

UM ESTUDO SOBRE A FECUNDIDADE DAS MULHERES BRASILEIRAS - MODELAGEM DA FECUNDIDADE DE SÃO PAULO

Steven Dutt-Ross

Danielle Christine Caramico Steffen de Cruz Sánchez

Ana Amélia Camarano

Palavras chaves: Fecundidade brasileira; Variáveis sócio-econômicas; Modelos lineares generalizados; Censo

Resumo

O objetivo deste trabalho é estudar o comportamento da fecundidade das mulheres brasileiras em idade fértil no Censo 2000, para o país, por grandes regiões da federação e por variáveis sócio-econômicas selecionadas, a saber: situação do domicílio, estado conjugal, educação da mulher, renda da mulher e renda total do domicílio.

Para tal fim, calculou-se a Taxa de Fecundidade Total (TFT) para as subpopulações femininas particionadas pelos níveis das variáveis escolhidas, analisando se a evolução da TFT dentro das categorias de cada variável seguiu um padrão homogêneo em relação ao total da variável. Essa TFT foi corrigida pelo método da Razão P/F, derivado do método de Brass, apresentada no Manual X das Nações Unidas.

O Estado de São Paulo precede, em geral, tendências demográficas que vêm a se confirmar anos, por vezes décadas depois. A fim de se analisar o comportamento da fecundidade em relação às variáveis analisadas na parte descritiva do trabalho, estimou-se também um Modelo Logístico para o Estado de São Paulo. As variáveis utilizadas são situação do domicílio, estado conjugal, educação da mulher e renda domiciliar per capita. Analisou-se também a sensibilidade do modelo em relação às variáveis: como a fecundidade modelada responde à variações nas variáveis explicadoras.

UM ESTUDO SOBRE A FECUNDIDADE DAS MULHERES BRASILEIRAS

Steven Dutt-Ross

Danielle Christine Caramico Steffen de Cruz Sánchez

Ana Amélia Camarano

1 INTRODUÇÃO

É de conhecimento de todos que a fecundidade no Brasil tem declinado no século XX, Mas a velocidade das mudanças na fecundidade teve grande variação por regiões brasileiras e por grupos socioeconômicos.

Estudos mais detalhados sobre a fecundidade das mulheres brasileiras, explicitados em Camarano (1996b), Frias e Oliveira (1991), Frias e Carvalho (1994) e Horta, Carvalho e Frias (2000), entre outros, apresentam análises históricas de TFR's por coortes, por classes de renda.

Para Beisso (1981), o grau de urbanização constitui um indicador de desenvolvimento setorial. Um maior grau de urbanização implica um menor desenvolvimento do setor agrícola, uma maior importância do setor terciário e, eventualmente, do secundário. Também as variáveis de estrutura sócio-cultural têm grande importância, sendo estas divididas em três: grau de instrução dos chefes de família, o grau de instrução das mulheres e a taxa matrimonial feminina. As duas primeiras determinam o nível de educação da sociedade e constituem um indicador de desenvolvimento geral que também, em grande parte, depende das possibilidades econômicas. A taxa matrimonial feminina relaciona-se também com aspectos de estrutura socioeconômicas, mas em grande parte é influenciada pelo desenvolvimento cultural de cada região.

Outra variável considerada em Beisso (1981) foi o status sócio-econômico que reflete a influência do sistema de estratificação social sobre as decisões relativas a tamanho de família. O sistema sócio-econômico, conforme vai evoluindo e desenvolvendo-se, vai também dinamizando o sistema de classes. Os indivíduos vão se deslocando de uma classe para a outra, as classes vão mudando seus interesses, normas e valores, e tudo contribui para a ocorrência de mudanças nos padrões de consumo.

Segundo Camarano e Carneiro (1998) a fecundidade precisa ser desagregada em variáveis regionais e sociais, como no texto abaixo.

“Uma característica da dinâmica regional é a existência de grandes diferenças regionais e sociais. Mesmo entre as regiões mais urbanizadas, as tendências de fecundidade e de mortalidade são muito diferenciadas. Isso mostra que, assim como outras características da economia e da história social brasileira, os dados nacionais mascaram importantes diferenças regionais. É evidente que num país de dimensões continentais como grandes diferenças socioeconômicas como no Brasil, somente uma análise com maior desagregação regional, e até social, pode encontrar particularidades no comportamento reprodutivo.”

Nesse trabalho estudamos o comportamento da fecundidade das mulheres brasileiras no Censo 2000, como essa fecundidade se comporta dentro de populações de mulheres desagregadas por categorias de variáveis sócio-econômicas.

O objetivo desta parte do trabalho é o de avaliar o comportamento reprodutivo das mulheres paulistas em 2000 segundo variáveis socio-econômicas. A modelagem aqui utilizada foi um modelo linear generalizado, a fim de se estimar a probabilidade de uma mulher ter um filho nos últimos 12 meses, ou seja, as mulheres que tiveram filhos em até 1 ano antes da data de referência do Censo. Foram utilizadas como variáveis independentes: o nível de escolarização, situação do domicílio, rendimento no mês de referência per capita e se vive ou viveu com cônjuge.

1.1.1 METODOLOGIAS DAS COMPONENTES DO TRABALHO

Na parte da análise descritiva do trabalho, todas as TFTs foram corrigidas pelo método da Razão P/F, derivado do método de Brass, apresentado no Manual X das Nações Unidas (1986). O padrão adotado foi utilizar a Razão P/F da segunda coorte em idade reprodutiva, a de 20 a 24 anos. Como a escolha do fator de correção (a razão P/F) é feita sobre a coorte com maior taxa específica de fecundidade, e, como neste trabalho efetuamos o cálculo de TFT's para diversas variáveis sócio-econômicas, algumas das categorias das variáveis estudadas tiveram correções efetuadas em razões P/F de outras coortes, principalmente a de 25 a 29 anos, e em alguns casos, a coorte escolhida foi a de 30 a 34 anos.

A correção utilizada está descrita em no Manual X das Nações Unidas (1986), páginas 34 a 39, sob o título “O método P/F baseado em dados sobre todos os filhos nascidos vivos” e não será detalhada no presente trabalho.

Na parte da modelagem da fecundidade do estado de São Paulo, o modelo logit foi o escolhido para a estimação porque o que pretendemos explicar – o fato da mulher ter ou não ter um filho – é uma variável qualitativa por natureza, precisando ser representada por uma variável dummy. Se a variável dependente assume valores iguais a zero ou 1 e é regredida em variáveis explicativas, espera-se que os valores estimados da variável dependente, em sua maioria, pertençam ao intervalo de 0 a 1. Isso sugere que o valor estimado da variável dependente pode ser interpretado como a probabilidade de que um evento vá ocorrer, fixando-se valores das variáveis independentes (por exemplo, a probabilidade de uma mulher ter um filho nos últimos 12 meses, dado que é unida, reside na zona urbana, tem 35 anos, 12 anos de estudo e R\$100,00 de renda per capita).

Na verdade, existem outras opções de modelos para estimação de equações cuja variável dependente é uma dummy. Por exemplo, o modelo complemento log-log e o modelo probit. Os modelos complemento log-log e probit são modelos bastante similares ao logit. A diferença é na forma de estimação (por exemplo, o probit utiliza uma função cumulativa normal e o logit, uma função logística). A variável dependente, aqui utilizada, representa o sucesso (ter um filho), que, sabidamente, possui distribuição de probabilidade Bernolli(p). A novidade dos modelo probit, logit e complemento log-log, em relação a modelos de regressão tradicionais, é que o ingrediente estocástico não é mais representado por um termo de erro. Isso porque o elemento estocástico nesses modelos é inerente à própria modelagem. A equação logit, por exemplo, fornece a expressão para a probabilidade de um evento ocorrer. Para cada observação, a ocorrência ou não do evento é dada a partir de um mecanismo de chances (“chance mechanism”) determinado por essa probabilidade, e não a partir de um conjunto de termos de erro. A função de ligação logit ($f(x)$) nos dá a probabilidade de um evento ocorrer e $1-f(x)$ dá a probabilidade de um evento não ocorrer. Para variáveis dependentes qualitativas, a probabilidade de se obter o valor da variável dependente é escrito como uma função logit dessas variáveis explicativas, sem um termo de erro. Para o logit:

$$\text{Prob}(y = 1) = \text{logit}(X\beta) = g(\mu_i) = \log \left[\frac{\mu_i}{1 - \mu_i} \right]$$

É importante ressaltar que os coeficientes estimados em um modelo logit não estimam a variação na probabilidade da variável dependente assumir o valor 1 ($y = 1$), dado uma variação de uma unidade na variável explicativa relevante. A variação na probabilidade é dada pela derivada parcial da expressão $\text{prob}(y = 1)$ em relação ao coeficiente β , que é dada pela expressão:

$$[\text{prob}(y = 1)][1 - \text{prob}(y = 1)]\beta = p(1-p) \text{ onde } p = \left[\frac{\exp(x\beta_i)}{1 + \exp(x\beta_i)} \right]$$

1.1.2 O MODELO LOGÍSTICO DESTE TRABALHO

No nosso caso, o interesse é o de medir a relação entre ter um filho nos últimos 12 meses, a variável dependente ou resposta (Y) e as seguintes variáveis independentes (x_p , $p=1, \dots, 6$), a saber:

- ✓ Idade (x_1), varia de 15 a 49 anos.
- ✓ Nível de escolarização (x_2), varia de 0 a 17 anos de estudo.
- ✓ Situação do domicílio (x_3), variável dummy, vale 1 se a mulher se encontra em um domicílio rural e zero se a mulher estiver em domicílio urbano.
- ✓ Rendimento domiciliar no mês de referência per capita, a (x_4),
- ✓ Cônjuge, se a mulher vive ou viveu o com cônjuge. (x_5) vale 1 se a mulher está ou esteve anteriormente unida, e vale zero caso contrário.

As variáveis são independentes. Sendo y_{ijklm} a probabilidade de ter ou não filhos das mulheres do grupo etário i , do nível educacional j , da situação do domicílio k , do rendimento l e com o cônjuge m , a distribuição da componente aleatória será uma Bernoulli com parâmetros: $y_{ijklm} \sim \text{Bernoulli}(p_{ijklm})$, onde p_{ijklm} é a probabilidade de ter um filho da mulher do grupo etário i , do nível educacional j , da situação do domicílio k , do rendimento domiciliar per capita l , com o cônjuge m .

A sistemática do processo de modelagem evoluiu segundo o seguinte algoritmo: primeiramente, os modelos foram estimados com o intercepto e apenas uma variável explicativa, observando-se o valor da estatística de Wald para esses modelos. Depois, estimou-se o modelo com as variáveis sem interação, para se confirmar a inclusão das mesmas. O modelo com as variáveis sem interação passou a ser o "default", e passou-se a testar as interações das variáveis duas a duas, uma interação por vez, e assim por diante, até testar-se todas as interações três a três das variáveis, e as variáveis idade e educação foram testadas com seu termo também ao quadrado (sem interação).

2 ANÁLISE DESCRITIVA DAS TAXAS DE FECUNDIDADE TOTAIS (TFT) OBTIDAS

2.1 ANÁLISE DESCRITIVA – CENSO DE 2000

De uma maneira geral, as TFTs comportam-se como o esperado: a urbana menor do que a rural, é maior entre as mulheres unidas, decrescem com o aumento da renda e da escolaridade. Comportamentos interessantes aparecem quando as TFTs são calculadas para as subpopulações geradas pelas variáveis sócio-econômicas, como as mulheres nunca unidas na Região Sudeste ou as mulheres com a renda própria entre 5 e 10 salários mínimos.

2.1.1 TAXA DE FECUNDIDADE TOTAL

Mapa 1 – Taxa de Fecundidade Total por grandes regiões da federação – Censo 2000



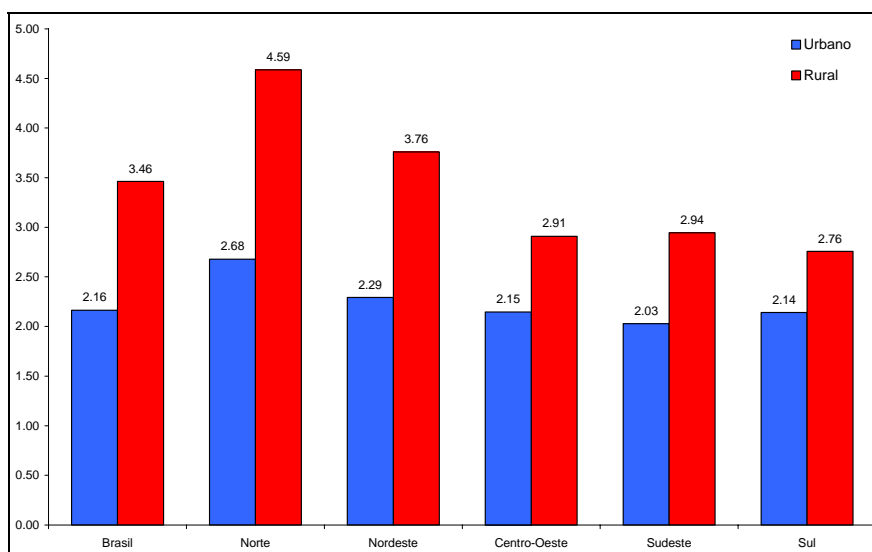
Fonte: IBGE, Censo 2000

Pode-se ver, pelo mapa 1, que as TFT's mais baixas se encontram nas Regiões Sul e Sudeste. A Região Centro-Oeste tem uma TFT muito próxima à nacional. A região Norte é a região onde a fecundidade é mais alta, seguida pela Região Nordeste.

2.1.2 TAXA DE FECUNDIDADE TOTAL – POR CONDIÇÕES DO DOMICÍLIO

Para todas as grandes regiões da federação, é observado o padrão clássico de incidência da fecundidade: a urbana é menor do que a rural. A menor diferença encontrada entre as TFT's urbana e rural é na região Sul, enquanto a maior diferença está na região Norte.

Gráfico 1 – Taxa de Fecundidade Total por condição de domicílio, por grandes regiões da federação – Censo 2000

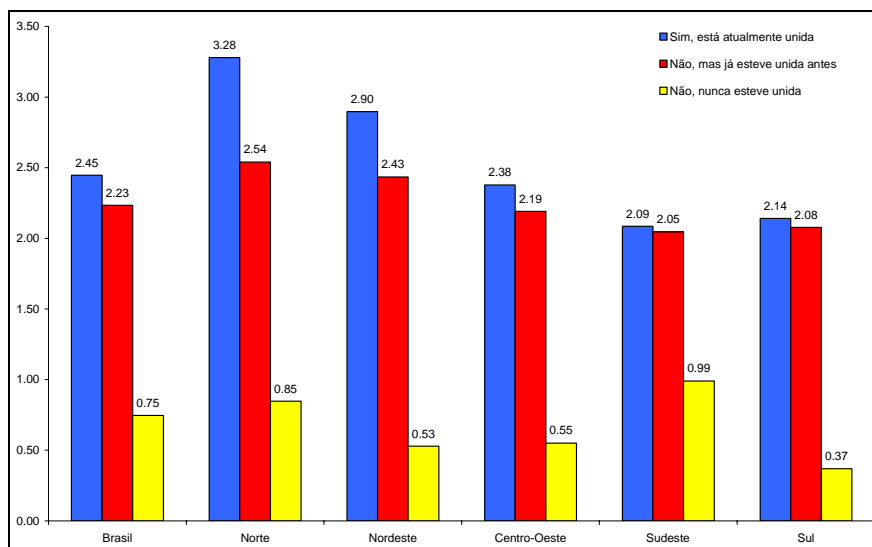


As regiões Norte e Nordeste têm a diferença entre as fecundidades urbana e rural maiores do que a do Brasil, enquanto as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentam uma diferença menor. Analisando os valores em separado da fecundidade urbana e da fecundidade rural, o comportamento se mantém: as taxas das regiões Norte e Nordeste são superiores às do Brasil e as das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste são menores.

2.1.3 TAXA DE FECUNDIDADE TOTAL – POR ESTADO CONJUGAL

Pode-se ver, pelo gráfico 2, que a fecundidade é, principalmente, marital (as mulheres que nunca viveram em algum tipo de união têm uma TFT muito mais baixa que a dos outros dois grupos). Também se pode ver que as mulheres unidas têm mais filhos do que as separadas (porque as primeiras continuam expostas ao risco de engravidar).

Gráfico 2 – Taxa de Fecundidade Total por estado conjugal, por grandes regiões da federação – Censo 2000



Pode-se ver que a TFT das mulheres que nunca estiveram unidas é superior à nacional nas regiões Norte e Sudeste, enquanto que as regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sul têm TFTs menores que a nacional para o mesmo grupo de mulheres. Tanto em relação às mulheres atualmente unidas quanto às que já estiveram unidas mas atualmente não estão, a região Norte e a Nordeste apresentam TFTs

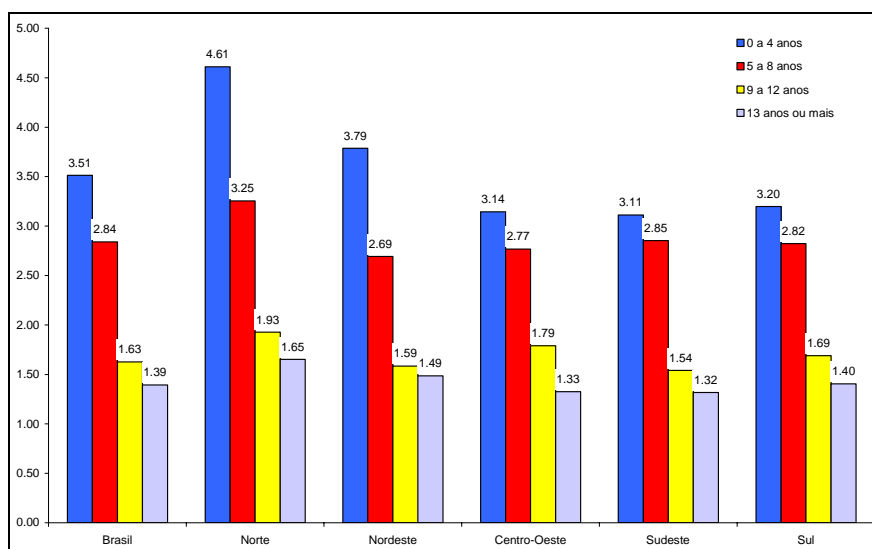
acima da nacional, enquanto as restantes regiões apresentam TFTs inferiores à nacional para esses grupos. A diferença entre as TFTs das mulheres unidas e das anteriormente unidas é máxima na região Norte, e praticamente nula na Sudeste e Sul.

2.1.4 TAXA DE FECUNDIDADE TOTAL – POR FAIXAS DE EDUCAÇÃO

A região Sudeste possui todas as TFTs com valores inferiores à nacional, com exceção da faixa de 5 a 8 anos de estudo, que é aproximadamente igual à nacional. A região Norte possui todas as TFTs maiores que as nacionais em todas as faixas de estudo. De qualquer forma, dado o peso demográfico da região Sudeste, esta última apresenta TFTs inferiores às taxas nacionais, mas muito mais próximas delas do que a região Norte, que possui um contingente populacional menor, portanto menos determinante das TFTs nacionais.

A região Centro-Oeste tem um comportamento curioso: é bastante próxima à Sudeste em todas as faixas de estudo, com todas as TFTs inferiores à nacional, com exceção da faixa de 5 a 8 anos de estudo. Outra curiosidade, é que a região Centro-Oeste apresenta a menor diferença em relação às TFTs da 2ª faixa (5 a 8 anos) com as da 3ª (9 a 12 anos), uma diferença de 0,98. Isso representa uma mudança mais “suave” entre as faixas, pois as regiões Sul e Sudeste apresentam uma diferença bem marcada entre os grupos de menos de 8 anos de estudo com os de mais de 9 anos de estudo. As regiões Norte e Nordeste apresentam uma separação em três grupos: menos de 4 anos de estudo, entre 5 e 8 anos e mais de 9 anos de estudo.

Gráfico 3 – Taxa de Fecundidade Total por faixa de educação, por grandes regiões da federação – Censo 2000



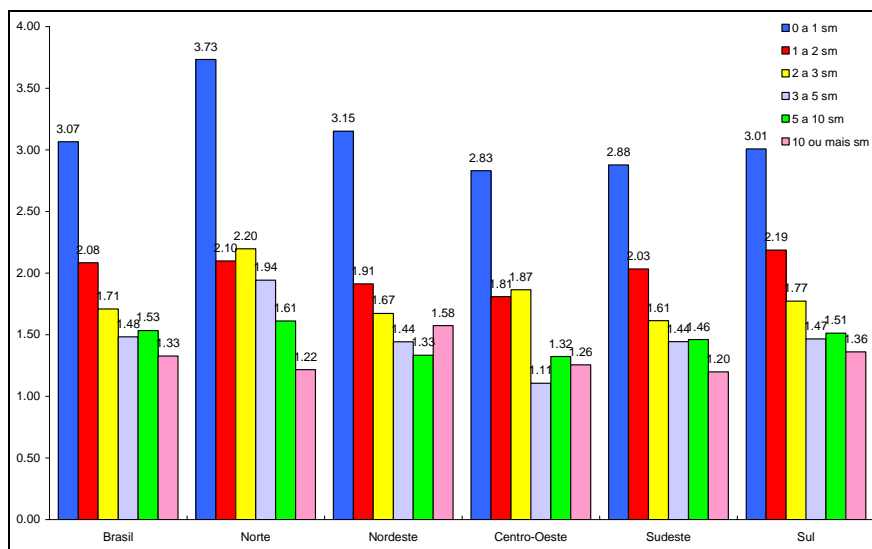
A região Sul aproxima-se muito da média nacional, apresentando suas TFTs muito próximas às apresentadas pelo total nacional. A região Nordeste tem um comportamento muito peculiar para mulheres que possuem de 5 a 8 e as de 9 a 12 anos de estudo. As duas TFTs são menores do que as nacionais, enquanto as mulheres com menos de 4 anos e com mais de 13 tem suas TFTs maiores do que as apresentadas pelo país como um todo.

2.1.5 TAXA DE FECUNDIDADE TOTAL – POR FAIXAS DE RENDA DA MULHER

A TFT desagregada pela população feminina por faixas de renda da mulher tem um comportamento interessante. Todas as TFTs decrescem nas primeiras faixas de renda, para posteriormente crescerem nas últimas faixas, com exceção da região Norte.

Conforme o esperado, as mulheres que possuem renda inferior a 1 salário mínimo são as que têm as TFTs mais altas. Se supusermos que a grande parte das mulheres que apresentam alguma renda própria a obtêm de alguma atividade produtiva (seja trabalhando – registrada ou não, – seja efetuando alguma atividade produtiva autônoma), observamos que as mulheres com maiores faixas de renda são as que têm menos filhos. As TFTs vão caindo, via de regra, quando a renda da mulher cresce, a faixa mais alta de renda possui as TFTs mais baixas. Apresentam oscilações na queda, nas regiões Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul, de maneira tão marcante que também reflete no comportamento do país.

Gráfico 4 – Taxa de Fecundidade Total por faixa de renda da mulher, por grandes regiões da federação – Censo 2000

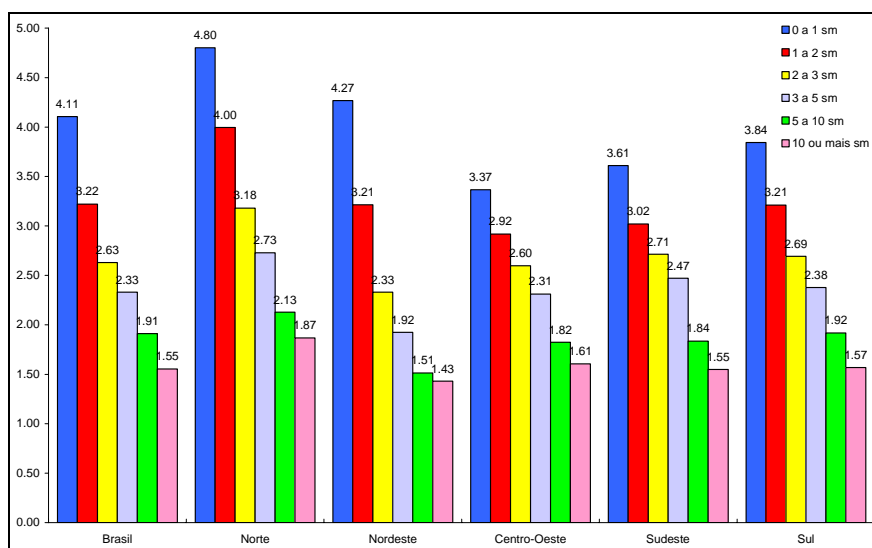


O aumento não se dá na mesma faixa de renda em todas as regiões. O que ocorre é uma inversão na queda da fecundidade em todas as regiões da federação (com exceção do Norte). As mulheres que possuem mais renda têm TFT mais alta do que as com renda em faixas imediatamente menores. Muitas vezes elas apresentam um comportamento reprodutivo semelhante aos das mulheres com faixas de renda bem inferiores.

2.1.6 TAXA DE FECUNDIDADE TOTAL – POR FAIXAS DE RENDA DOMICILIAR

O comportamento das TFTs desagregadas pela variável renda domiciliar é mais estável do que em relação à variável anterior. Como o previsto pelas teorias clássicas de fecundidade, as TFTs decaem quanto maior as faixas de renda do domicílio, com um comportamento muito similar ao da educação da mulher. O Centro-Oeste mostra TFTs mais baixas para as cinco primeiras faixas de renda domiciliar. Já a região Norte novamente apresenta TFTs mais altas para cada uma das faixas de renda. A região Nordeste experimenta as menores TFTs das últimas duas faixas de renda domiciliar. As taxas das mulheres das faixas do meio (2 a 3 e 3 a 5 salários mínimos), para a região Sudeste, estão superiores às do Brasil, mas o restante das faixas apresenta TFTs inferiores ou iguais ao total do país.

Gráfico 5 – Taxa de Fecundidade Total por faixa de renda domiciliar, por grandes regiões da federação – Censo 2000



Fazendo um cruzamento da variável anterior (faixas de renda da mulher) e a presente (faixa de renda do domicílio), podemos inferir o seguinte: se a renda dessa mulher é a apresentada na seção anterior, ela é um minorante da renda do domicílio. Ou seja, se a mulher possui uma renda de 5 a 10 salários mínimos, a renda do domicílio (variável dessa seção) é, no mínimo, de 5 a 10 salários mínimos (se ela sustenta o domicílio sozinha, então essa é a renda do domicílio, senão, é maior que isso). O comportamento dentro das faixas de renda domiciliar mais altas é mais complexo do que se supõe, como aparece aqui. Uma família com renda entre 5 e 10 salários mínimos, pode ter o rendimento total oriundo da mulher, até chegar a uma totalidade da renda sendo suprida pelo marido. A TFT da mulher, nessa faixa de rendimento domiciliar, será uma ponderação das TFTs das faixas de renda feminina, de acordo com o peso em que aparecem dentro dessa faixa de renda domiciliar. Por exemplo, se 5% das famílias entre 5 e 10 salários mínimos é sustentada na totalidade pela mulher, 10% delas a mulher tem entre 3 e 5 salários mínimos, 10% a mulher tem entre 2 a 3, 15% entre 1 e 2 salários mínimos e 60% tem renda de até 1 salário mínimo, a TFT dessa faixa de rendimento domiciliar será majoritariamente determinada pelas mulheres que não possuem nenhuma ocupação produtiva geradora de renda, ou seja, fazendo uma dicotomia para fins puramente pedagógicos. Apesar de haver mulheres trabalhando nessa faixa de renda mais alta, a fecundidade dessa faixa será determinada basicamente por donas de casa.

3 ANÁLISE DO MODELO LOGÍSTICO

Estimou-se primeiramente um Modelo Linear Generalizado para os dados do Censo 2000, para o Estado de São Paulo. Nesse modelo, a variável dependente foi se teve filhos nascidos vivos nos últimos 12 meses e as explicatórias, a idade (Idade), o nível de escolarização (Educa), Rendimento (Renda), Situação (Situa) e Cônjuge (Conj).

O Logit, ajustado para o ano em estudo, incorporou todas as variáveis, além de algumas interações de segunda e terceira ordem. Ainda, as variáveis idade e educação também entraram com seu valor ao quadrado além do valor simples. As tabelas abaixo mostram tais interações.

Através desses modelos, estimou-se a probabilidade de uma mulher ter um filho nos últimos 12 meses. As variáveis que possuem um 2 ao lado são variáveis elevadas ao quadrado.

Tabela 1 - Variáveis testadas para modelo logit para o ano de 2000

ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS	
MODELO	VARIAVEIS INCLUIDAS
Modelo 1	Situação
Modelo 2	Renda
Modelo 3	Conjuge
Modelo 4	Idade
Modelo 5	Educa
Modelo 6	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa
Modelo 7	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2
Modelo 8	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Educa2
Modelo 9	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Situação*Renda
Modelo 10	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Situação*Conjuge
Modelo 11	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Situação*Idade
Modelo 12	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Situação*Educa
Modelo 13	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Renda*Conjuge
Modelo 14	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Renda*Idade
Modelo 15	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Renda*Educa
Modelo 16	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Conjuge*Idade
Modelo 17	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Conjuge*Educa
Modelo 18	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade*Educa
Modelo 19	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa
Modelo 20	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Situação*Renda*Conjuge
Modelo 21	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Situação*Renda*Idade
Modelo 22	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Situação*Renda*Educa
Modelo 23	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Situação*Conjuge*Idade
Modelo 24	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação

ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS	
MODELO	VARIAVEIS INCLUIDAS
	*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Situação*Conjuge*Educa
Modelo 25	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Situação*Idade*Educa
Modelo 26	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Renda*Conjuge*Idade
Modelo 27	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Renda*Conjuge*Educa
Modelo 28	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Renda*Idade*Educa
Modelo 29	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Conjuge*Idade*Educa
Modelo 30	Situação+Renda+Conjuge+Idade+Educa+Idade2+Educa2+Situação*Renda+Situação*Conjuge+Situação*Idade+Situação*Educa+Renda*Conjuge+Renda*Idade+Renda*Educa+*Conjuge*Idade+Conj*Educa+Idade*Educa+Situação*Renda*Conjuge+Situação*Renda*Idade+Situação*Renda*Educa+Situação*Conjuge*Idade+Situação*Conjuge*Educa+Situação*Idade*Educa+Renda*Conjuge*Idade+Renda*Conjuge*Educa+Renda*Idade*Educa+Conjuge*Idade*Educa

O modelo escolhido foi:

CRITERIA FOR ASSESSING GOODNESS OF FIT			
Criterion	DF	Value	Value/DF
Deviance	1,1E+06	4.256.026.662	0,3711
Scaled Deviance	1,1E+06	4.256.026.662	0,3711
Pearson Chi-Square	1,1E+06	14631187672	12756,4600
Scaled Pearson X2	1,1E+06	14631187672	12756,4600
Log Likelihood		-212801,3331	

ANALYSIS OF PARAMETER ESTIMATES							
			Standard	Wald 95% Confidence			
Parameter	DF	Estimate	Error	Limits		Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-4,6373	0,0798	-4,7936	-4,481	3380,68	<,0001
SITUA	1	0,12	0,0306	0,0601	0,18	15,39	<,0001
REPCAP	1	-0,002	0,0001	-0,0021	-0,0019	869,54	<,0001
CONJ	1	3,5999	0,0608	3,4807	3,7191	3505,18	<,0001
IDADE	1	0,186	0,0049	0,1764	0,1956	1444,61	<,0001
EDUCA	1	-0,1852	0,0066	-0,1981	-0,1722	786,73	<,0001

IDADE2	1	-0,0041	0,0001	-0,0042	-0,0039	2400,61	<,0001
SITUA*REPCAP	1	-0,0014	0,0001	-0,0016	-0,0011	117,94	<,0001
REPCAP*CONJ	1	0,0015	0,0001	0,0013	0,0016	464,44	<,0001
CONJ*IDADE	1	-0,0954	0,0023	-0,0999	-0,0909	1711,51	<,0001
CONJ*EDUCA	1	0,0644	0,0042	0,0561	0,0727	233,61	<,0001
IDADE*EDUCA	1	0,0021	0,0002	0,0017	0,0024	130,02	<,0001
EDUCA2	1	0,0052	0,0003	0,0046	0,0057	348,51	<,0001
SITUA*CONJ*EDUCA	1	0,0238	0,0048	0,0144	0,0331	24,93	<,0001
Scale		0	1	0	1	1	

NOTE: The scale parameter was held fixed.

LR STATISTICS FOR TYPE 3 ANALYSIS			
		Chi-	
Source	DF	Square	Pr > ChiSq
SITUA	1	15,27	<,0001
REPCAP	1	1520,46	<,0001
CONJ	1	3162,21	<,0001
IDADE	1	1528,16	<,0001
EDUCA	1	734,07	<,0001
IDADE2	1	2756,33	<,0001
SITUA*REPCAP	1	144,47	<,0001
REPCAP*CONJ	1	622,19	<,0001
CONJ*IDADE	1	1364,93	<,0001
CONJ*EDUCA	1	226,15	<,0001
IDADE*EDUCA	1	130,41	<,0001
EDUCA2	1	337,91	<,0001
SITUA*CONJ*EDUCA	1	24,94	<,0001

3.1 ANÁLISE DE SENSIBILIDADE DO MODELO - MARGINAIS POR VARIÁVEIS

Nesta seção, vamos analisar o modelo de acordo com o seu comportamento por variável, fixando algumas variáveis e fazendo os gráficos da $P(Y=1)$, onde Y representa o sucesso, ou seja, a mulher ter um filho nos últimos 12 meses.

3.1.1 FIXANDO SITUAÇÃO DO DOMICÍLIO, ESTADO CONJUGAL E EDUCAÇÃO, VARIANDO RENDA DOMICILIAR PER CAPITA E IDADE DA MULHER

O que podemos ver pelos gráficos dessa seção é que, para mulheres da zona rural, fixada uma idade, a curva das probabilidades de se ter um filho decai de maneira mais íngreme com o aumento da renda domiciliar per capita que a curva das mulheres da zona urbana. Também podemos ver que, para as mulheres unidas, a idade com maior probabilidade (que possui uma curva superior em todos os pontos às outras curvas) é a de 15 anos, seguida pela de 20 anos, com a sequência de curvas coincidindo com a sequência de idades (até a curva com as probabilidades mais baixas, que é a das mulheres de 49 anos). Para as nunca unidas, a sequência de idades é diferente: 25 anos, 20, 30, 15 e aí por diante.

O aumento da educação deixa as curvas menos íngremes, mas com níveis mais baixos. Todas as TFTs decaem com o aumento da renda per capita domiciliar, qualquer que sejam as outras variáveis observadas. Outro comportamento interessante observado é o das mulheres nunca unidas na zona rural e urbana: a situação sai do padrão clássico, e temos que a fecundidade na zona urbana é maior que a rural para essa categoria de mulheres.

Também podemos observar que o padrão de fecundidade das mulheres no limiar da faixa fértil (49 anos) é bastante homogêneo dentro das variáveis, não se alterando significativamente devido a nenhuma delas.

Gráfico 6 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona urbana, 6 anos de educação

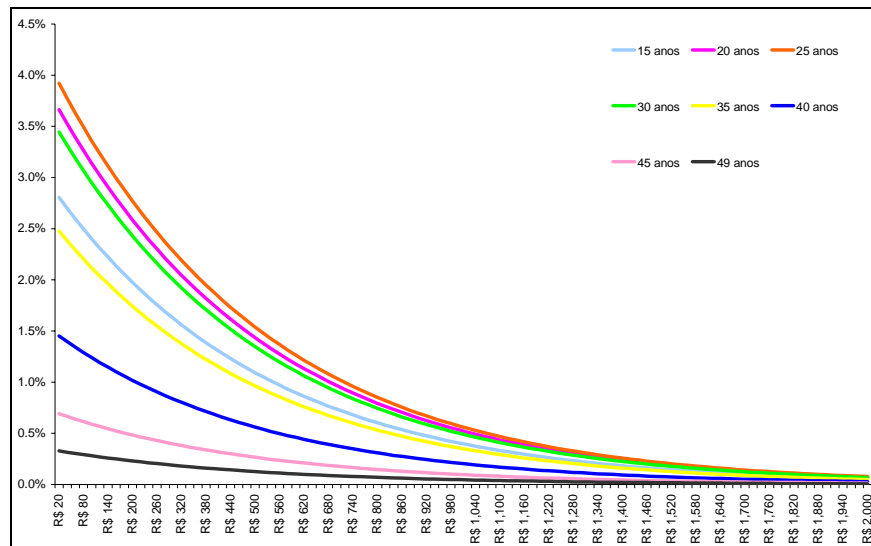


Gráfico 7 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona urbana, 6 anos de educação

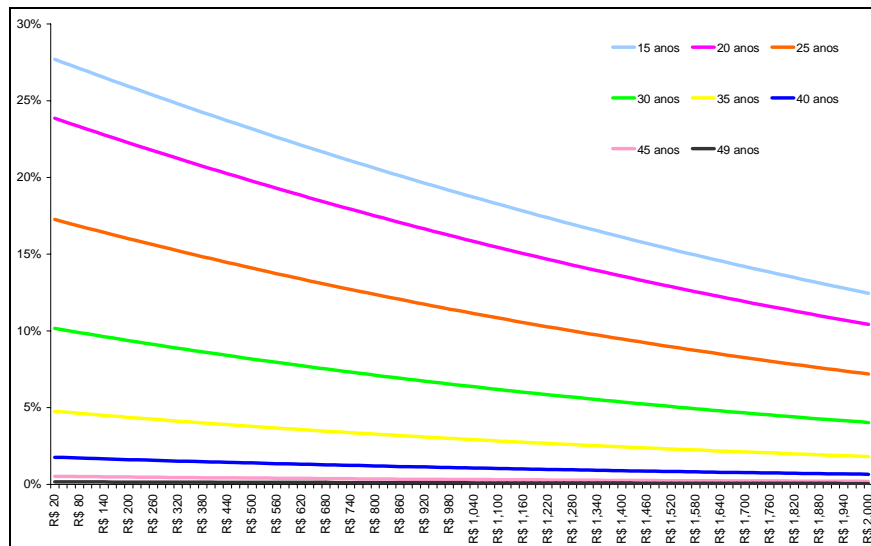


Gráfico 8 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona rural, 6 anos de educação

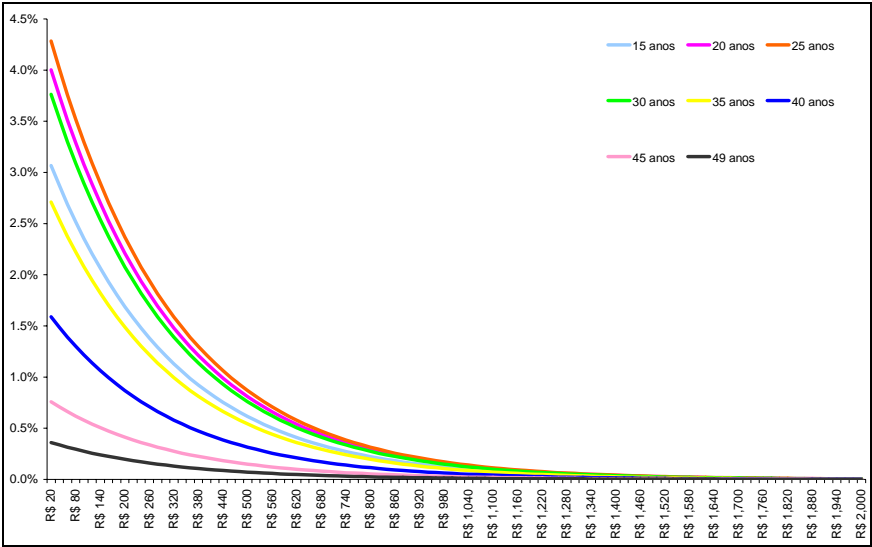


Gráfico 9 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona rural, 6 anos de educação

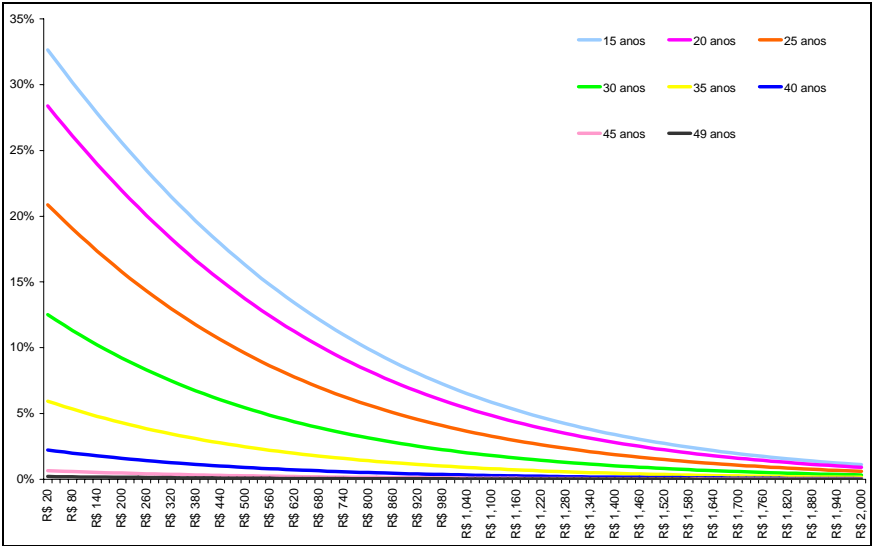


Gráfico 10 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona urbana, 12 anos de educação

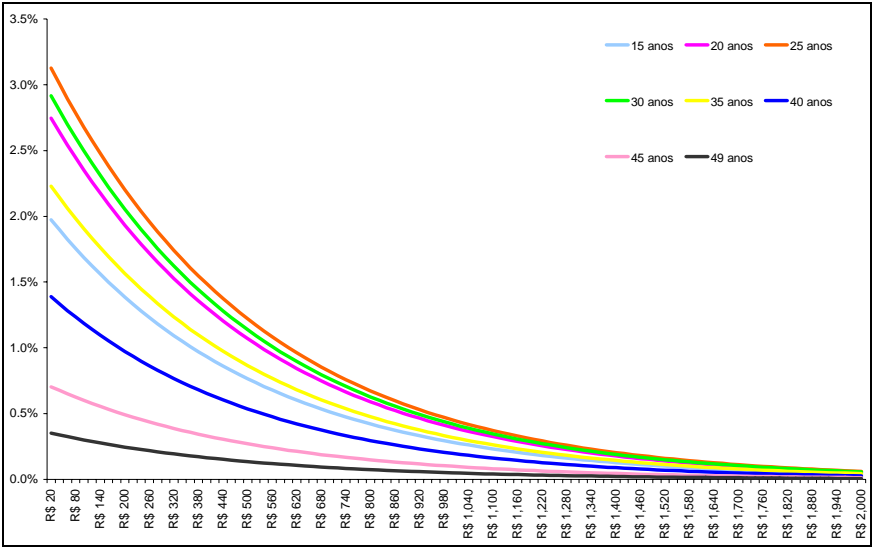


Gráfico 11 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona urbana, 12 anos de educação

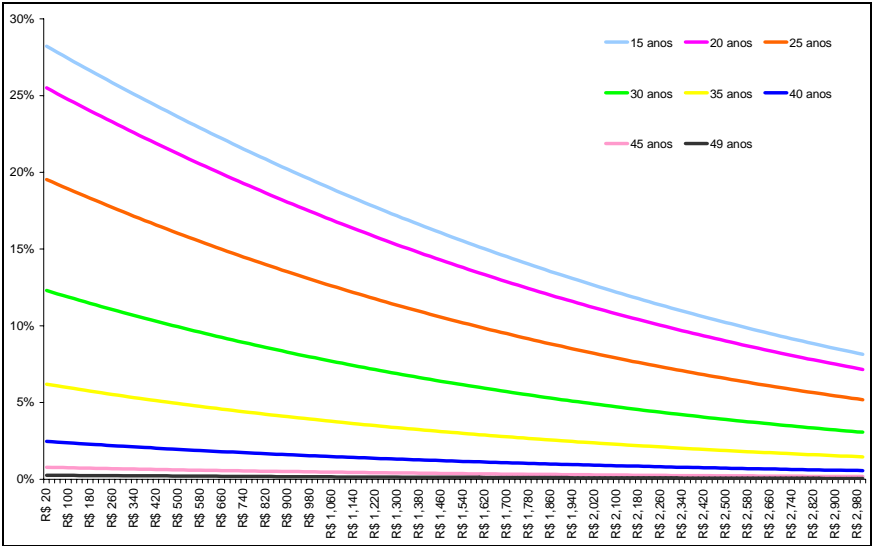


Gráfico 12 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona rural, 12 anos de educação

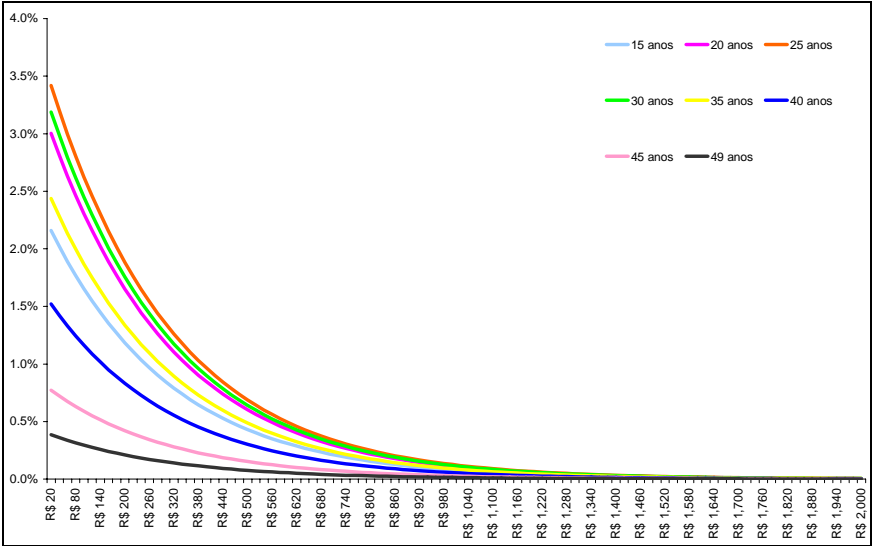
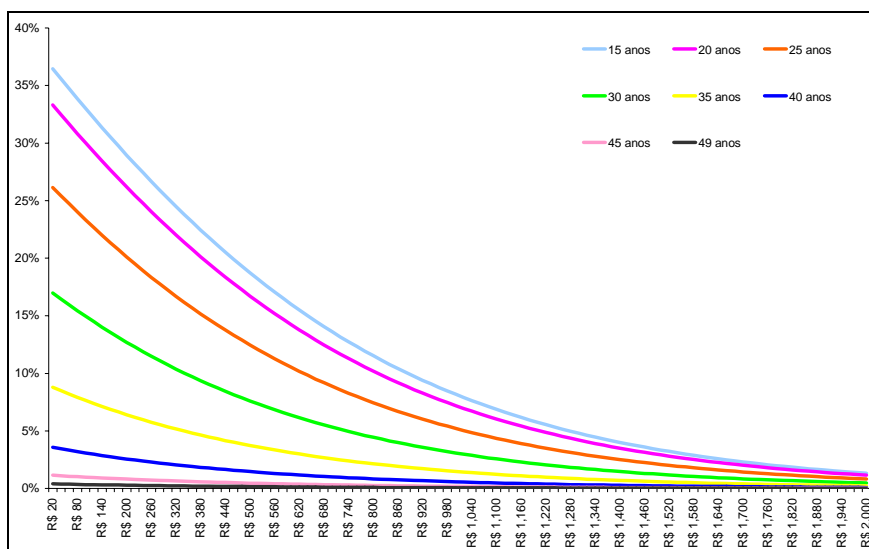


Gráfico 13 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona rural, 12 anos de educação



3.1.2 FIXANDO SITUAÇÃO DO DOMICÍLIO, ESTADO CONJUGAL E RENDA DOMICILIAR PER CAPITA, VARIANDO EDUCAÇÃO E IDADE DA MULHER

O que podemos observar, fixando a situação do domicílio e o estado conjugal, é que o aumento na renda per capita domiciliar causa uma diminuição no nível das curvas, além das mesmas se tornarem mais íngremes nas extremidades. Novamente temos a sequência de idades que apareceu nas análises da seção anterior, tanto para a zona rural quanto para a urbana. A TFT decai mais fortemente, para as idades de 15 e 20 anos, com o aumento da escolaridade, devido às interações no modelo.

Para as mulheres unidas, tanto para a zona urbana quanto para a rural, a fecundidade é alta nas extremidades, ou seja, nas primeiras e ultimas faixas de renda a fecundidade é alta enquanto nas faixas intermediárias a fecundidade é mais baixa. Para as mulheres não unidas, a fecundidade começa no ponto de máximo com 0 anos de estudos e começa a decrescer.

Gráfico 14 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona urbana, R\$50 de renda domiciliar per capita

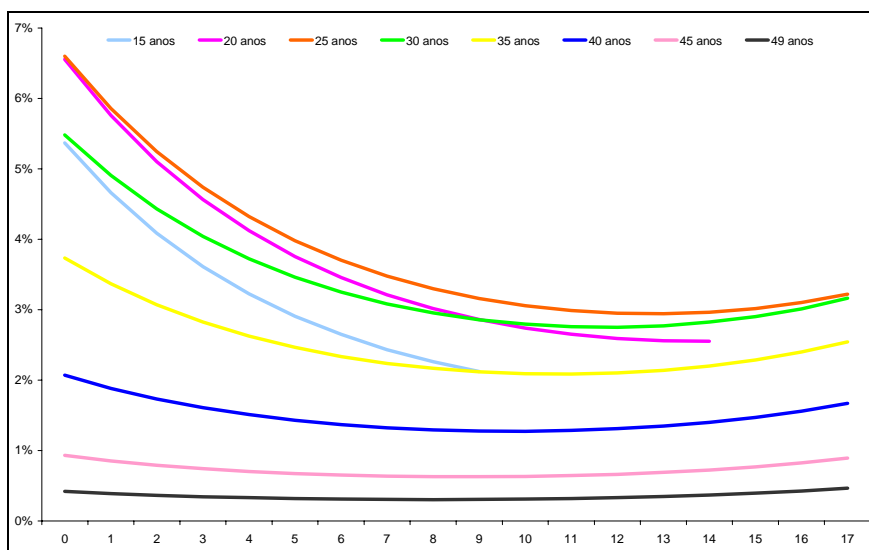


Gráfico 15 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona urbana, R\$50 de renda domiciliar per capita

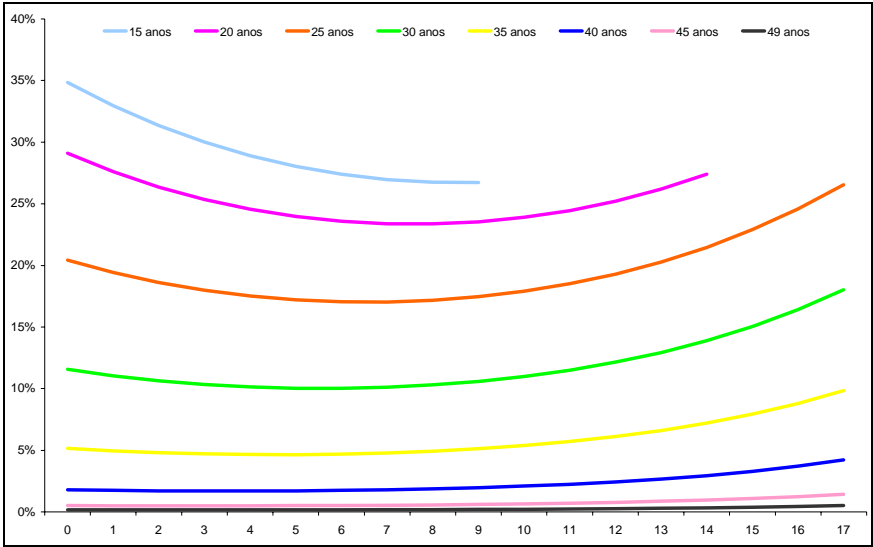


Gráfico 16 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona rural, R\$50 de renda domiciliar per capita

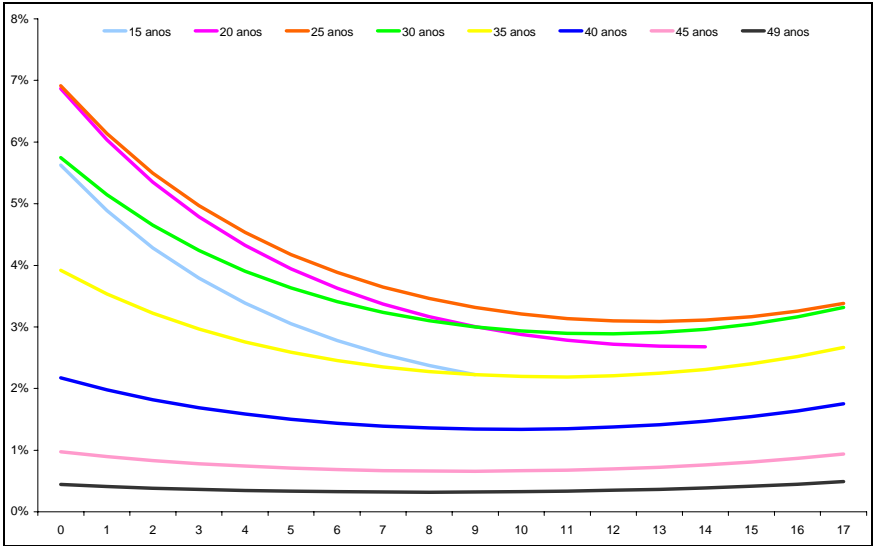


Gráfico 17 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona rural, R\$50 de renda domiciliar per capita

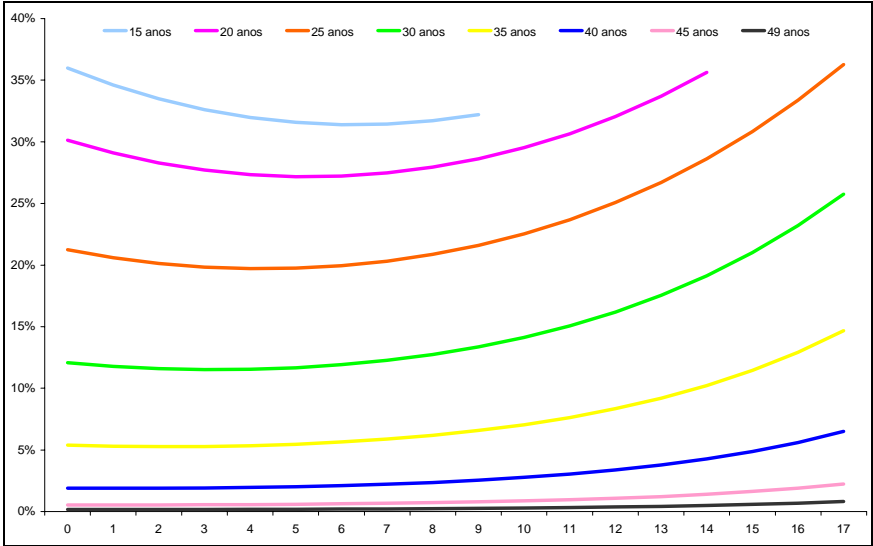


Gráfico 18 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona urbana, R\$250 de renda domiciliar per capita

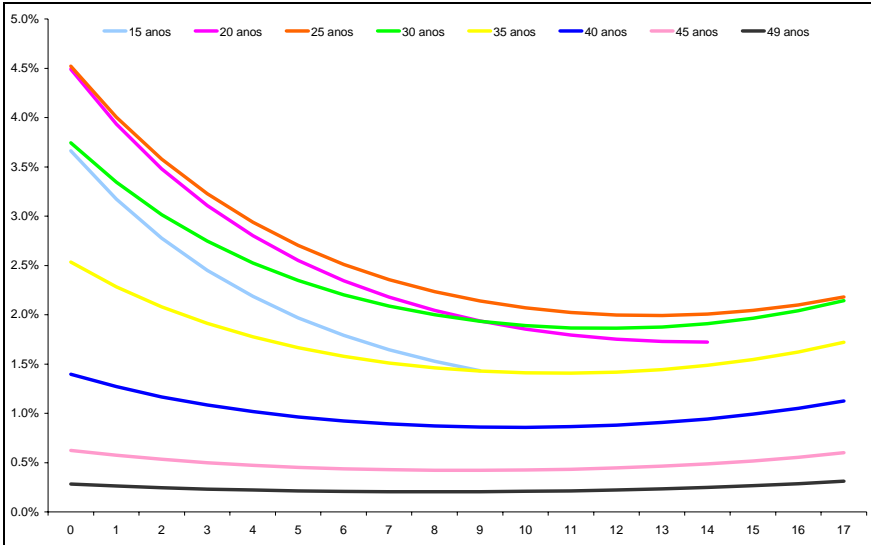


Gráfico 19 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona urbana, R\$250 de renda domiciliar per capita

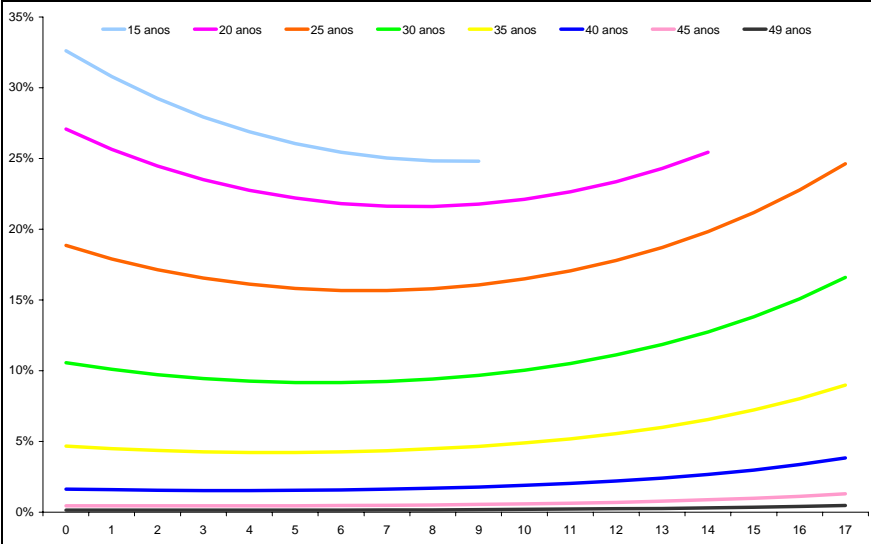


Gráfico 20 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona rural, R\$250 de renda domiciliar per capita

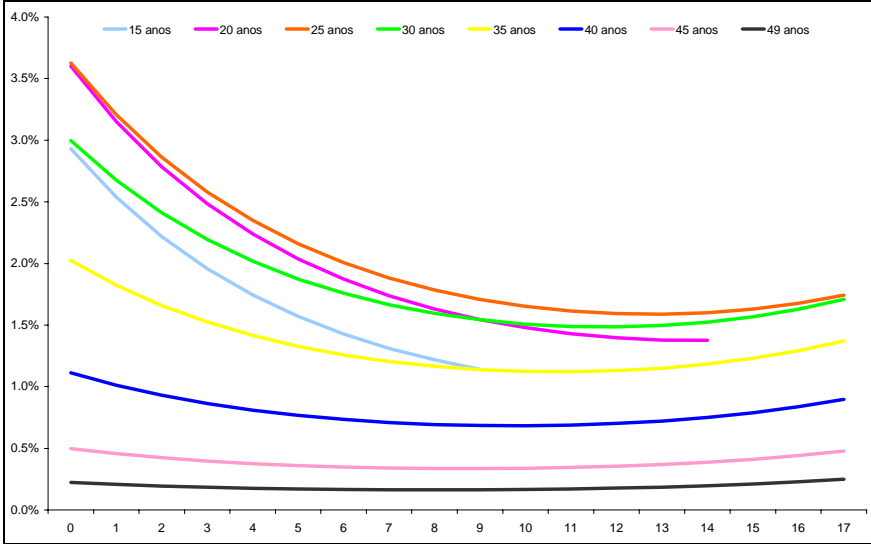


Gráfico 21 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona rural, R\$250 de renda domiciliar per capita

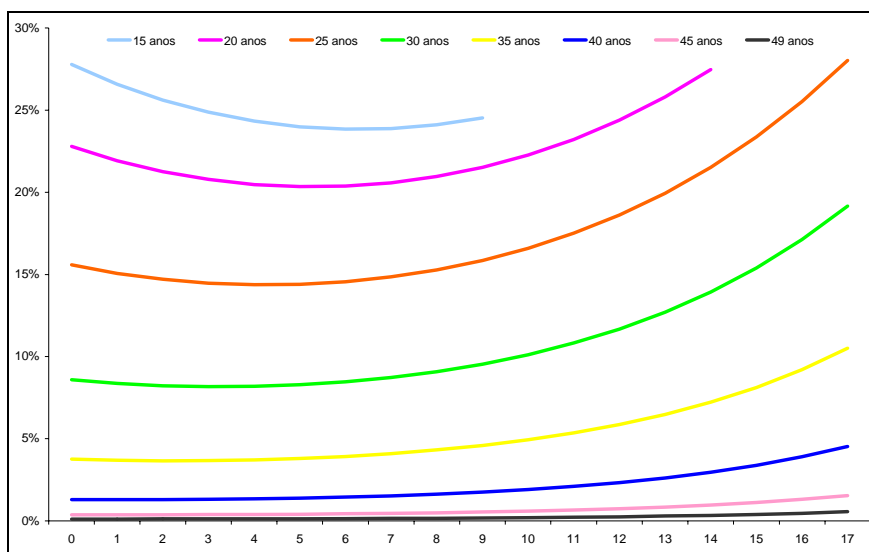


Gráfico 22 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona urbana, R\$1000 de renda domiciliar per capita

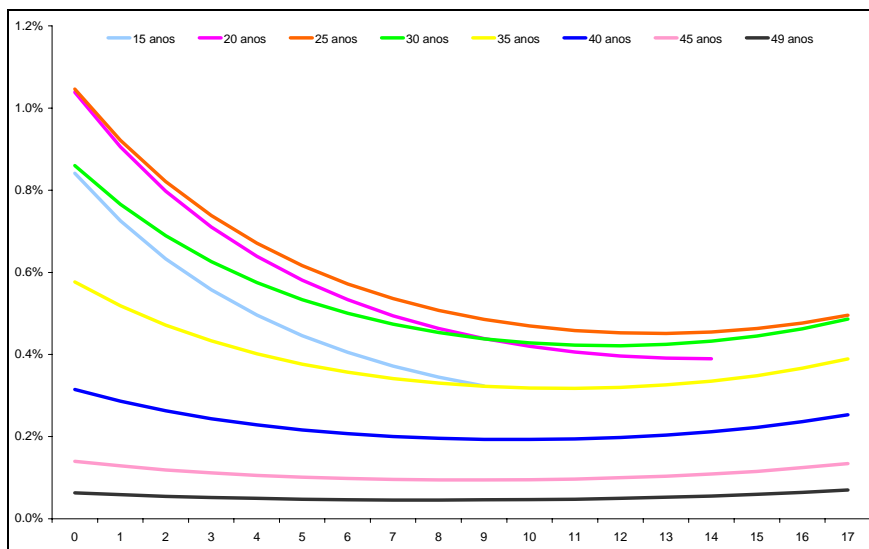


Gráfico 23 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona urbana, R\$1000 de renda domiciliar per capita

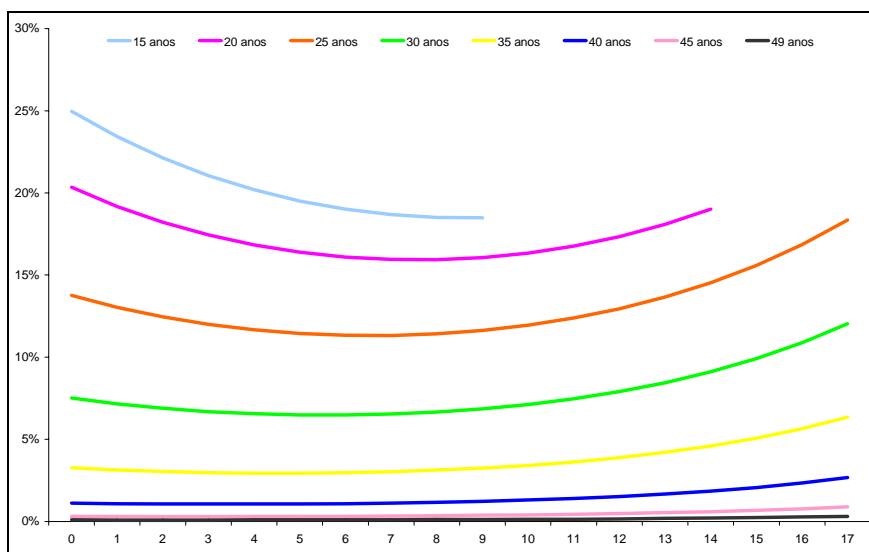


Gráfico 24 - Saída do modelo para mulheres nunca unidas, zona rural, R\$1000 de renda domiciliar per capita

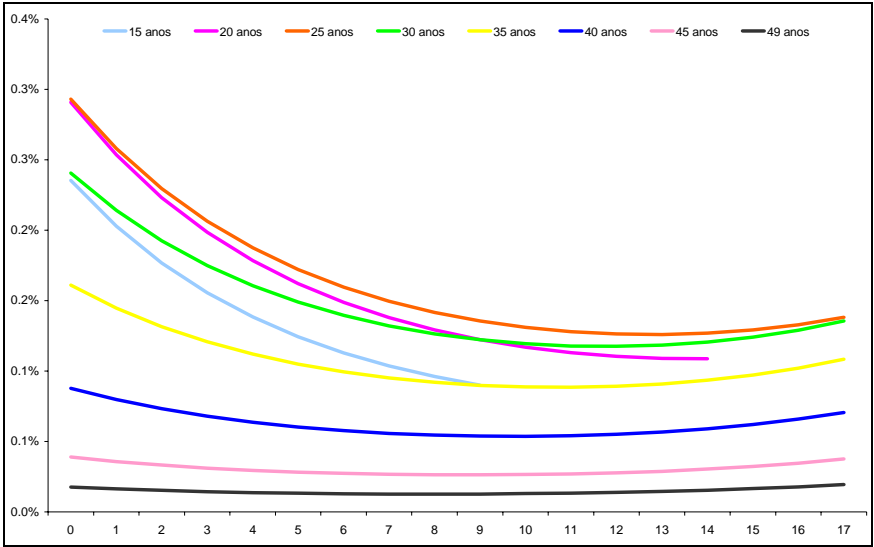
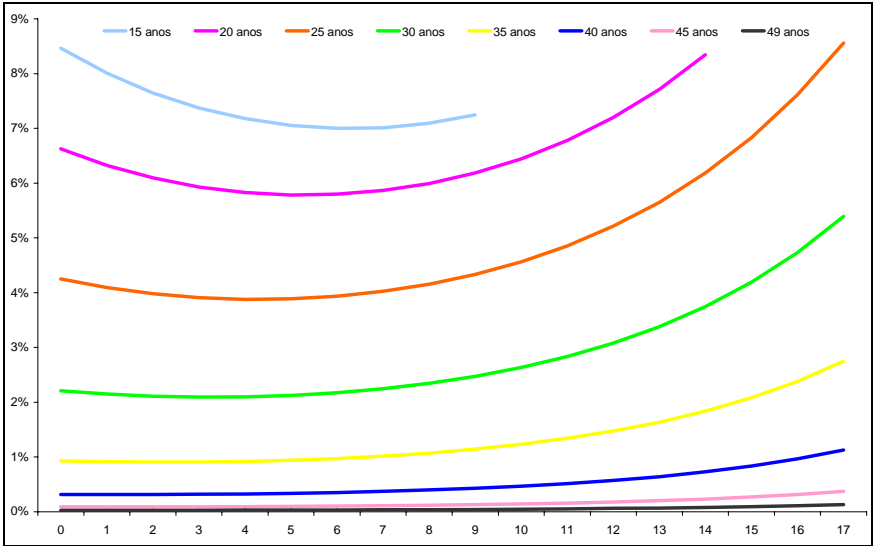


Gráfico 25 - Saída do modelo para mulheres unidas, zona rural, R\$1000 de renda domiciliar per capita



4 CONCLUSÕES

De uma maneira geral, as Taxas de Fecundidade Totais para o Brasil comportam-se como o esperado, ou seja, a urbana menor do que a rural, essa taxa também é maior entre as mulheres unidas, decrescem com o aumento da renda e da escolaridade, esse comportamentos da fecundidade verificada na análise descritiva refletem-se também no modelo ajustado, mas as interações e variáveis ao quadrado aceita nos modelos geram efeitos interessantes quando são observados em detalhe.

O Logit, ajustado para o ano em estudo, incorporou todas as variáveis, além de algumas interações de segunda e terceira ordem. Ainda, as variáveis idade e educação também entraram com seu valor ao quadrado além do valor simples.

No modelo, o aumento da educação deixa as curvas menos íngremes, mas com níveis mais baixos. Para as mulheres de zona rural, a curva das probabilidades de se ter um filho decai de maneira mais íngreme com o aumento da renda domiciliar per capita que a das mulheres da zona urbana.

A fecundidade mostra-se, principalmente marital na análise descritiva para as regiões da federação (as mulheres que nunca viveram em algum tipo de união têm uma TFT muito mais baixa que as atualmente unidas ou que já estiveram unidas em algum instante no passado), quanto na modelagem logística, à exceção da interação da situação conjugal com a situação do domicílio, que na modelagem logística a situação sai do padrão clássico, pois em relação às mulheres nunca unidas na zona rural e urbana, a fecundidade na zona urbana é maior que a rural.

Outro comportamento interessante foi o resultado encontrado para a variável IDADE apresentou sinal positivo, enquanto a variável IDADE2 apresentou um sinal negativo, sugerindo que a probabilidade de ter um filho é inicialmente crescente com a idade, atingindo um ponto máximo e, depois, começa a cair. Isso nos leva a acreditar que a relação entre idade e TFT apresenta padrão de “U” invertido.

Como foi visto, no modelo de regressão logística para o Estado de São Paulo, existem mudanças combinadas significativas na estrutura das variáveis estudadas, ou seja, a escolarização, o rendimento, a situação do domicílio, a situação marital, a idade, e suas interações, influenciam a fecundidade sendo responsáveis por grande parte da alteração no nível do modelo linear generalizado.

BIBLIOGRAFIA

- [1] ALVES, José Eustáquio Diniz e FONSECA, Maria do Carmo. **Determinantes estruturais e institucionais da transição da fecundidade no Brasil**. In: *IX Encontro Nacional de Estudos Populacionais ABEP*. Anais, v. 3, p. 377-92, Caxambu, outubro de 1994.
- [2] _____. **Relação de gênero e transição da fecundidade**. In: *X Encontro Nacional de Estudos Populacionais ABEP*. Anais, v. 3, p. 1455-72, Caxambu, outubro de 1996.
- [3] ARAÚJO, Herton Ellery e CAMARANO, Ana Amélia. **Tendências da fecundidade brasileira no século XX: uma visão estadual**. In: *X Encontro Nacional de Estudos Populacionais ABEP*. Anais, v. 3, p. 1369-90, Caxambu, outubro de 1996.
- [4] ARRUDA, José Maria, RUTENBERG, Naomi, MORRIS, Leo e FERRAZ, Elisabeth Anhel. *Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar Brasil – 1986*. BENFAM e IRD. Rio de Janeiro, dezembro de 1987.
- [5] BEMFAM. **Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde 1996**. Programa de Pesquisas de Demografia e Saúde (DHS) Macro International Inc. março, 1997.
- [6] BONGAARTS, John e POTTER Robert G. Fertility, Biology, and Behavior. **An Analysis of the proximate determinants**. Academic press. London 1983.
- [7] CABRAL, Cristiane da Silva. **Gravidez na adolescência nas camadas populares do Rio de Janeiro: um “problema” de classe ou de geração?** *XIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais ABEP*, Ouro Preto, novembro de 2002.
http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/Com_JUV_ST7_Cabral_texto.pdf. Acessado em 23 de abril de 2003.
- [8] CAMARANO, Ana Amélia. **A hipótese de convergência dos níveis de fecundidade nas projeções populacionais**. In: *São Paulo em Perspectiva*. n. 10 (2), p. 18-25, 1996b.
- [9] CAMARGO, Antonio Benedito Marangoni e YAZAKI, Lucia Mayumi. **A fecundidade recente em São Paulo: abaixo do nível da reposição**. *XIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais ABEP*, Ouro Preto, novembro de 2002.
http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/GT_REP_MR4_Camargo_texto.pdf. Acessado em 23 de abril de 2003.
- [10] CARVALHO, José Alberto Magno de; SAWYER, Diana Oya; RODRIGUES, Roberto do Nascimento. **Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia**. ABEP. *Associação Brasileira de estudos populacionais* 2ª ed., São Paulo, 1998.
- [11] COSTA, Ana Maria. **Planejamento Familiar no Brasil**. Brasília, 2002 (mimeo).
- [12] DEPES/BEMFAM. **Sexualidade e saúde reprodutiva entre jovens mulheres de 15 a 24 anos de idade**. Rio de Janeiro, 1989.
- [13] DOBSON, Annette J. **An Introduction to Statistical Modelling**. London, Chapman and Hall, 1990.

- [14] FARIA, Vilmar Evangelista. **Government policy and fertility regulations: unintended consequences and perverse effects.** In: *Brazilian Journal of Population Studies*. v.1, p. 179-205, Brasília, 1997/1998.
- [15] FRIAS, Luiz Armando de Medeiros e OLIVEIRA, Juarez de Castro. **Níveis, tendências e diferenciais de fecundidade no Brasil a partir da década de 30.** In: *Revista Brasileira de Estudos de População*. V. 8, n. 1/2, p.72-111, Campinas, janeiro/dezembro, 1991.
- [16] _____ e CARVALHO, José Alberto Magno de. **Fecundidade nas regiões brasileiras a partir de 1903: uma tentativa de reconstrução do passado através das gerações.** In: *IX Encontro Nacional de Estudos Populacionais*. Anais, v. 2, p. 23-47, Caxambu, outubro de 1994.
- [17] GOLDANI, Ana Maria. **Família, relações de gênero e fecundidade no Nordeste do Brasil.** In: *Fecundidade, Anticoncepção e Mortalidade Infantil; Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste 1991*. BEMFAM. Rio de Janeiro, p. 57-80, junho de 1994.
- [18] HOFFMANN, Rodolfo. **Distribuição de renda – medidas de desigualdade e pobreza.** EDUSP, São Paulo, 1998.
- [19] HORTA, Cláudia Júlia Guimarães, CARVALHO, José Alberto Magno de e FRIAS, Luís Armando de Medeiros. **Recomposição da fecundidade por geração para o Brasil e regiões: atualização e revisão.** In: *XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Anais, Caxambu, outubro de 2000.
- [20] IBGE. Censo Demográfico 1991. Rio Janeiro, 1995. CD-ROM.
- [21] IBGE. **Censo Demográfico 2000.** Rio Janeiro, 2002. CD-ROM.
- [22] MARTINE, George, CARVALHO, José Alberto Magno de e ARIAS, Alfonse Rodrigues. **Mudanças recentes no padrão demográfico brasileiro e implicações para a agenda social.** In: *Texto para Discussão n. 345*. Rio de Janeiro, IPEA, julho de 1994.
- [23] MERRICK, Thomas W. e BERQUÓ, Elza. **The determinants of Brazil's recent rapid decline in fertility.** In: *Commitee on Population and Demography*. n. 23, Washigton D.C., National Academy Press, 1983.
- [24] MONTEIRO, Mário Francisco Giani. **O Risco de mães de 15 a 29 anos de perderem pelo menos um filho.** *XIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais ABEP*, Ouro Preto, novembro de 2002.
http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/GT_SAL_ST27_Monteiro_texto.pdf. Acessado em 23 de abril de 2003.
- [25] Nações Unidas. **Manual X – Técnicas Indirectas de Estimacion Demografica.** *ESTUDIOS DE POBLACION 81*, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales Internacionales, Nova York, 1986.
- [26] OLALEYE, David O. **Ideal family size: a comparative study of numerical and non-numerical fertility desires of womwn in two sub-saharan african countries.** *DHS Working Papers*. n. 7. Calverton, Maryland, december ,1993.

- [27] PASCOM, Ana Roberta Patí. **Mudanças no comportamento reprodutivo das mulheres brasileiras – um estudo comparativo entre 1986 e 1996.** *Dissertação de mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais*, ENCE/IBGE, julho de 2002.
- [28] PATARRA, Neide L. e OLIVEIRA, Maria Coleta F. A. de. **Transição, transições.** In: *VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Anais, v. 1, p. 17-36, Olinda, 1988.
- [29] PRITCHET, Lant H. **Desired fertility and the impact of population policies.** In: *Population and Development Review*, v. 20, p.1-55, New York, march, 1994.
- [30] RUTSTEIN, Shea O. **Change in the desired number of children: a cross-country cohort analysis of levels and correlates of change.** *DHS Analytical Reports*, n. 9, Calverton, Maryland, 1998.
- [31] SILVA, Nelson V., HENRIQUES, Maria Helena e SOUZA, Amaury. **An analysis of reproductive behavior in Brazil.** In: *Demographic and Health Surveys Further Analysis*. n. 6, 1990.
- [32] VAN DE WALLE, Etienne (1992). **Fertility transition, conscious choice, and numeracy.** In: *Demography*, v. 29, n. 4, p. 487-502.
- [33] WESTOFF, Charles F. **Reproductive preferences: a comparative view.** *Demographic and Health Surveys Comparative Studies n. 3*. Institute for Resource Development/Macro Systems, Inc.,Columbia, Maryland, february, 1991.
- [34] WONG, Laura L. Rodríguez. Apontamentos sobre a tendência da fecundidade no médio prazo considerando as preferências reprodutivas - Brasil/96. In: *XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais – População: Globalização e Exclusão*. Anais, p. 2973-95, Caxambu, outubro de 1998 a.