultados podem ser apreciados nos gráficos 13 (homens) e 14 (mulheres).

Para o denominador foi calculado o número médio de pessoas na população considerando pessoas admitidas e exoneradas durante o ano, como se estes eventos fossem uniformemente distribuídos pelos 12 meses do ano.

As taxas de mortalidade estimadas para os funcionários do sexo masculino no BB, calculadas diretamente pelo banco de dados, mostram-se bastante suaves, com forma apropriada (monotonicamente crescentes), e apenas nas idades avançadas (próximas aos 85 anos) mostram notável variação. Pois a escala e as variações das taxas escondem as flutuações locais das informações.

Para suavizarmos, uma opção é ajustar as taxas estimadas a uma família paramétrica. A literatura, sugere uma gama de variações da função de Gompertz. Optamos por ajustar a variante de Gompertz-Makeham, que assume a taxa de mortalidade igual a uma constante mais uma função exponencial da idade ( $x$ ):

$$TXM_x = A + BC^x$$

Utilizamos a procedure NLIN do SAS (Statistical Analysis System) para o ajuste da curva. Para as mulheres a função tem um ajuste pobre, suavizando em demasia e não descrevendo a bimodalidade existente nas taxas.

Para os homens, o ajuste foi efetuado para cada uma das décadas de 40 a 80 e para o período 1977-1990. As constantes obtidas estão apresentadas no quadro abaixo. Apesar de ser esta a família em alguns estudos achamos que o ajuste não descrevia as variações apresentadas pela segunda derivada das taxas estimadas.

#### Constantes - HOMENS

	A	B	C
década de 40-	-0.004892629	1.099063812	-0.000606102
década de 50	-0.000190522	1.103844738	-0.000639655
década de 60	-0.003085998	1.116471079	-0.000159488
década de 70	-0.002520476	1.116470018	-0.000152753
década de 80	-0.001555843	1.105066275	-0.000358978
1977-1990	-0.001931092	1.116473786	-0.000131625

#### Constantes - MULHERES

	A	B	C
década de 80	-0.000954035	1.116487731	-0.000083394
1977-1990	-0.000942346	1.116847950	-0.000082466

Uma forma de resolvermos isto é comparar estas taxas de mortalidade com alguns padrões. Decidimos usar como padrão duas tábuas, uma do estado de São Paulo em 1980 e uma dos EUA em 1983.

Foi escolhida a tábua de SP porque percebemos a necessidade de comparação com alguma estrutura de mortalidade local. Como mencionamos anteriormente, sabe-se que o erro de declaração em SP é insignificante, e a tábua foi construída usando estatísticas de mortalidade do Ministério da Saúde e a população apontada no censo de 1980.

Temos disponíveis estatísticas de mortalidade mais recentes mas desde o censo de 1980, não se tem outra contagem no país. O Censo de 91 não teve seus resultados publicados até hoje, a não ser para o total por sexo e distribuição por município. A única pesquisa feita regularmente (PNAD:Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios), não coleta dados de migração. Considerando que SP é o maior pólo de migração de pessoas oriundas da região Nordeste do Brasil, vimos que haveria um grande risco se tentássemos estimar a população deste estado por data mais recente. Pessoas familiarizadas com a PNAD sabem que o total dos dados da população publicado é apenas uma estimativa feita através de uma projeção

independente e não deve ser usada como tal. Somente dados relativos como taxas ou proporções podem ser extraídos daí. Como última consideração relativa à data, observamos que 1980 não é distante do ponto médio do período de tempo estudado (1977/1990).

Normalmente, os dados populacionais e de mortalidade publicados são apresentados em faixas etárias de cinco anos. Foram então calculadas taxas médias de mortalidade para cada faixa etária de cinco anos e esta taxa foi tomada como representativa da idade média no intervalo, e foi interpolada geometricamente para definir as taxas de mortalidade para cada uma das idades individuais.

Mesmo considerando que SP é o estado mais rico do país esperávamos que os níveis de mortalidade do BB fossem inferiores aos observados em SP. Considerando que isto poderia acarretar uma mudança de ambas as estruturas e níveis, decidimos também usar outro padrão de comparação: os EUA em 1983, esperando que os níveis de mortalidade fossem mais próximos.

Nos gráficos 15 (homens) e 16 (mulheres) estão plotados a sobremortalidade, razão entre as taxas observadas nas populações masculina e feminina do BB e os padrões escolhidos. Como podemos observar na população masculina, ambas as curvas são em forma de U, com uma rápida queda das taxas nas primeiras idades e uma subida mais gradual. Como era esperado, as razões específicas por idade com as taxas de mortalidade da população americana como referência são mais próximas de um, mas a forma é a mesma. Em torno dos 20 anos de idade, a população do BB tem taxa de mortalidade 10% menor que a da população de SP, mas 20% mais alta que a da população dos EUA. O mínimo é atingido em torno dos 33 anos de idade, com taxas de mortalidade menores 60% e 40% respectivamente, que as taxas de SP e dos EUA. As diferenças declinam com o aumento das idades, e aos 75 anos a mortalidade do BB é apenas 20% mais baixa que a mortalidade de SP, e comparável à dos EUA, ou seja, a razão é próxima de um.

A principal diferença entre as duas curvas é a inclinação do ramo ascendente, a curva relativa a SP é menos inclinada.

A razão entre taxas observadas no BB para a população feminina e os padrões escolhidos, SP/1980 e EUA/1983 são mostrados no gráfico 16. Como podemos observar ambos têm a configuração em forma de W, com o máximo local em torno dos 52 anos de idade.

Apesar de formas drasticamente diferentes, as curvas de sobremortalidade masculina e feminina com relação as referências têm quase o mesmo nível, mostrando que as diferenças entre padrões e a população em estudo são consistentes por sexo.

Como para a população masculina, as razões específicas para as taxas de mortalidade dos EUA são sempre elevadas e próximas de um. A forma geral

de ambas as curvas também é a mesma. Em torno dos 20 anos de idade a população feminina do BB tem uma taxa de mortalidade 10% mais baixa que a população feminina em SP, mas 50% mais alta que as mulheres dos EUA.

O primeiro mínimo local é alcançado em torno dos 40 anos de idade, com taxas de mortalidade respectivamente 70% e 35% mais baixas que as taxas de SP e EUA. As diferenças declinam enquanto as idades aumentam e aos 50 anos de idade o BB está de novo em desvantagem máxima quando comparado com os padrões: a mortalidade é 20% mais alta que SP e 70% mais alta que EUA.

As diferenças caem novamente atingindo um mínimo, desta vez um mínimo global em torno dos 63 anos de idade, em média 55% menor que os padrões.

Supondo uma distribuição binomial o desvio padrão para cada probabilidade de óbito a cada idade foi estimado, construindo-se então um intervalo de confiança de 90% usando-se a aproximação normal. Os gráficos 17 (homens) e 18 (mulheres) mostram a sobremortalidade calculada usando os dois padrões e o intervalo de confiança correspondente a 90%. Nota-se que em ambos os gráficos o intervalo de confiança, confirma a existência da relação respectivamente em forma de U e W. Curvas em forma de U não se ajustariam nos limites do intervalo de confiança de 90% para a população feminina.

Como as taxas de mortalidade estimadas têm flutuações aleatórias evidentes nas curvas de sobremortalidade calculadas, decidimos suavizar as taxas ajustando-as a famílias paramétricas.

Optamos por usar a sobremortalidade como referência, modelando as taxas como membro de uma família de taxas de mortalidade. Decidimos tomar como padrão de ajuste as taxas de mortalidade dos EUA/1983, já que as sobremortalidades estão mais perto da unidade.

A primeira tentativa foi o usual Modelo Logito Relacional de dois parâmetros usando um padrão.

$$\text{logito (taxa)} = \alpha + \beta \text{ logito (padrão)}$$

Já que para o padrão temos taxas específicas de mortalidade a partir da idade zero, podemos calcular a probabilidade de óbitos para uma dada idade exata X.

Para um dado alpha e beta (parâmetros da transformação logito) podemos inverter a transformação e obter novas taxas específicas de mortalidade, desta vez como uma função de alpha, beta, sexo e idade. Determinamos alpha e beta que minimizassem uma medida de erro, o quadrado da diferença padrão das taxas ajustadas e observadas.

Entretanto, o melhor par alpha-beta não corrigiu a curva de sobremortalidade em forma de U ou W. Procuramos parâmetros que transformassem a curva de sobremortalidade numa linha reta e horizontal tão próxima quanto possível de um. Descobrimos que com a sobremortalidade em forma de U ou W e as taxas dos EUA/83, não existia um par de parâmetros alpha-beta que fizesse o que queríamos.

Decidimos então ajustar uma curva polinomial à razão entre taxas de mortalidade do BB e o padrão, obtendo então as taxas específicas de mortalidade ajustadas como produto.

O gráfico 17 mostra a sobremortalidade ajustada para a população masculina usando um polinômio de quarto grau, o dado e o intervalo de confiança correspondente. O polinômio obtido por mínimos quadrados foi:

$$Y = A + B \cdot X + C \cdot X^2 + D \cdot X^3 + E \cdot X^4$$

onde:

$$A = 5.936624$$

$$B = -0.454090$$

$$C = 1.395335$$

$$D = -0.180800$$

$$E = 0.008468$$

Como se pode ver, o ajuste é excelente e quase toda a curva ajustada cai dentro dos limites do intervalo de confiança de 90%. Com o ajuste fica mais clara uma curva em forma de W definindo a relação, em substituição à forma em U vista anteriormente.

O gráfico 19 mostra taxas de mortalidade específicas para homens no período 77/90, para as idades de 20 a 79 anos, obtido como o produto da sobremortalidade ajustada e a taxa de mortalidade EUA/83.

Uma vez obtida a taxa média ajustada para o período podemos responder uma outra pergunta: " existem mudanças notáveis de nível ou estrutura no período estudado? "

Dividindo o período em dois grupos de 7 anos, calculamos taxas médias de mortalidade específicas para ambos. Usando agora como padrão as taxas de mortalidade ajustadas já obtidas, calculamos a sobremortalidade das duas taxas relativas à taxa ajustada calculada para todo o período. O gráfico 21

mostra estas razões para a população masculina. Uma característica interessante fica óbvia no gráfico. Parece que não foi só o nível de mortalidade que mudou, já que isto implicaria numa curva acima da outra. A mudança foi na própria estrutura de mortalidade. O cruzamento das duas curvas indica que as taxas de mortalidade para jovens, abaixo dos 38, aumentaram no período e as taxas para idades medianas e pessoas idosas, acima dos 38 anos realmente diminuíram.

Intervalos de confiança de 90% calculados para cada curva sob as mesmas hipóteses ditas acima, sobrepor-se-iam basicamente para todas as idades, sendo a única exceção a faixa de uns 10 anos que começaria em torno dos 23 anos de idade. Por outro lado, já que este intervalo de confiança é pontual e independente, um teste mais específico comparando valores médios rejeitaria indubitavelmente a hipótese nula das duas séries serem iguais. O comportamento consistente das duas curvas é certamente uma indicação das mudanças de estruturas de mortalidade no período considerado. Realmente no Brasil como um todo constatou-se também um aumento da mortalidade dos grupos jovens.

Para a população feminina não tivemos muito sucesso no ajuste da curva polinomial de quarto grau para as razões de taxas de mortalidade. Por causa da curva em forma de W um polinômio de maior grau do que o que foi usado na população masculina seria necessário para a população feminina (ver gráfico 18).

Testamos também ajustes de graus maiores: quinto e sexto graus - como podemos ver nos gráficos 18A a 18C.

As equações dos ajustes obtidos foram respectivamente:

$$Y = A + B \cdot X + C \cdot X^2 + D \cdot X^3 + E \cdot X^4$$

onde:

$$A = 7.508300$$

$$B = -0.569880$$

$$C = 27.61782$$

$$D = -14.14210$$

$$E = 2.615072$$

$$Y = A + B \cdot X + C \cdot X^2 + D \cdot X^3 + E \cdot X^4 + F \cdot X^5$$

onde:

$$A = 15.14705$$

$$B = -1.47440$$

$$C = 91.94001$$

$$D = -68.09590$$

$$E = 24.11103$$

$$F = -3.27557$$

$$Y = A + B \cdot X + C \cdot X^2 + D \cdot X^3 + E \cdot X^4 + F \cdot X^5 + G \cdot X^6$$

onde:

$$A = -36.520600$$

$$B = 5.912029$$

$$C = -576.170000$$

$$D = 698.965400$$

$$E = -449.406000$$

$$F = 146.397700$$

$$G = -19.006100$$

Como uma opção alternativa suavizamos as razões usando dois "hannings" consecutivos (médias móveis de pesos 1:2:1), obtendo o ajuste da taxa de mortalidade específica como um produto de razões suavizadas e de taxas de mortalidade padrão.

O gráfico 18D mostra o ajuste da sobremortalidade para a população feminina usando o procedimento de médias móveis, o dado original e o intervalo de confiança correspondente. Já que nenhuma curva paramétrica aparece no procedimento, é difícil fazer alguma afirmação sobre o ajuste.

O gráfico 20 mostra as taxas específicas de mortalidade ajustadas para as mulheres do BB no período 77/90. O resultado é irregular, mas considerando



o pequeno contingente de trabalhadoras do sexo feminino e da sua recente entrada no sistema o resultado é satisfatório.

Duplicando o procedimento utilizado para os homens e mulheres dividindo o período de 14 anos em dois grupos de 7 anos, calculamos a taxa média de mortalidade específica para ambos. Usando também como padrão para comparação as taxas ajustadas de mortalidade já obtidas, calculamos a sobremortalidade para as duas taxas relativas à taxa ajustada calculada para todo período.

O gráfico 22 mostra estas razões para a população feminina. A forma observada na população masculina aqui não está tão clara. Abaixo dos 30 anos de idade a curva 84/90 é consistentemente acima da curva de 77/83, o intervalo etário, porém é mais restrito. Em dois intervalos mostram a curva 77/83 consistentemente acima da curva 84/90, entre os 30 a 48 anos e acima dos 68 anos de idade. Para outras idades, a forma em zig-zag confunde qualquer padrão consistente que possa existir.

Uma estatística interessante derivada das taxas de mortalidade é a esperança de sobrevida, definida como o número de anos que um indivíduo daquela idade deve em média viver. Os resultados foram consistentes com os encontrados por Camarano et al, indicando uma esperança de vida condicional (idade presente mais esperança de sobrevida) aos 20 anos de 76 para homens e 81 para mulheres, e que aos 60 anos atinge respectivamente 80 e 84 anos, vide gráfico 24.

Comparando a população em estudo com padrões (SP e EUA), pode-se chegar a alguns resultados proveitosos da comparação com taxas de mortalidade dos dois sexos. A razão de mortalidade homens/mulheres para ambos os padrões e a população do BB é delineada no gráfico 23. Podemos observar nos três casos funções decrescendo monotonicamente, com SP tendo descida mais acentuada, seguido pelos EUA e finalmente pelo BB. As razões de mortalidade por sexo diminuem como função da idade já que o diferencial nas taxas específicas de mortalidade por idade tendem a zero. Populações com maiores diferenças em idades jovens, frequentemente populações com alta mortalidade, tendem a apresentar razões de mortalidade com quedas mais acentuadas.

## BIBLIOGRAFIA

1) CAMARANO, Ana Amélia *et al.*

Aposentadoria Por Tempo de Serviço: onde a esperança de vida é o menos importante.

Rio de Janeiro: IPEA, 1991. (Relatório Interno, Coordenação Política Social, 03/91)

2) Influência Da Escolha De Uma Tábua De Mortalidade Nos Cálculos Atuariais das EFPP. [S.L.: S.N., 1991] 14f.

3) GALLÉ, José Gonzales

Hipótese Relativas La Tasa Instantánea De Mortalidad, In: Elementos De Cálculo Actuarial

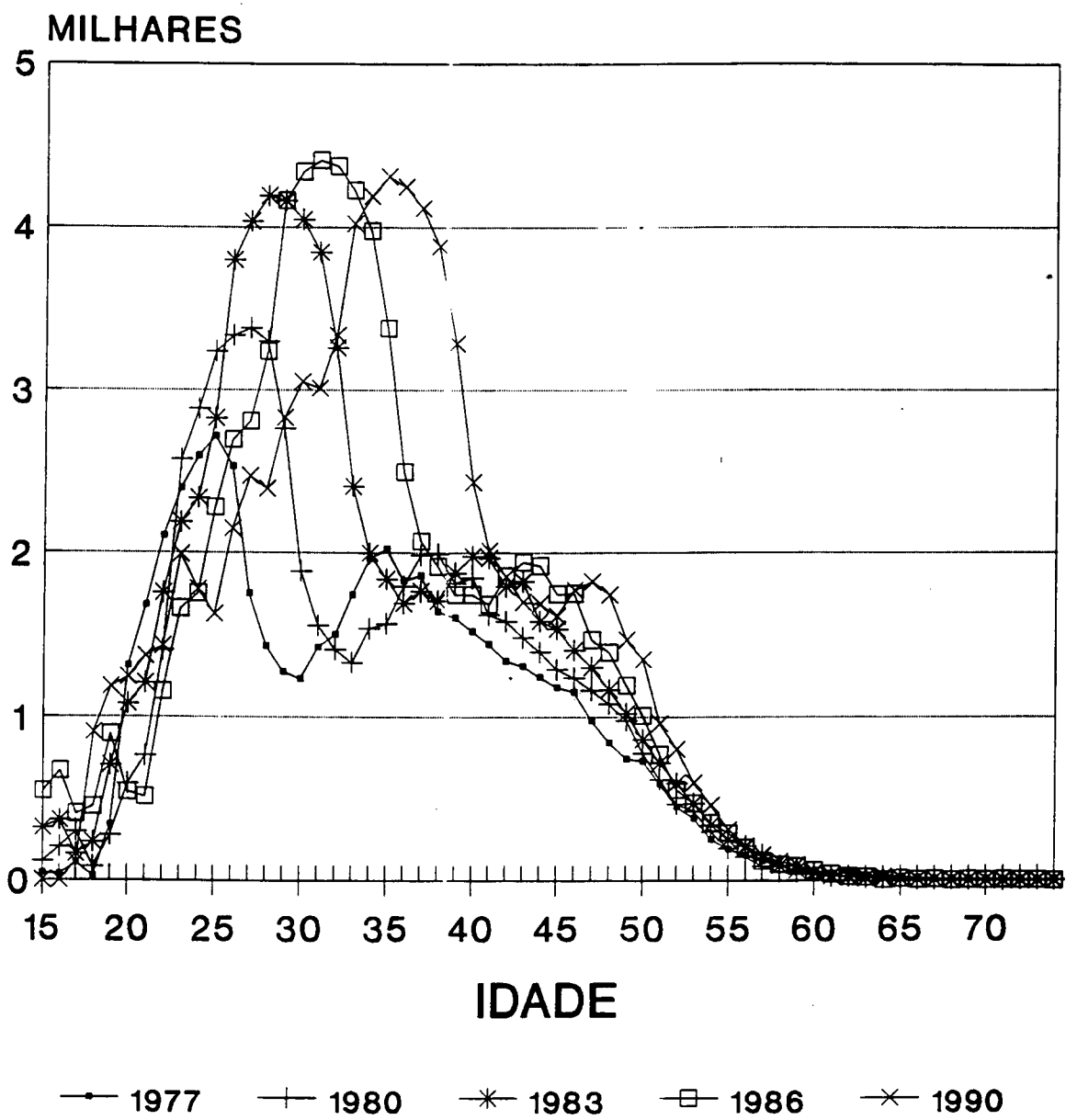
Buenos Aires: Imprenta Lopez Sires, 1942

Cap.4, p.39-47

# GRAFICO 1C

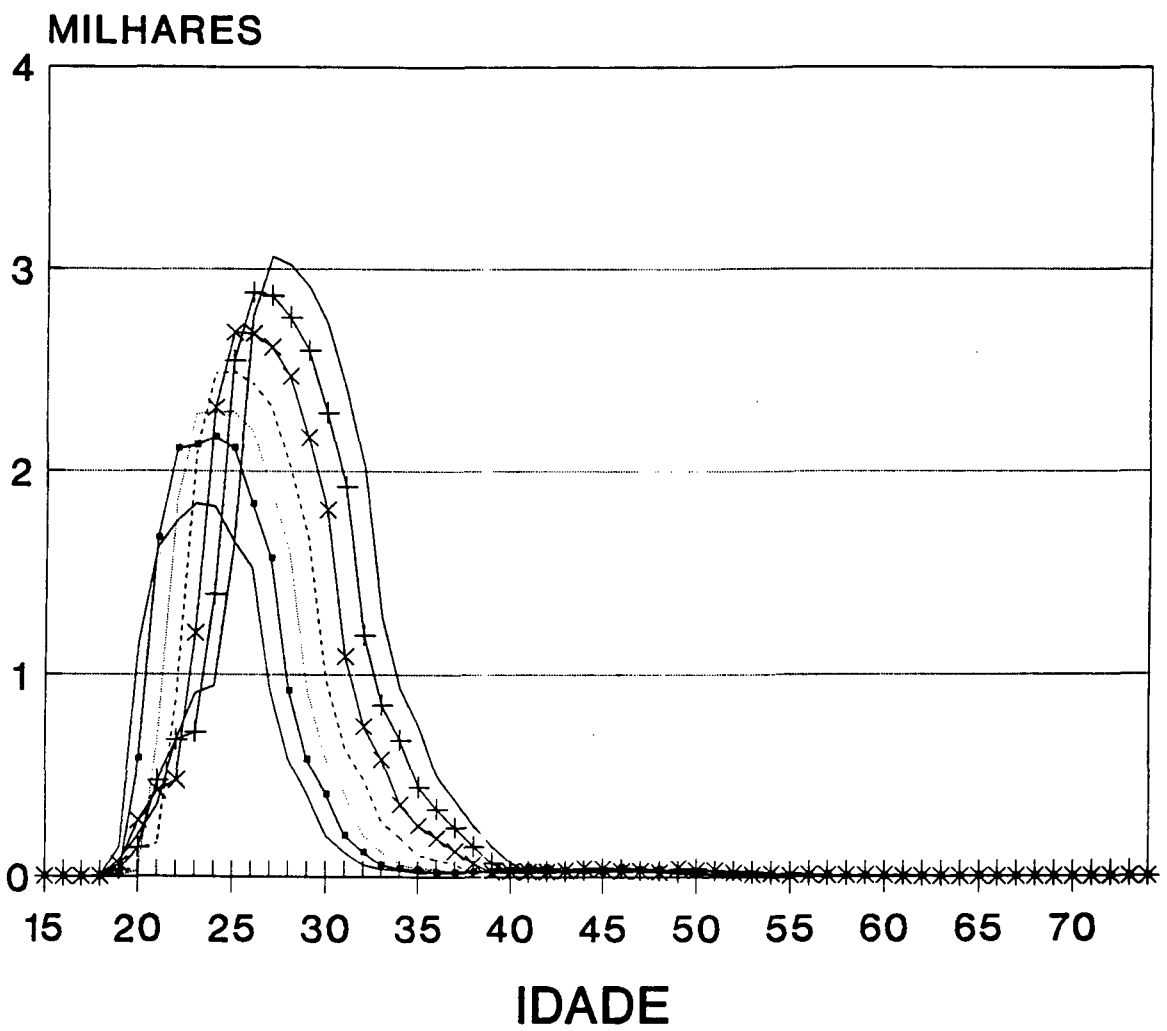
## TOTAL DE FUNCIONARIOS

### BB HOMENS



# GRAFICO 2A

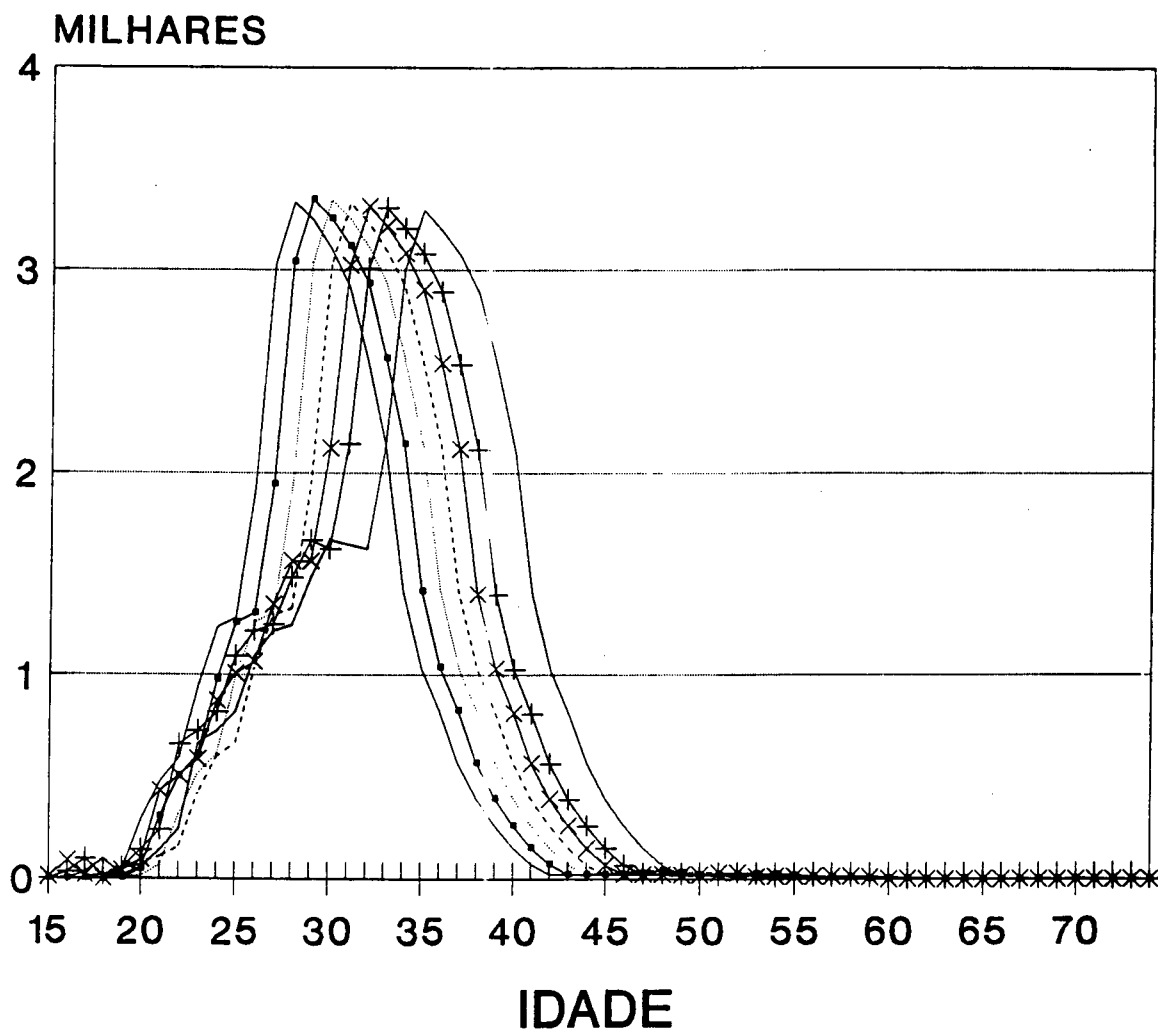
## TOTAL DE FUNCIONARIOS BB 1977-1983 MULHERES



— 1977	—●— 1978	— 1979	- - - 1980
—×— 1981	—+— 1982	— 1983	

# GRAFICO 2B

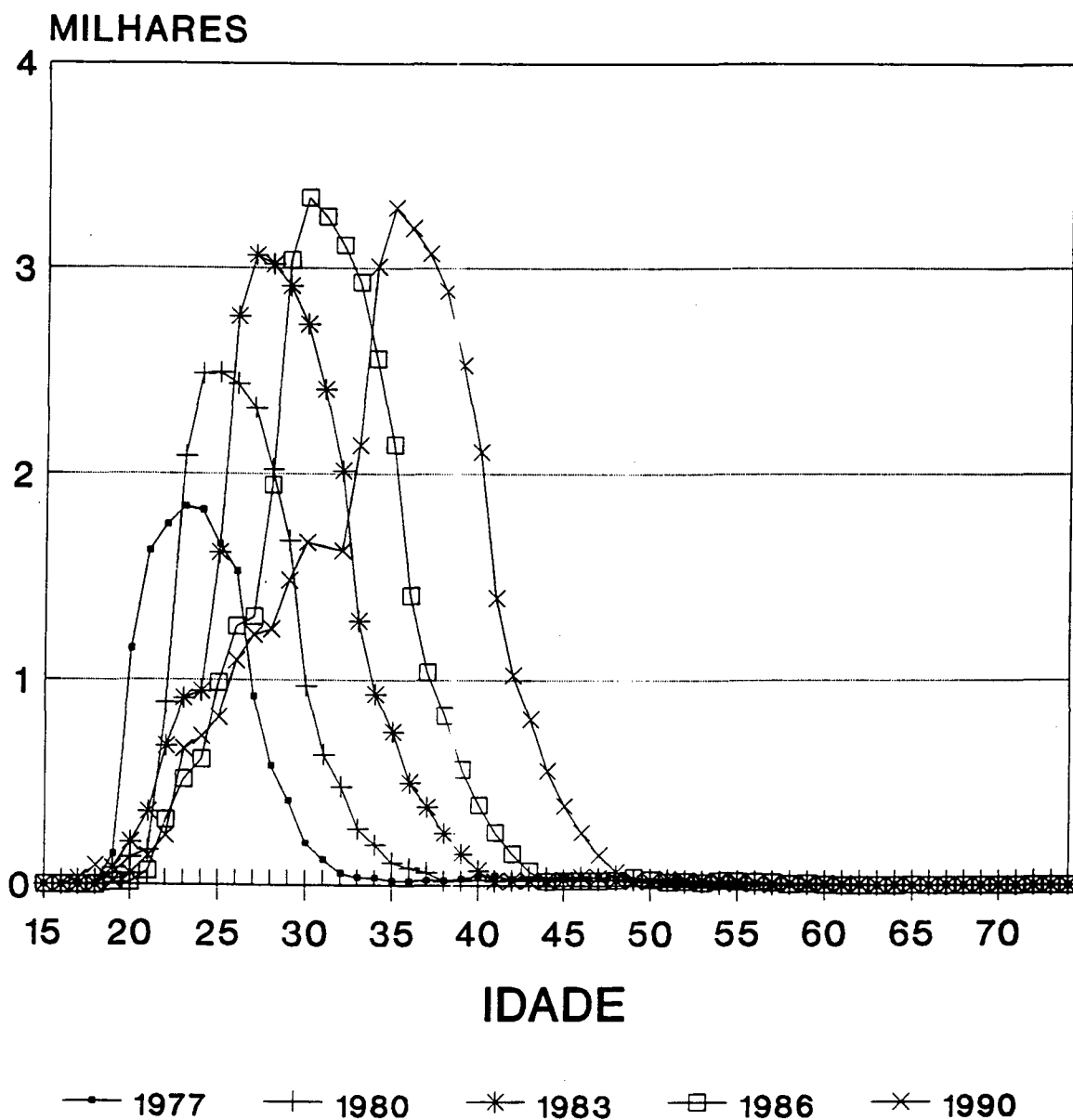
## TOTAL DE FUNCIONARIOS BB 1984-1990 MULHERES



— 1984	—●— 1985	— — — 1986	— · · · 1987
— × — 1988	— + — 1989	— — — 1990	

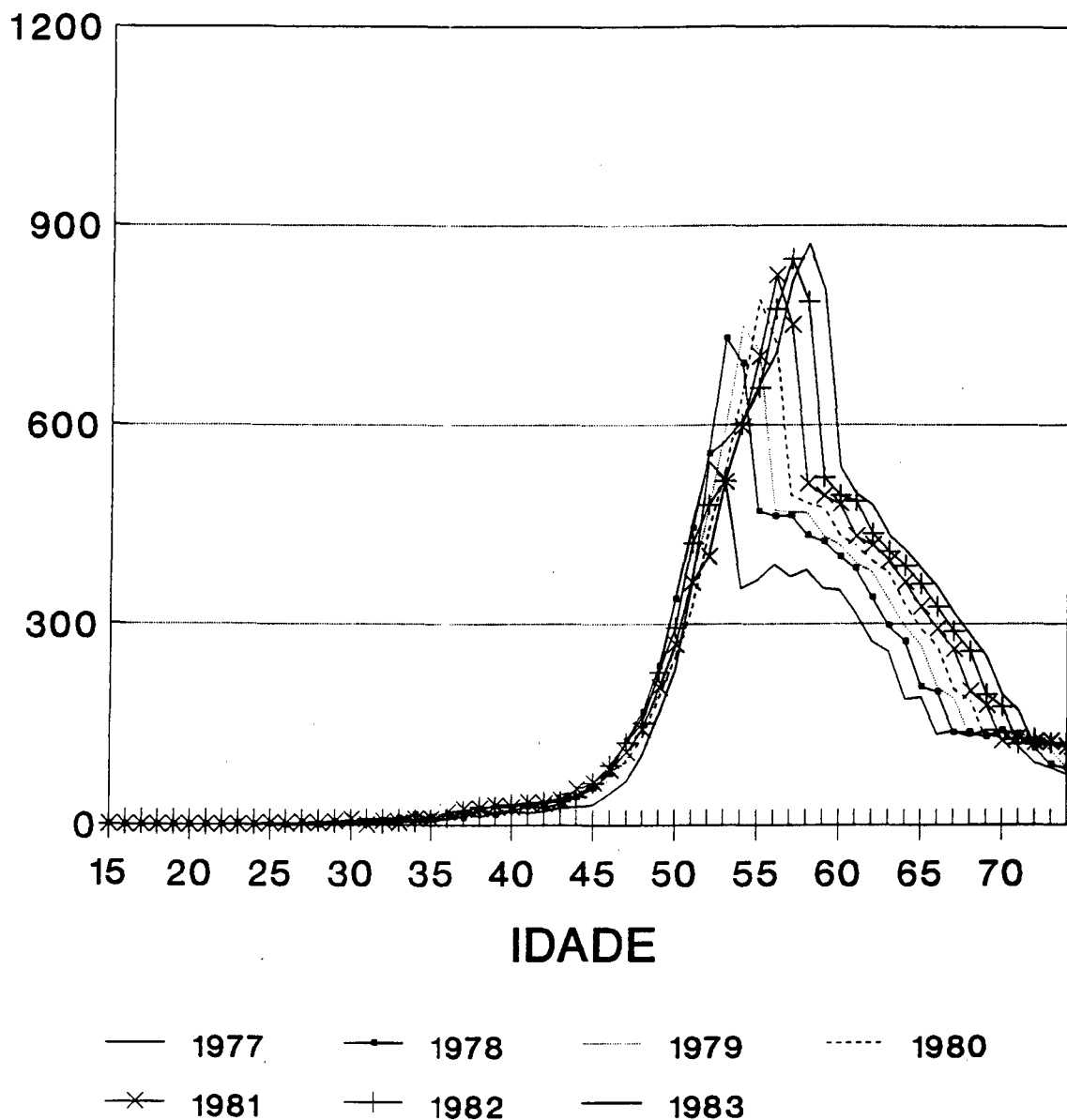
# GRAFICO 2C

## TOTAL DE FUNCIONARIOS BB MULHERES



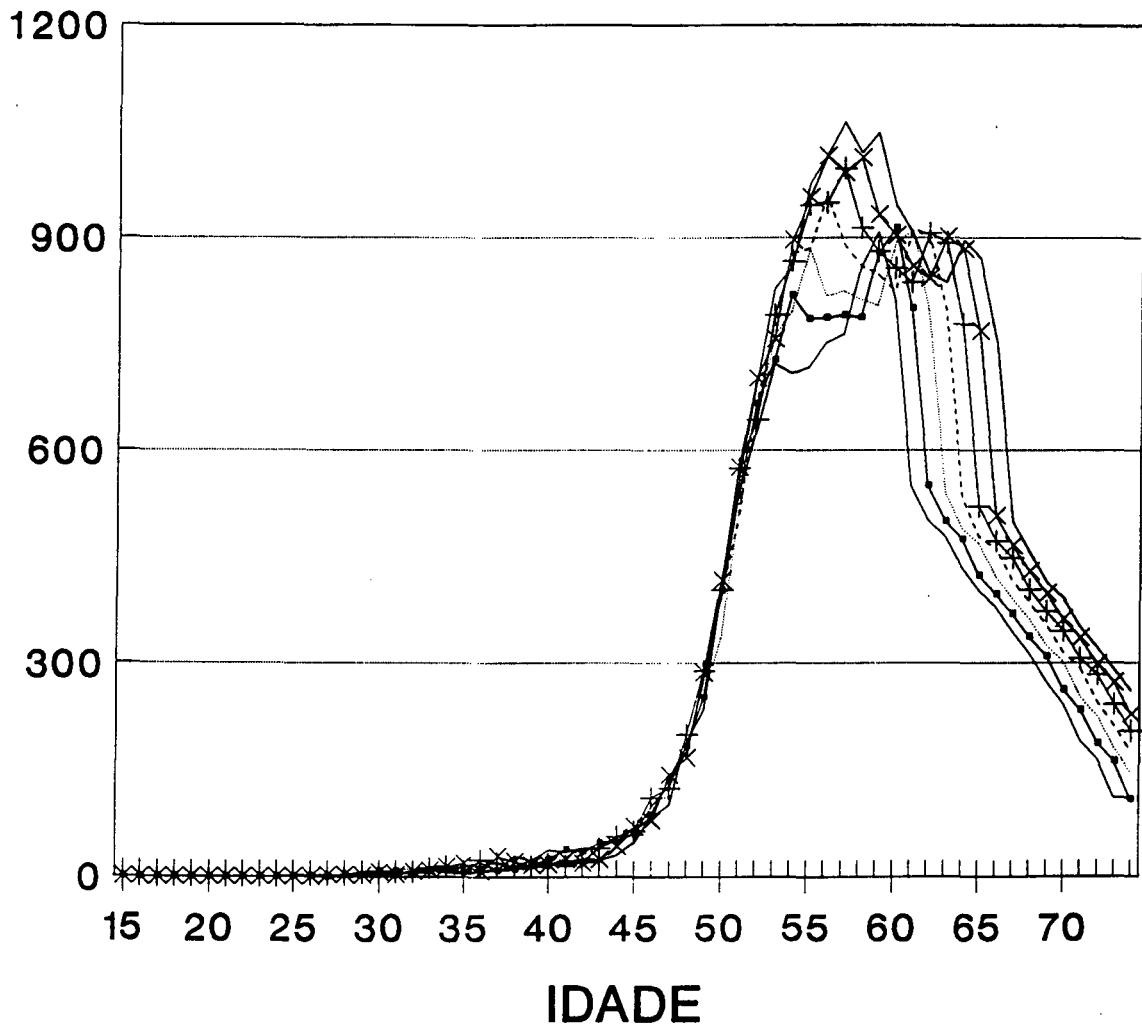
# GRAFICO 3A

## ESTOQUE DE APOSENTADOS BB 1977-1983 HOMENS



# GRAFICO 3B

## ESTOQUE DE APOSENTADOS BB 1984-1990 HOMENS



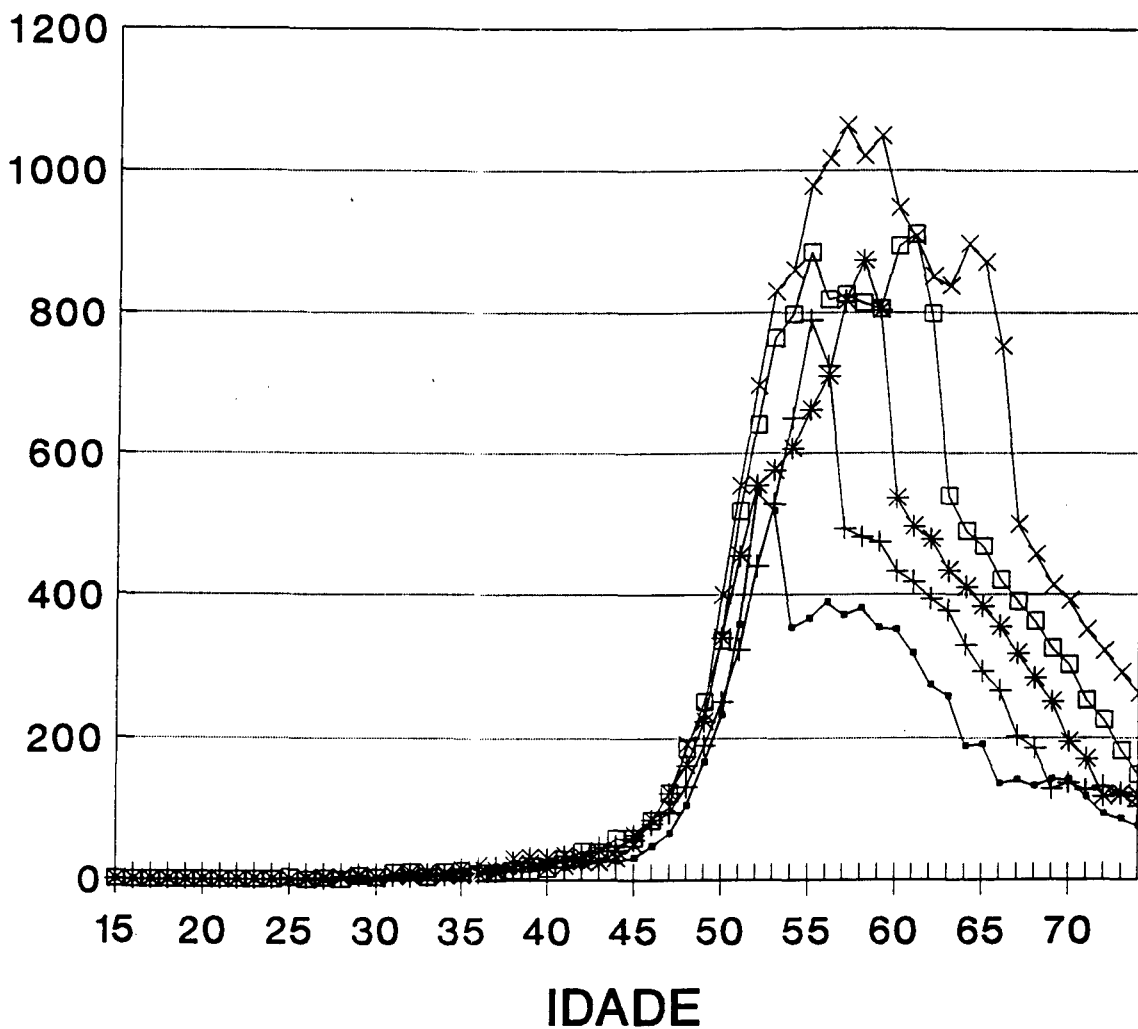
— 1984	—•— 1985	- - - 1986	- - - - 1987
+ 1988	× 1989	— 1990	



# GRAFICO 3C

## ESTOQUE DE APOSENTADOS

### BB HOMENS



—●— 1977

—+— 1980

—\*— 1983

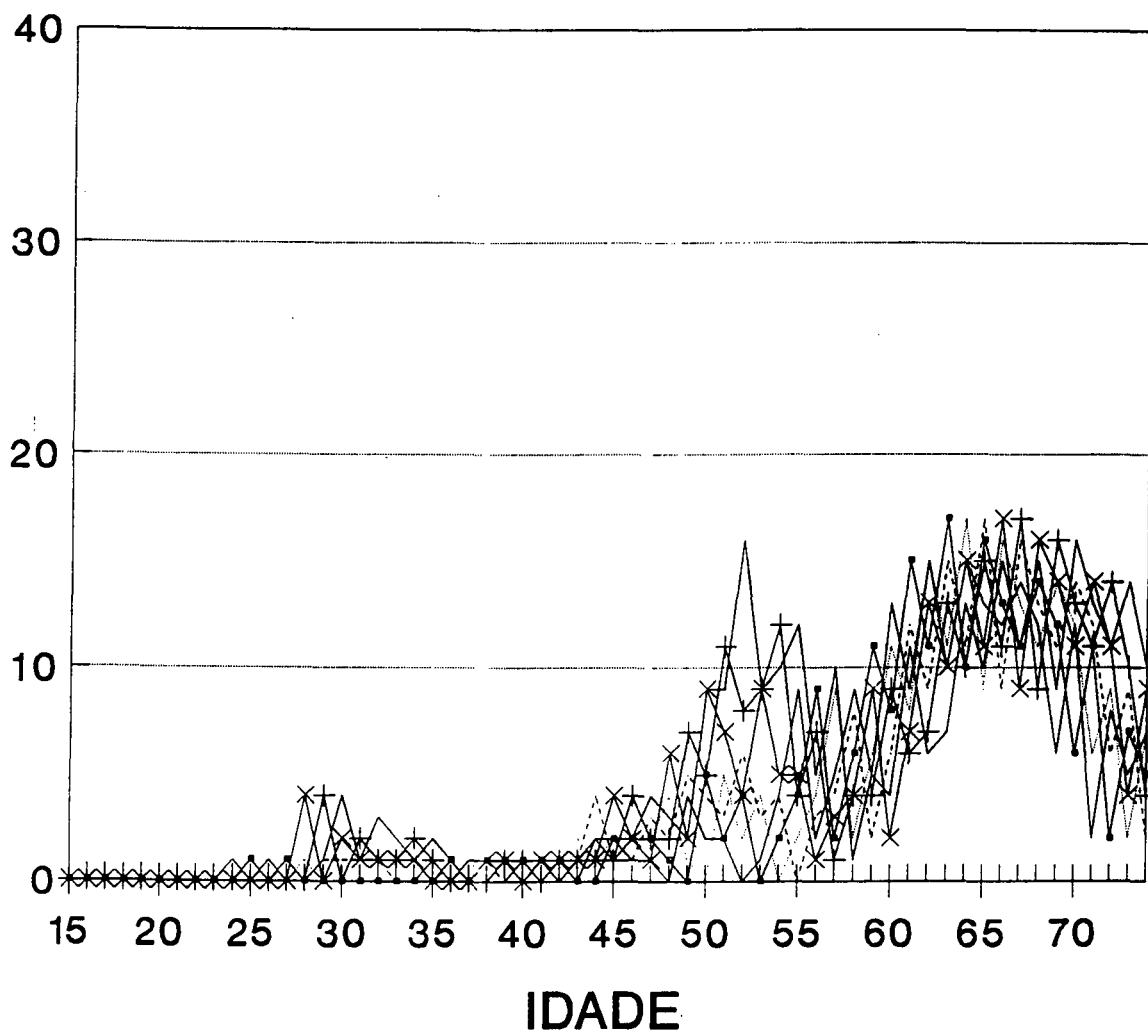
—□— 1986

—x— 1990

# GRAFICO 4A

## ESTOQUE DE APOSENTADOS

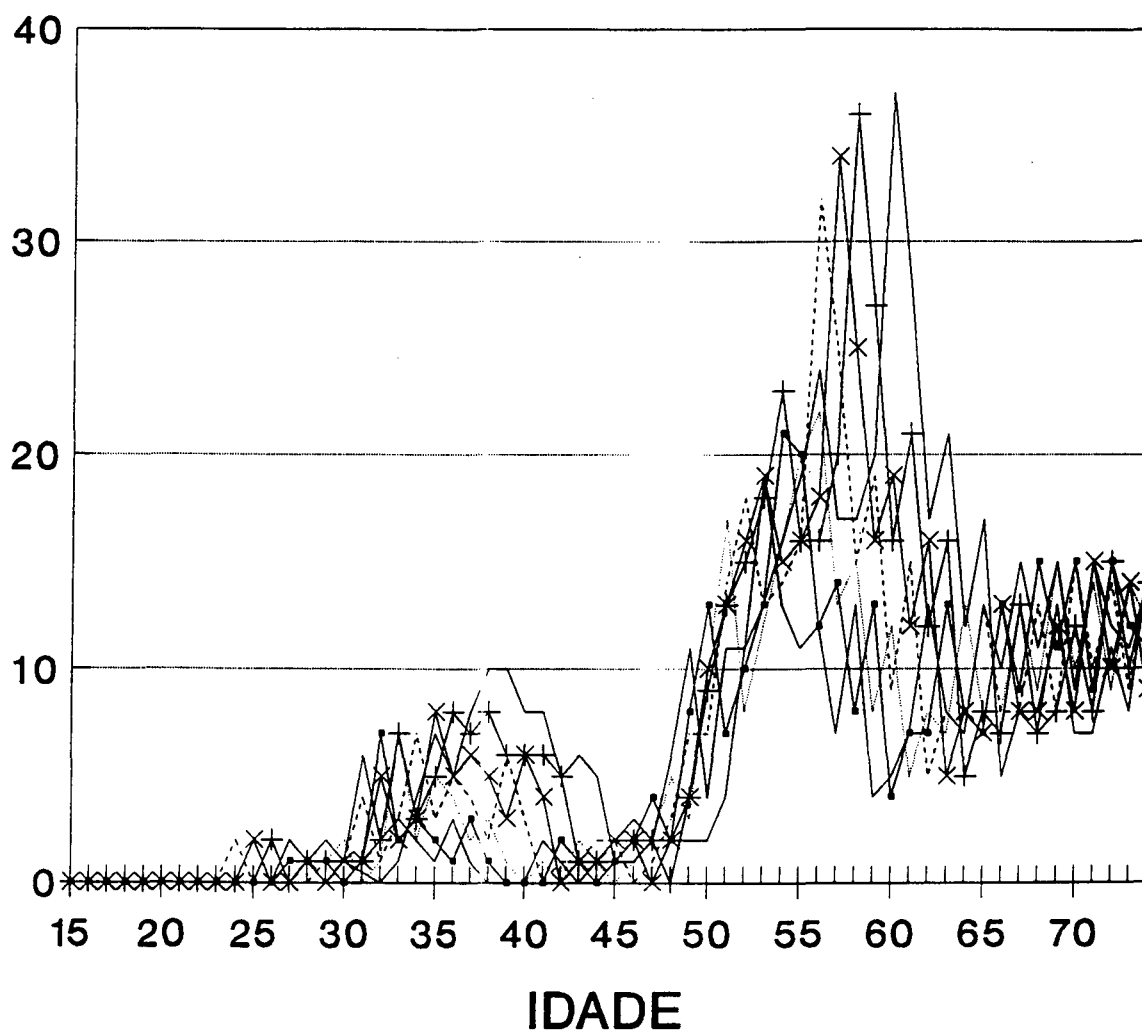
### BB 1977-1983 MULHERES



— 1977      —•— 1978      —·— 1979      - - - - 1980  
-x- 1981      -+ 1982      — 1983

# GRAFICO 4B

## ESTOQUE DE APOSENTADOS BB 1984-1990 MULHERES

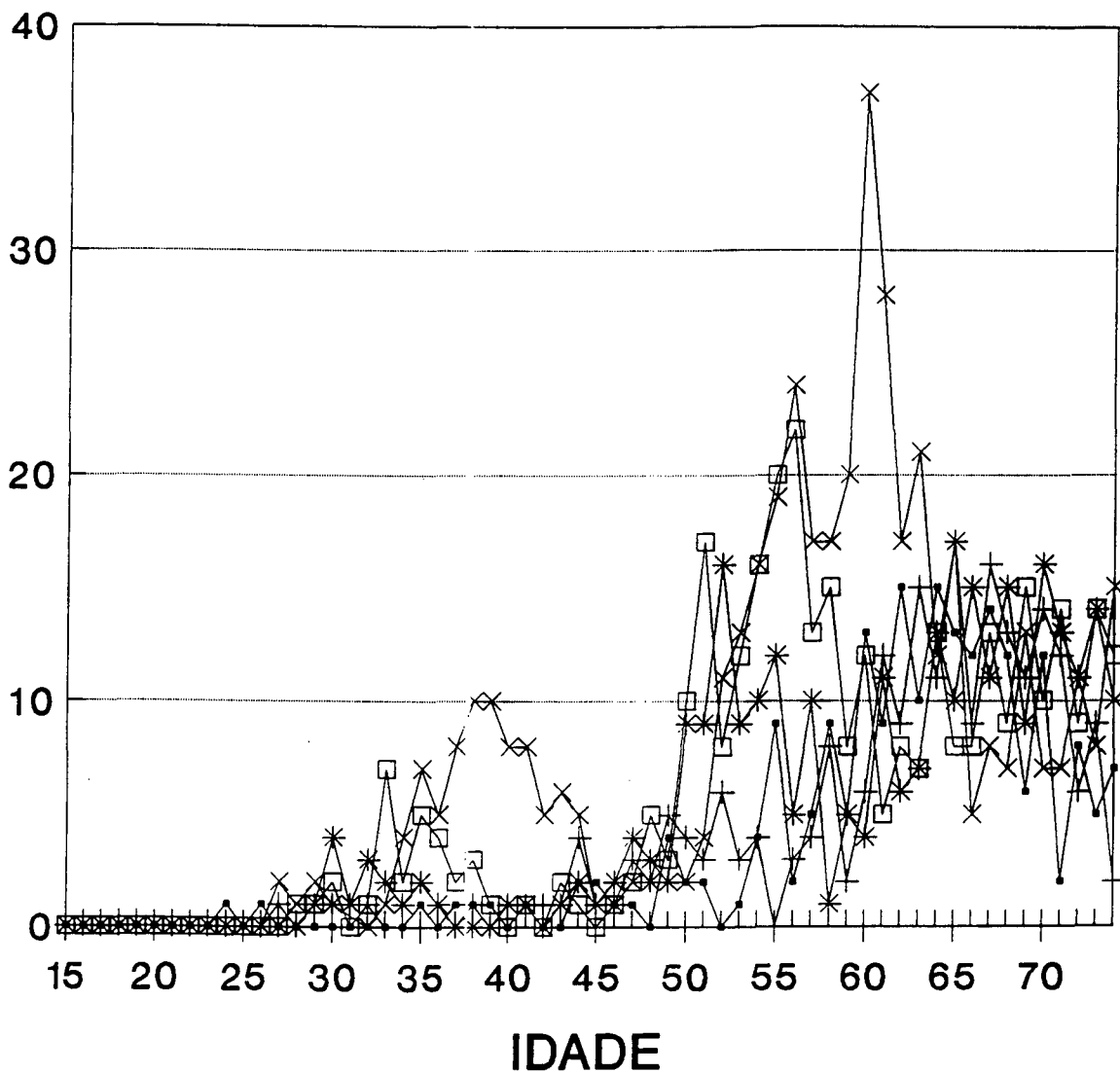


— 1984      —●— 1985      - - - 1986      ····· 1987  
 × 1988      —+— 1989      — 1990

# GRAFICO 4C

## ESTOQUE DE APOSENTADOS

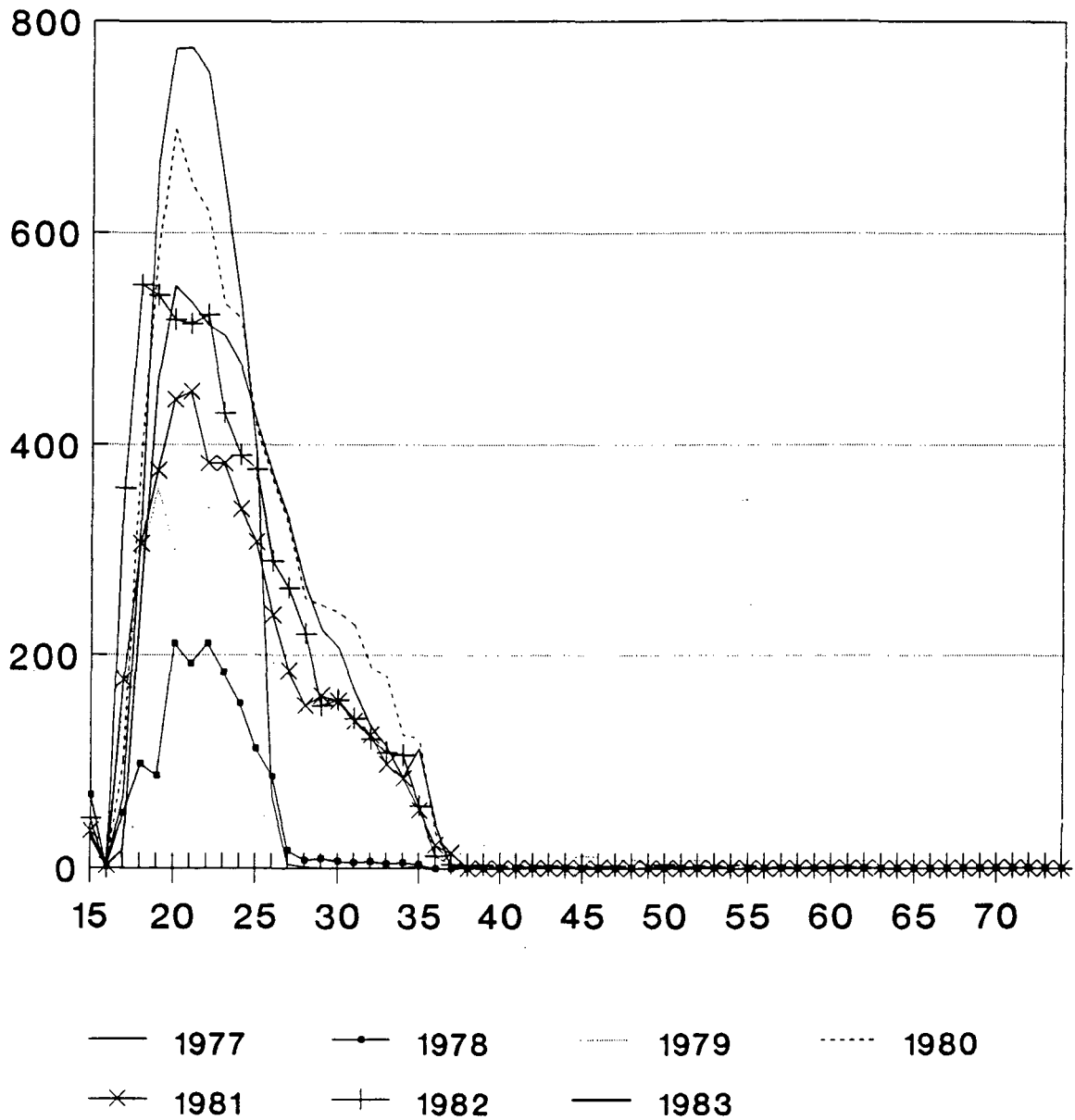
### BB MULHERES



—●— 1977    —+— 1980    —\*— 1983    —□— 1986    —×— 1990

# GRAFICO 5A

## TOTAL DE CONTRATADOS BB 1977-1983 HOMENS

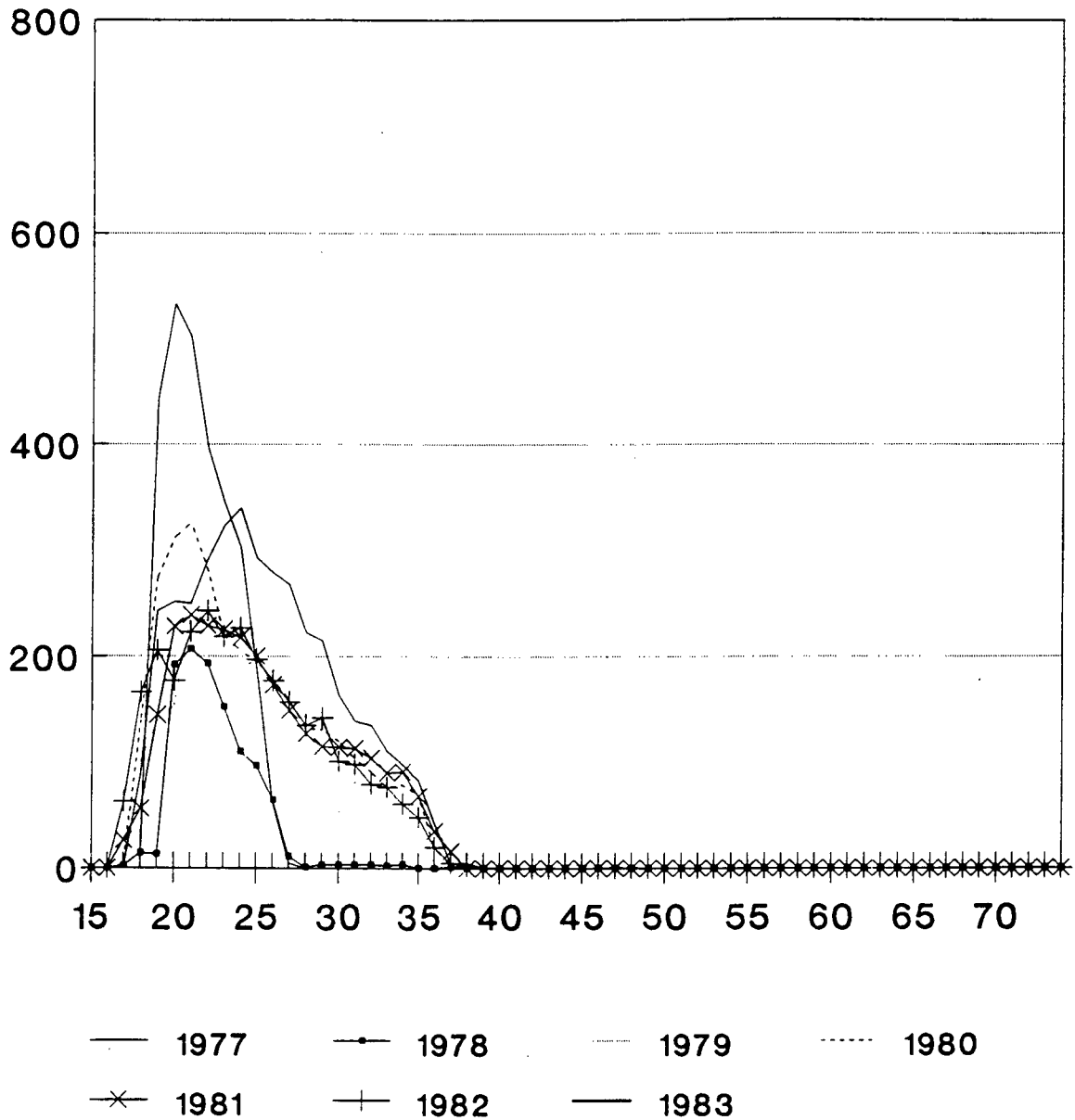






# GRAFICO 6A

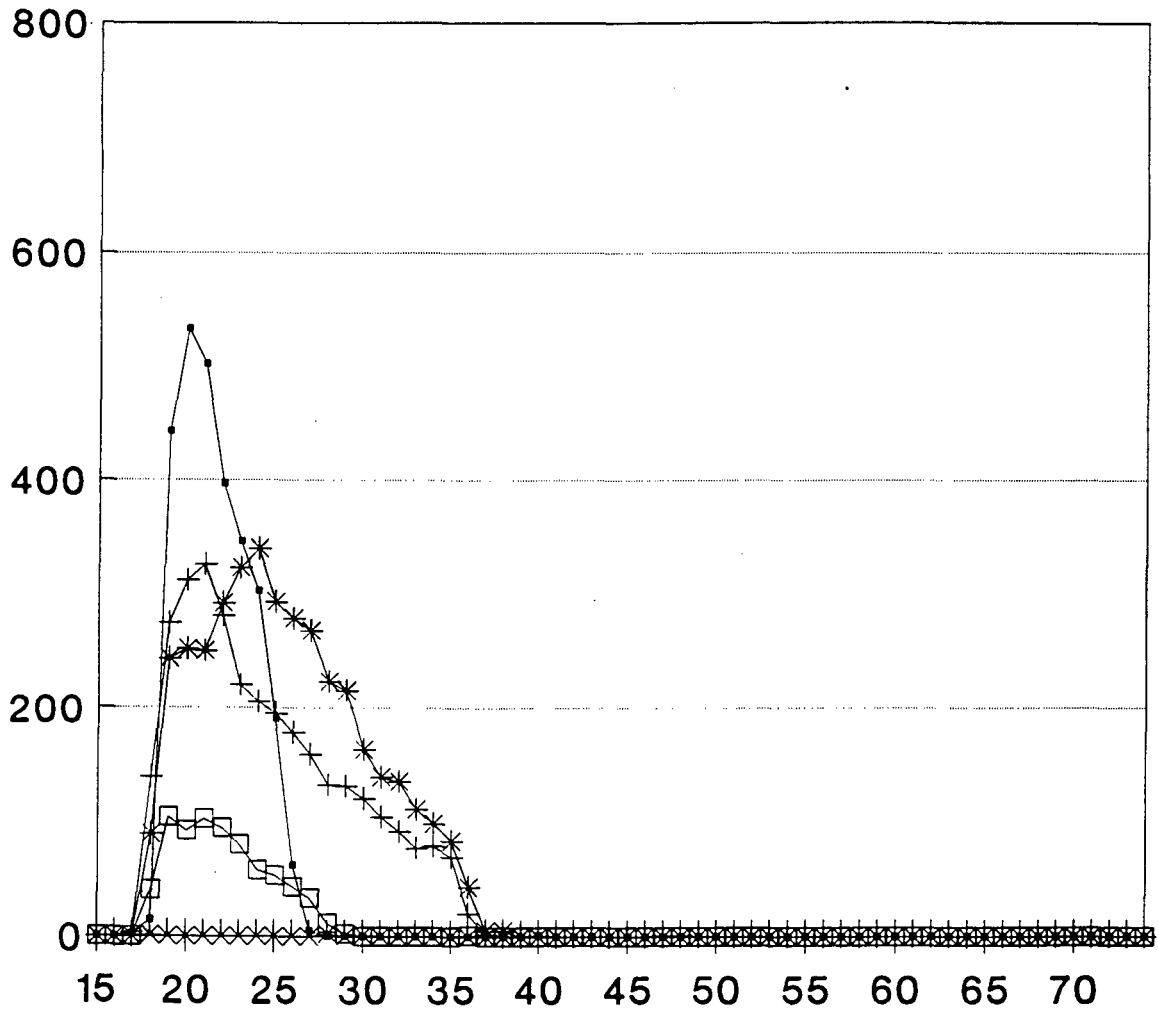
## TOTAL DE CONTRATADOS BB 1977-1990 MULHERES







# GRAFICO 6C TOTAL DE CONTRATADOS BB MULHERES



—●— 1977

—+— 1980

—\*— 1983

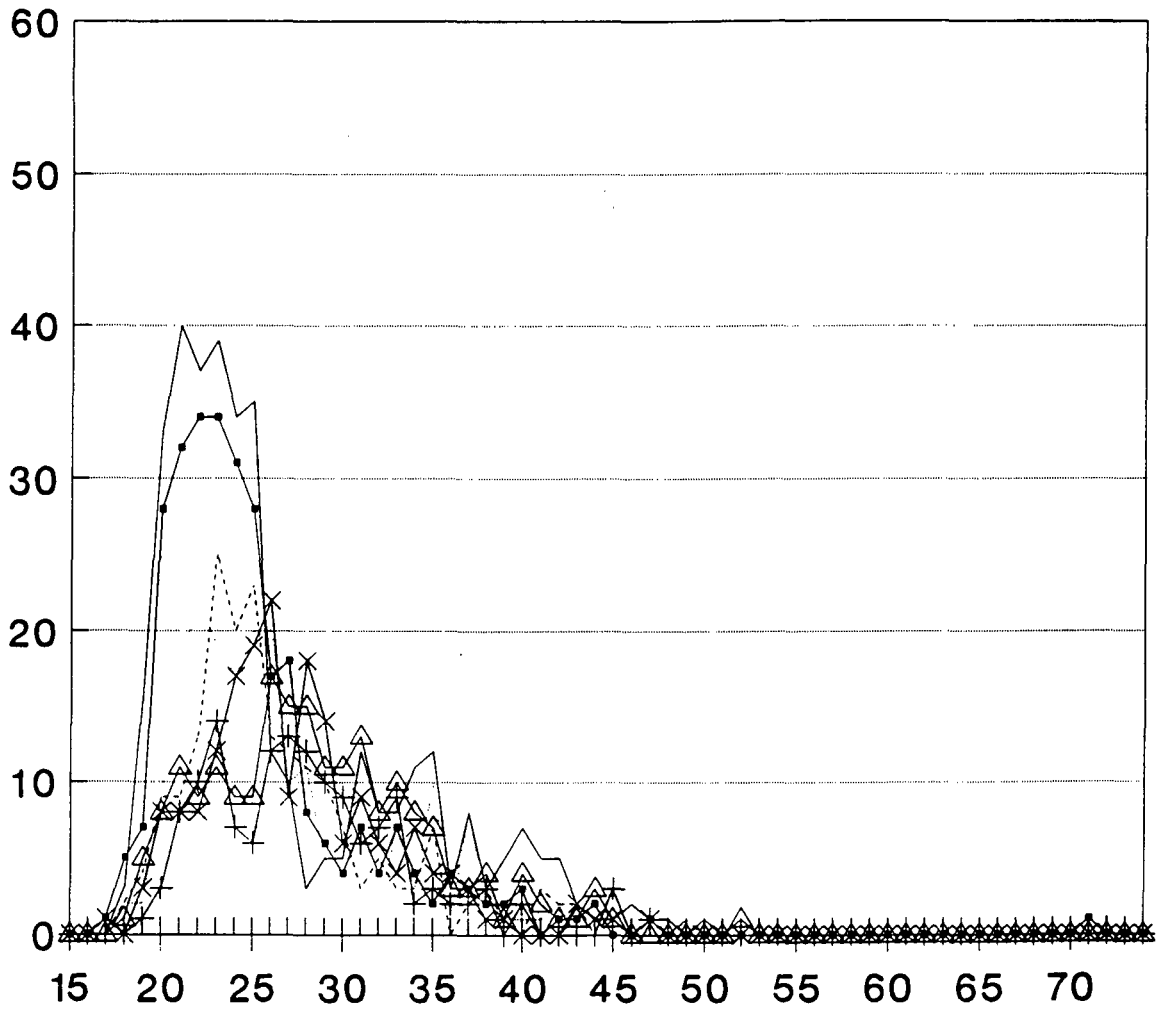
—□— 1986

—×— 1990

# GRAFICO 7A

## TOTAL DE EXONERADOS

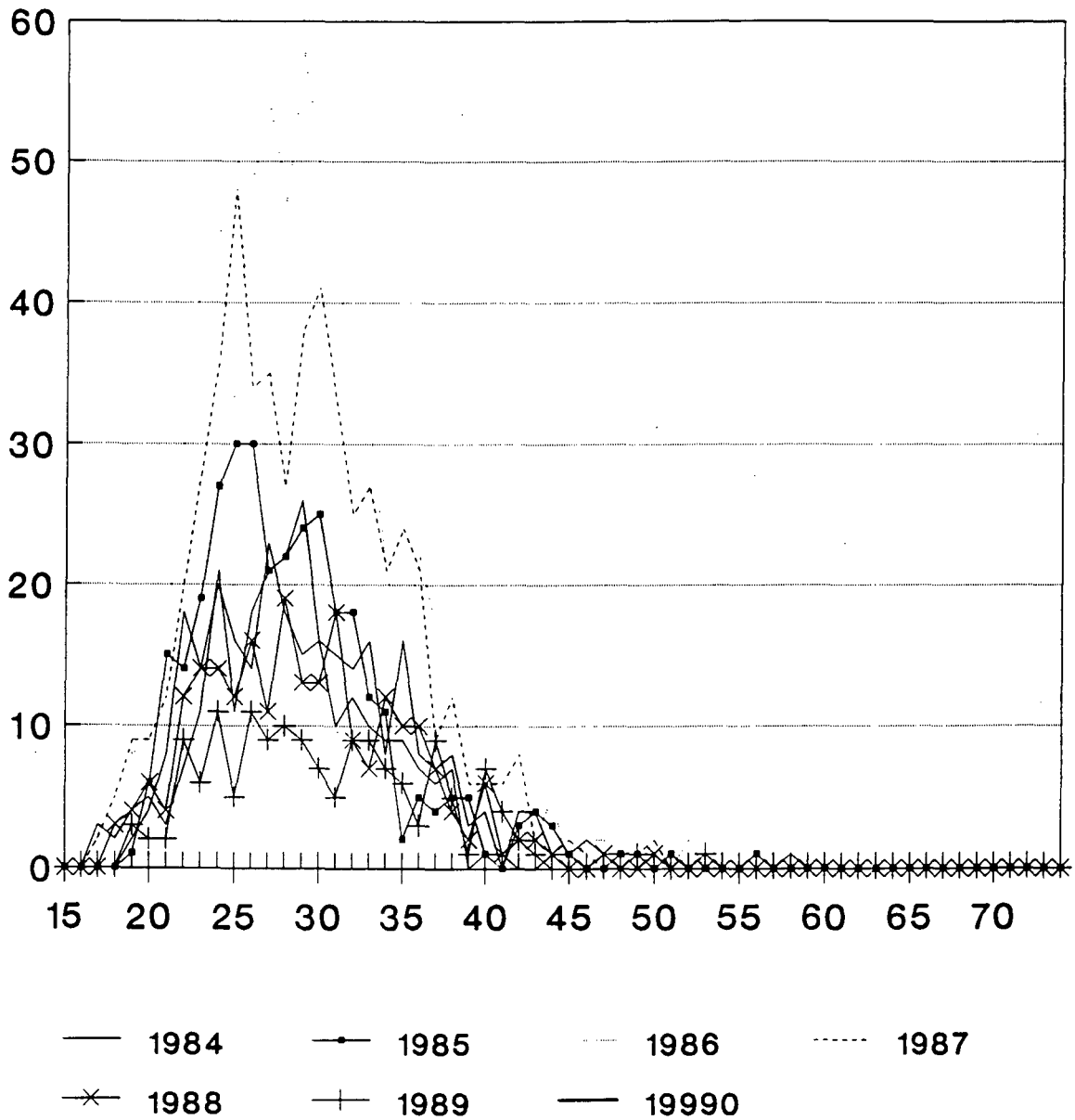
### BB 1977-1983 HOMENS



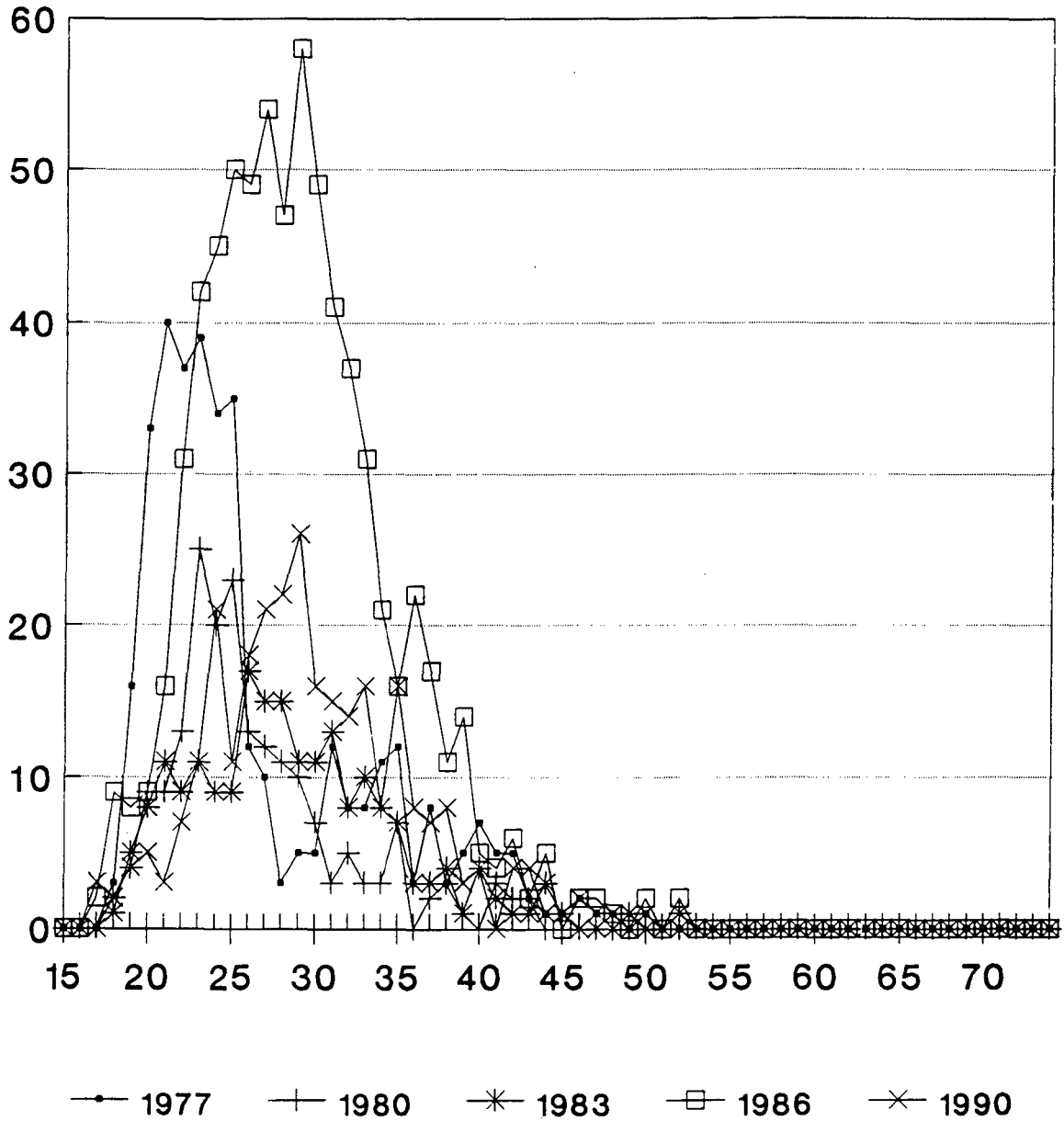
— 1977      —●— 1978      - - - 1979      ····· 1980  
-x- 1981      -+ 1982      -△- 1983

# GRAFICO 7B

## TOTAL DE EXONERADOS BB 1984-1990 HOMENS

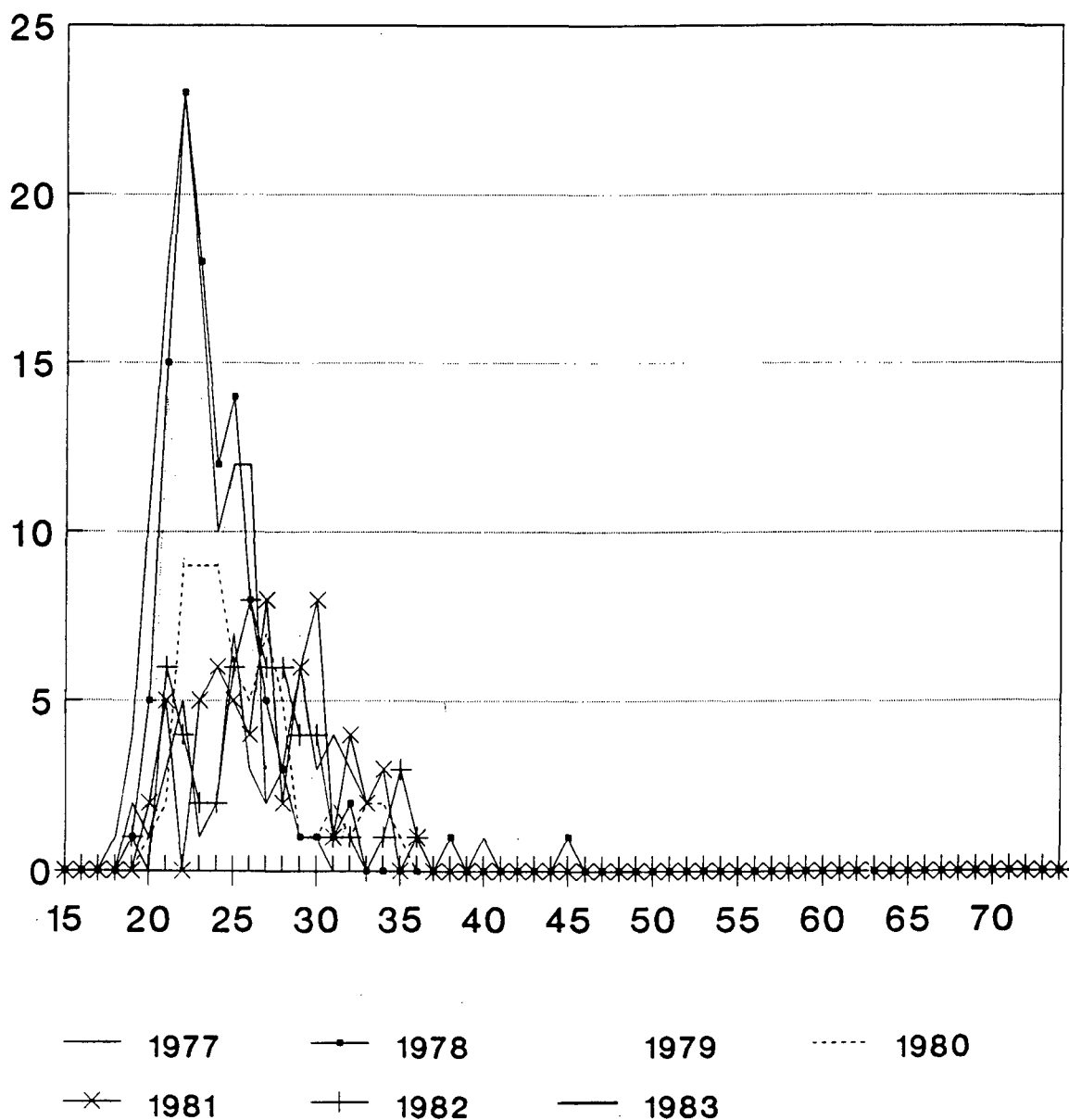


# GRAFICO 7C TOTAL DE EXONERADOS BB HOMENS



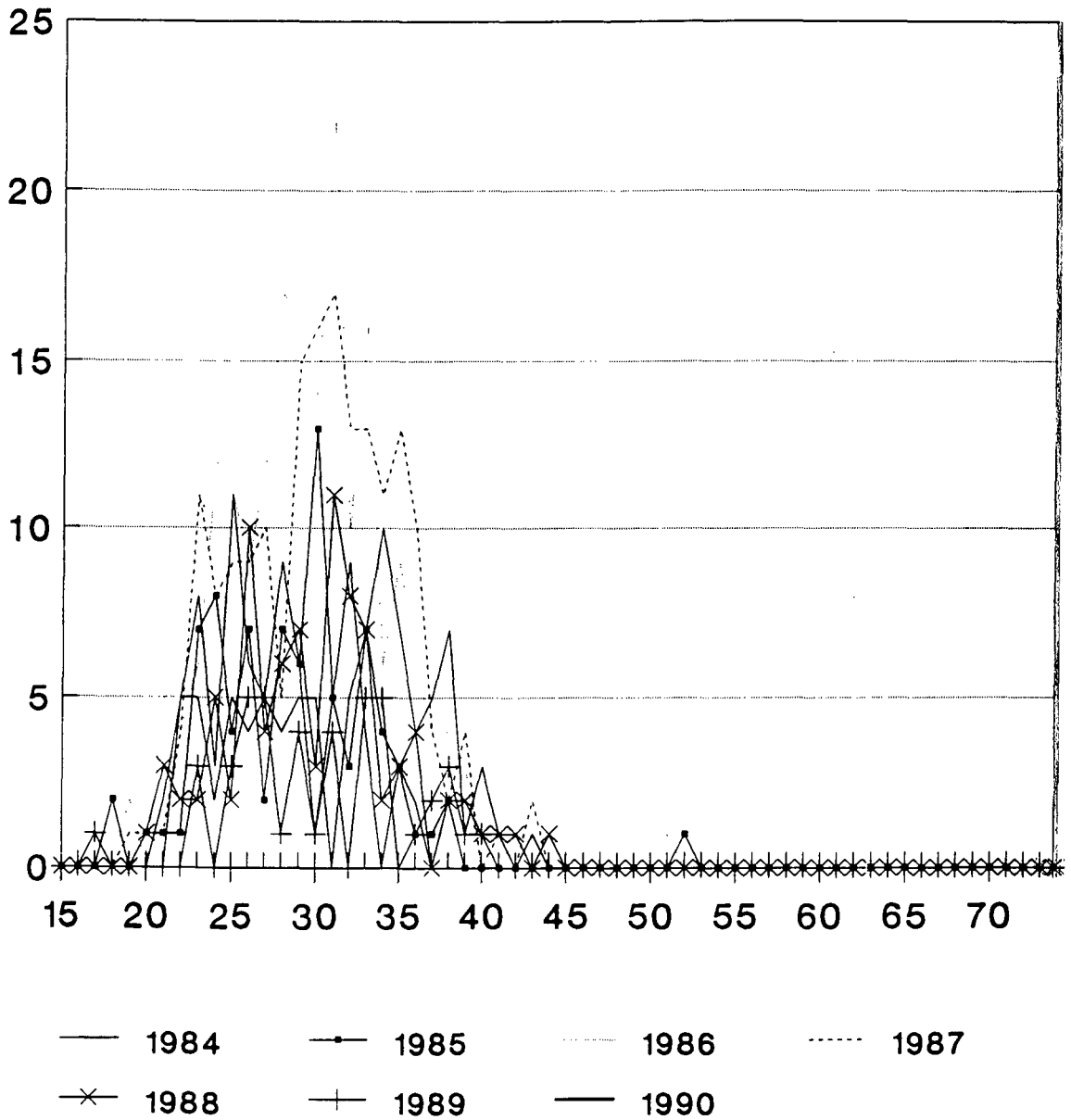
# GRAFICO 8A

## TOTAL DE EXONERADOS BB 1977-1990 MULHERES



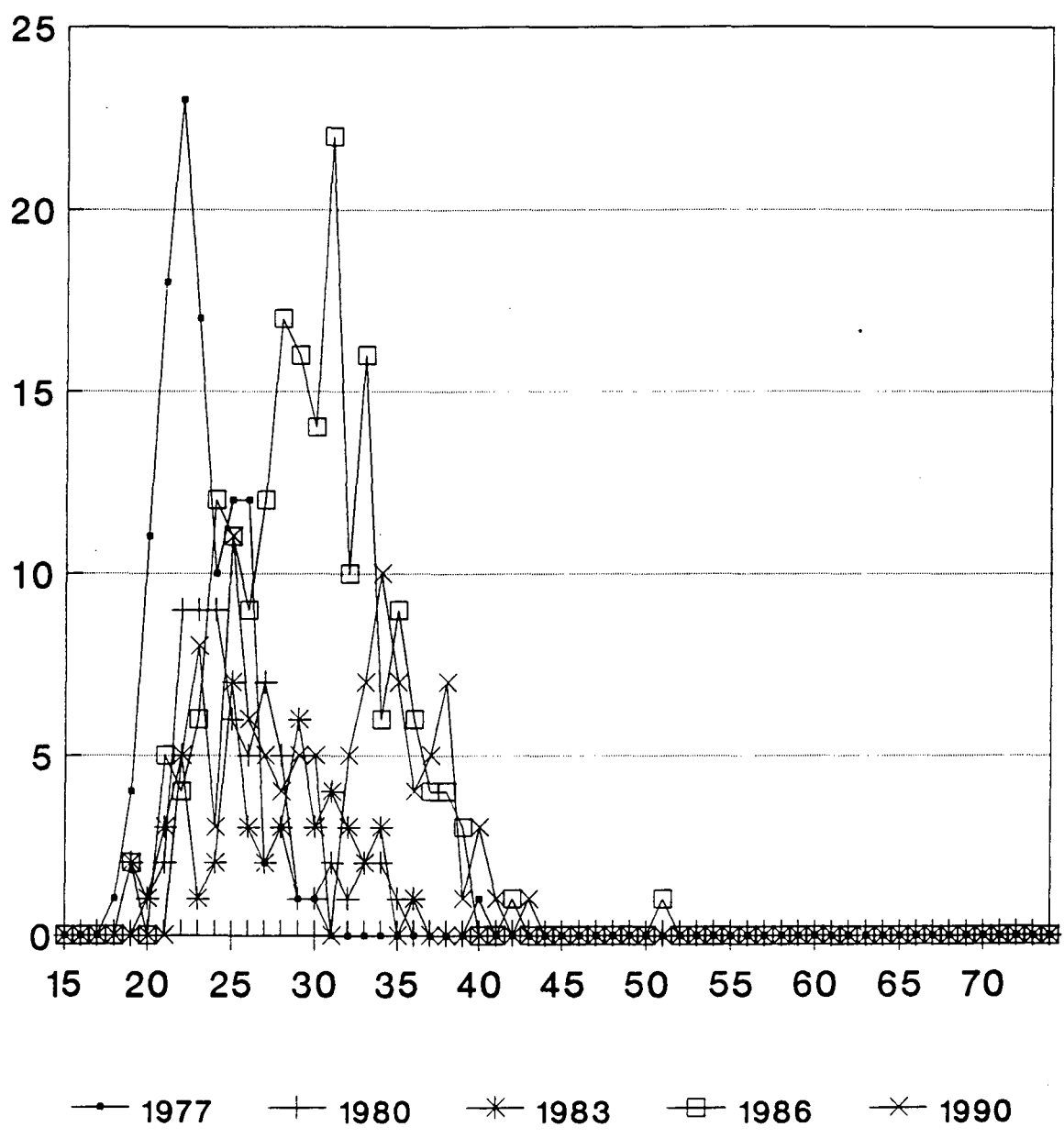
# GRAFICO 8B

## TOTAL DE EXONERADOS BB 1984-1990 MULHERES



# GRAFICO 8C

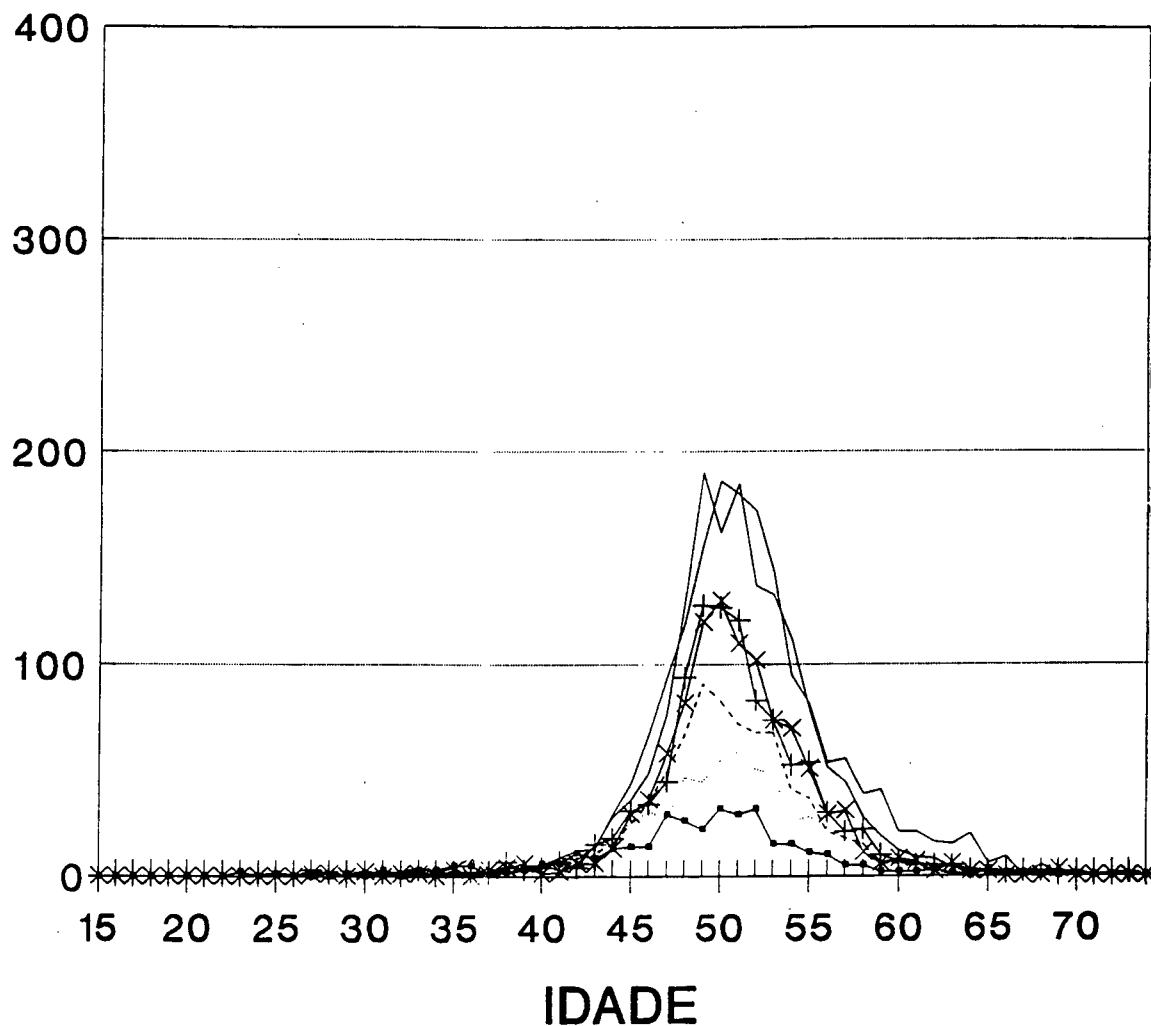
## TOTAL DE EXONERADOS BB MULHERES





# GRAFICO 9A

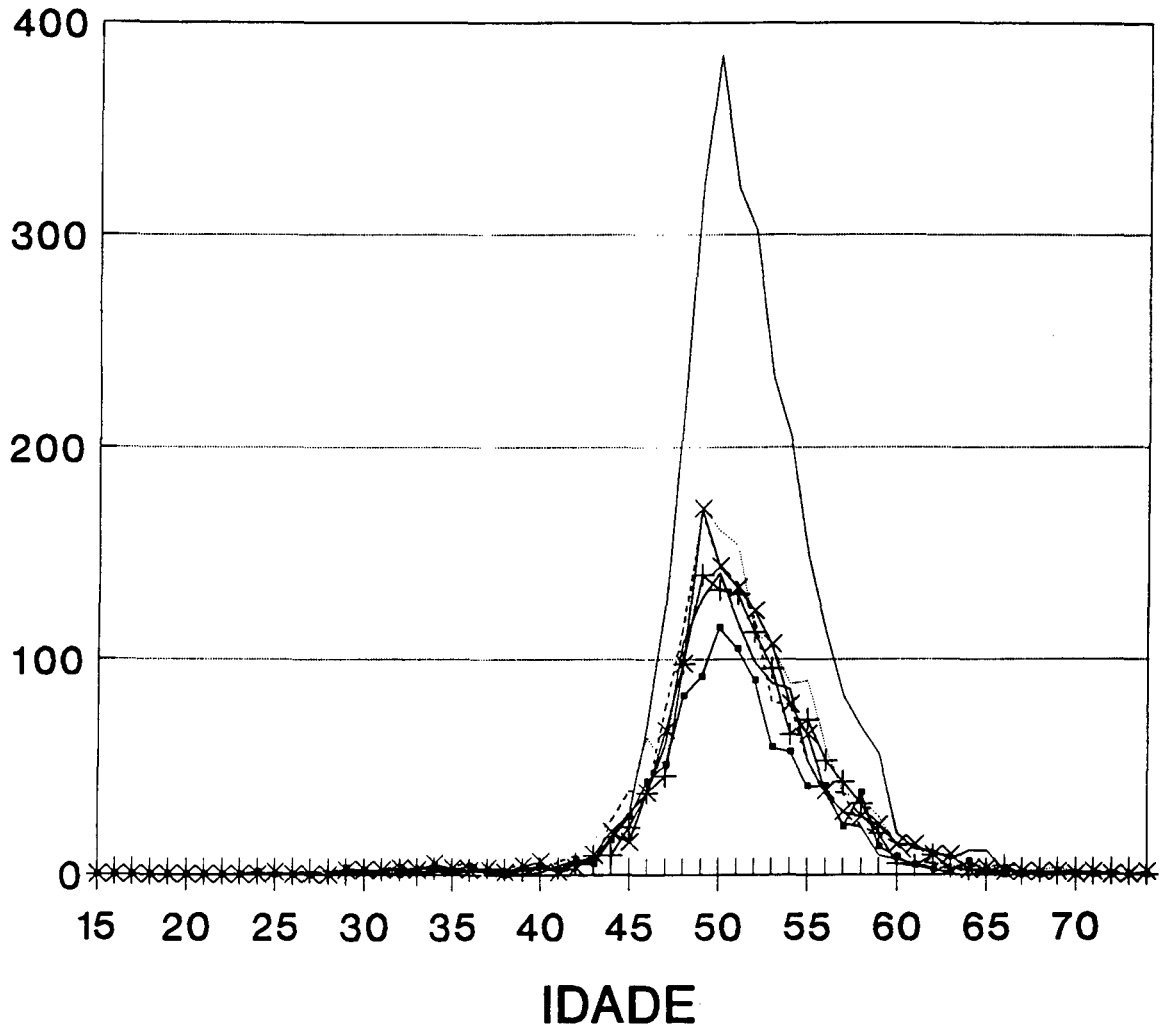
## FLUXO DE APOSENTADOS BB 1977-1983 HOMENS



— 1977	—●— 1978	- - - 1979	- - - - 1980
× 1981	+ 1982	— 1983	

# GRAFICO 9B

## FLUXO DE APOSENTADOS BB 1984-1990 HOMENS

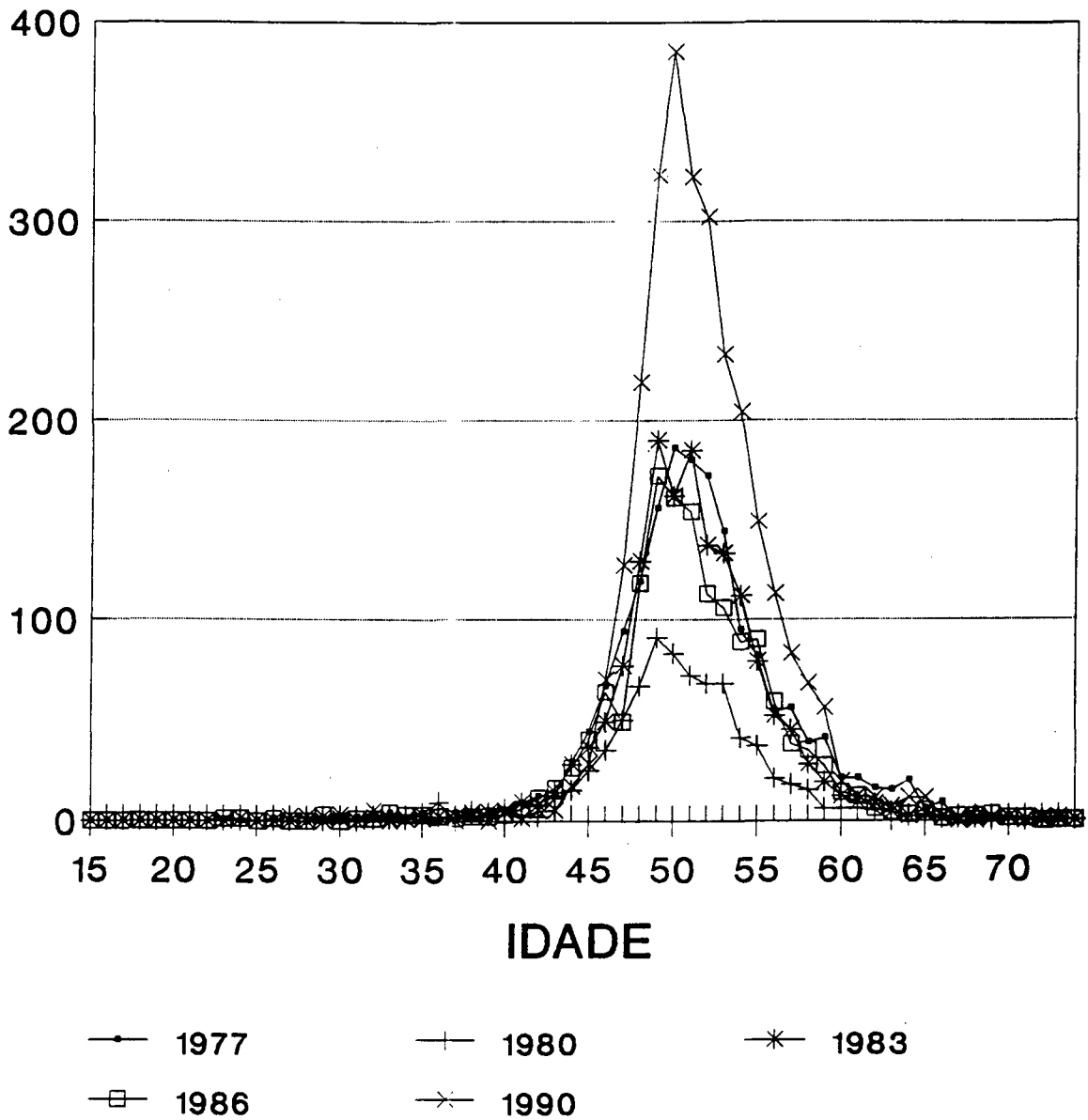


— 1984      —•— 1985      —·— 1986      - - - - 1987  
-x- 1988      -+— 1989      — 1990

# GRAFICO 9C

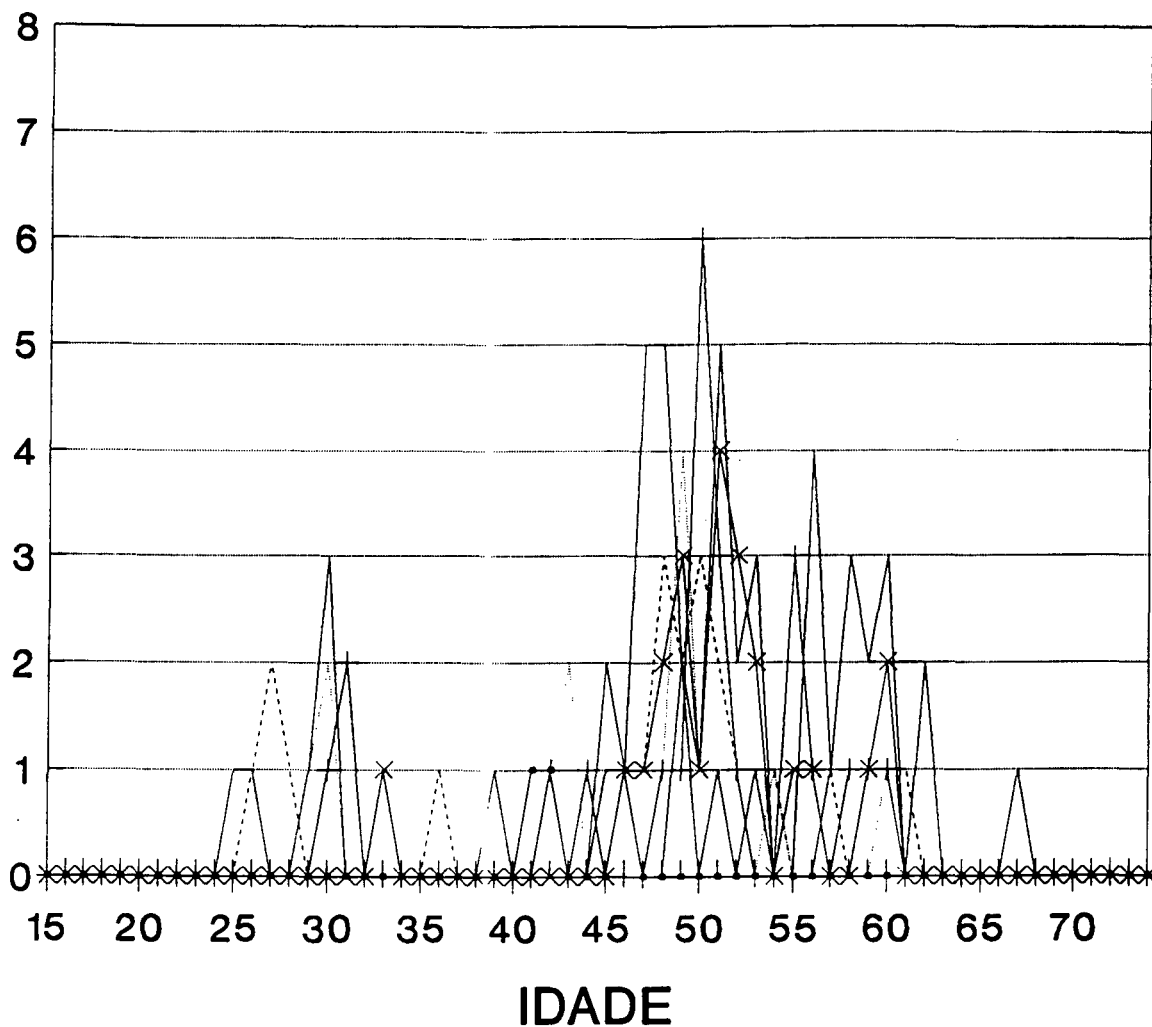
## FLUXO DE APOSENTADOS

### BB HOMENS



# GRAFICO 10A

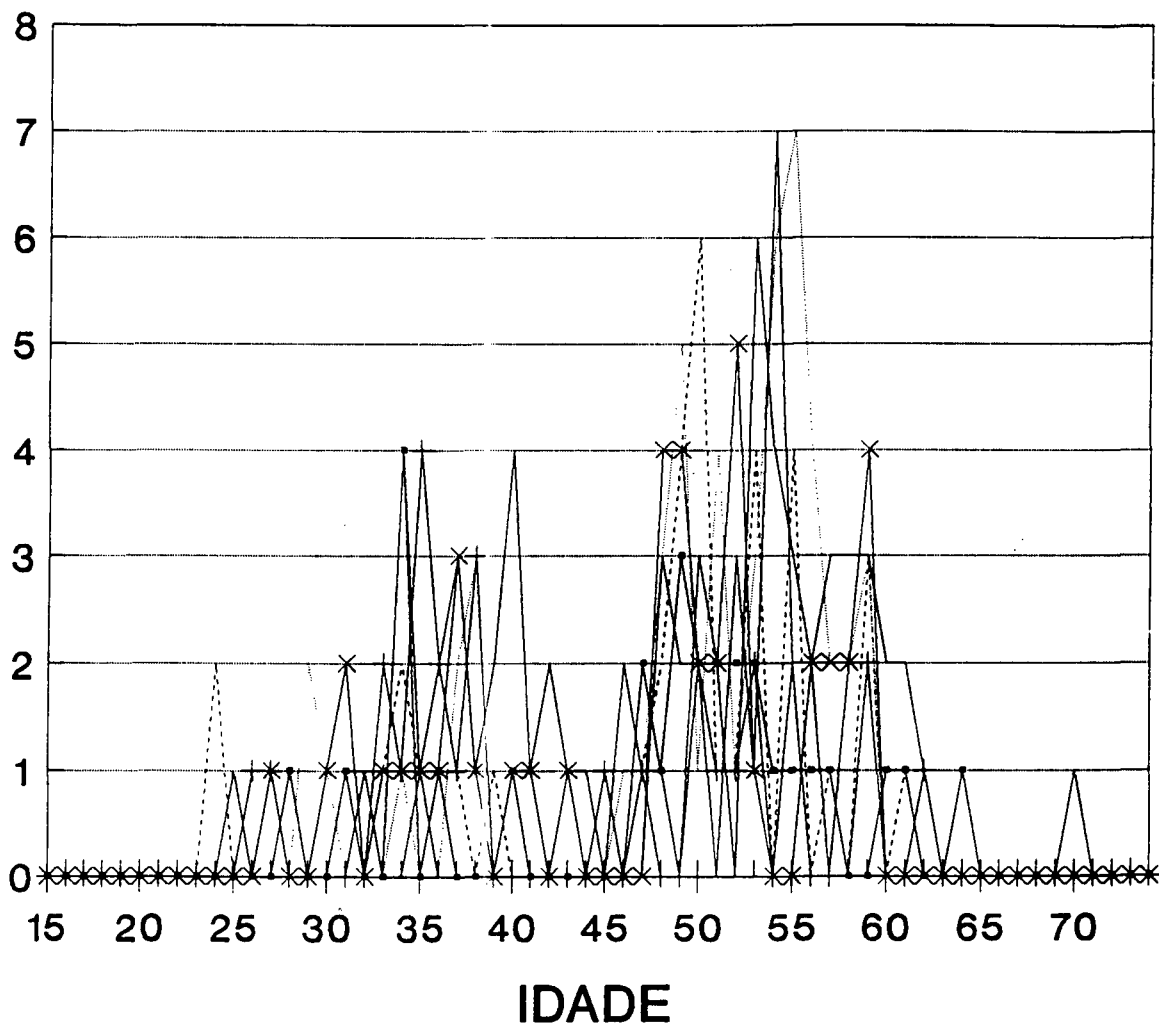
## FLUXO DE APOSENTADOS BB 1977-1983 MULHERES



— 1977      —•— 1978      — 1979      - - - - 1980  
 —\*— 1981      —+— 1982      — 1983

# GRAFICO 10B

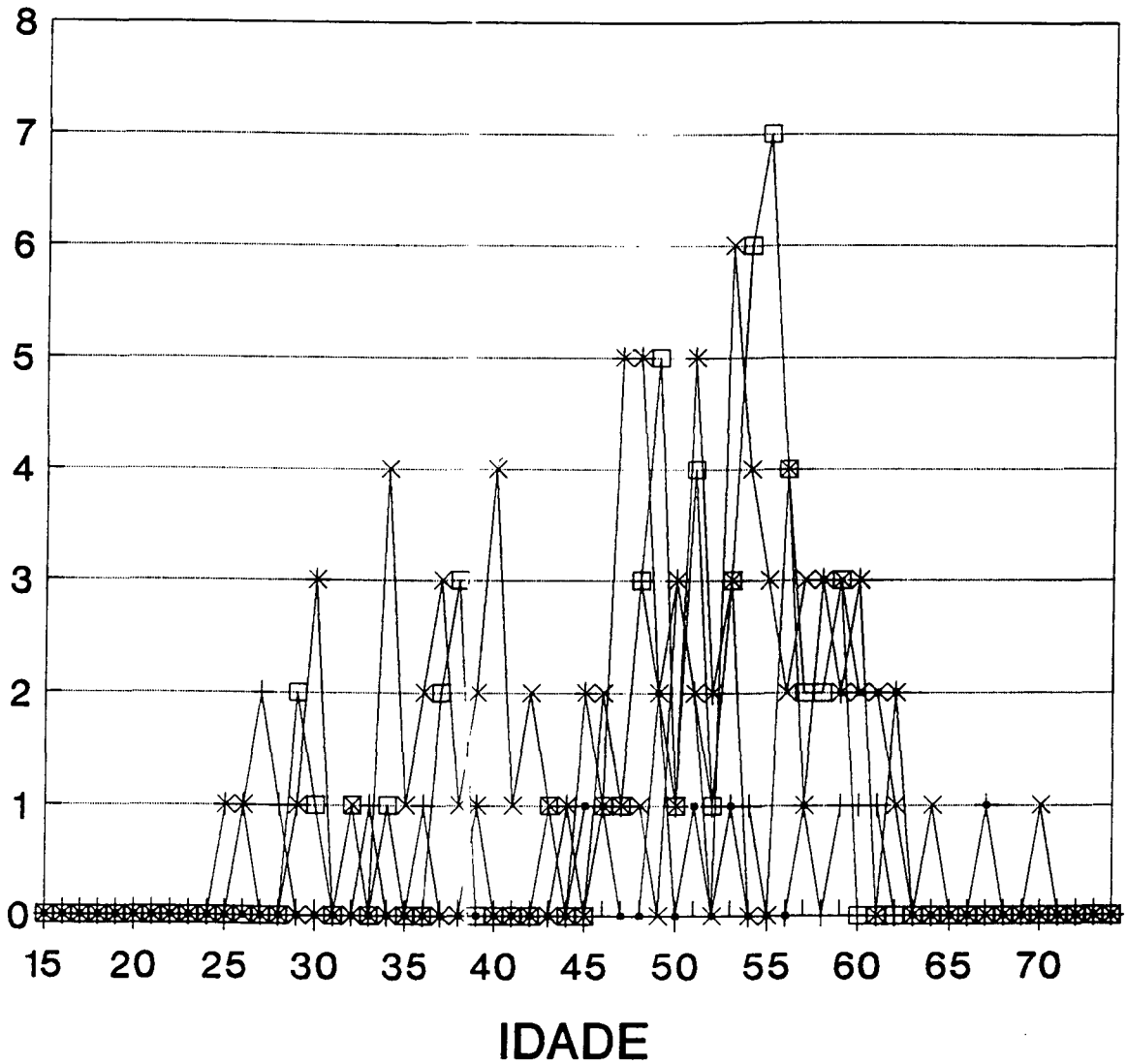
## FLUXO DE APOSENTADOS BB 1984-1990 MULHERES



— 1984      —●— 1985      — 1986      - - - - 1987  
 —×— 1988      —+— 1989      — 1990

# GRAFICO 10C

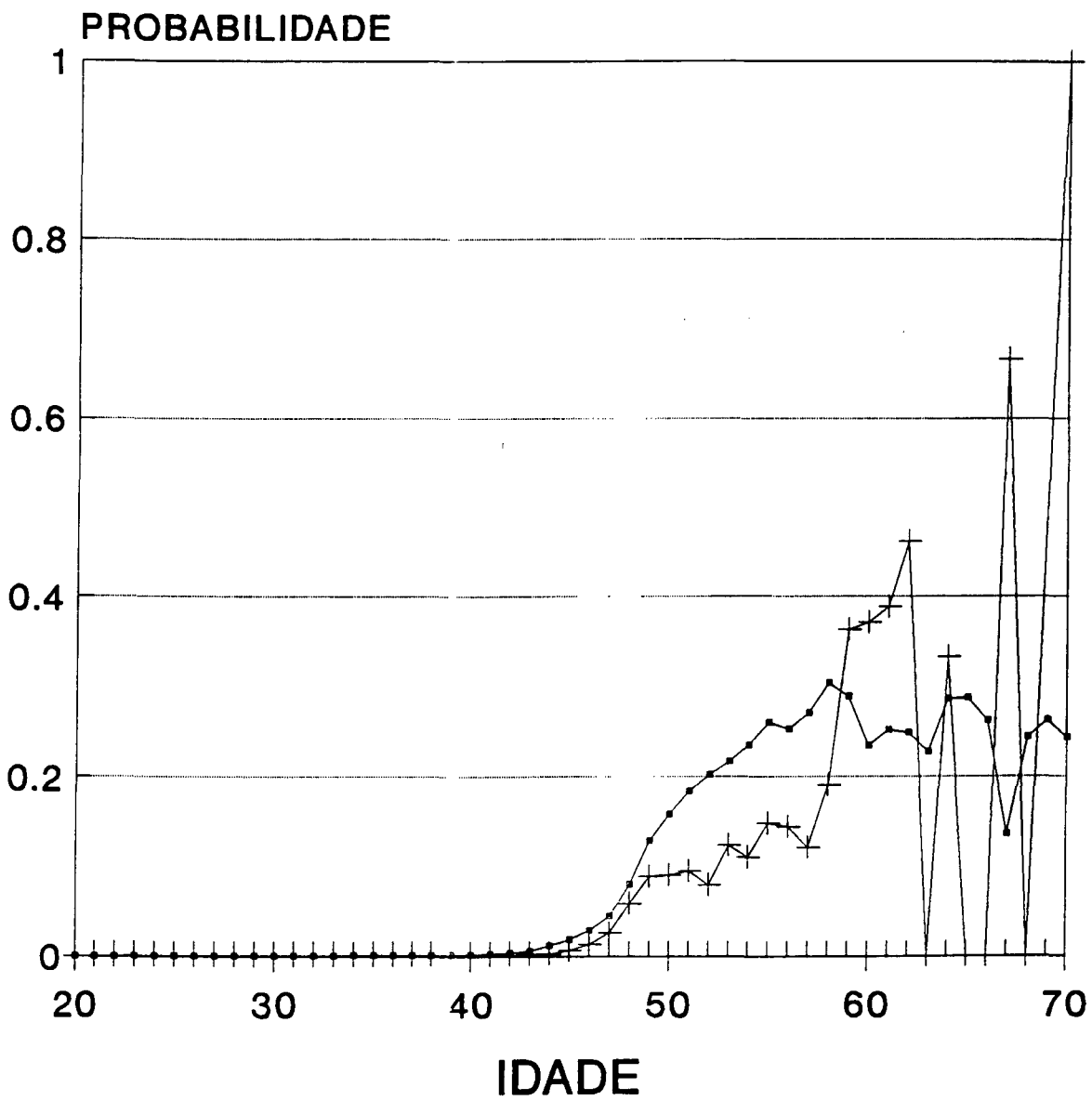
## FLUXO DE APOSENTADOS BB MULHERES



—●— 1977    —+— 1980    —\*— 1983    —□— 1986    —×— 1990

# GRAFICO 11A

PROBABILIDADE DE APOSENTADORIA  
ESPECIFICA POR IDADE 1977-1990 BB

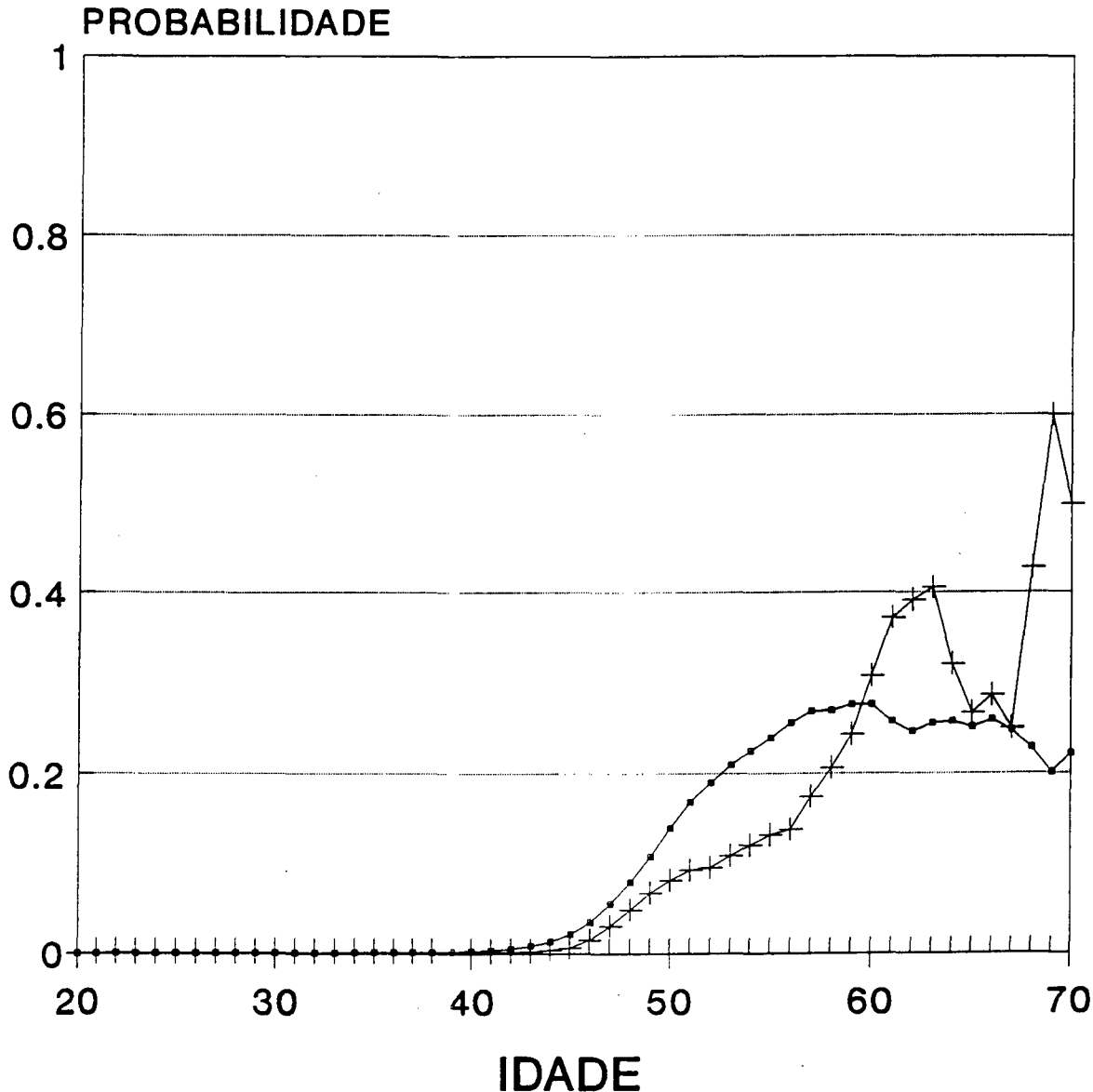


—●— HOMENS    —+— MULHERES

BRUTO

# GRAFICO 11B

PROBABILIDADE DE APOSENTADORIA  
ESPECIFICA POR IDADE 1977-1990 BB  
(SUAVIZADO)



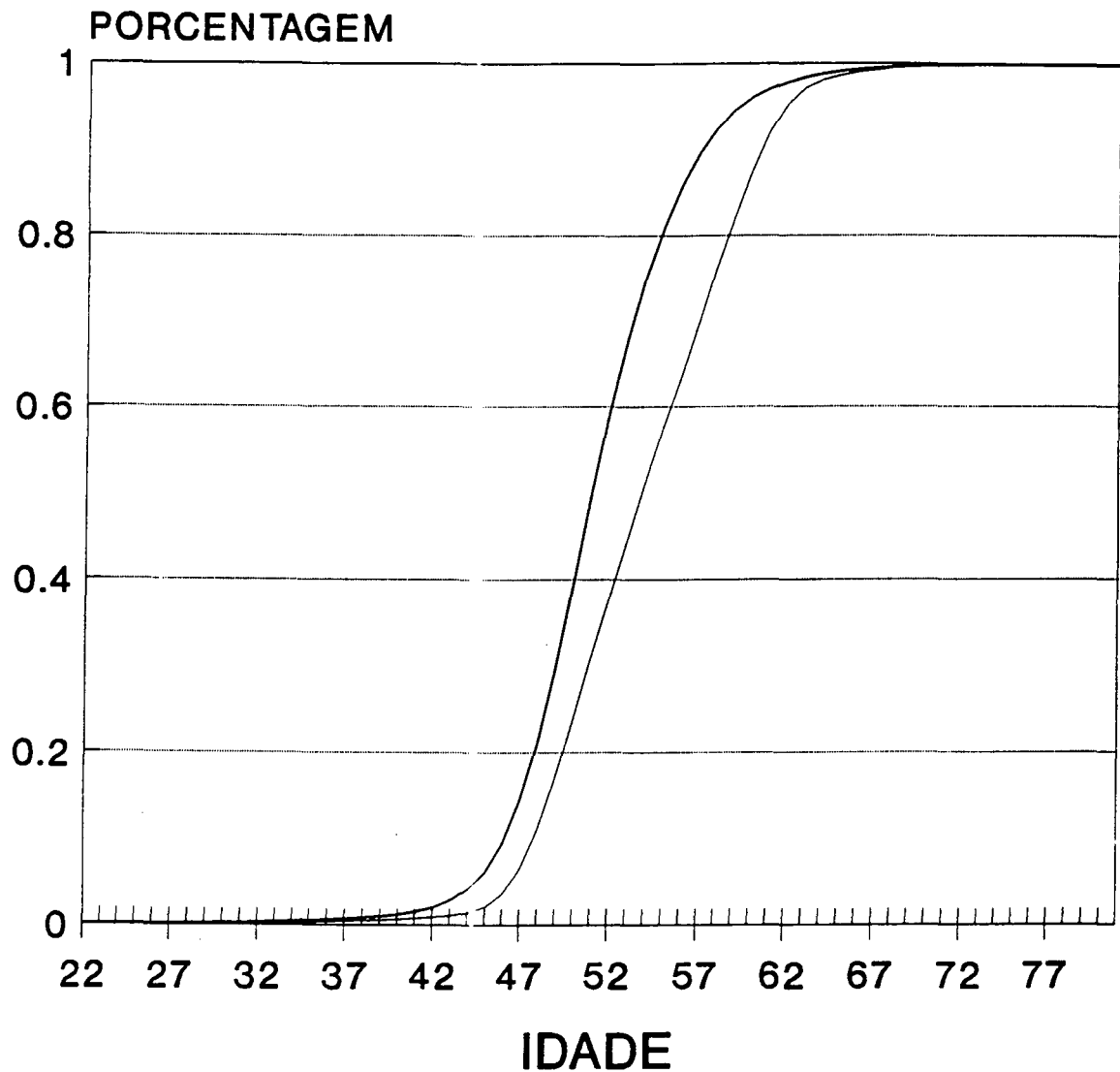
—●— HOMENS    —+— MULHERES

SUAVE



# GRAFICO 11C

## TAXA CUMULATIVA DE APOSENTADORIA

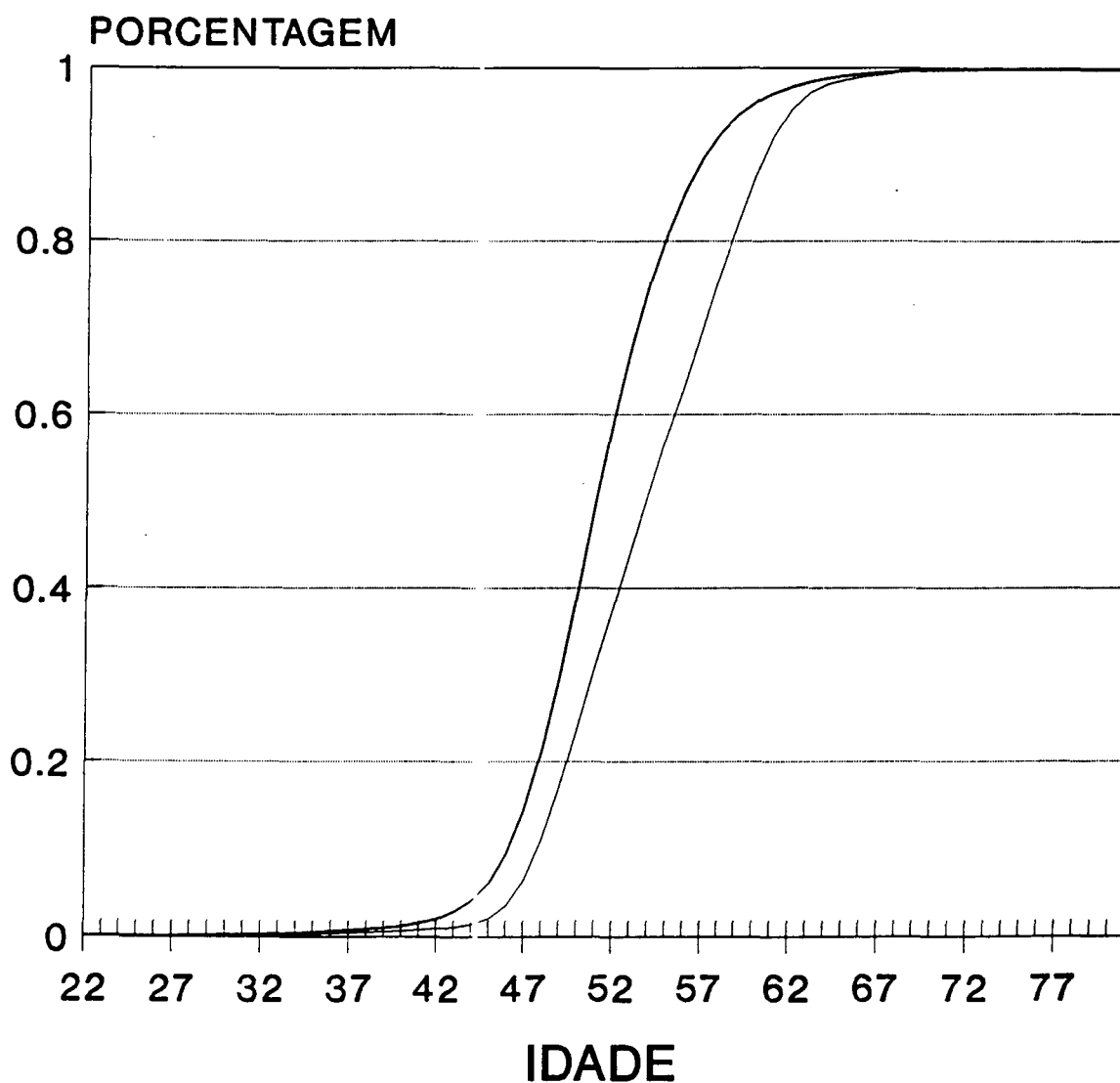


— HOMENS — MULHERES

NOTA: IGNORANDO MORTES E EXONERAÇÕES

# GRAFICO 11C

## TAXA CUMULATIVA DE APOSENTADORIA

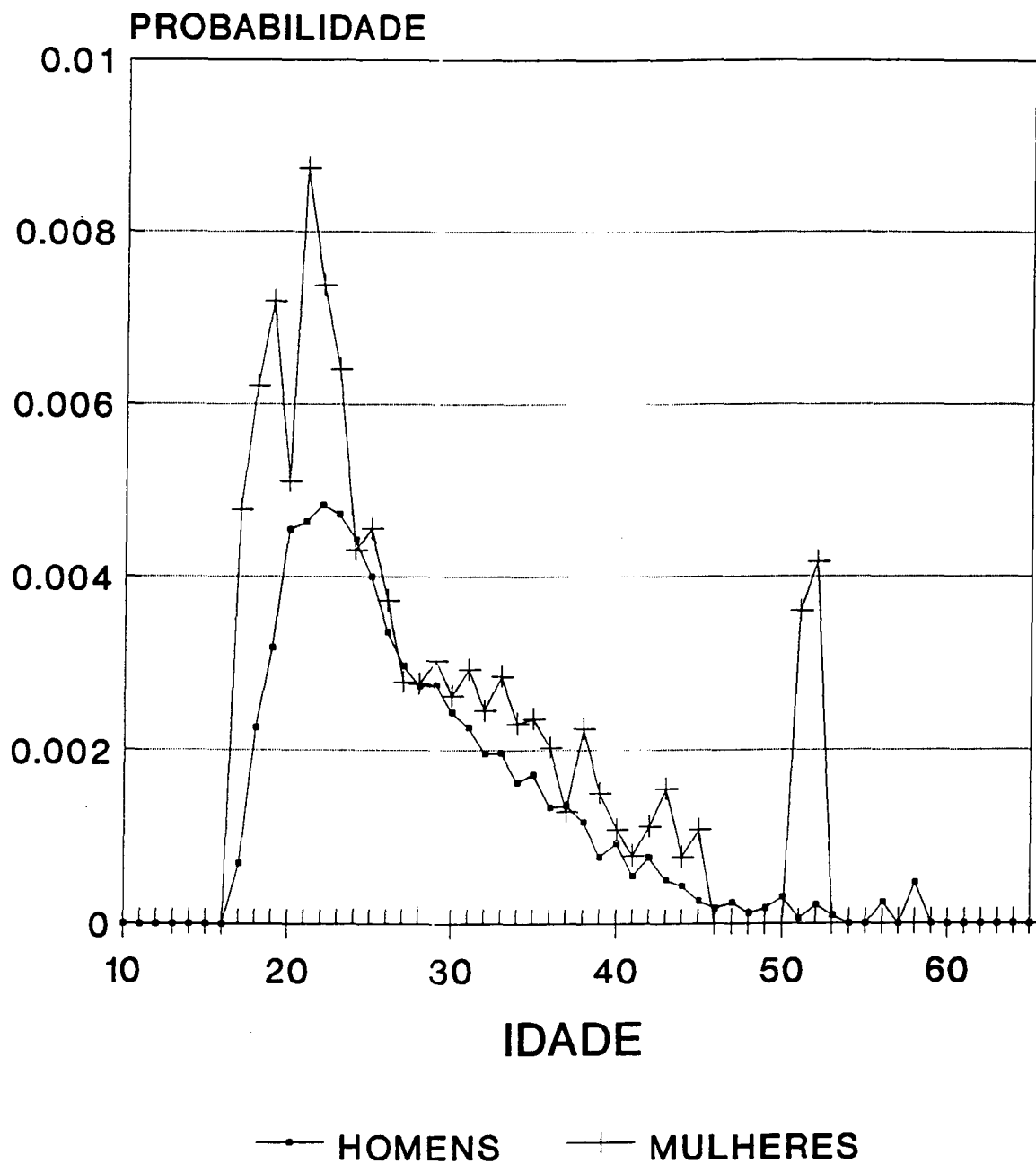


— HOMENS — MULHERES

NOTA: IGNORANDO MORTES E EXONERAÇÕES

# GRAFICO 12A

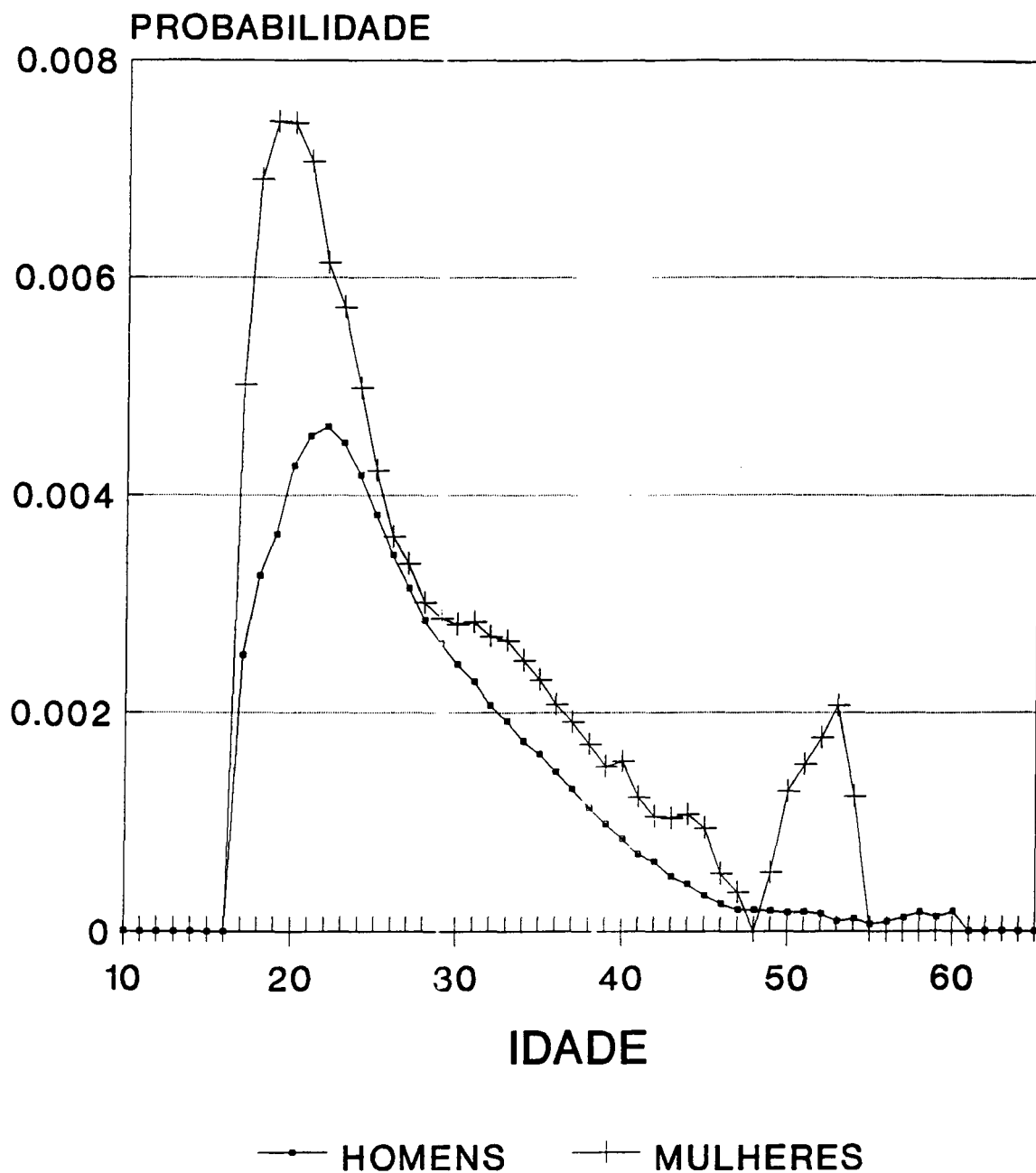
PROBABILIDADE DE EXONERACAO  
ESPECIFICA POR IDADE 1977-1990 BB



BRUTO

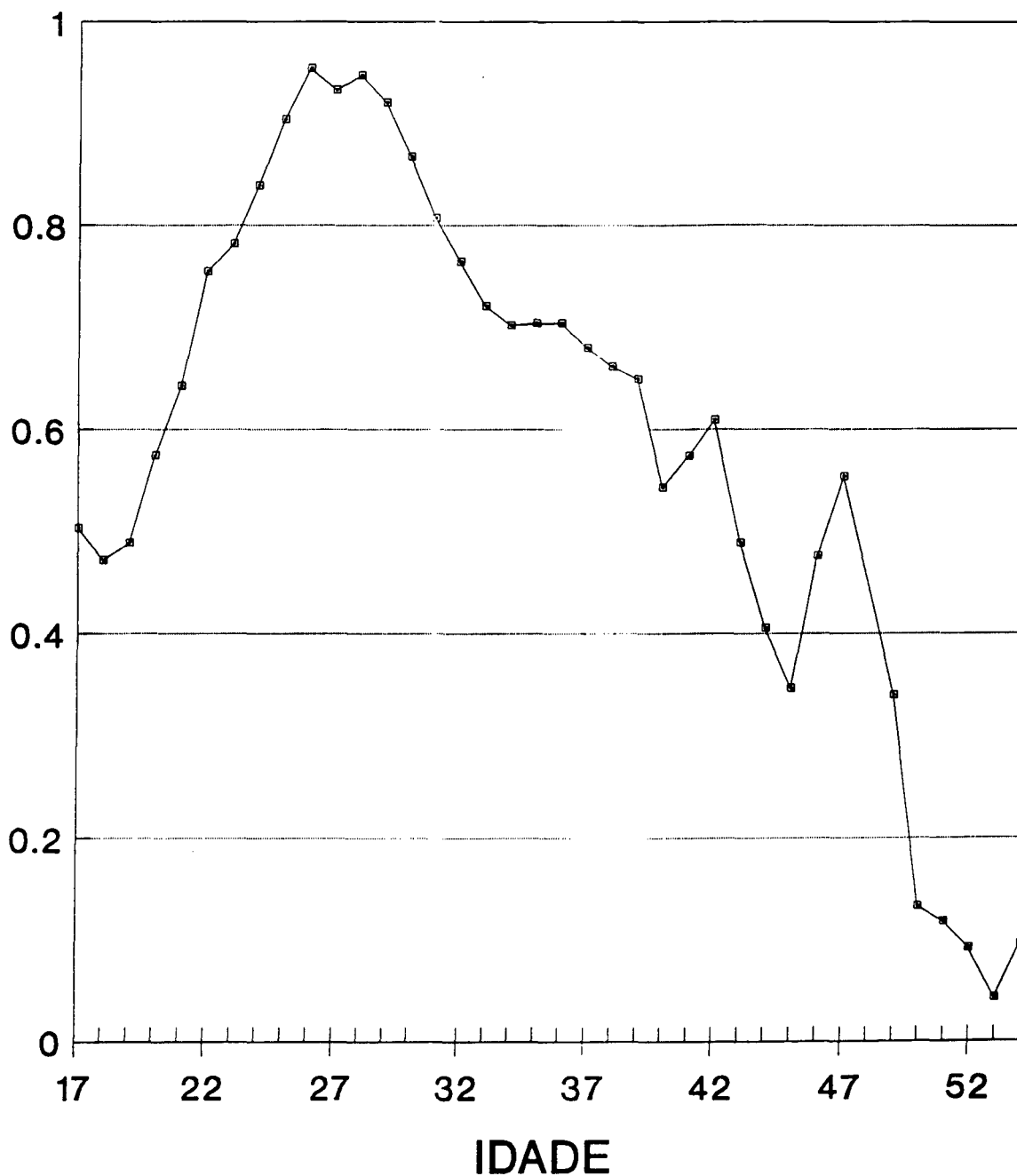
# GRAFICO 12B

PROBABILIDADE DE EXONERACAO  
ESPECIFICA POR IDADE 1977-1990 BB

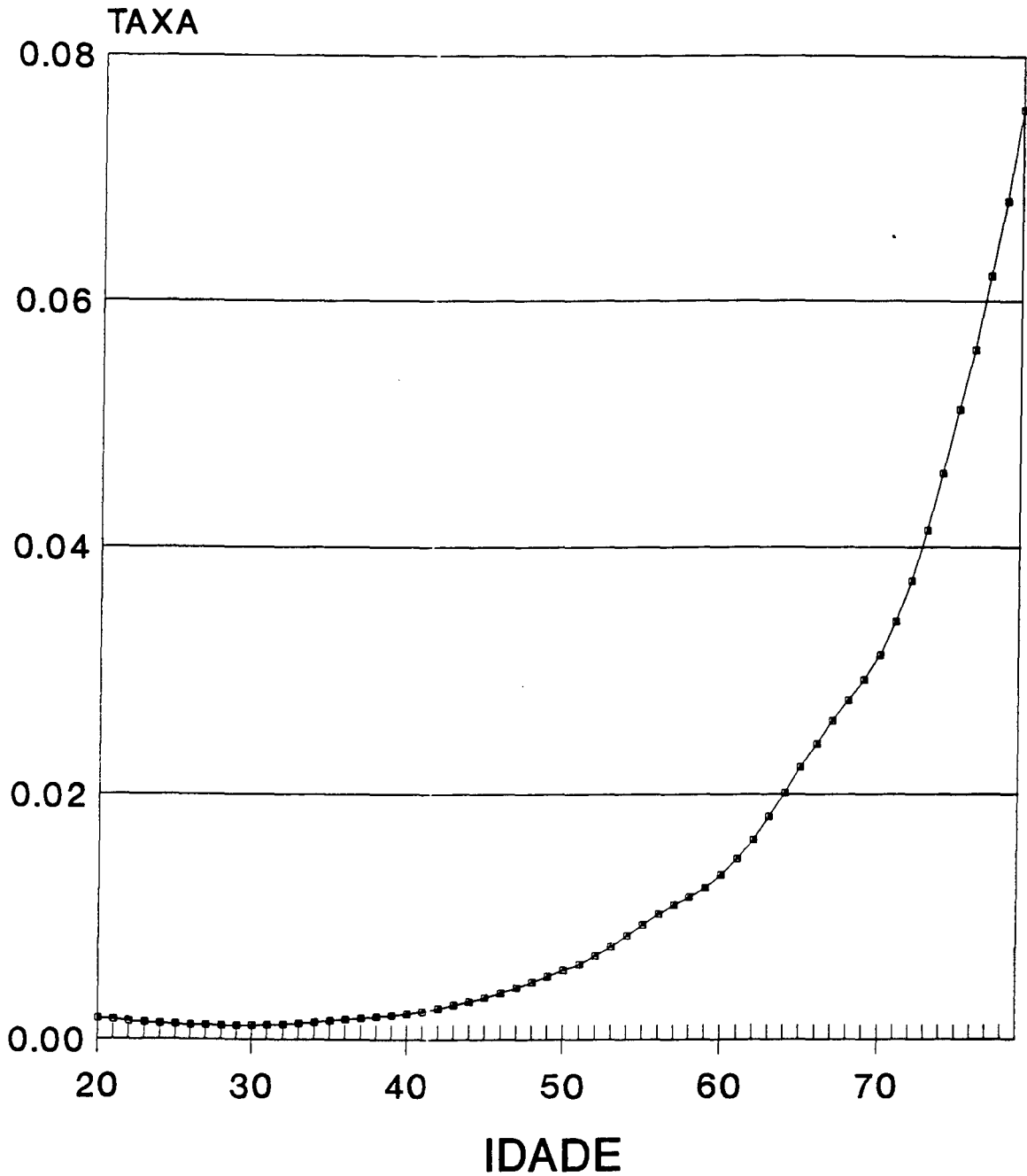


SUAVE

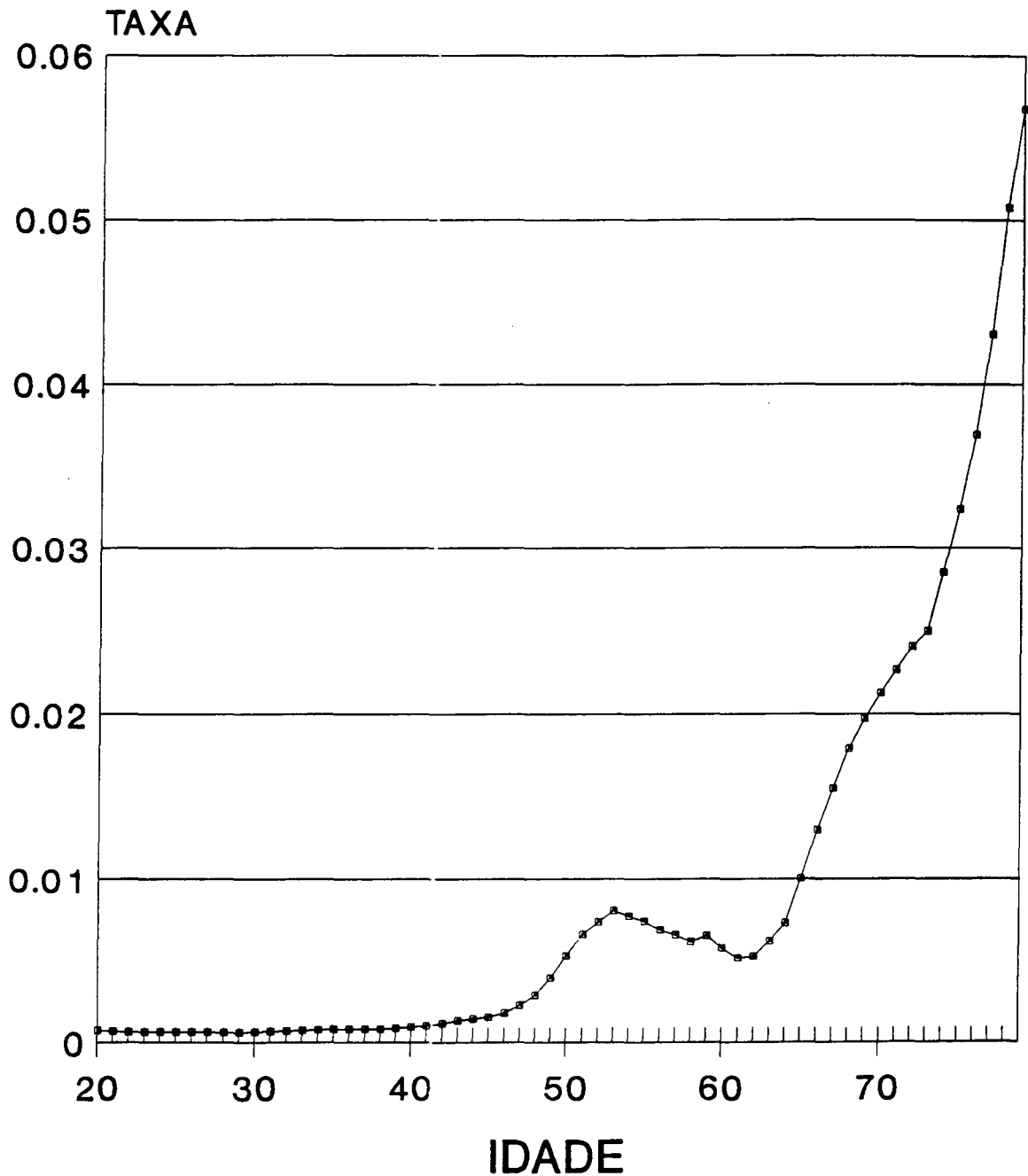
**GRAFICO 12C**  
RAZAO DAS PROBABILIDADE  
DE EXONERAÇÃO HOMENS/MULHERES



**GRAFICO 13**  
TAXA ESPECÍFICA DE MORTALIDADE  
HOMENS 1977-1990 BB



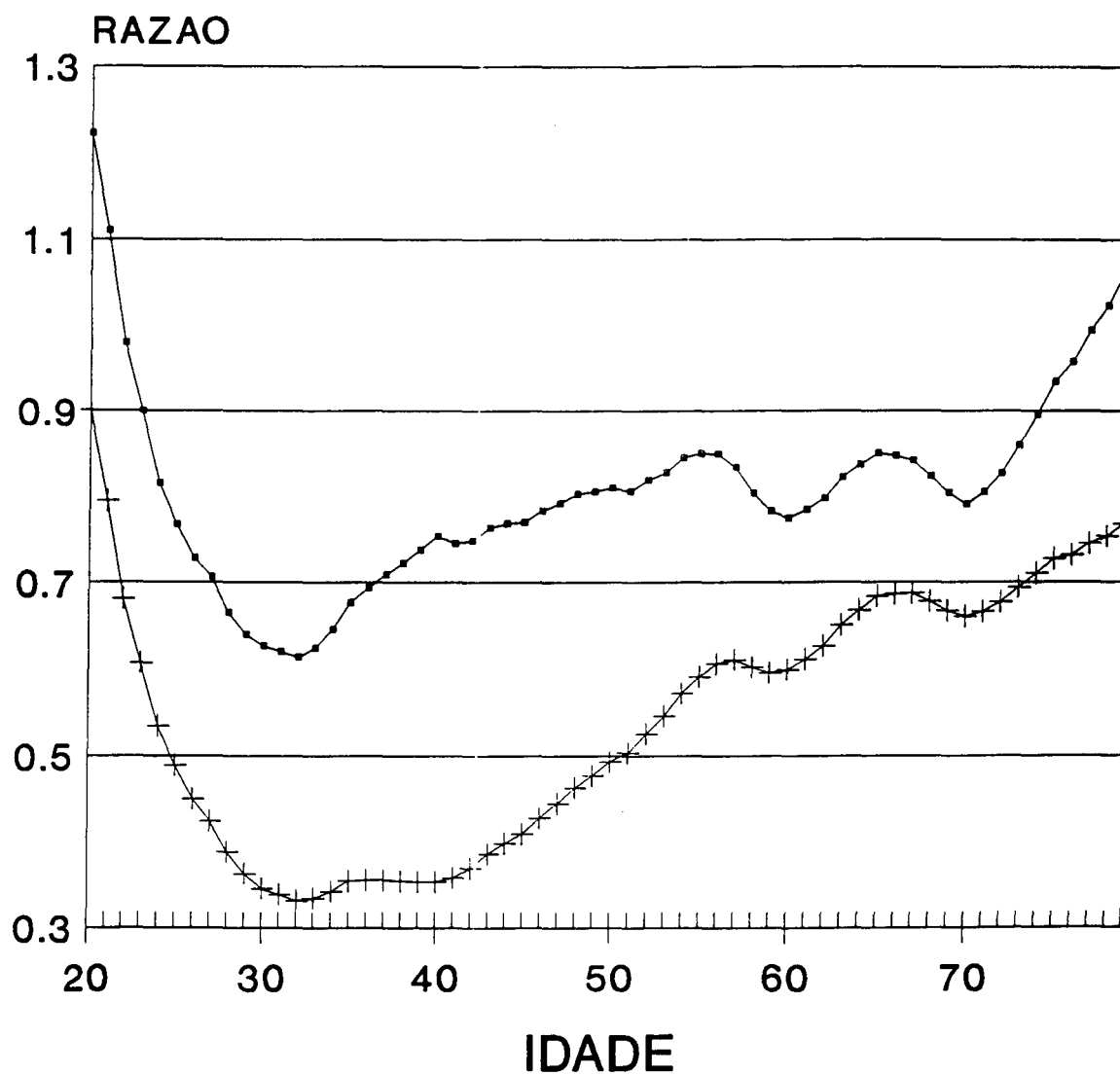
**GRAFICO 14**  
TAXA ESPECÍFICA DE MORTALIDADE  
MULHERES 1977-1990 BB



# GRAFICO 15

## SOBREMORTALIDADE

### HOMENS 1977-1990 BB



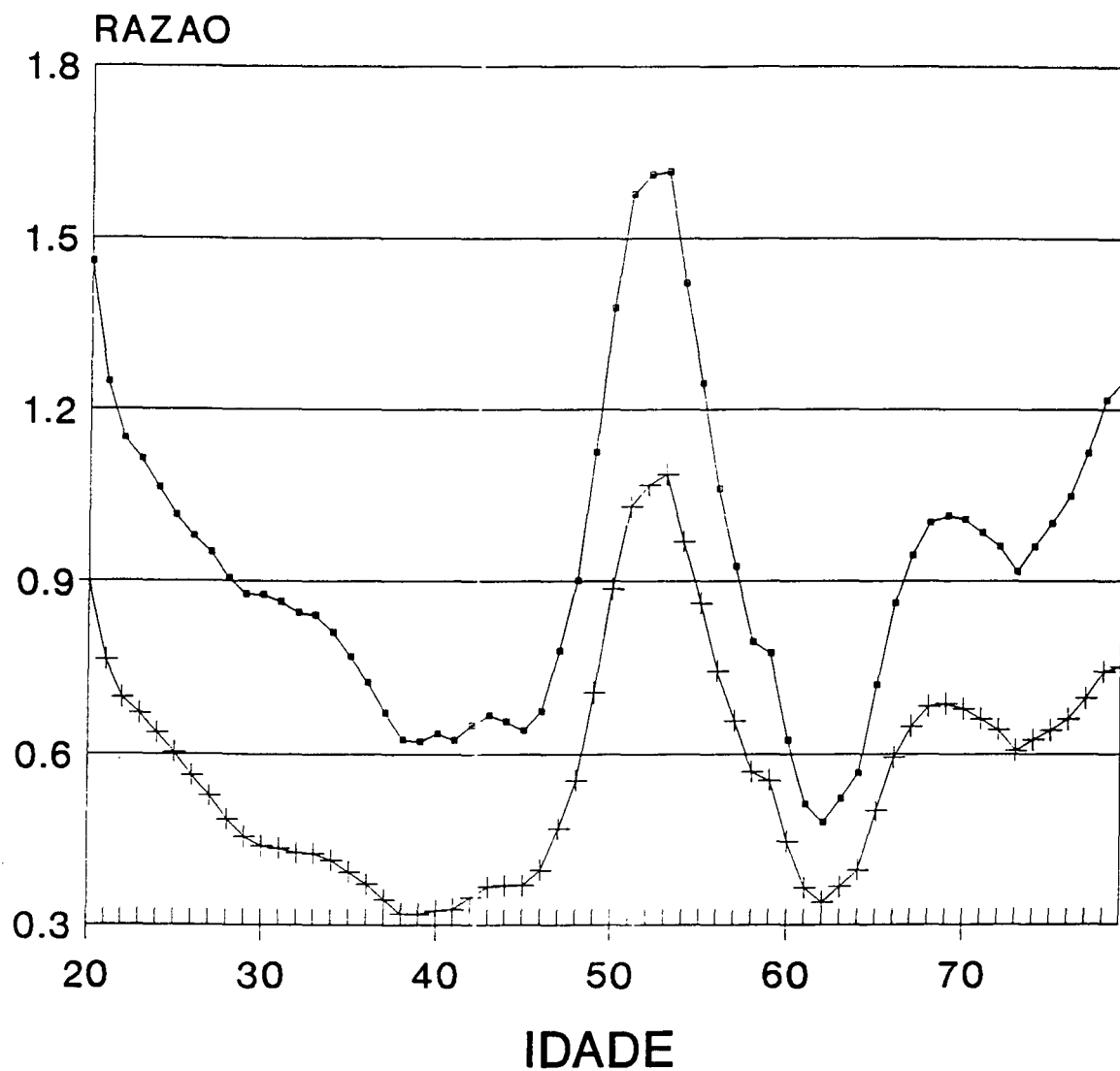
—•— EUA 1983    —+— SP 1980



# GRAFICO 16

## SOBREMORTALIDADE

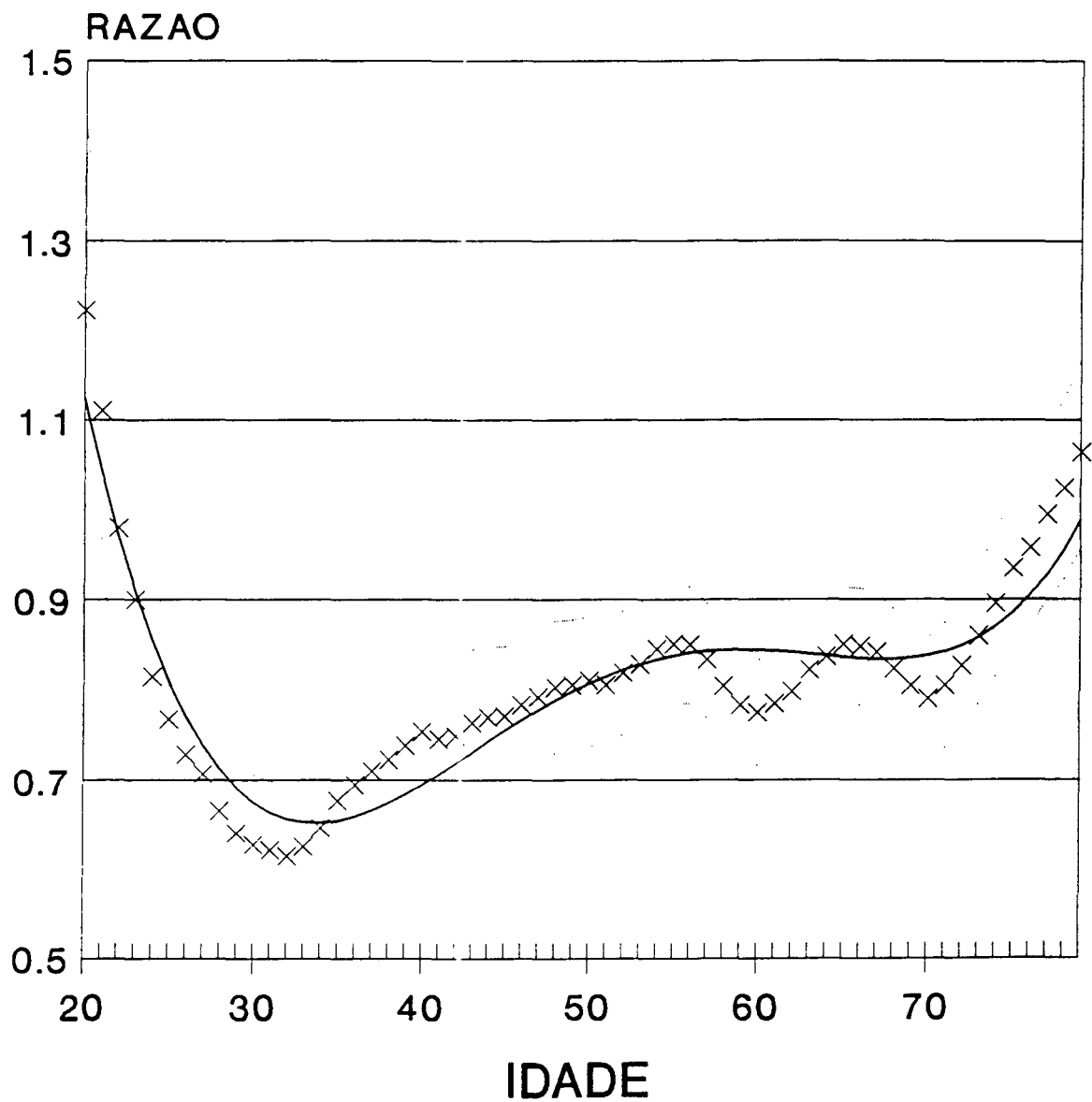
### MULHERES 1977-1990 BB



—●— EUA 1983    —+— SP 1980

# GRAFICO 17

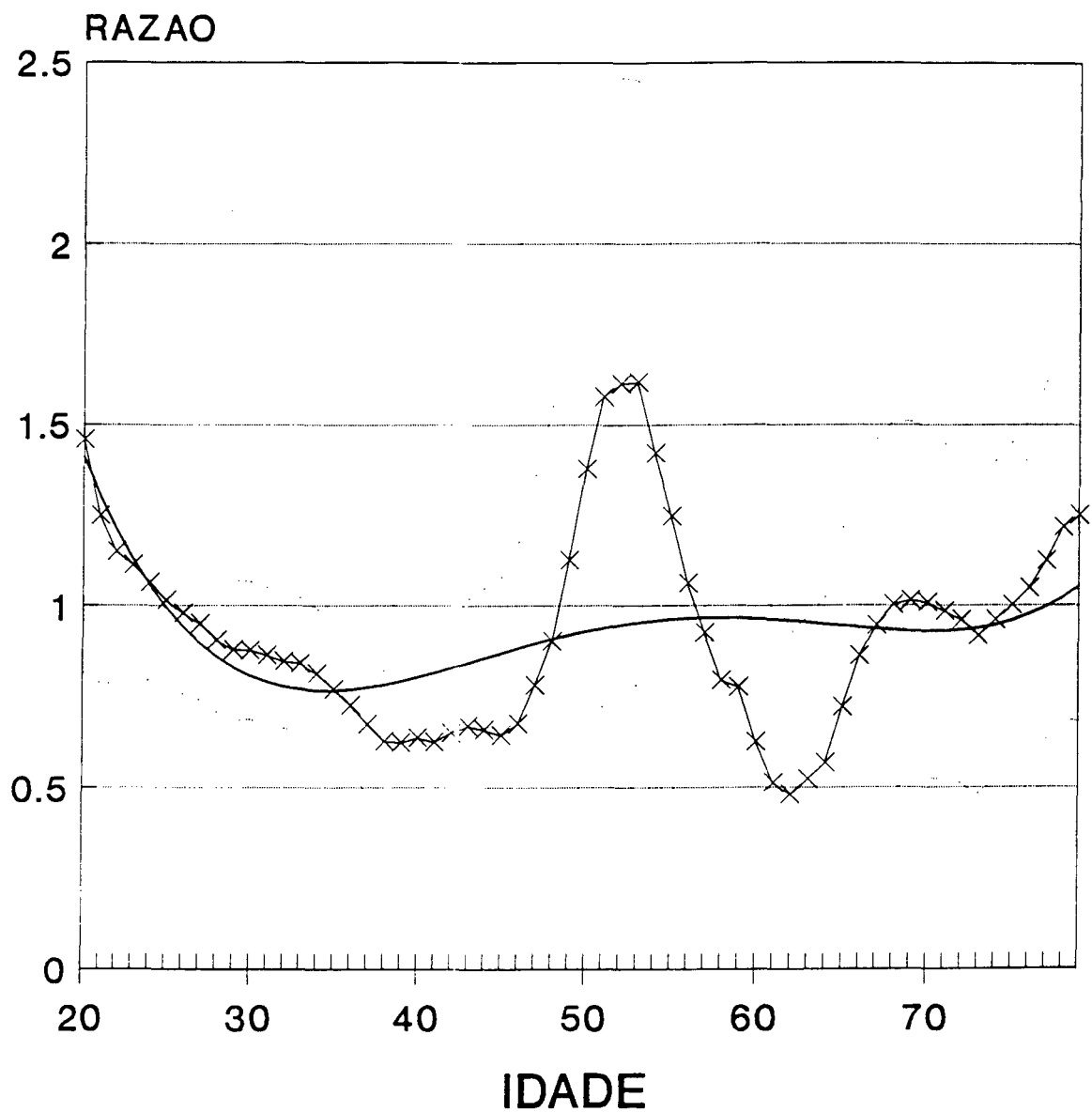
SOBREMORTALIDADE ESPECIFICA EUA/1983  
HOMENS 1977-1990 BB



× ESTIMADO    - - - IC 90%    — AJUSTADO 4º GRAU

# GRAFICO 18A

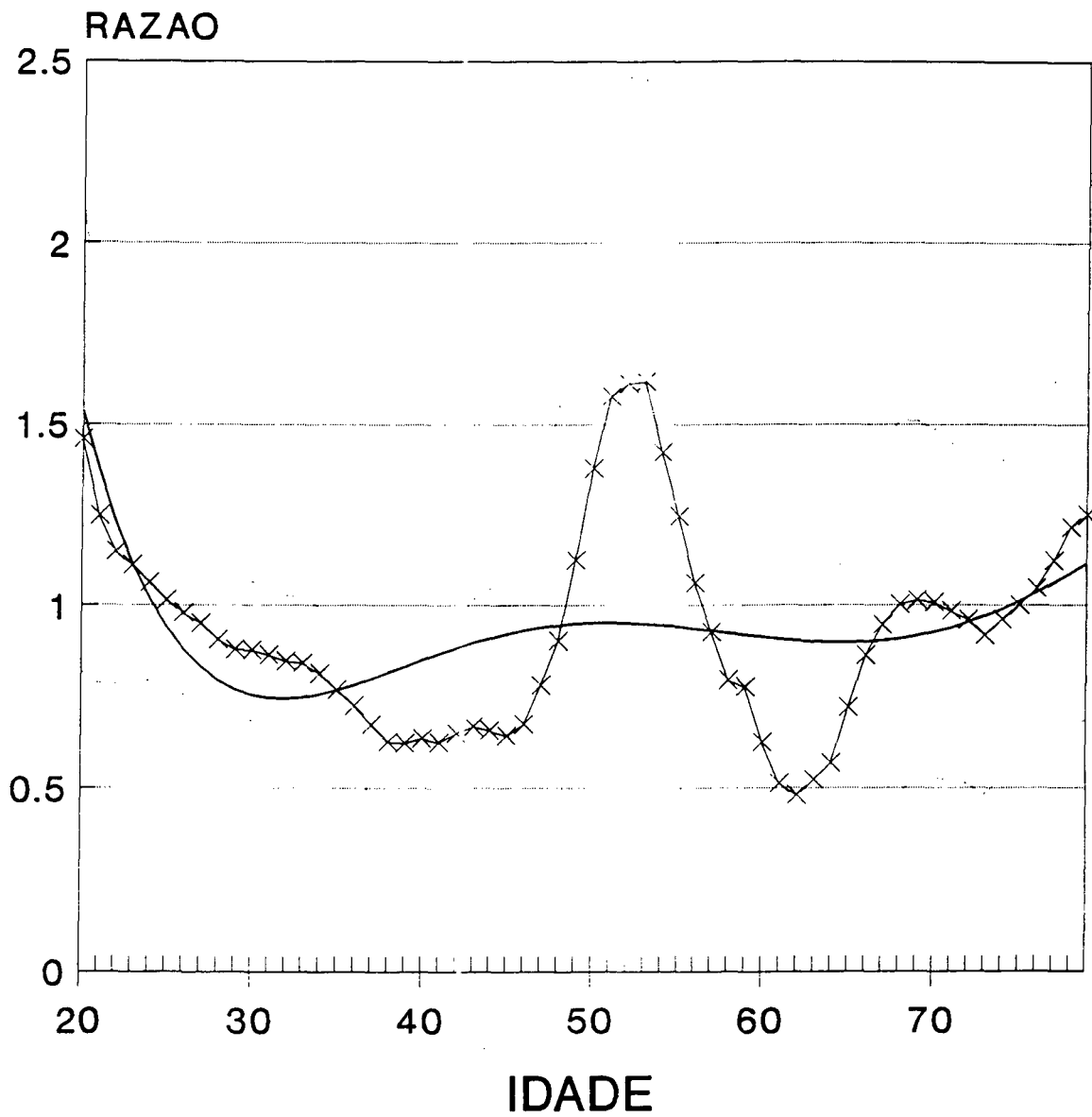
SOBREMORTALIDADE ESPECIFICA EUA/1983  
MULHERES 1977-1990 BB



× ESTIMADO    — IC 90%    — AJUSTADO 4º GRAU

# GRAFICO 18B

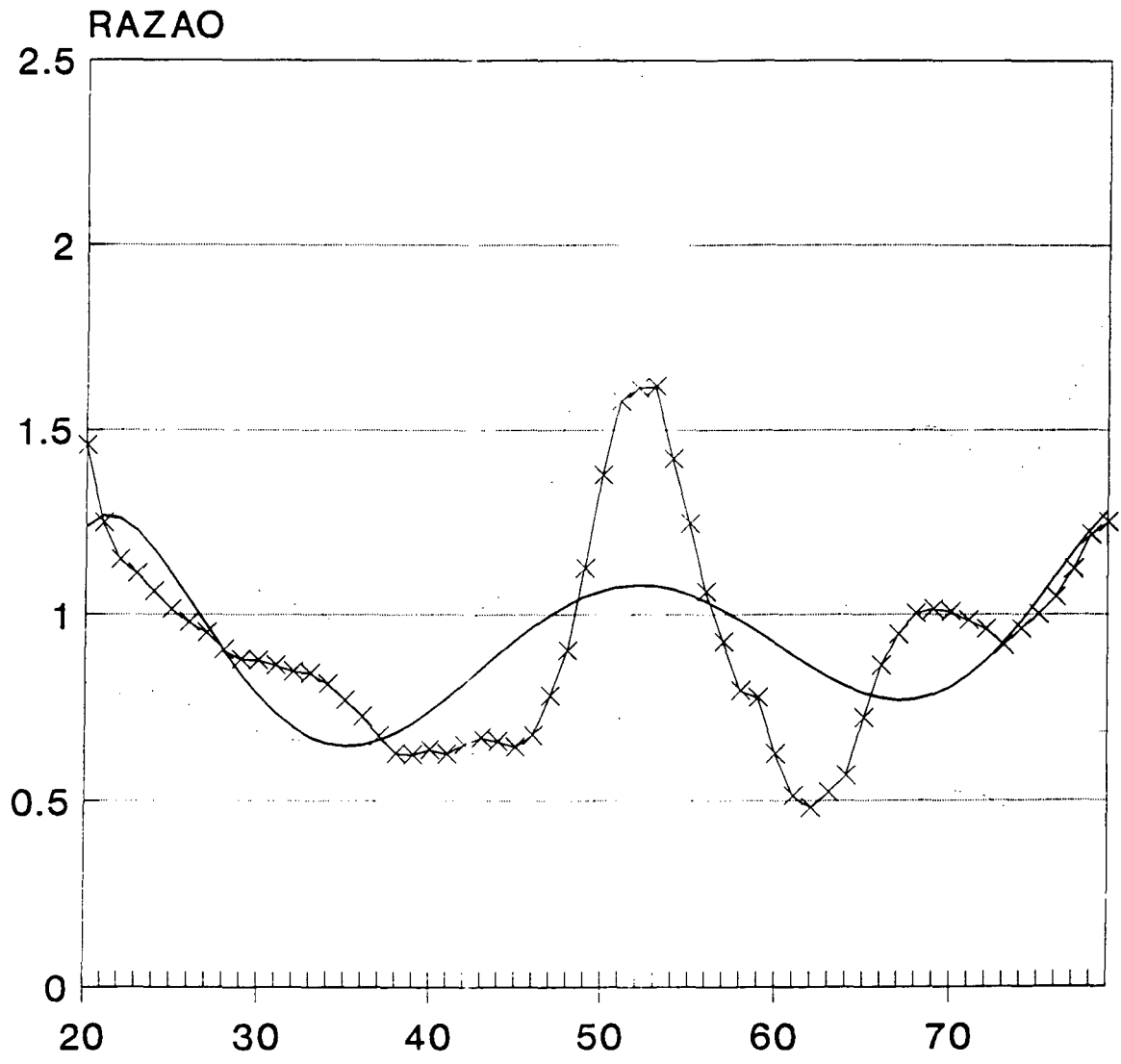
SOBREMORTALIDADE ESPECIFICA EUA/1983  
MULHERES 1977-1990 BB



—x— ESTIMADO      - - - IC 90%      — AJUSTADO 5º GRAU

# GRAFICO 18C

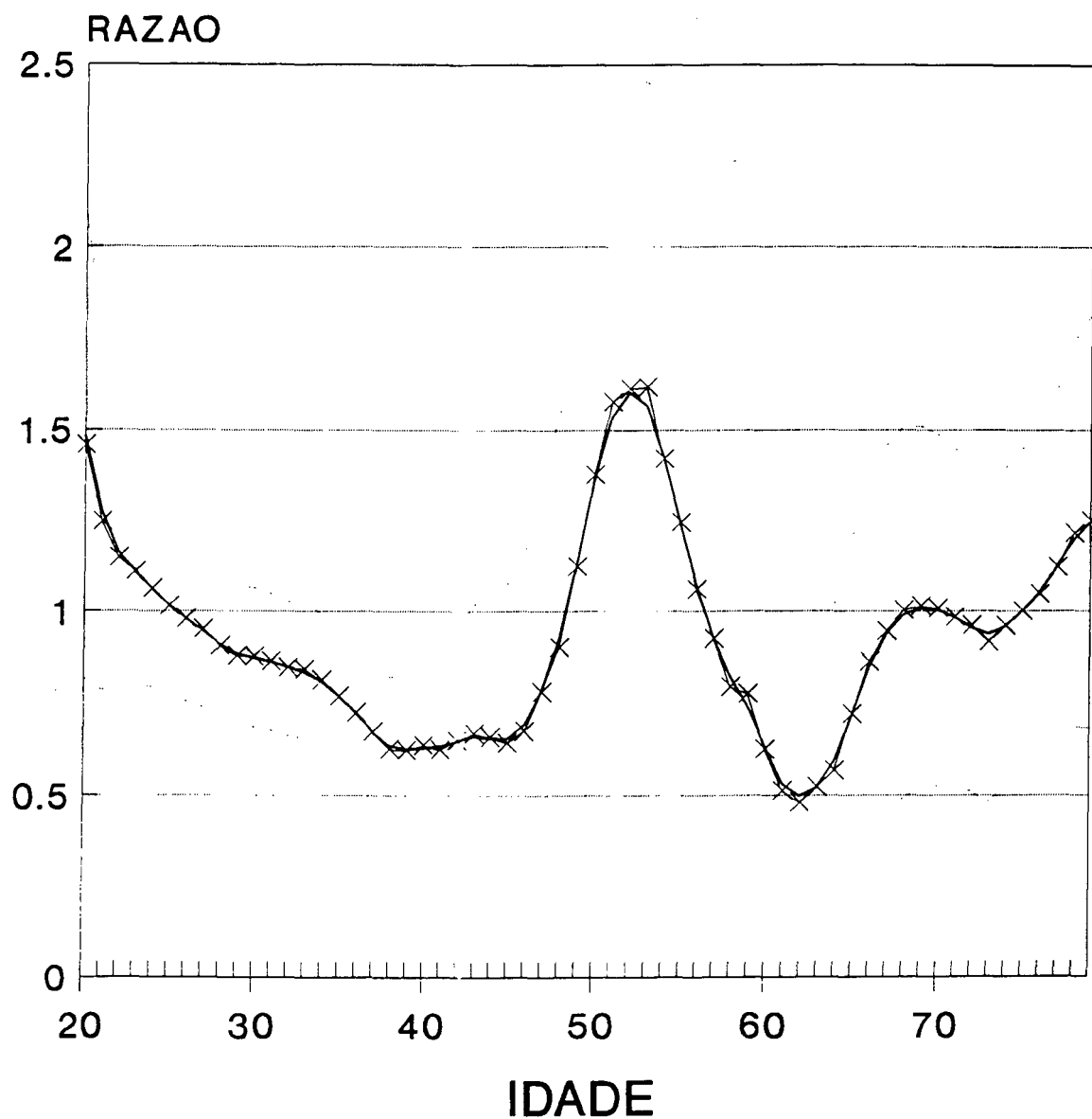
SOBREMORTALIDADE ESPECIFICA EUA/1983  
MULHERES 1977-1990 BB



—x— ESTIMADO    ..... IC 90%    — AJUSTADO 6º GRAU

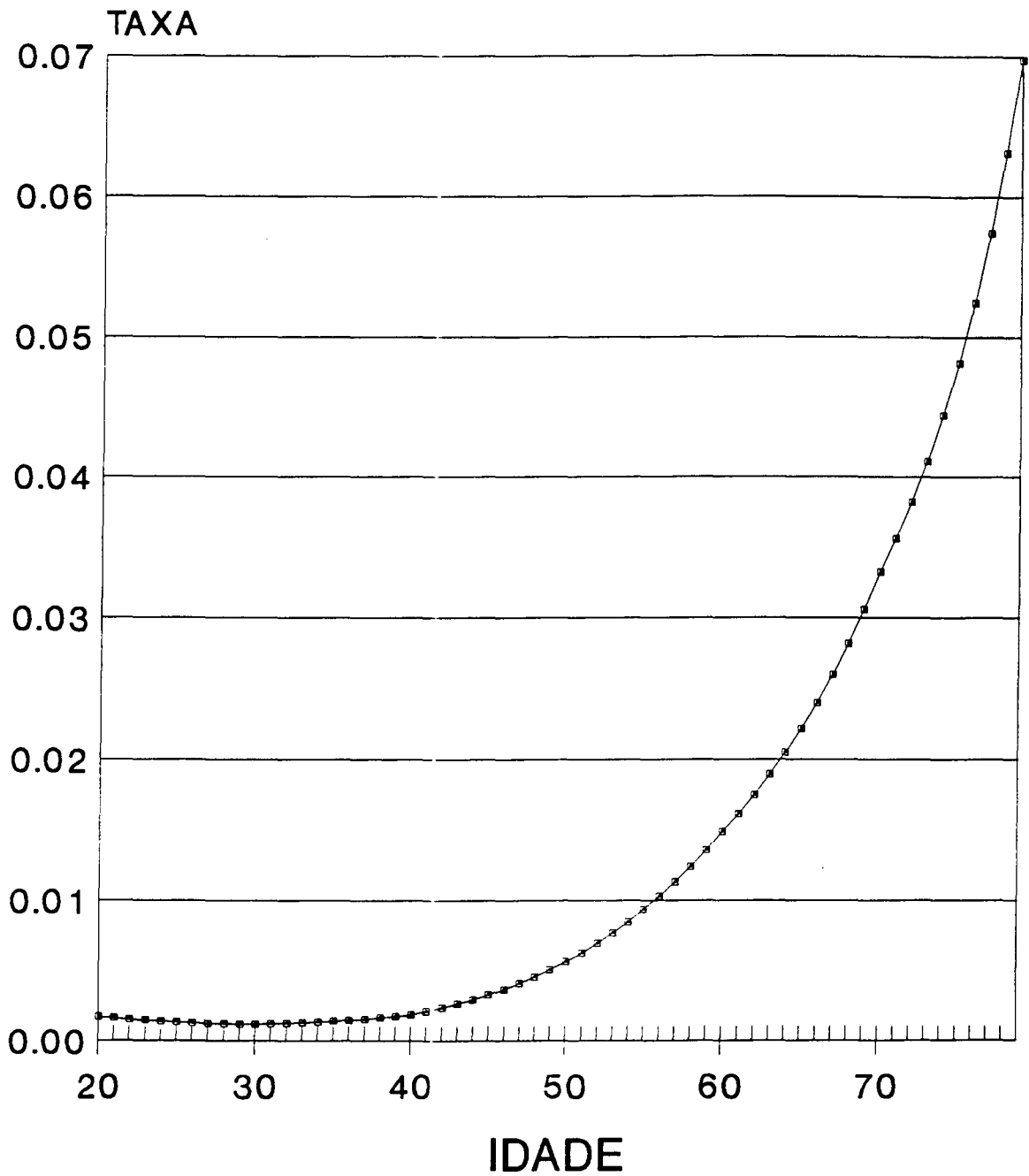
# GRAFICO 18D

SOBREMORTALIDADE ESPECIFICA EUA/1983  
MULHERES 1977-1990 BB

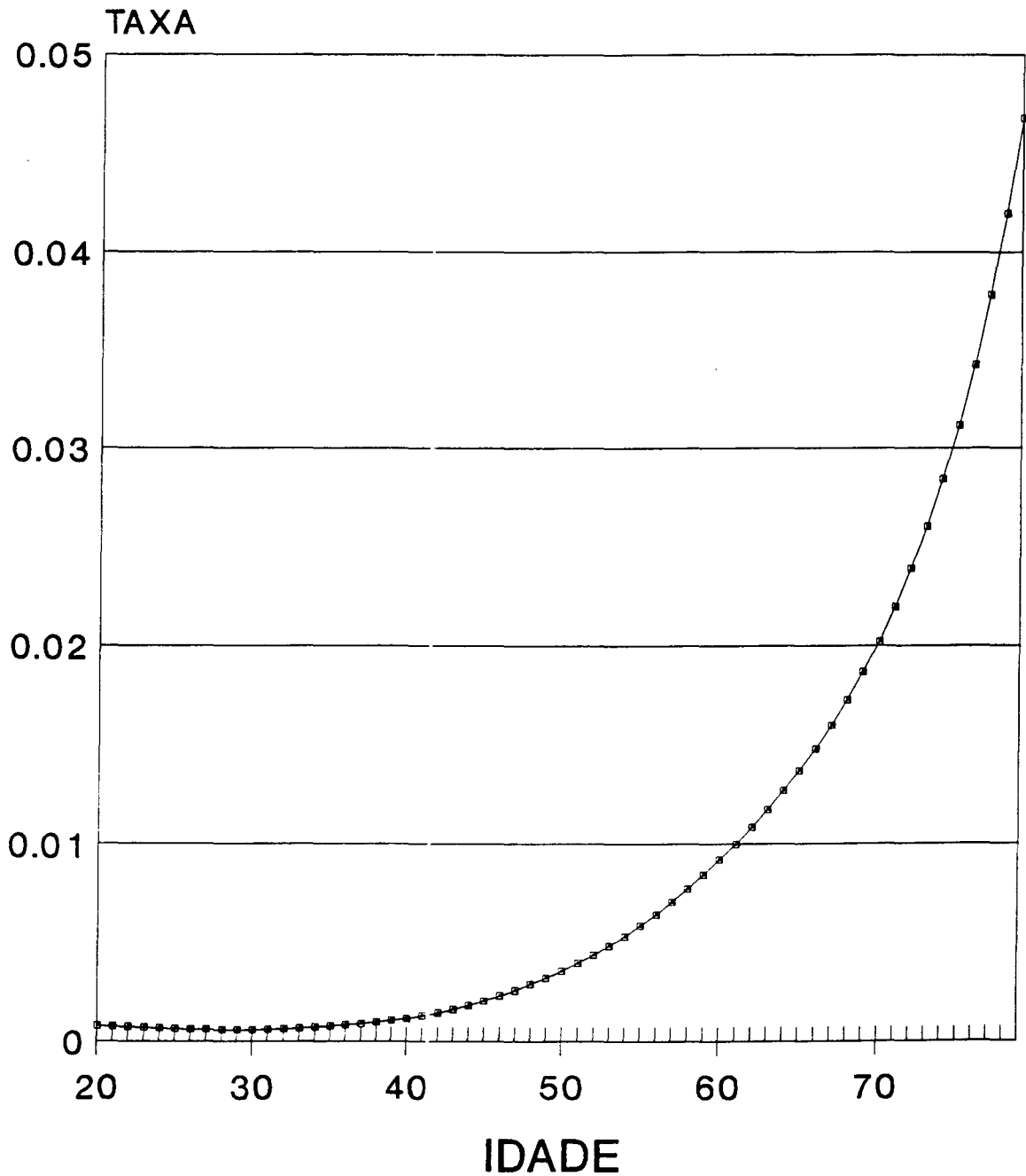


—x— ESTIMADO      — IC 90%      — HANNING

**GRAFICO 19**  
TAXA ESPECÍFICA DE MORTALIDADE  
AJUSTADA - HOMENS 1977-1990 BB

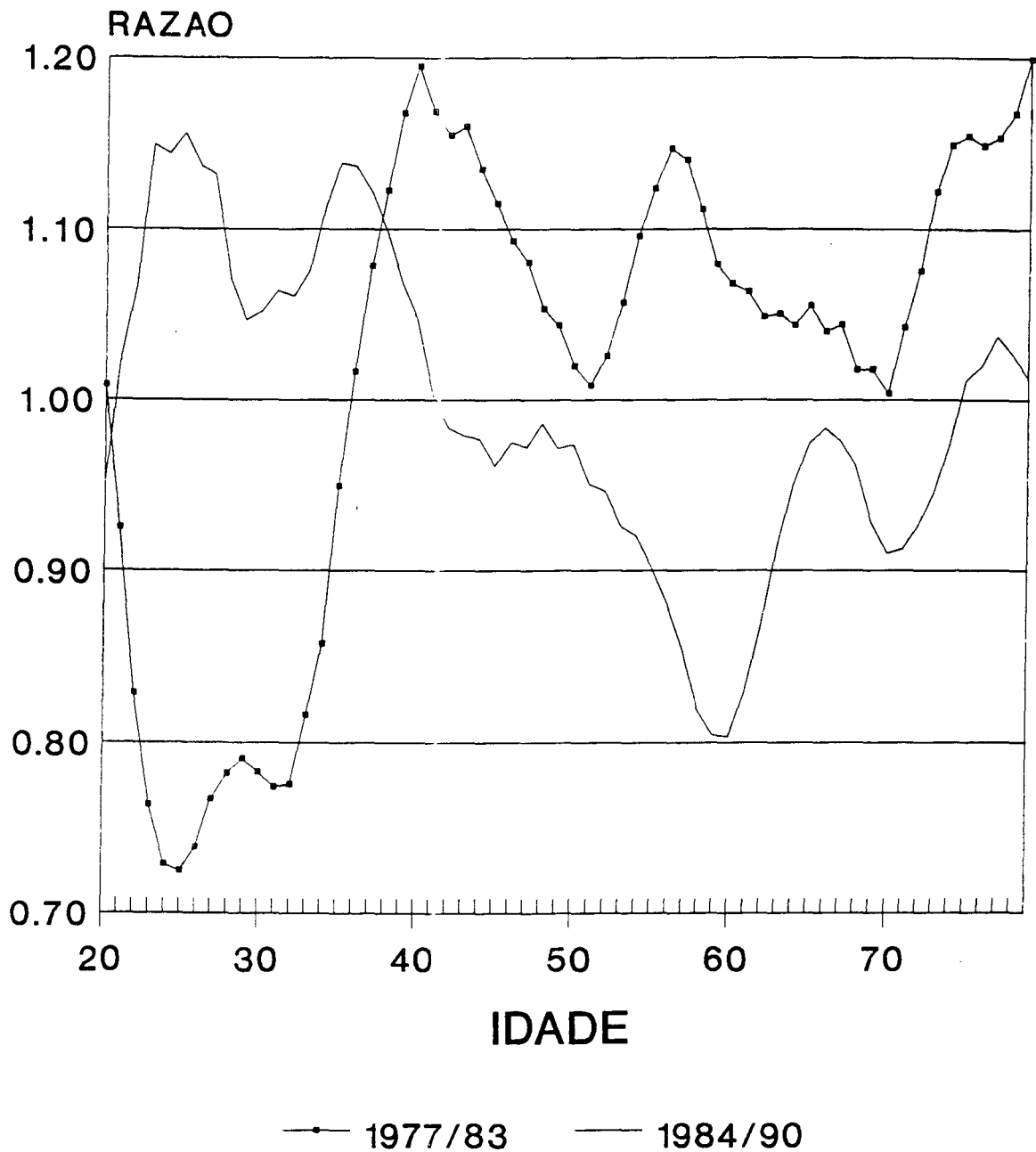


**GRAFICO 20**  
TAXA ESPECÍFICA DE MORTALIDADE  
AJUSTADA - MULHERES 1977-1990 BB



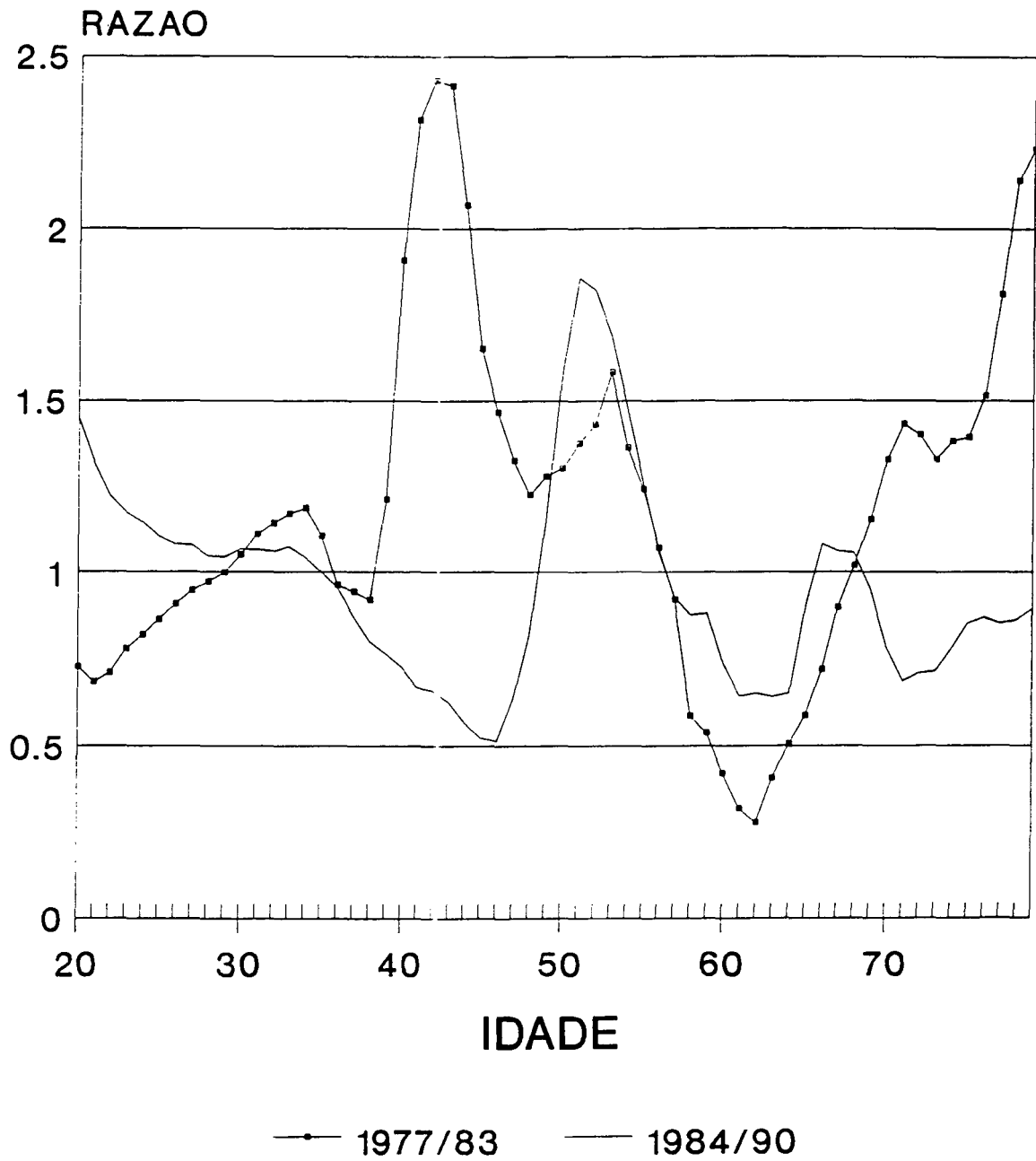


**GRAFICO 21**  
RAZAO DA TAXA ESPECÍFICA DE MORTALIDADE  
77/83 E 84/90 COM A AJUSTADA - HOMENS

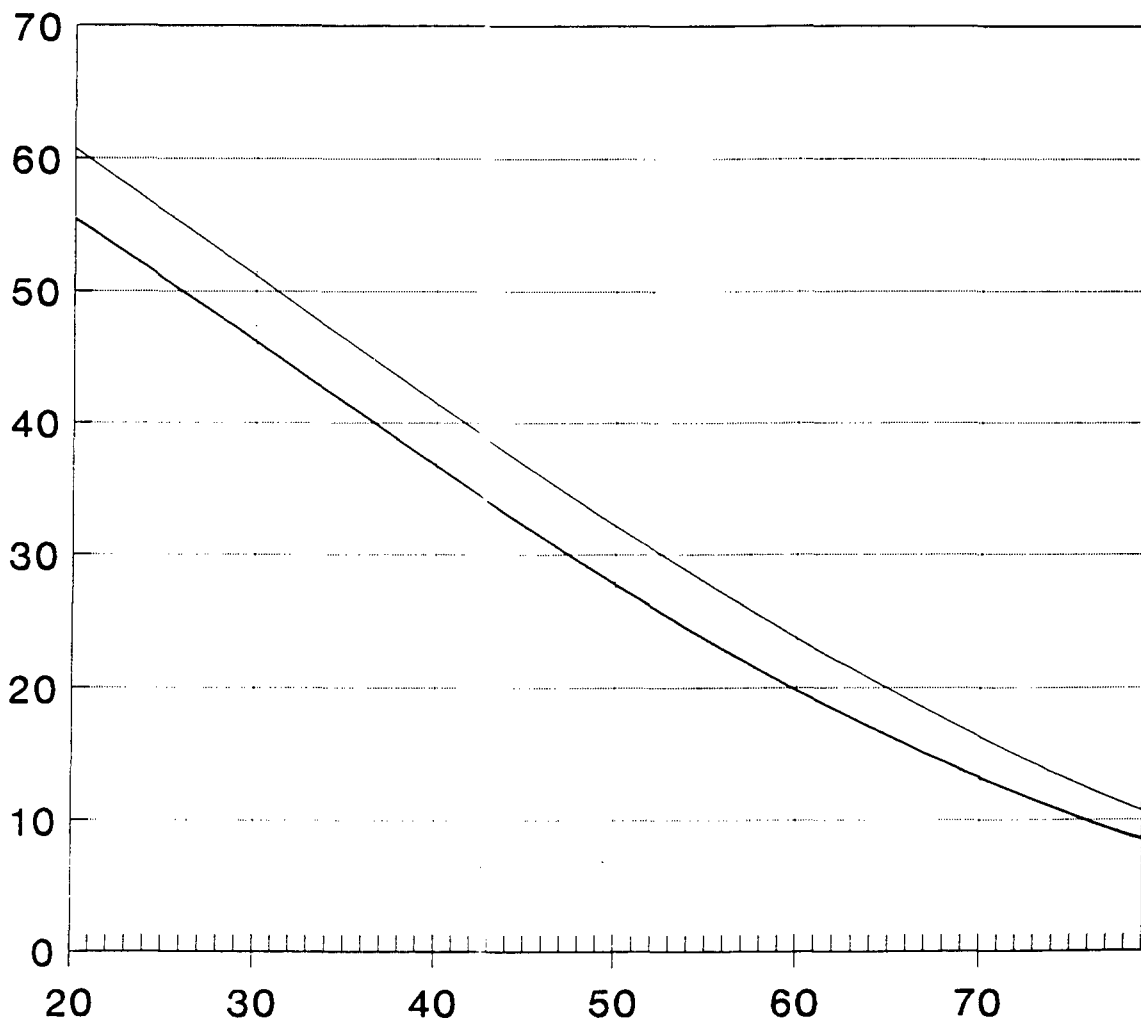


# GRAFICO 22

RAZAO DA TAXA ESPECÍFICA DE MORTALIDADE  
77/83 - 84/90 COM A AJUSTADA - MULHERES



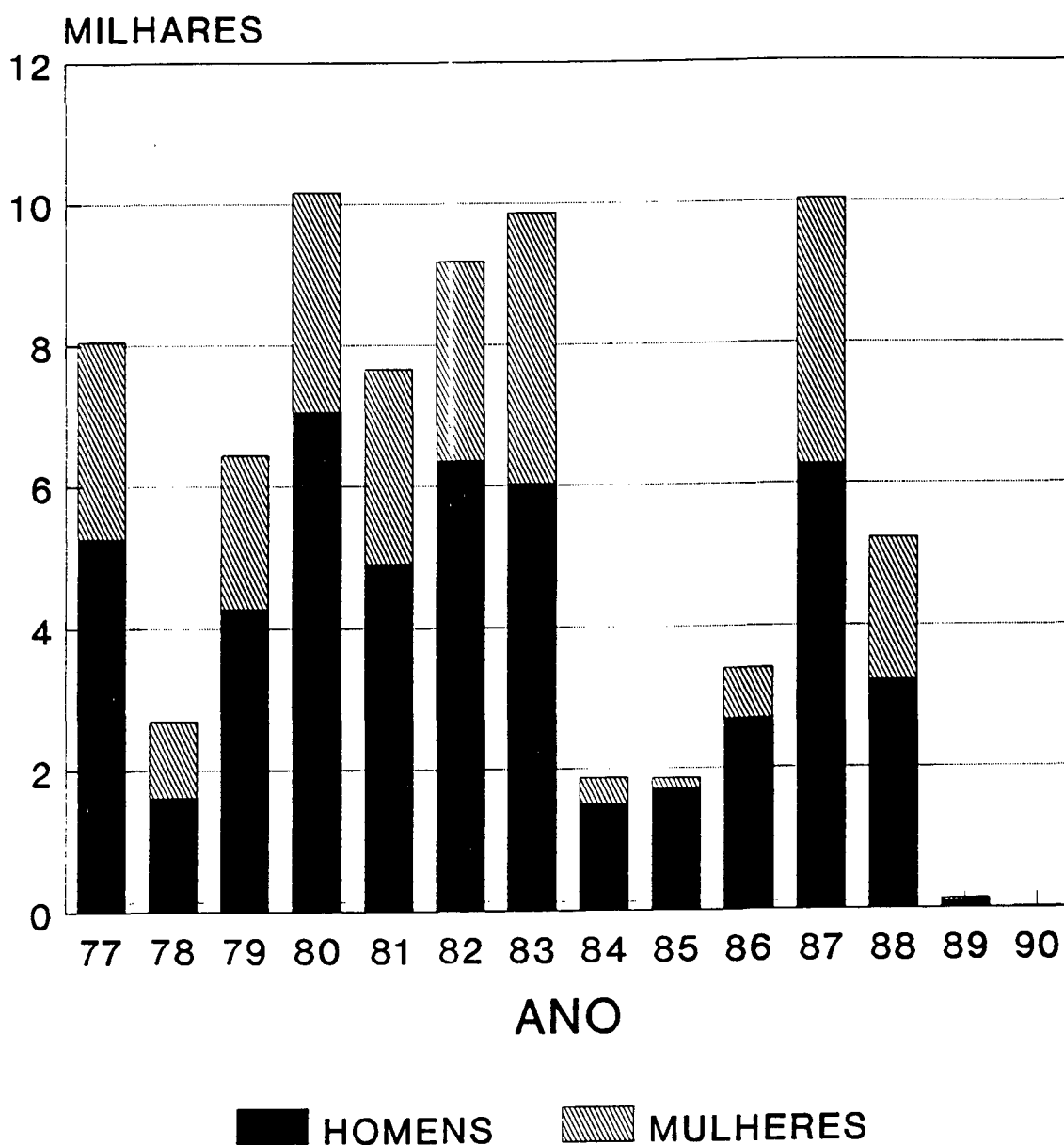
**GRAFICO 24B**  
**ESPERANCA DE SOBREVIVENCIA**  
**MEDIA 1977-1990 BB**



— MULHERES    - - - HOMENS

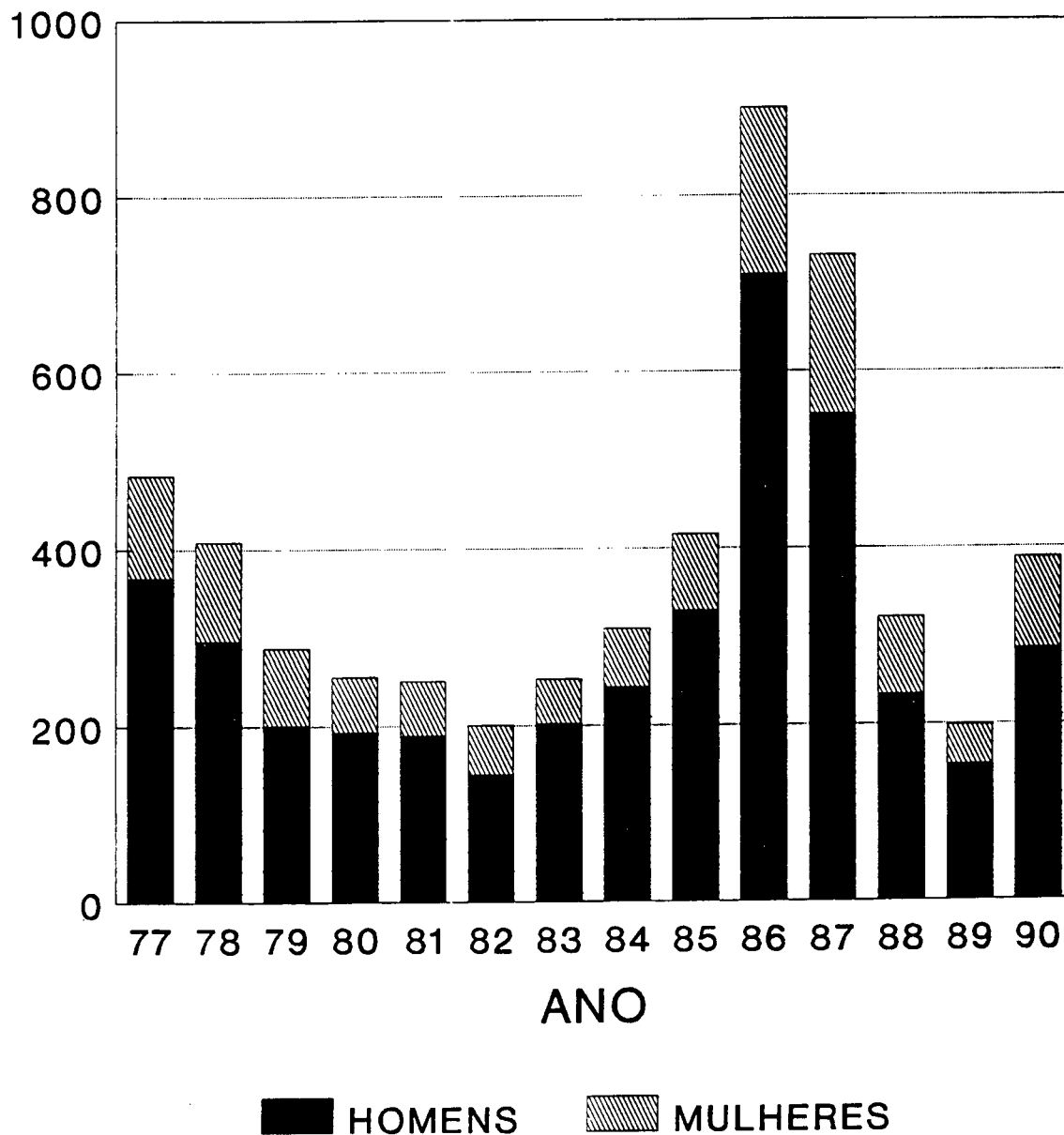
# GRAFICO 25

## TOTAL DE CONTRATADOS BB HOMENS E MULHERES



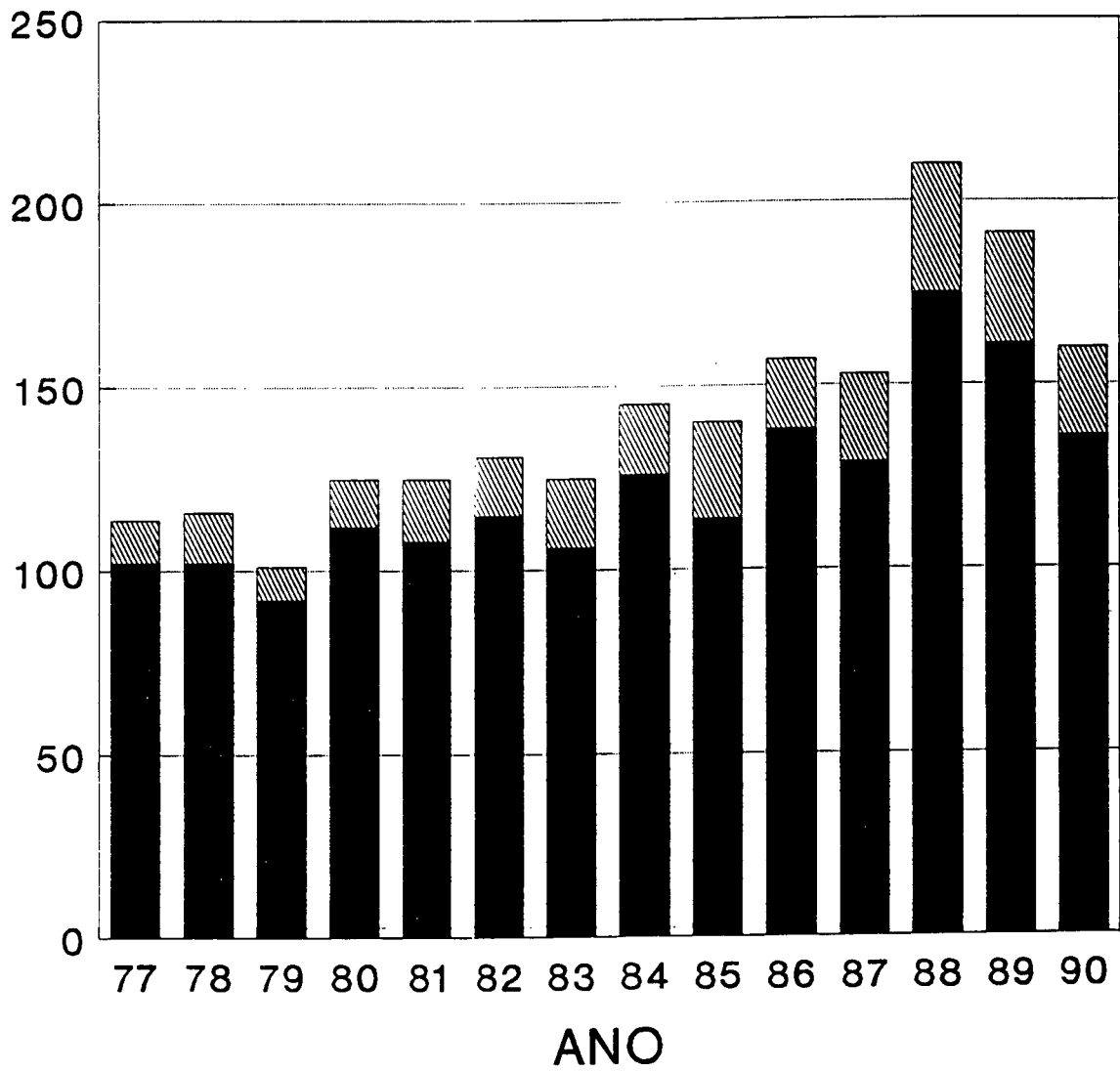
# GRAFICO 26

## TOTAL DE EXONERADOS BB HOMENS E MULHERES



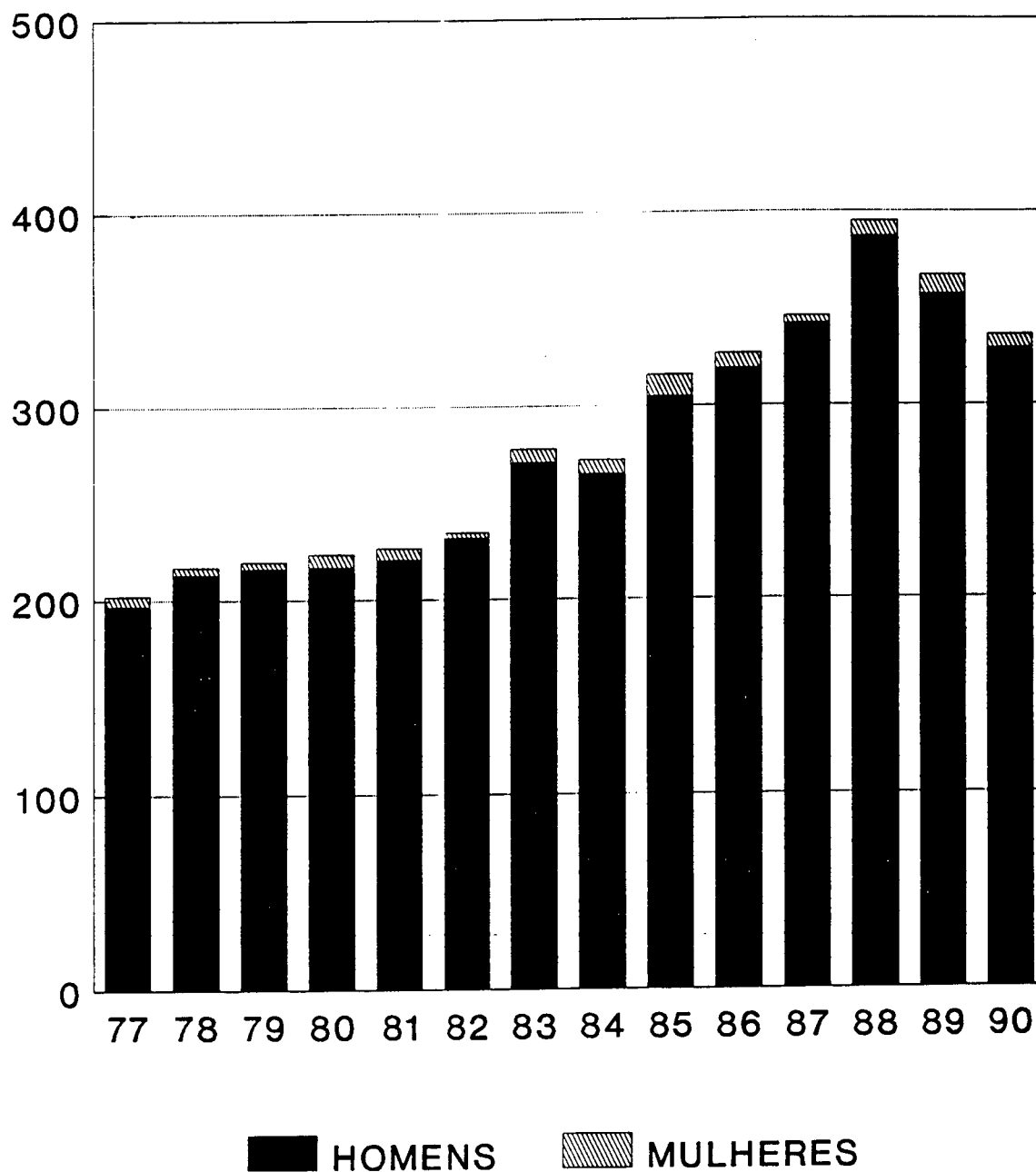
# GRAFICO 27

## TOTAL DE FALECIDOS ATIVOS BB HOMENS E MULHERES



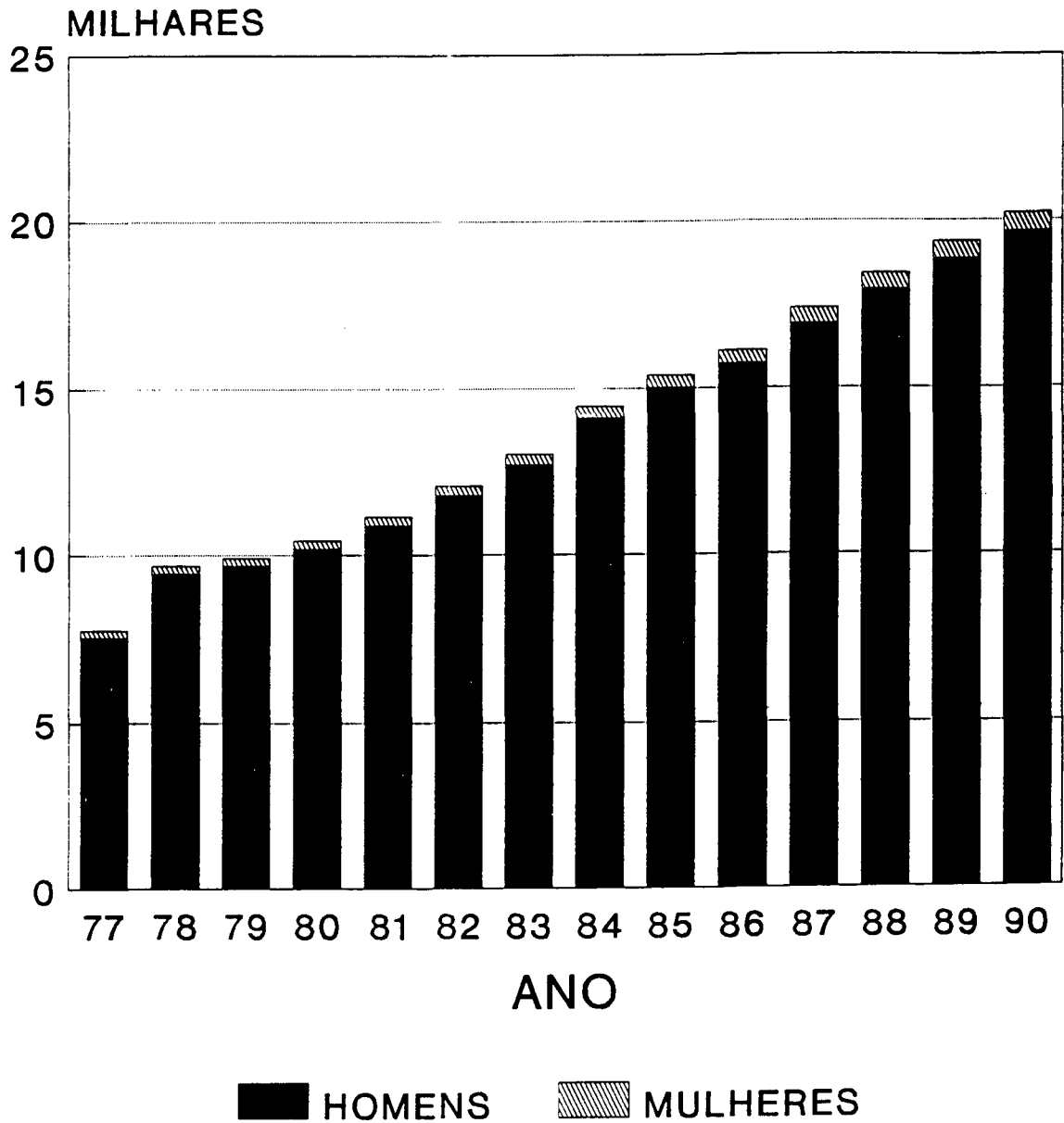
■ HOMENS      ▨ MULHERES

**GRAFICO 28**  
TOTAL DE FALECIDOS APOSENTADOS  
BB HOMENS E MULHERES



# GRAFICO 29A

## ESTOQUE DE APOSENTADOS BB HOMENS E MULHERES

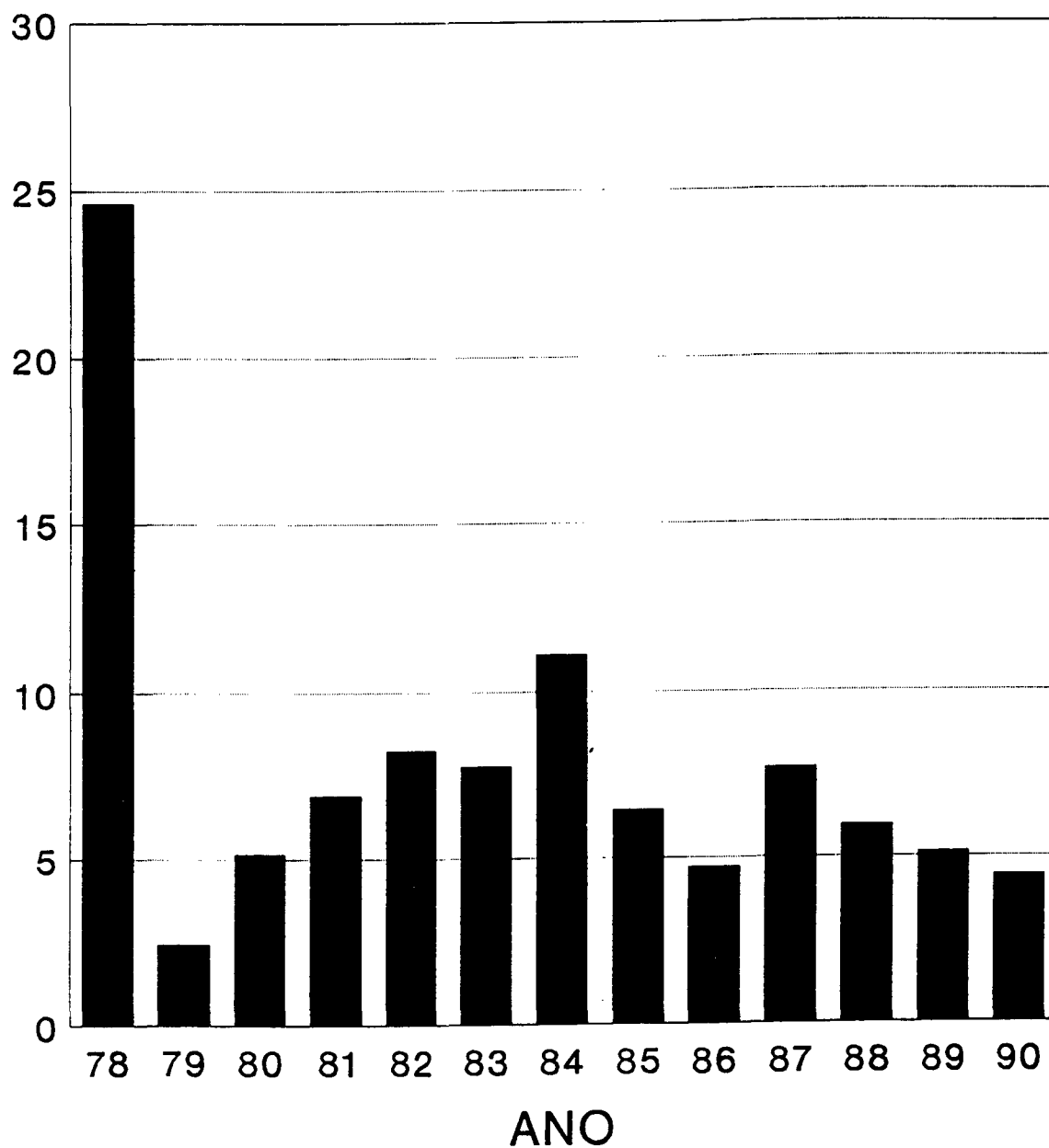




# GRAFICO 29B

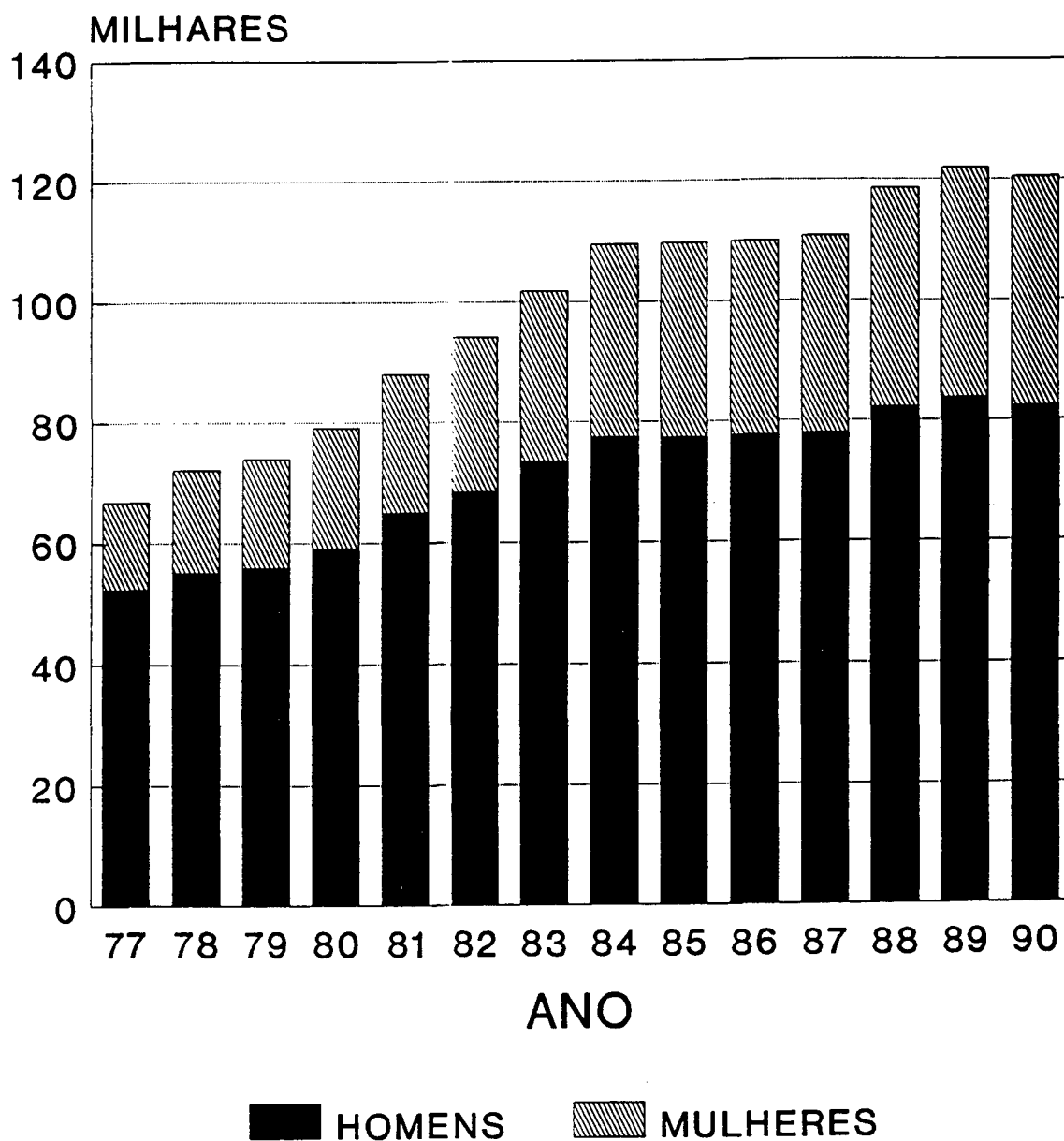
## ESTOQUE DE APOSENTADOS

### CRESCIMENTO



# GRAFICO 30A

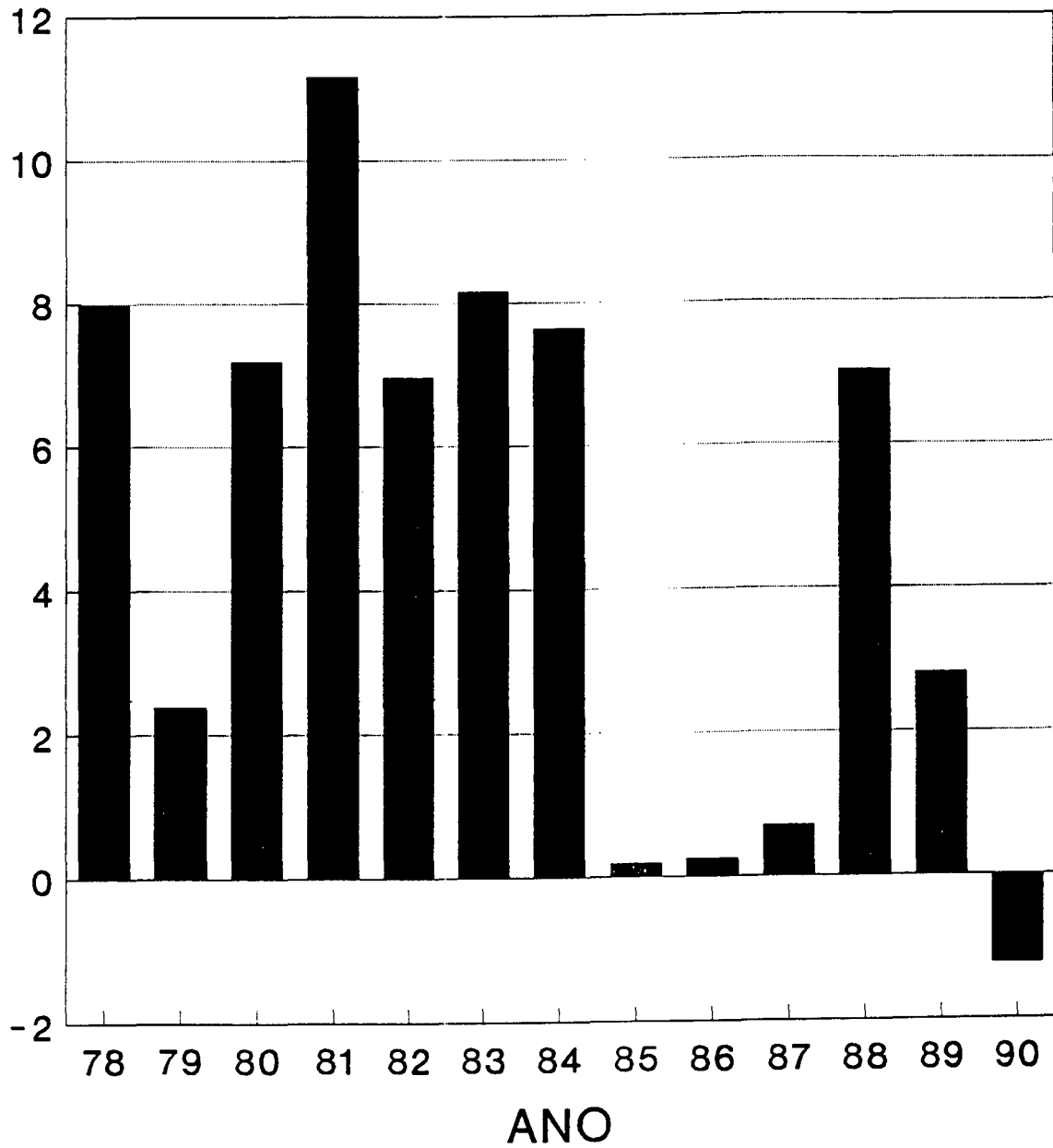
## TOTAL DE FUNCIONARIOS BB HOMENS E MULHERES



# GRAFICO 30B

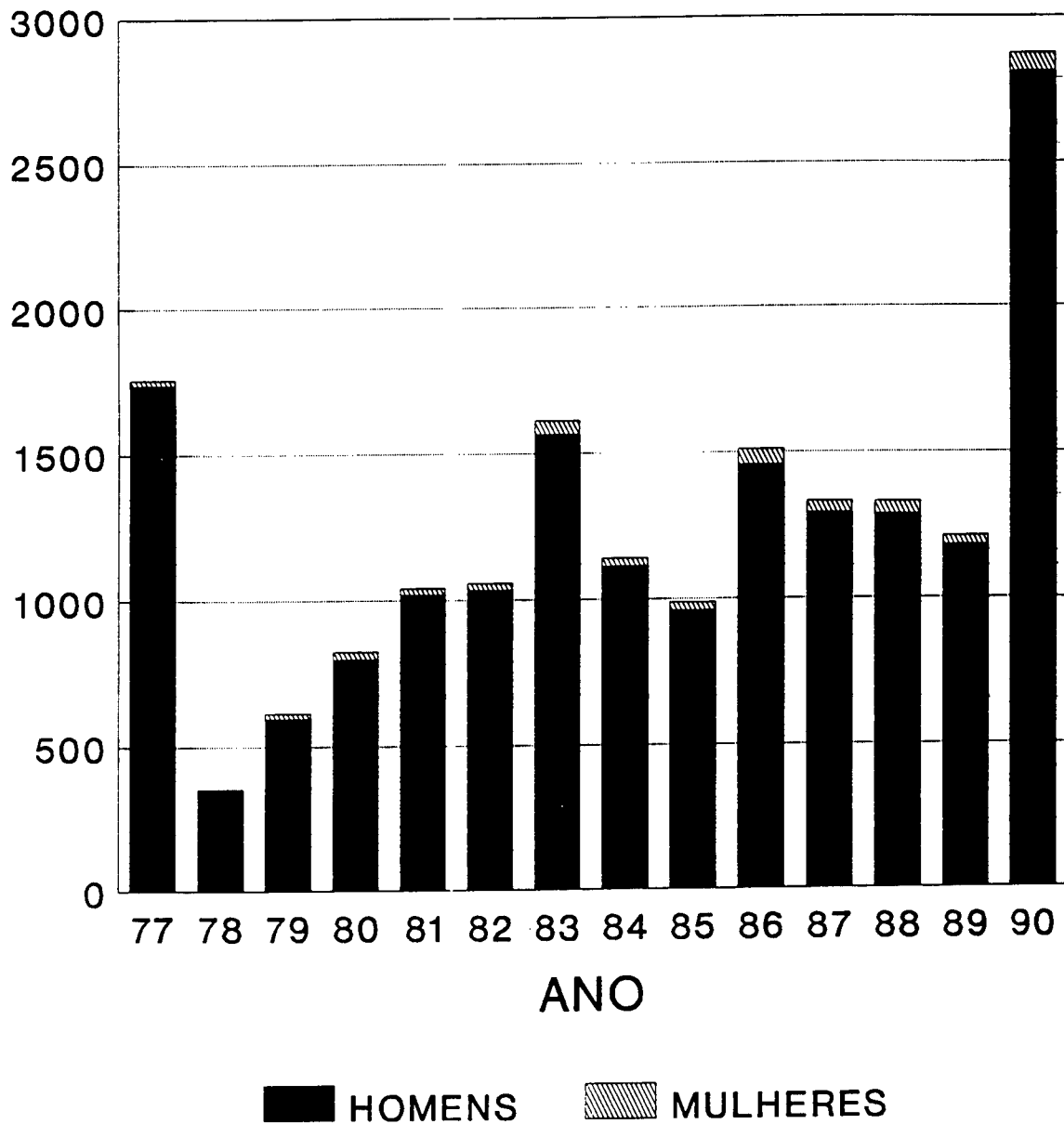
## TOTAL DE FUNCIONARIOS

### TAXA DE CRESCIMENTO

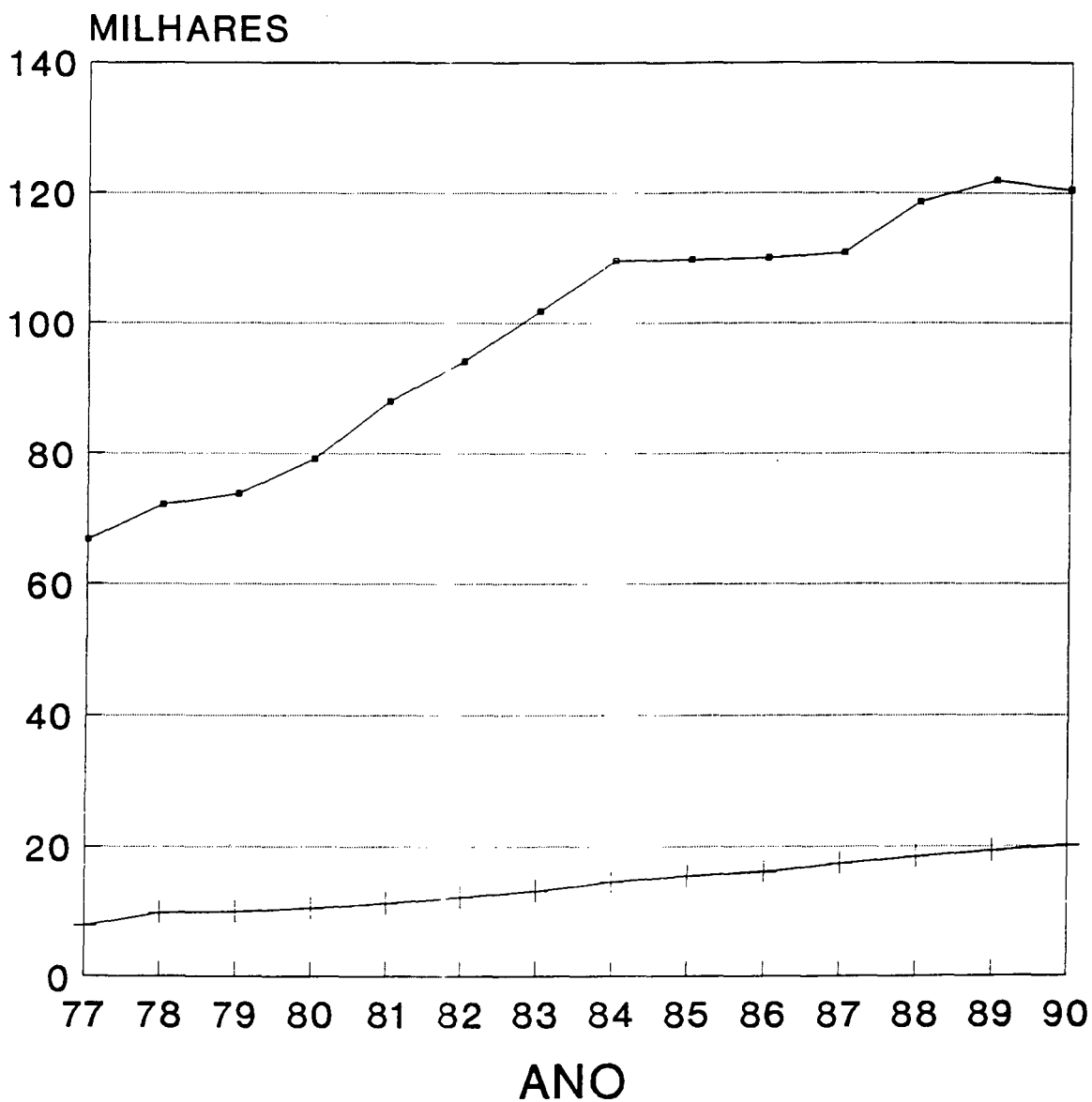


# GRAFICO 31

## LUXO DE APOSENTADOS BB HOMENS E MULHERES



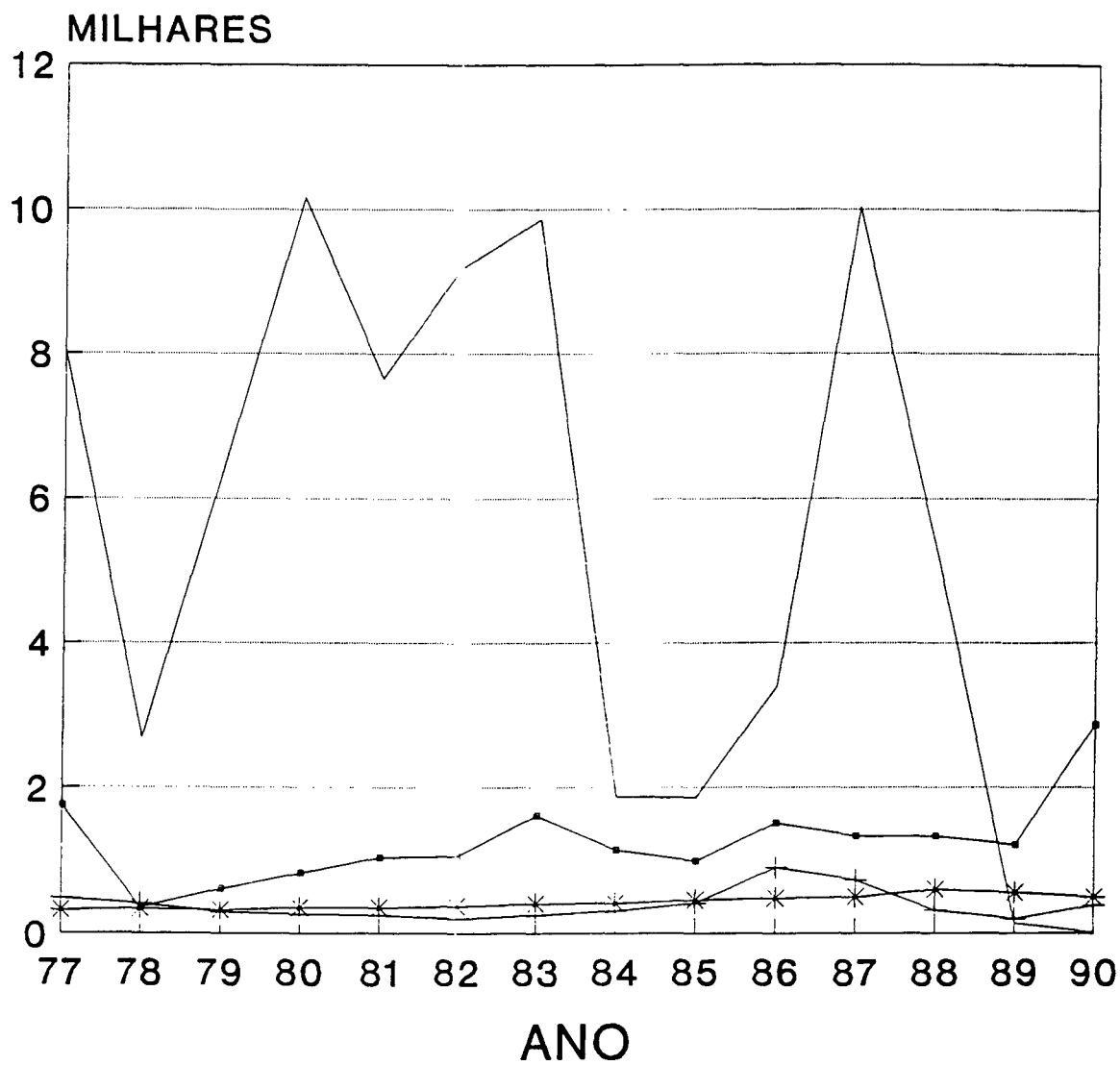
**GRAFICO 32**  
TOTAL DE ATIVOS E APOSENTADOS  
PERIODO 1977-1990



—●— ATIVOS      —+— ESTOQUE APO.

# GRAFICO 33

## FLUXOS POPULACIONAIS NO SISTEMA PERIODO 1977-1990



—●— FLUX. APO.

—+— EXONERADOS

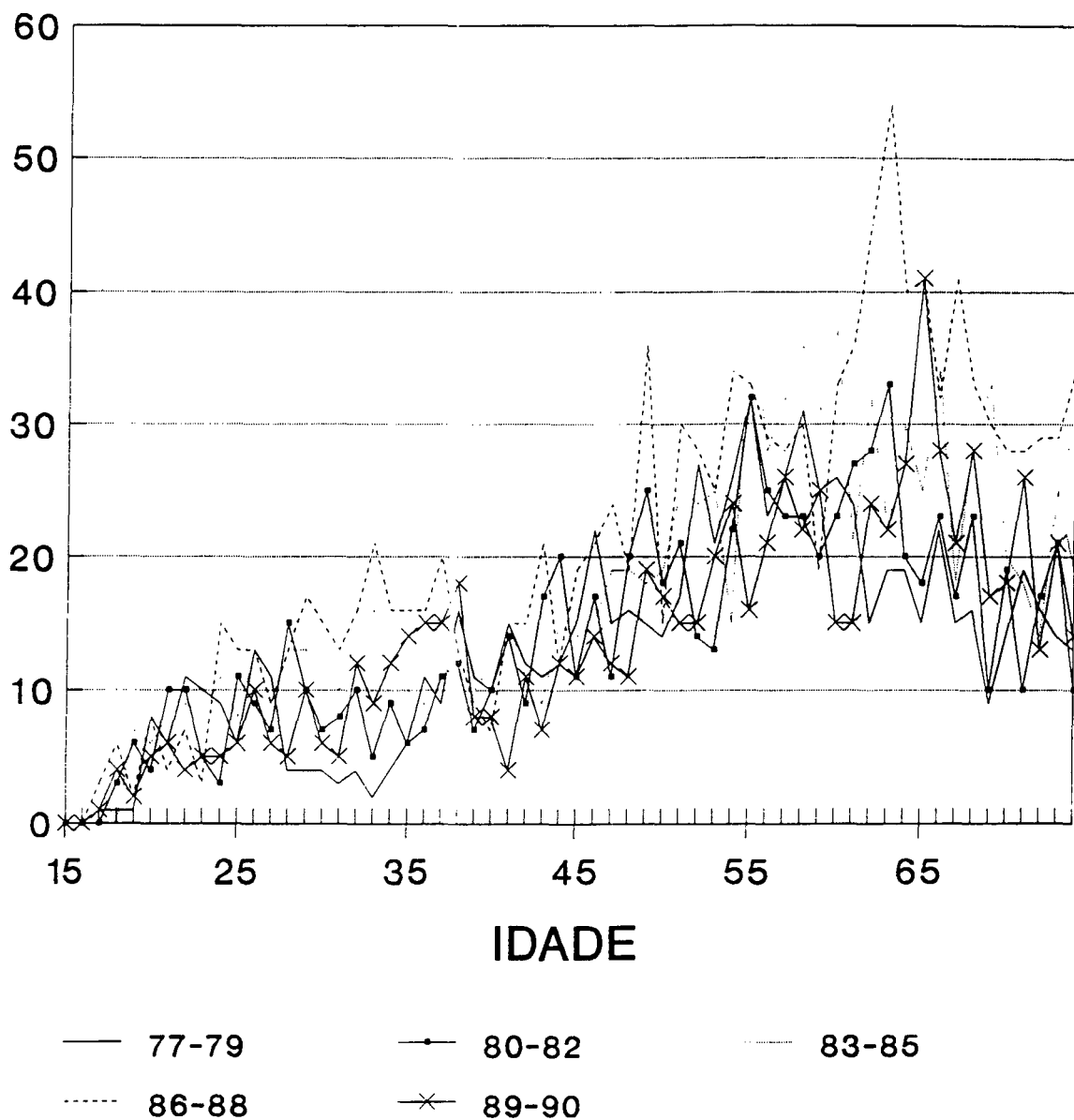
—\*— FALECIDOS

— — CONTRATADOS

# GRAFICO 34

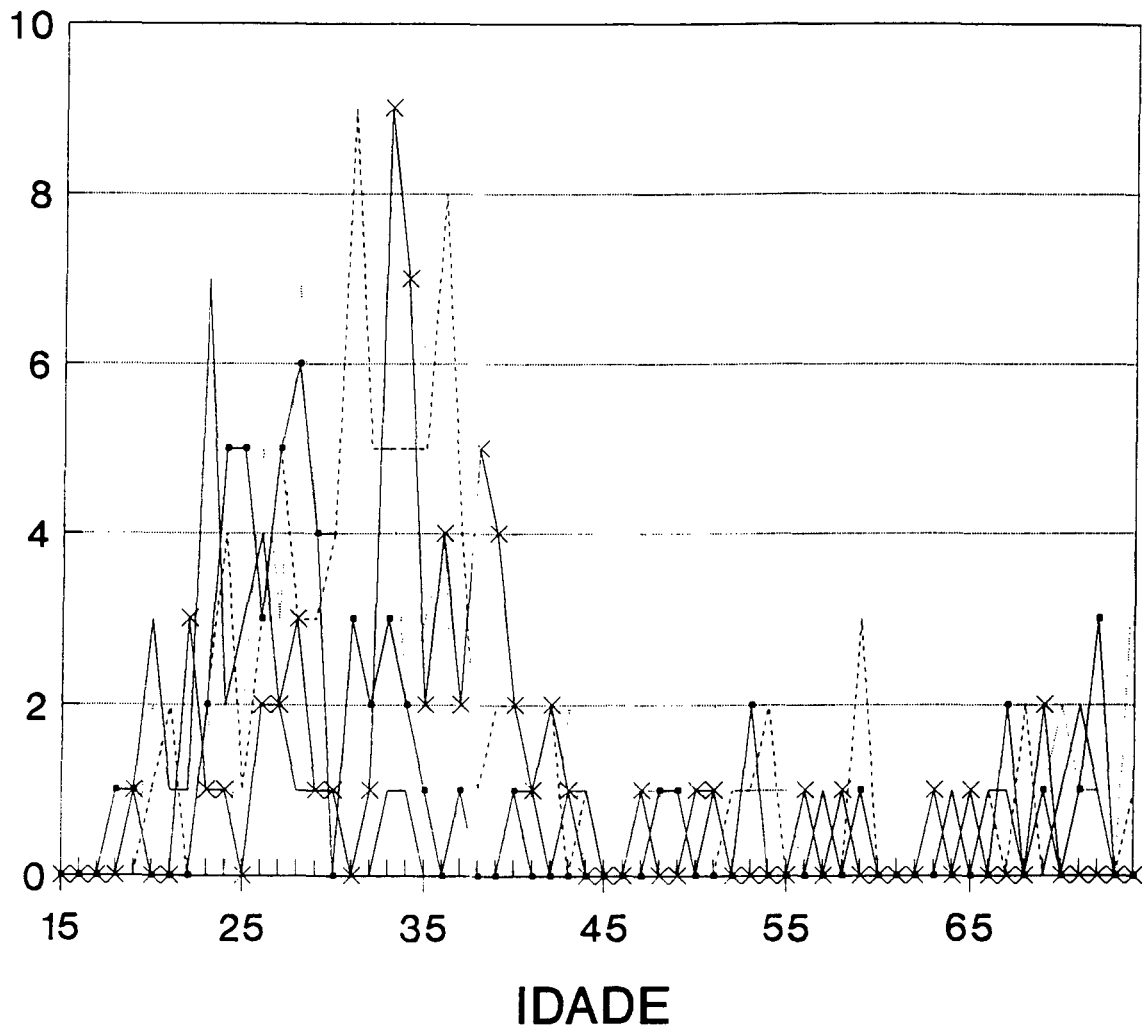
## TOTAL DE FALECIDOS

### BB HOMENS



# GRAFICO 35

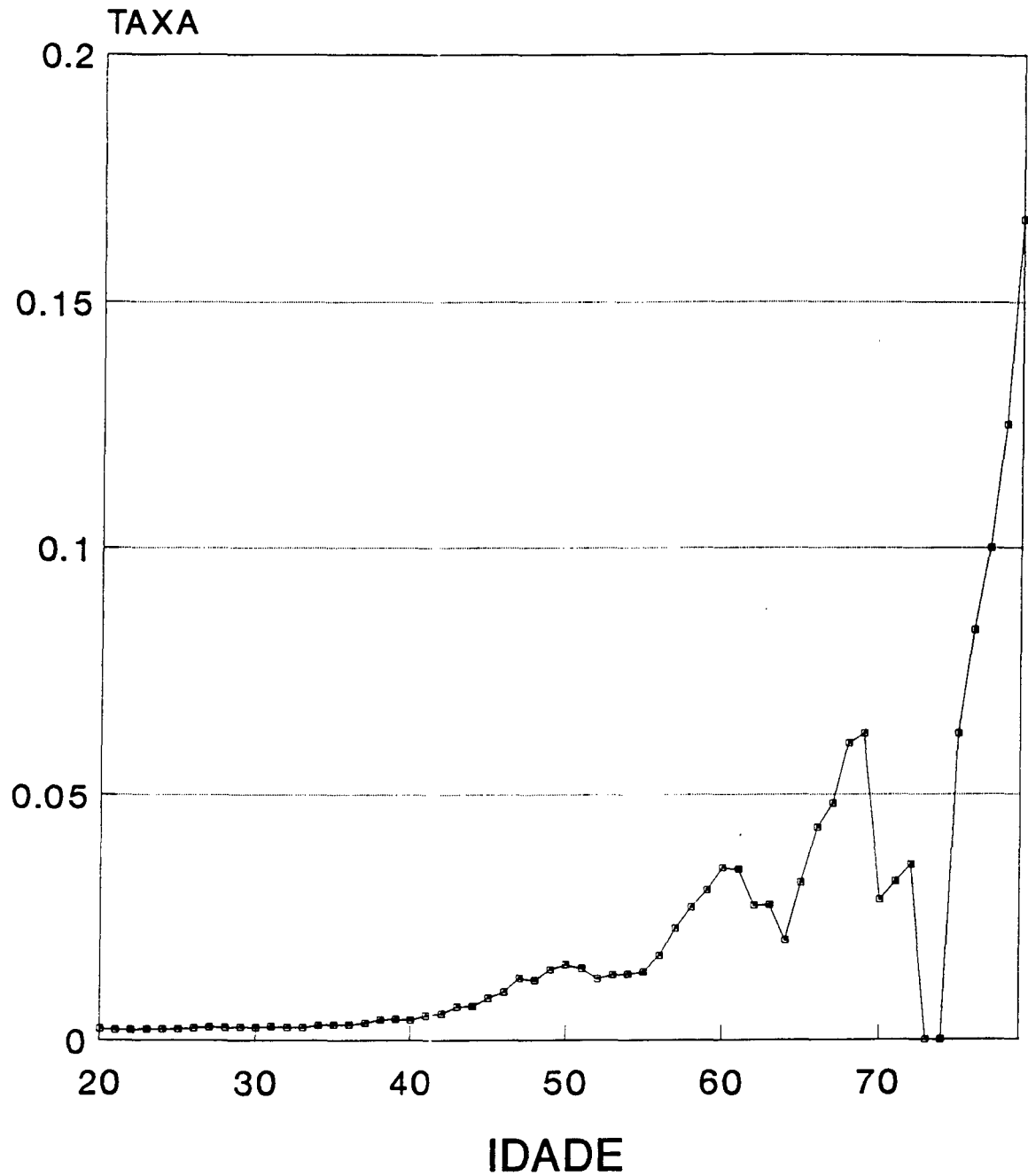
## TOTAL DE FALECIDOS BB MULHERES



— 77-79                      —•— 80-82                      — 83-85  
 - - - 86-88                      —x— 89-90

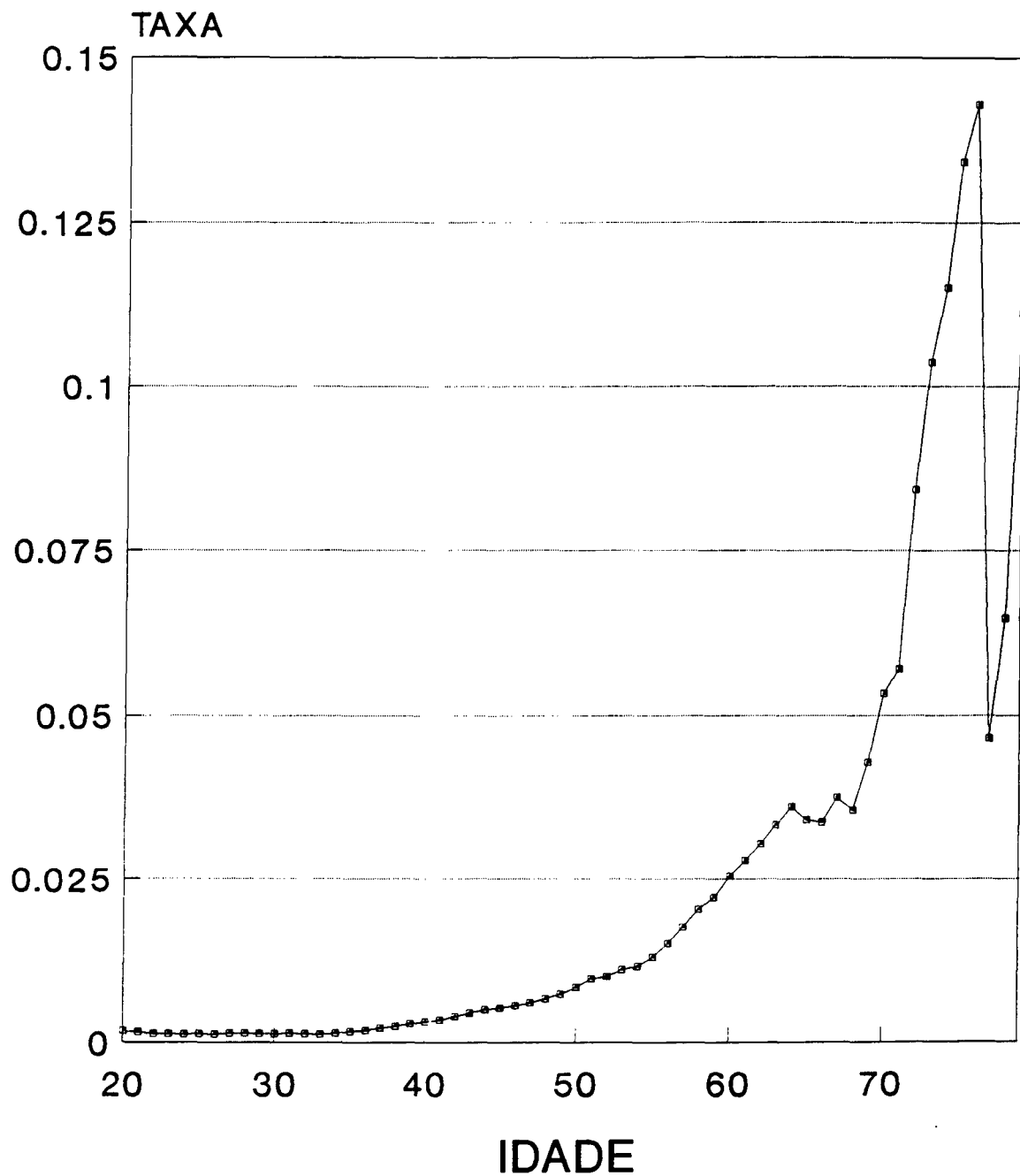


**GRAFICO 36A**  
TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
HOMENS DECADA DE 40 BB



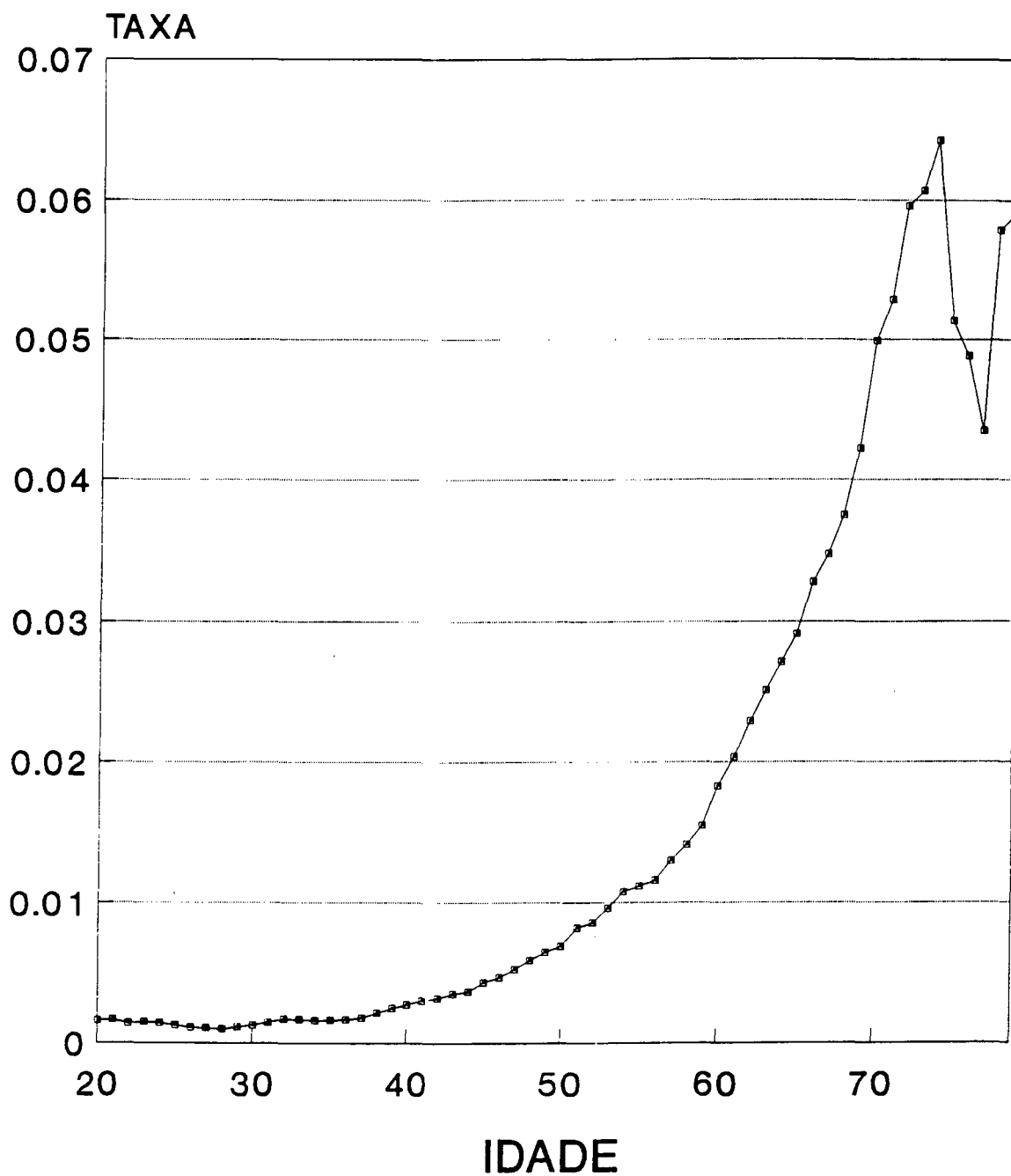
# GRAFICO 36B

TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
HOMENS DECADA DE 50 BB



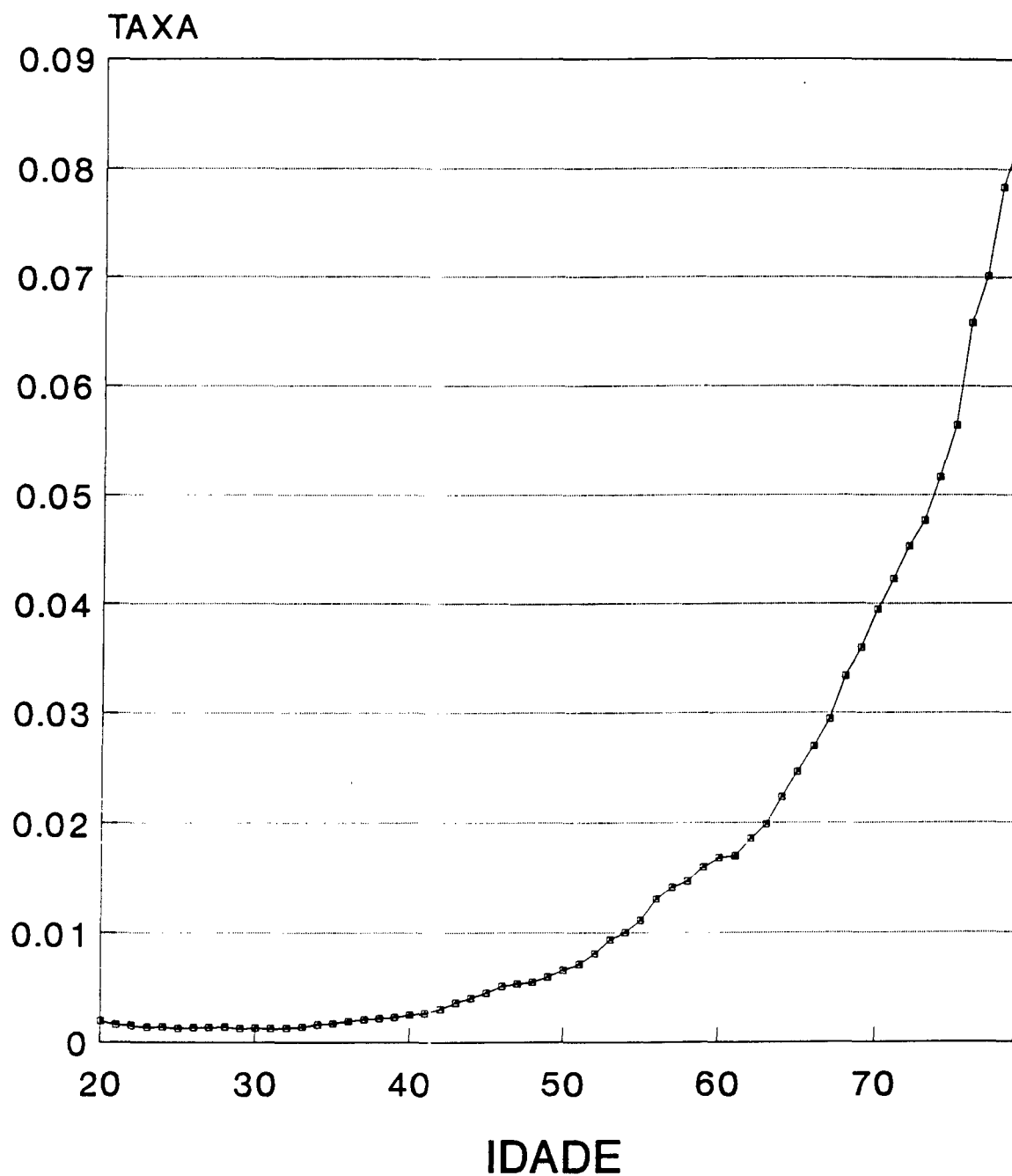
# GRAFICO 36C

TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
HOMENS DECADA DE 60 BB

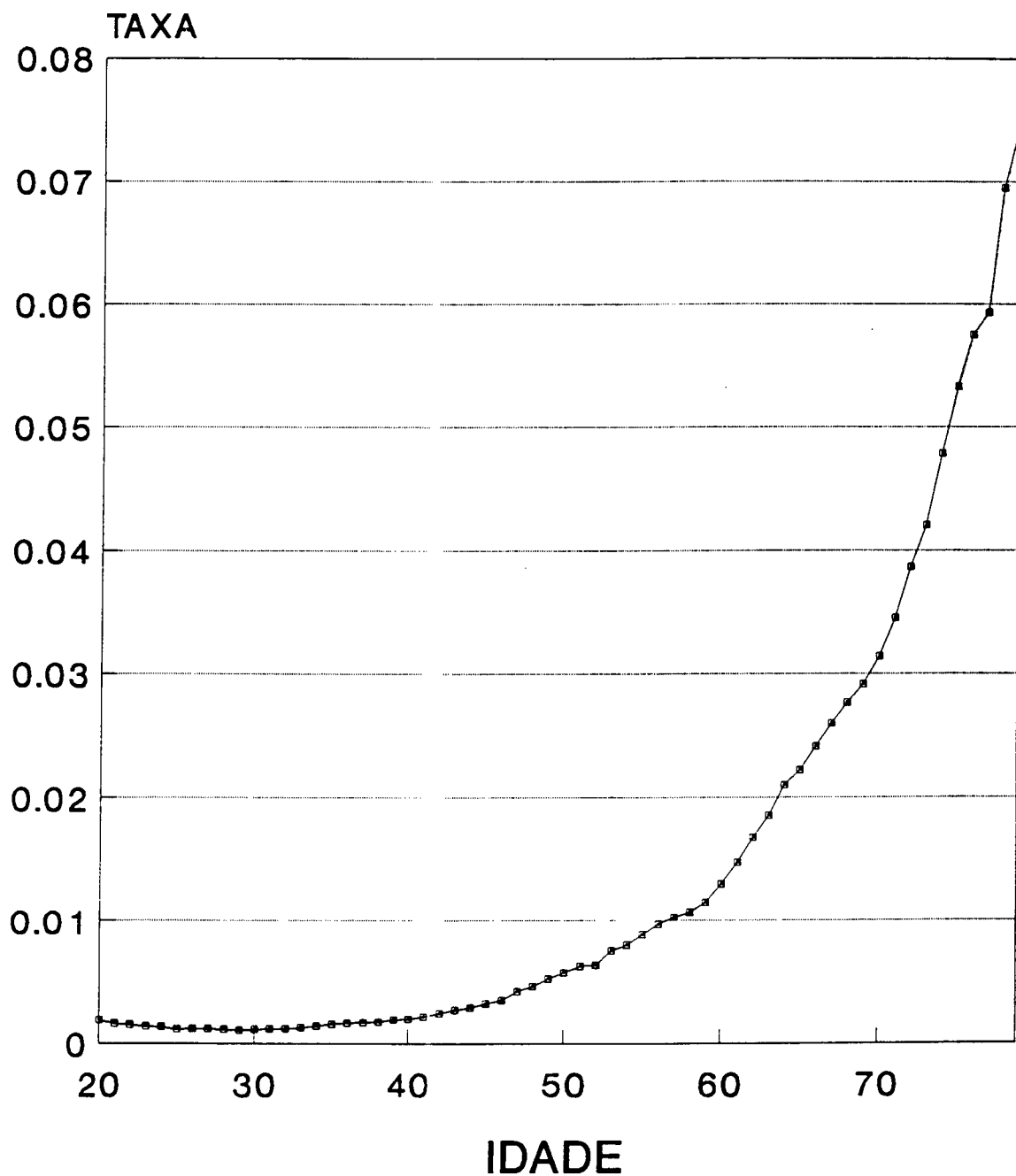


# GRAFICO 36D

TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
HOMENS DECADA DE 70 BB

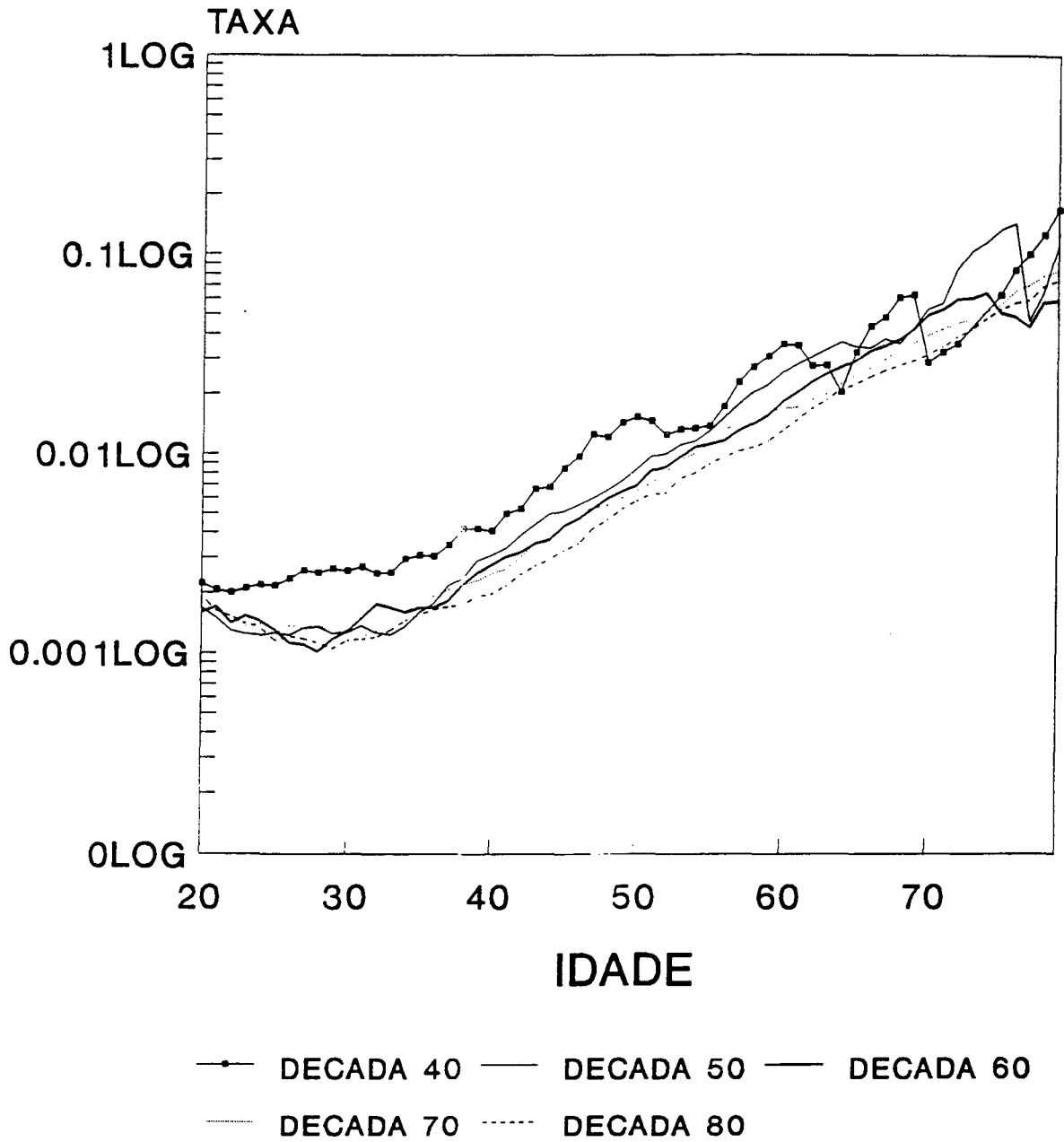


**GRAFICO 36E**  
TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
HOMENS DECADA DE 80 BB

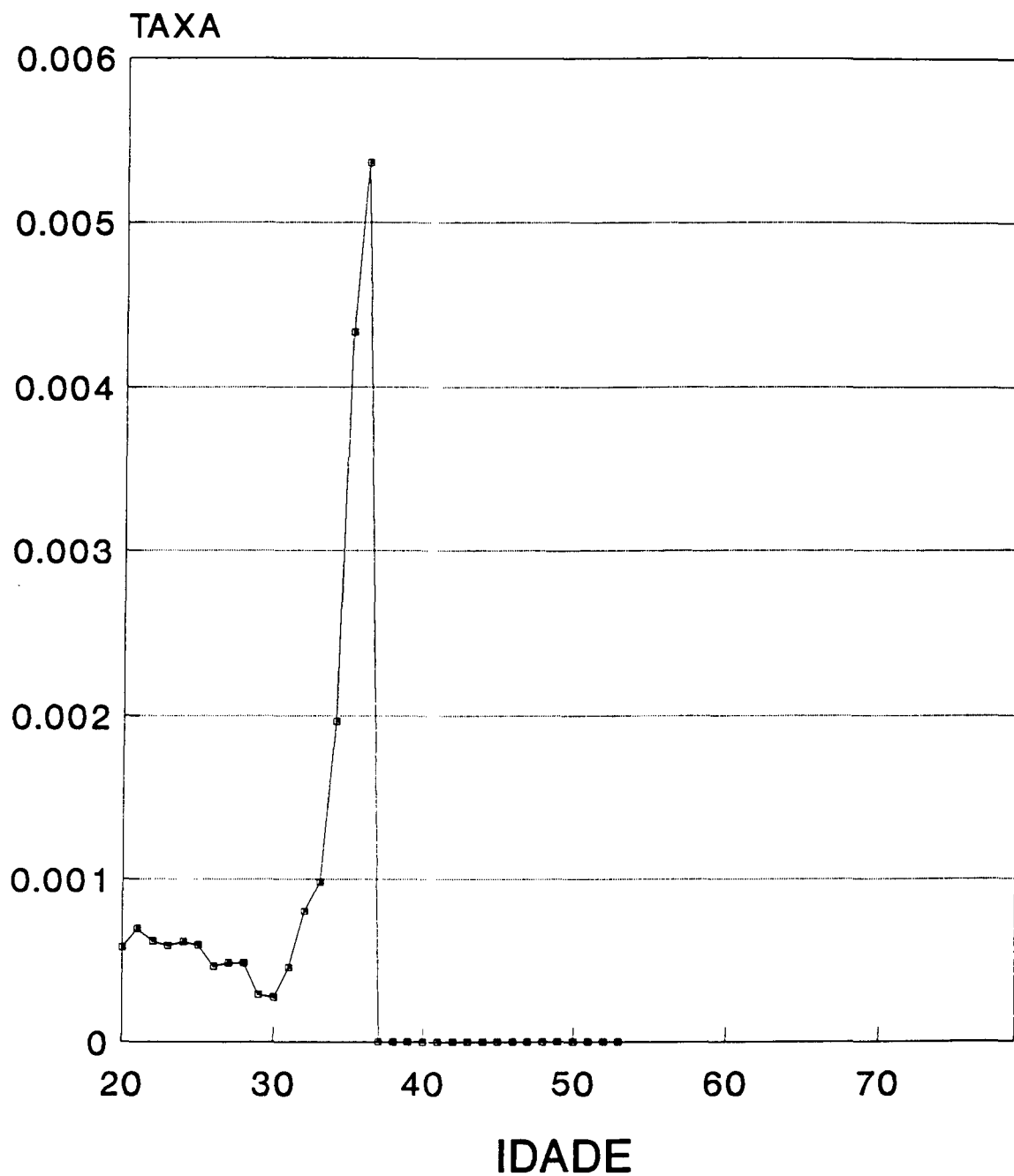


# GRAFICO 36F

TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
HOMENS BB



**GRAFICO 37A**  
TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
MULHERES DECADA DE 70 BB



**GRAFICO 37B**  
TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
MULHERES DECADA DE 80 BB

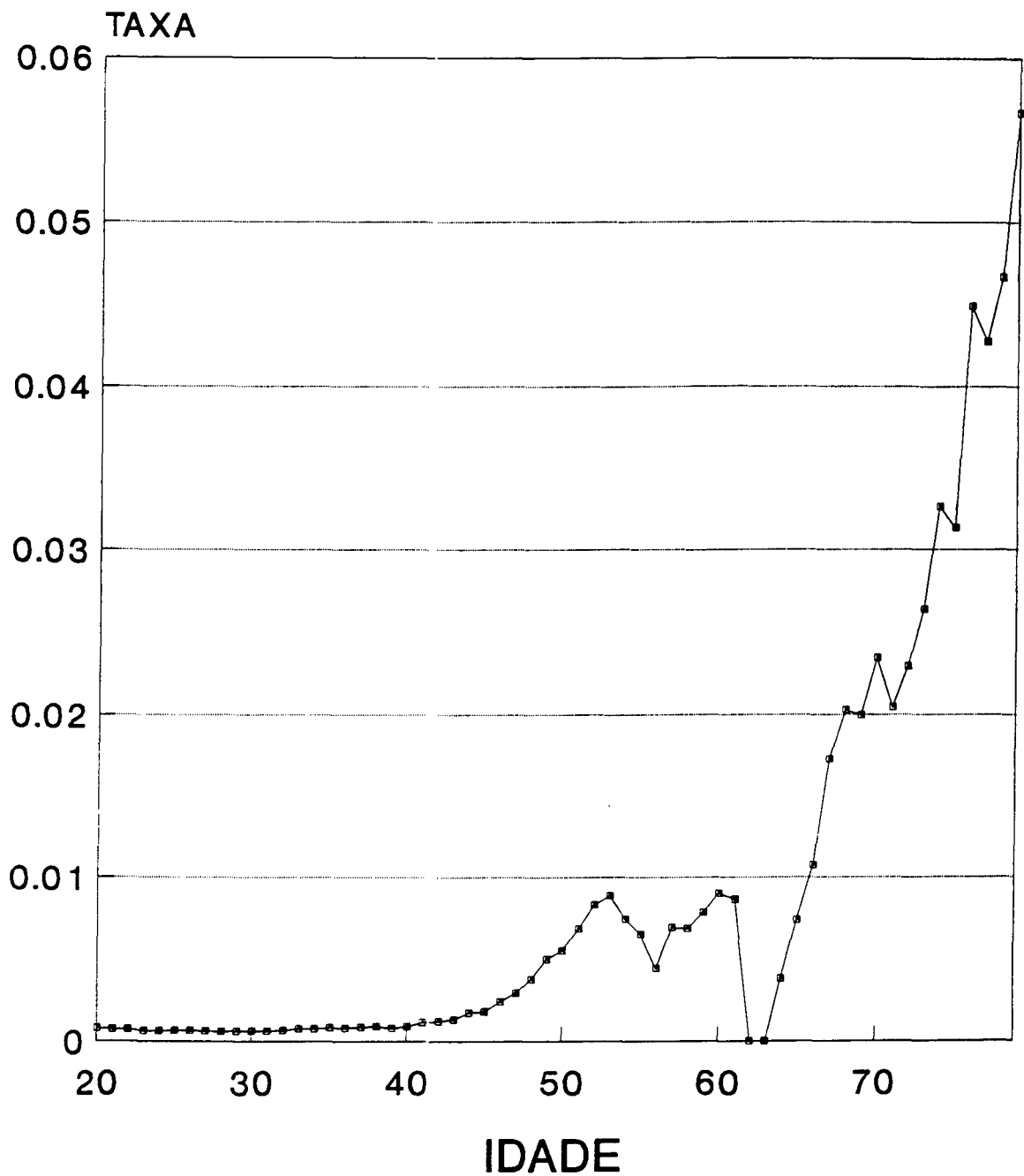
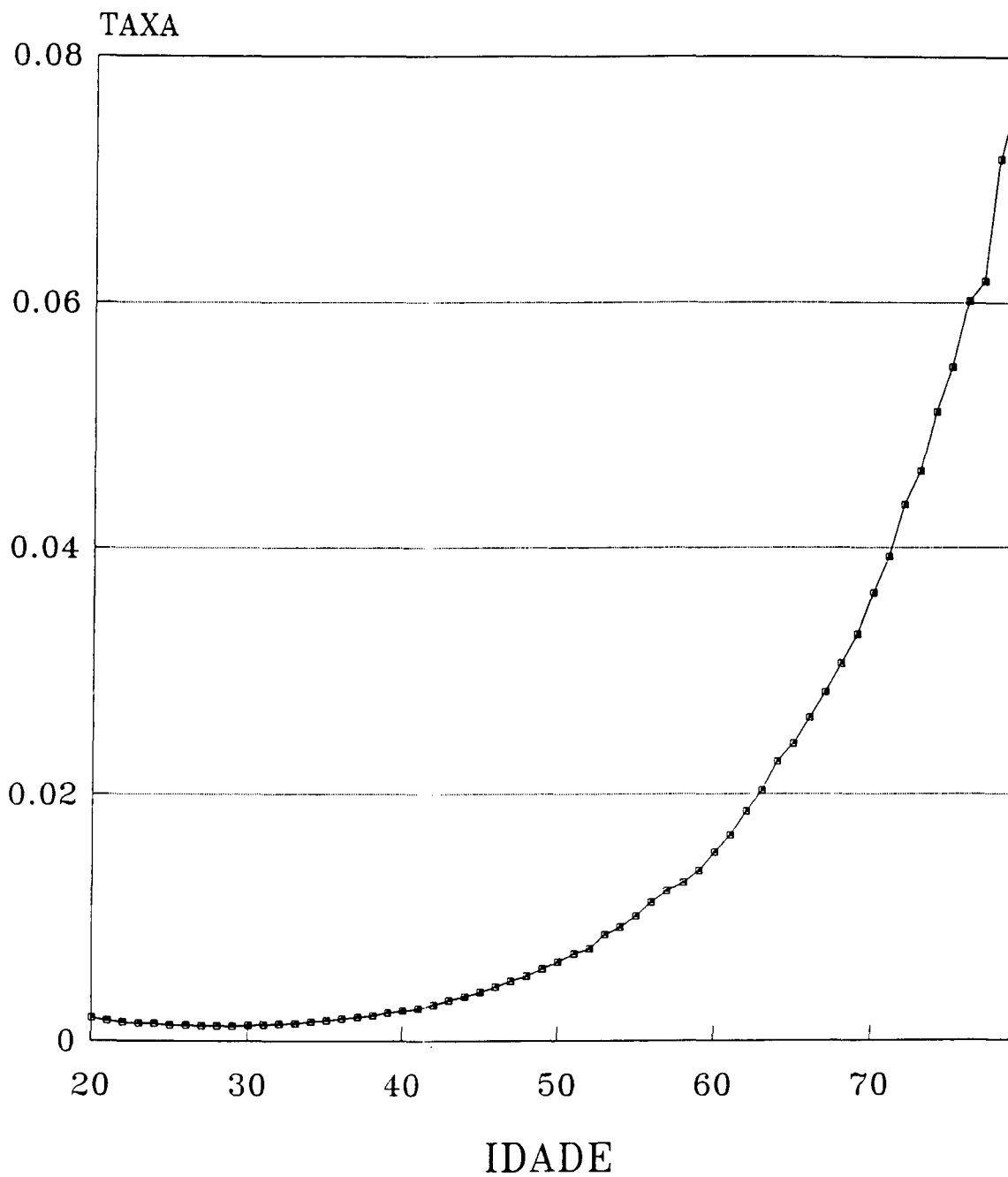




GRAFICO 38  
TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
HOMENS 1950-1989 BB



**GRAFICO 39**  
TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
MULHERES 1970-1989 BB

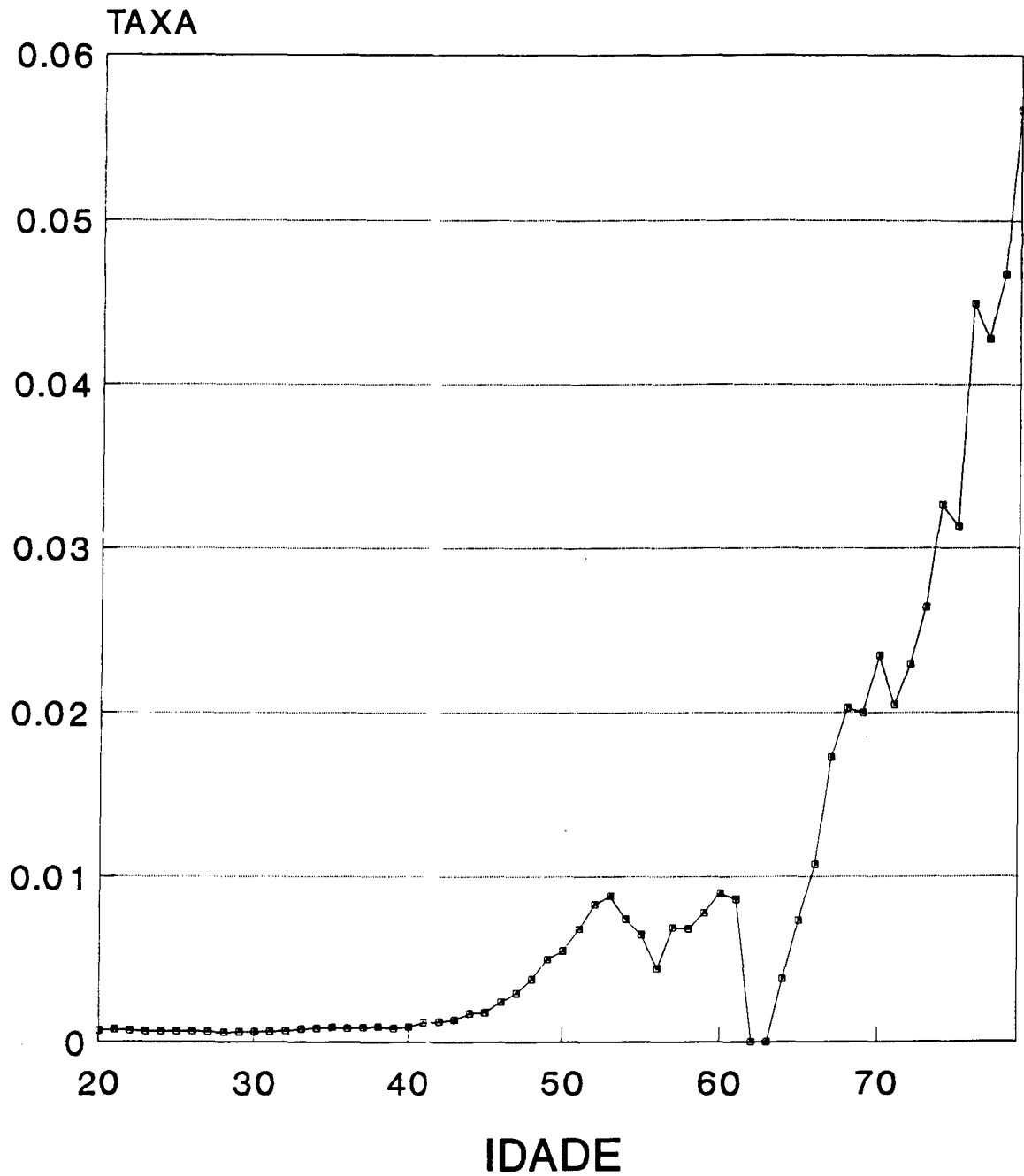
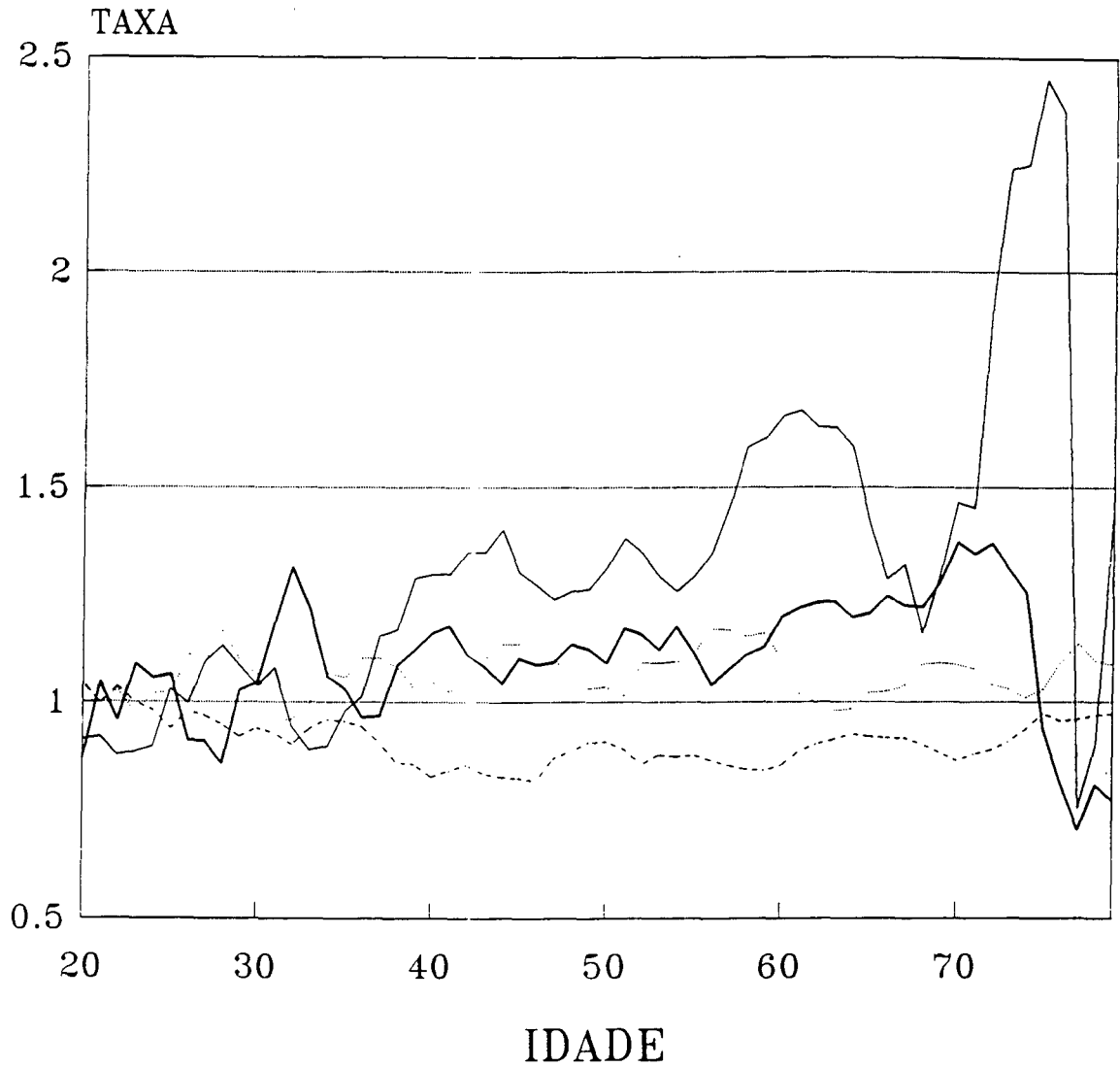


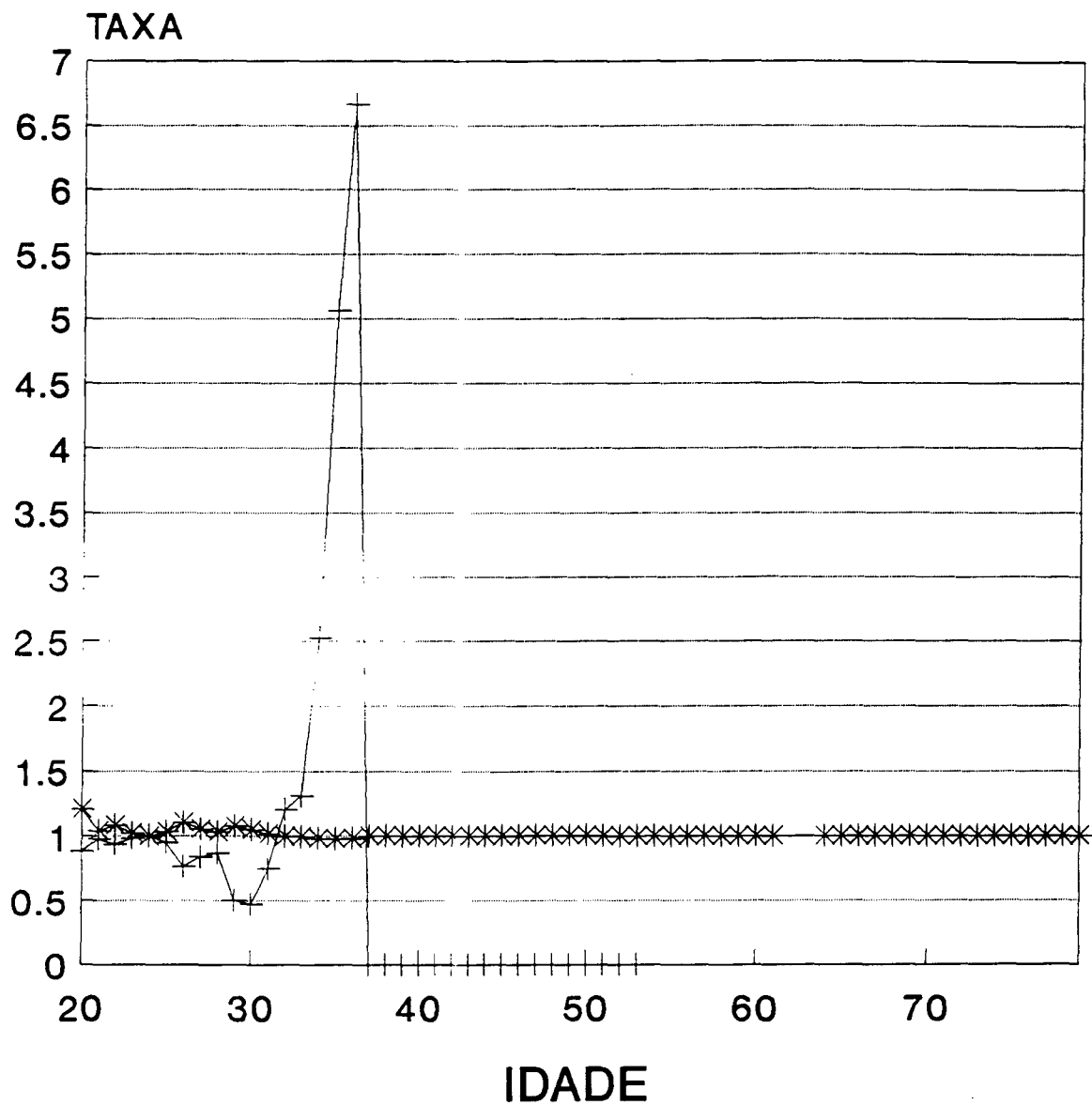
GRAFICO 40  
TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
HOMENS 1950-1989 BB



— 50/PERIODO                      — 60/PERIODO  
— 70/PERIODO                      - - - 80/PERIODO

# GRAFICO 41

TAXA ESPECIFICA DE MORTALIDADE  
MULHERES 1940-1989 BB



+ 70/PERIODO      \* 80/PERIODO