

# DECLÍNIO DA FECUNDIDADE NO BRASIL E MÉXICO E O NÍVEL DE REPOSIÇÃO: EFEITOS TEMPO, PARTURIÇÃO E QUANTUM

*Adriana de Miranda-Ribeiro<sup>1</sup>*

*Eduardo L.G. Rios-Neto<sup>2</sup>*

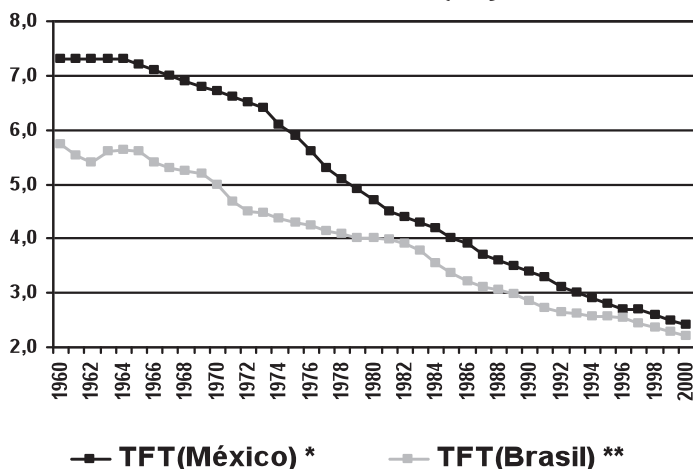
*José Antonio Ortega<sup>3</sup>*

## **Introdução**

Brasil e México passaram, nos últimos 40 anos, por profundas transformações demográficas, principalmente no que se refere à fecundidade. Em 1960, a taxa de fecundidade total (TFT) do México era de 7,3 filhos, em média, por mulher e, em 2000, atingiu 2,4 filhos por mulher. No Brasil, a queda foi menos acentuada, mas também bastante significativa. Em 1960, a TFT era de cerca de 5,7 filhos, em média, por mulher e em 2000 atingiu aproximadamente 2,1 filhos por mulher. O Gráfico 1 mostra que a queda da fecundidade nos dois países se iniciou em meados da década de 1960, em ritmos e níveis diferentes e que, ao final da década de 1990, o número médio de filhos das mulheres brasileiras e mexicanas é muito parecido e próximo do nível de reposição.

Os estudos sobre a transição da fecundidade no Brasil e no México têm se limitado, em grande parte, à análise de medidas tradicionais de fecundidade (taxas de fecundidade específicas por idade, taxas de fecundidade total e idade média da fecundidade). Isso se deve, sobretudo, à baixa qualidade dos registros de nascimentos e à ausência de boas histórias de nascimentos. O uso das medidas tradicionais, no entanto, pode levar a interpretações equivocadas da realidade, uma vez que estas sofrem efeitos das mudanças ocorridas ao longo do tempo. Neste sentido, os pesquisadores têm buscado medidas alternativas e, longe de chegar a um consenso, caminham em diversas direções, na busca de entender o passado, explicar o presente e prever o futuro da fecundidade.

**Gráfico 1**  
**Brasil e México, 1960/2000: Séries históricas de taxas de fecundidade total (TFT).**



Fontes: \* Consejo Nacional de Población, México.  
 \*\* IBGE, Brasil: Censos Demográficos, 1970, 1980, 1991 e 2000.

A busca pela medida ideal ou pelo melhor conjunto de medidas de fecundidade surge da necessidade de se conhecer o processo reprodutivo, enquanto componente essencial da dinâmica demográfica. A importância dessa questão tem aumentado, na medida em que a fecundidade alcança níveis cada vez mais baixos. A preocupação que, outrora, esteve focada no crescimento populacional, tem se voltado para os problemas que baixos níveis de crescimento ou decréscimo populacional prolongados –decorrentes dos baixos níveis de fecundidade– podem causar a uma população.

Os esforços na busca pelas medidas esbarram, muitas vezes, na ausência ou na deficiência de dados. A forma mais simples para mensuração da fecundidade é através da utilização dos registros de nascimentos. No entanto, para grande parte da população mundial, esses registros são imprecisos ou incompletos, o que dificulta a sua estimação. Tal fato, na maioria dos casos, condiciona a mensuração às pesquisas domiciliares e, conseqüentemente, à sua periodicidade, representatividade e às informações disponíveis. Em geral, censos demográficos e outras pesquisas domiciliares possuem quesitos sobre reprodução e figuram como as principais –às vezes as únicas– fontes de informação. Neste sentido, da sua exploração depende a qualidade das informações e a extensão do conhecimento da realidade.

A partir da década de 1960, os avanços tecnológicos facilitaram o desenvolvimento de técnicas – ou metodologias – baseadas em uma forma diferente de manipulação dos dados censitários e que produzem bancos de dados a partir dos quais é possível o cálculo de algumas medidas de fecundidade. Dentre essas técnicas, destacam-se duas, que propõem a reconstrução de histórias de nascimentos a partir de dados censitários (Miranda-Ribeiro, 2007). Além de permitir o cálculo de um amplo leque de indicadores, a base de dados composta pelas histórias de nascimentos das mulheres enumeradas no censo permite a construção de séries históricas de indicadores, que os dados, da forma como se apresentam, não permitem.

Um exemplo é a série histórica das intensidades, definidas como a razão entre o número de nascimentos de ordem  $i$  e o número de mulheres de parturição  $i-1$ , sempre controlando pela idade da mulher. Esta série histórica, por sua vez, permite a aplicação do modelo proposto por Köhler e Ortega (Ortega e Köhler, 2002). Desenvolvido a partir de críticas ao modelo de Bongaarts & Feeney (Bongaarts e Feeney, 1998), o modelo de Köhler e Ortega decompõe os efeitos sobre a fecundidade de período em três componentes: efeito tempo, resultante das mudanças na idade média da fecundidade; efeito parturição, decorrente das mudanças na composição por parturição da função de fecundidade; e quantum, relacionado ao nível da fecundidade.

O objetivo principal deste artigo é aplicar o modelo desenvolvido por Köhler & Ortega aos dados censitários de Brasil e México, na busca por um entendimento diferenciado do processo de declínio da fecundidade nestes países. A análise das mudanças será feita a partir das séries históricas do efeito tempo, quantum e efeito parturição, para um período de 15 anos (1986 a 2000, para o Brasil e 1985 a 1999, para o México). Como objetivo específico, pretende-se aplicar uma metodologia de reconstrução de história de nascimentos aos dados censitários dos dois países.

Os dados necessários para a aplicação do modelo são retirados das histórias de nascimentos reconstruídas a partir dos microdados dos Censos Demográficos de 2000 de Brasil e México.<sup>4</sup> Foi utilizada a metodologia de reconstrução das histórias de nascimentos baseada em um processo de pareamento, que está descrita em Miranda-Ribeiro (2007:44).

### **Antecedentes: modelo de Bongaarts & Feeney**

Apesar de conceitualmente diferentes, a lógica da definição do efeito tempo está fortemente relacionada à idéia de ‘translação demográfica’, introduzida por Ryder (1964, 1980) e desenvolvida posteriormente por Foster (1990), Calot (1992) e Keilman (1994, 2001). A translação demográfica está relacionada à transformação de medidas de fecundidade de coorte em medidas de fecundidade de período e vice-versa. O conceito desenvolvido por Bongaarts e Feeney (1998) não está relacionado a trans-

formação alguma, mas diz respeito às variações ocorridas na idade média da fecundidade, durante o período em que a taxa de fecundidade total (TFT) é medida.

Essas variações na idade média da fecundidade provocam mudanças nas TFT medidas durante o período. Na tentativa de mensurar as mudanças na TFT, Bongaarts e Feeney desenvolvem um modelo –modelo B-F–, que tenta remover da TFT as distorções causadas pelas mudanças na idade média da fecundidade (Bongaarts e Feeney, 1998). Esse modelo propõe o cálculo de uma nova TFT, ajustada às mudanças na idade média da fecundidade ( $TFT_{ajust}$ ), que representa o valor de TFT que seria observado, não fossem as mudanças na idade média da fecundidade. Os autores definem ‘efeito tempo’ como sendo as mudanças na idade média da fecundidade e ‘quantum’ como sendo a TFT que seria observada, na ausência do efeito tempo, durante o período no qual a taxa é medida.

A  $TFT_{ajust}$  é calculada como sendo a soma das  $TFT_{i,ajust}$  para cada ordem de nascimento,  $i$ :

$$TFT_{ajust} = \sum TFT_{i,ajust} \quad (\text{Equação 1})$$

As  $TFT_{i,ajust}$  são calculadas a partir da Equação 2:

$$TFT_{i,ajust} = \frac{TFT_{i,obs}}{(1 - r_i)} \quad (\text{Equação 2}),$$

na qual  $TFT_{i,obs}$  é a taxa de fecundidade total observada para a ordem de nascimento  $i$ , e  $r_i$  é a variação anual da idade média da fecundidade para aquela ordem de nascimento.

O desenvolvimento do modelo K-O foi motivado pelas críticas ao modelo B-F. As duas principais críticas referem-se ao fato de os autores desconsiderarem os diferenciais de coorte na mudança da idade média da fecundidade e ao fato de usarem medidas inadequadas na aplicação do modelo (Van Imhoff e Keilman, 2000).

A primeira crítica diz respeito, especificamente, ao valor de  $r_i$  utilizado. Este valor pressupõe que a mudança na idade média da fecundidade durante o ano, para uma determinada ordem de nascimento, é igual para todos os grupos etários. Tal pressuposto sugere que mulheres de diferentes idades e coortes, que tiveram um filho de determinada ordem durante um ano, adiantaram ou adiaram este filho na mesma quantidade de tempo. Em outras palavras, o valor único de  $r_i$  pressupõe que a função de fecundidade foi constante durante o período. Van Imhoff e Keilman (2000) e Kohler e Philipov (2000) mostram empiricamente que essa suposição de constância é violada, o que implica que mudanças de tempo no período são dependentes da coorte e, além do mais, que um quantum de período puro, tal qual propõem Bongaarts e Feeney (1998), é um conceito insustentável. A segunda crítica diz respeito ao fato de o modelo utilizar taxas

de fecundidade específicas por idade (TEF), cujo denominador contém todas as mulheres de determinado idade ou grupo etário, independente de sua parturição. Assim, as taxas de fecundidade empregadas por B-F não são medidas de exposição ou risco, mas simples frequências; quando frequências de período são somadas para todas as idades, o resultado não pode ser interpretado como um indicador de quantum apropriado (Van Imhoff e Keilman, 2000). Os críticos citam como exemplos casos em que a TEF de primeira ordem excede a unidade, o que, na lógica, seria impossível. O que ocorre nestes casos tem duas possíveis explicações. A primeira é a distorção de tempo, a qual o modelo B-F procura ajustar. A segunda diz respeito ao fato de que, ao somar frequências, assume-se que a proporção de mulheres sem filhos ao final de um intervalo de idade é igual à proporção de mulheres sem filhos do início do intervalo seguinte, o que não é necessariamente o caso, uma vez que os intervalos de idade se referem a diferentes coortes. Quanto maiores as mudanças no tempo, mais diferentes são as proporções por idade. Assim, o uso de taxas específicas de fecundidade exagera os efeitos das distorções de tempo.

O modelo K-O busca dissociar os efeitos sobre a fecundidade de período em três componentes, a partir da utilização das funções de intensidades e da introdução da variância das funções de fecundidade – conceito desenvolvido por Kohler e Philipov (2001). As vantagens na utilização de intensidades residem nos fatos de refletirem a probabilidade instantânea de que uma mulher de determinada parturição tenha um filho (Hoem, 1976) e de serem independentes do comportamento reprodutivo anterior (Ortega e Kohler, 2002).

### Modelo de Köhler & Ortega

O primeiro passo para a aplicação do modelo K-O é o cálculo das funções de intensidade, que podem ser extraídas do banco de dados de histórias de nascimentos. São necessárias funções para um período de, no mínimo, cinco anos, já que alguns parâmetros são calculados interativamente. Quanto maior o período, melhor o ajuste dos parâmetros. O banco de dados das histórias de nascimentos reconstruídas a partir dos dados censitários fornece uma série histórica de intensidades por um período de quinze anos. As intensidades são calculadas conforme a Equação 3:

$$m_c(a) = \frac{B_c(a)}{E_c(a)} \quad (\text{Equação 3}),$$

na qual  $B_C(a)$  são os nascimentos de filhos de mulheres de idade  $a$  e classe  $c$  e  $E_c(a)$  é o número de mulheres de idade  $a$  e da classe  $c$ . Do mesmo modo, o banco de dados permite o cálculo de uma série de taxas específicas de fecundidade por ordem de nascimento –as incidências– de acordo com a Equação 4:

$$f_c(a) = \frac{B_c(a)}{E(a)} \quad (\text{Equação 4}),$$

na qual  $B_c(a)$  são os nascimentos de mulheres de idade  $a$  e classe  $c$  e  $E(a)$  é o número de mulheres de idade  $a$ . A relação entre as taxas de incidência e intensidade é dada pela Equação 5:

$$f_c(a) = \frac{B_c(a)}{E(a)} = \frac{E_c(a) B_c(a)}{E(a) E_c(a)} = \frac{E_c(a)}{E(a)} m_c(a) \quad (\text{Equação 5}),$$

A variação da idade média da fecundidade, segundo a ordem de nascimento e a idade da mulher, é dada pela Equação 6:

$$r_j(a) = \gamma_j + \delta_j(a - \bar{a}_j) \quad (\text{Equação 6}),$$

na qual  $\gamma_j$  e  $\delta_j$  são os parâmetros gama e delta, calculados iterativamente por um processo descrito em Kohler e Philipov (2001). Gama é a mudança na idade média da fecundidade, ao passo que delta é a mudança no logaritmo do desvio padrão. O parâmetro  $\bar{a}_j$  é a idade média da função ajustada de fecundidade. As funções ajustadas de intensidade e incidência são dadas pelas Equações 7 e 8, respectivamente:

$$m_j'(a) = \frac{m_j(a)}{1 - r_j(a)} \quad (\text{Equação 7})$$

e

$$f_j'(a) = \frac{f_j(a)}{1 - r_j(a)} \quad (\text{Equação 8}).$$

As taxas de fecundidade total,  $TFT_C$  e  $TFT$ , são calculadas segundo as Equações 9 e 10:

$$TFT_C = \sum_a f_c(a) \quad (\text{Equação 9})$$

e

$$TFT = \sum_c TFT_c = \sum_a f(a) \quad (\text{Equação 10}).$$

Medidas derivadas de tábuas de vida são capazes de eliminar os efeitos de composição das medidas de período. No caso da fecundidade, esses efeitos de composição estão relacionados à distribuição das mulheres segundo a parturição. Por isso, o modelo K-O propõe, como passo seguinte, a construção de uma tábua de fecundidade. Para tanto, as intensidades são transformadas em probabilidades de ter um nascimento, de acordo com a Equação 11:

$$q_j(a) = 1 - \exp[-m_j(a)] \quad \text{(Equação 11)}$$

A partir das probabilidades da Equação 11, são calculadas outras medidas da tábua de fecundidade. A Equação 12 mostra como é calculado o número de nascimentos de ordem  $j$ , de mulheres de idade  $a$ ,  $b_j(a)$ :

$$b_j(a) = D_j(a)q_j(a) \quad \text{(Equação 12),}$$

na qual  $D_j(a)$  é o número de mulheres de idade  $a$  e parturição  $j$ . Um processo iterativo que utiliza as Equações 12 e 13 calcula o número de mulheres e de nascimentos.

$$D_j(a+1) = D_j(a) - b_j(a) + b_{j-1}(a) \quad \text{(Equação 13)}$$

Para o último grupo de parturição,  $J$ , que inclui as ordens de nascimento  $J$  e as maiores que  $J$ , o número de nascimentos e de mulheres é calculado segundo as fórmulas das Equações 14 e 15.

$$b_J(a) = D_J(a)f_J(a) \quad \text{(Equação 14)}$$

e

$$D_J(a+1) = D_J(a) + b_{j-1}(a) \quad \text{(Equação 15)}$$

O número de mulheres na condição inicial da tábua de fecundidade (raiz), de idade  $\alpha$  e parturição  $j=0$ , é igual a  $N$ . À exata idade  $\alpha$  e parturição  $j>0$ , o número de mulheres é nulo. O número médio de nascimentos de mulheres da coorte sintética é definido pela Equação 16:

$$b_{j1,j2}(a_0, a_1) = \sum_{a=a_0}^{a_1} \sum_{j=j_1}^{j_2} b_j(a) \quad \text{(Equação 16)}$$

Da tábua de fecundidade por idade e parturição é possível, ainda, extrair a fecundidade completa, a partir da fórmula da Equação 17. Essa medida é também denominada “taxa de fecundidade total específica por idade e parturição” (PATFR). Quando a PATFR é construída a partir das intensidades ajustadas, é livre dos efeitos tempo e parturição, ou seja, é uma medida de quantum puro. Essa medida é denominada PATFR<sub>AJUSTADA</sub>.

$$PATFR = b_{0,J}(\alpha, \omega) / N = b_{0,J}(\alpha) / N \quad \text{(Equação 17)}$$

A PATFR<sub>AJUSTADA</sub> é utilizada para a mensuração do efeito parturição, a partir da comparação com a TFT<sub>AJUSTADA</sub>. Para calcular a TFT<sub>AJUSTADA</sub>, as intensidades ajustadas,  $m_j(a)$ , são convertidas em incidências (ajustadas). Este procedimento leva a um resultado análogo ao do modelo B-F, com a diferença que, neste caso, a inferência sobre o efeito tempo fun-

damenta-se em uma sólida base metodológica e utiliza valores de 'r' diferentes para cada idade, dentro de uma mesma ordem de nascimento.

As medidas calculadas permitem que se estime a distorção causada na medida de fecundidade pelos efeitos tempo (r) e parturição (d), a partir das Equações 18 e 19. Efeito tempo negativo implica que a  $TFT_{OBSERVADA}$  é maior que a  $TFT_{AJUSTADA}$ , ou seja, houve uma redução na idade média da fecundidade (as mulheres adiantaram o nascimento dos filhos) e isso levou a um aumento no valor da TFT no período. O efeito tempo positivo provoca um efeito contrário.

A interpretação do efeito parturição é o oposto à do efeito tempo. O sinal positivo implica em  $TFT_{AJUSTADA}$  maior que a  $PATFR_{AJUSTADA}$ , ou seja, favorece a uma fecundidade observada maior do que seria, na ausência do efeito. A interpretação de um efeito parturição negativo é o oposto.

$$r = 1 - \frac{TFT_{OBSERVADA}}{TFT_{AJUSTADA}} \quad (\text{Equação 18})$$

$$d = \frac{TFT_{AJUSTADA}}{PATFR_{AJUSTADA}} - 1 \quad (\text{Equação 19})$$

## Resultados

### ***Brasil e México, Censo Demográfico 2000: Reconstrução de Histórias de Nascimento.***

A metodologia de reconstrução de histórias de nascimentos baseada em processo de pareamento (*matching*) – HNM – foi aplicada aos dados dos Censos Demográficos de 2000 de Brasil e México. De acordo com Miranda-Ribeiro (2007), esta metodologia apresentou bons resultados na aplicação aos dados brasileiros. Em linhas gerais, a metodologia consiste em buscar, no universo de histórias de nascimentos completas, aquela que mais se aproxima da história de nascimentos parcial, com base na comparação de algumas variáveis. A história de nascimentos completa que possui a maior associação com a história de nascimentos parcial determina as variáveis que são imputadas na história de nascimentos incompleta, de modo a torná-la completa. O objetivo da aplicação da metodologia foi o de produzir bancos de dados de histórias de nascimentos completas para os dois países, por um período de 15 anos, anteriores à realização dos censos. Bancos de dados de histórias de nascimentos permitem o cálculo de uma série de indicadores que os dados censitários, da forma como se apresentam, não permitem calcular. Dentre esses indicadores, estão as funções de intensidades, essenciais para a aplicação do modelo K-O.

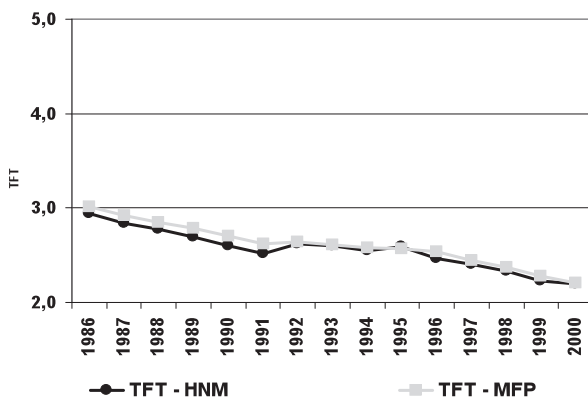


Para checar a qualidade dos bancos de dados das histórias de nascimentos, as séries de TFT geradas pelas histórias de nascimentos foram comparadas a outras séries de TFT. Para o Brasil, utilizou-se a série de TFT gerada pela aplicação do Método dos Filhos Próprios (MFP),<sup>5</sup> apresentada em Miranda-Ribeiro (2007). Para o México, utilizou-se a série de TFT disponibilizada pelo CONAPO (2000). Embora a metodologia de reconstrução de histórias de nascimentos não tenha como objetivo principal a construção de séries de TFT, a determinação destas séries deve ser o primeiro passo para a definição da qualidade dos dados. Se as TFT produzidas pelas histórias de nascimentos estiverem próximas dos valores esperados, é maior a chance de que outras medidas que as histórias de nascimentos permitem calcular também estejam. Os Gráfico 2 e 3 e a Tabela 1 mostram os resultados da comparação das séries para Brasil e México.

O Gráfico 2 apresenta as séries de TFT geradas para o Brasil. Observa-se que as curvas HNM e MFP são sobrepostas durante todo o período, o que indica que a metodologia HNM foi eficiente na reconstrução das histórias de nascimentos das mulheres enumeradas no censo. Ser eficiente, neste caso, significa ter recuperado satisfatoriamente os filhos faltantes. Um teste estatístico mostrou que a diferença entre as médias das curvas não é estatisticamente significativa. Utilizou-se o teste-t de Student, que compara médias de amostras independentes, com nível de significância de 5%.

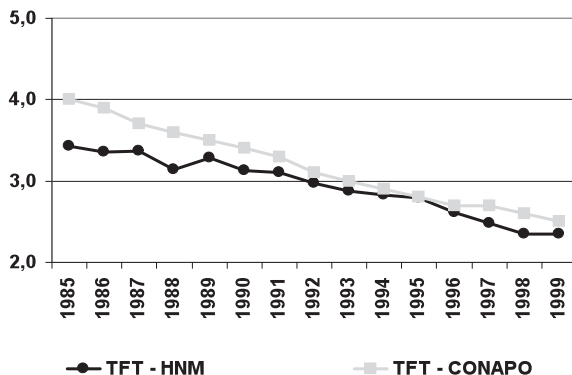
O Gráfico 3 mostra os resultados para o México. Neste caso, observa-se que as curvas não concordam tão bem quanto no caso brasileiro, principalmente até 1988, quando a diferença das TFT chega a 0,5 filhos. A diferença é maior no início da série e, a partir de 1989, os resultados são satisfatórios. Do mesmo modo que ocorre para os resultados do Brasil, o teste-t de Student mostrou que a diferença entre as médias das curvas HNM-CONAPO não é estatisticamente significativa, o que valida a aplicação da metodologia para os dados mexicanos.

**Gráfico 2**  
**Brasil, 1986-2000: séries históricas de TFT geradas pela aplicação da HNM e do MFP.**



Fonte: IBGE, Brasil: Censo Demográfico, 2000.

**Gráfico 3**  
**México, 1985-1999: séries históricas de TFT gerada pela aplicação da HNM e do CONAPO.**



Fontes: Consejo Nacional de Población, México.  
 IPUMS-International: Censo Demográfico do México, 2000.

A Tabela 1 apresenta os valores das TFT para os 15 anos anteriores aos Censos Demográficos de Brasil e México. Para o Brasil, considera-se que os nascimentos ocorridos nos 12 meses anteriores ao Censo ocorreram durante o ano 2000 e, para o México, considera-se que esses nasci-

mentos ocorreram em 1999. Daí decorre a diferença temporal no início e final das séries.

**Tabela 1**  
**Brasil e México, 1985-2000: séries históricas de TFT geradas pela HNM, MFP e disponibilizadas pelo CONAPO.**

Período \ País	Brasil		México	
	HNM	MFP	HNM	CONAPO
1985	-	-	3,42	4,00
1986	2,94	3,01	3,36	3,90
1987	2,83	2,92	3,37	3,70
1988	2,78	2,85	3,14	3,60
1989	2,69	2,79	3,28	3,50
1990	2,60	2,71	3,13	3,40
1991	2,51	2,62	3,10	3,30
1992	2,63	2,64	2,97	3,10
1993	2,61	2,61	2,87	3,00
1994	2,55	2,58	2,83	2,90
1995	2,59	2,57	2,79	2,80
1996	2,47	2,54	2,61	2,70
1997	2,41	2,45	2,48	2,70
1998	2,33	2,37	2,34	2,60
1999	2,22	2,28	2,35	2,50
2000	2,20	2,21	-	-

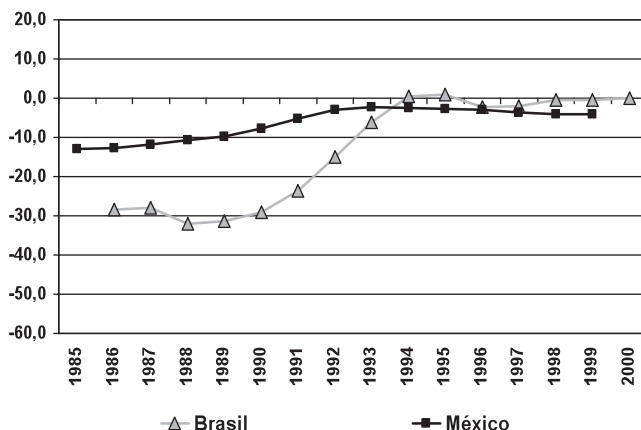
Fontes: \* Consejo Nacional de Población, México.

\*\* IBGE, Brasil: Censo Demográfico, 2000.

### **Brasil e México: efeitos tempo, parturição e quantum.**

Os resultados da aplicação do Modelo K-O aos dados de Brasil e México são apresentados nos Gráficos 4 a 7 e indicam que o comportamento do efeito parturição nos dois países, tanto na forma das curvas quanto no nível, é semelhante. O efeito tempo, embora um pouco diferenciado no início do período de análise, indica que os dois países se encontram na mesma fase da transição da fecundidade.

**Gráfico 4**  
**Brasil e México, 1985-2000: Efeito TEMPO (%) sobre a fecundidade.**



Fontes: IBGE: Censo Demográfico, 2000.

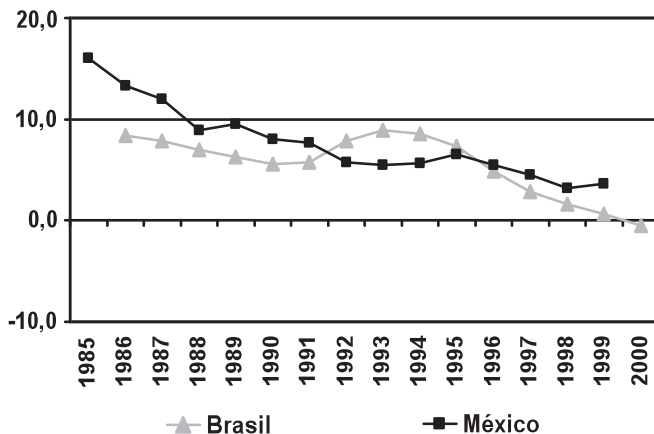
IPUMS-International: Censo Demográfico do México, 2000.

O efeito tempo (Gráfico 4) no Brasil é negativo e decrescente até o início da década de 1990; a partir deste momento, ele é praticamente nulo. Para o México, o efeito tempo é também negativo e decrescente até início da década de 1990 e bastante baixo (ainda negativo), abaixo de 5%, a partir de 1993. Efeito tempo negativo contribui para um aumento na  $TFT_{OBSERVADA}$ . Isso implica que, não fossem as mudanças na idade média da fecundidade (no caso de Brasil e México, queda da idade média da fecundidade) a  $TFT_{OBSERVADA}$  seria menor. Em outras palavras, sob efeito tempo negativo, a  $TFT_{OBSERVADA}$  está inflada por um volume de nascimentos decorrentes do adiantamento da idade de ter filhos. Os valores do efeito tempo mostrados no Gráfico 4 podem ser interpretados, também, como a proporção de nascimentos a mais (no caso de efeito tempo negativo) observados na população no ano em questão. Por exemplo, no Brasil, em 1990, houve cerca de 30% de nascimentos “extras”, enquanto no México a proporção foi de cerca de 9%. Ao final do período de análise, o efeito tempo nulo no Brasil indica que as mulheres não estão adiantando e nem adiando o nascimento de seus filhos, ou seja, não está sendo observada uma mudança na idade média da fecundidade. No México, o valor do efeito tempo indica que ainda ocorrem “nascimentos extras”, cerca de 5%. A interpretação para o efeito tempo positivo é oposta à do efeito tempo negativo.

O efeito parturição (Gráfico 5) é positivo e decrescente durante o período de análise, tanto para o Brasil quanto para o México (exceto para

o Brasil em 2000). A interpretação do efeito parturição sobre a  $TFT_{OBSERVADA}$  é oposta à do efeito tempo. Isso significa que um efeito parturição positivo contribui para um aumento da  $TFT_{OBSERVADA}$ . O efeito parturição mostrado no gráfico também pode ser interpretado como uma proporção de nascimentos a mais, ocorridos durante o ano. Assim, em 1996, cerca de 5% de nascimentos “extras” inflaram a fecundidade naquele ano nos dois países. No Brasil, ao final do período, o efeito parturição é praticamente nulo, ao passo que no México mantém-se em torno de 4%.

**Gráfico 5**  
**Brasil e México, 1985-2000: Efeito PARTURIÇÃO (%)**  
**sobre a fecundidade**

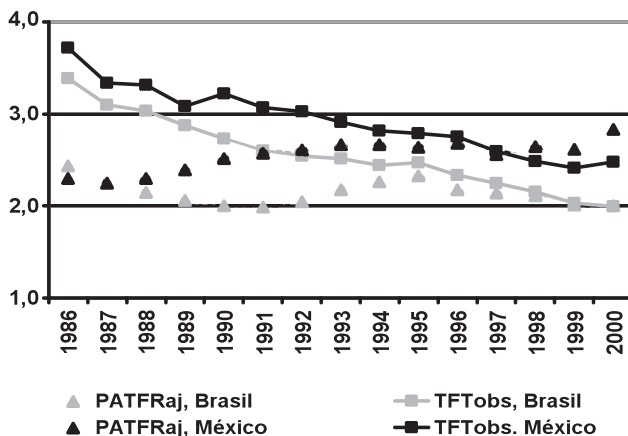


Fontes: IBGE: Censo Demográfico, 2000.

IPUMS-International: Censo Demográfico do México, 2000.

Conforme mostrado nos Gráficos 4 e 5, os efeitos tempo e parturição no Brasil e no México atuaram no mesmo sentido (ou seja, contribuíram para um aumento da  $TFT_{OBSERVADA}$ ) durante praticamente todo o período de análise. Na composição de uma medida de fecundidade livre dos efeitos tempo e parturição – a  $PATFR_{AJUSTADA}$  –, um efeito reforçou o outro, resultando em uma diferença entre as duas medidas maior no início e decrescente ao longo do período de análise, conforme mostra o Gráfico 6. Para o Brasil, a partir de meados da década de 1990 a  $TFT_{OBSERVADA}$  é praticamente igual à  $PATFR_{AJUSTADA}$ , porque os dois efeitos são praticamente nulos. Para o México, ao final do período de análise ainda é possível observar uma diferença entre a medida observada e a medida de quantum pura devida, principalmente, ao efeito parturição.

**Gráfico 6**  
**Brasil e México, 1985-2000: PATFR<sub>AJUSTADA</sub> e TFT<sub>OBSERVADA</sub>**



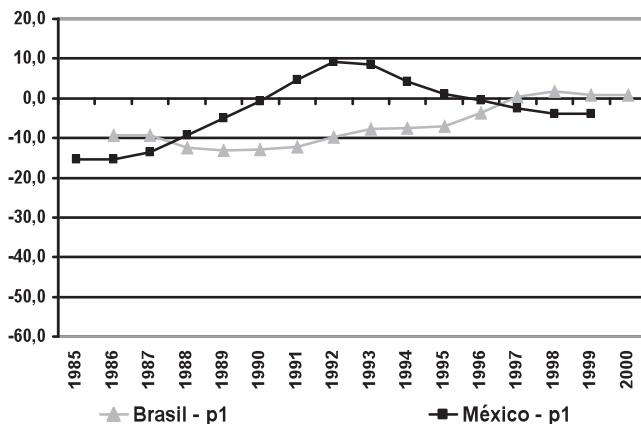
Fontes: IBGE: Censo Demográfico, 2000.

IPUMS-International: Censo Demográfico do México, 2000.

Os Gráfico 4 e 5 mostraram os efeitos tempo e parturição para todas as ordens de nascimento. Apesar de fornecerem um panorama geral desses efeitos, eles não permitem análises mais aprofundadas, porque estão enviesadas pelo que ocorre nas diversas ordens de nascimento. A chave para essa questão reside na análise desses efeitos segundo a ordem de nascimento e, em contextos de baixa fecundidade, segundo as primeiras ordens de nascimento. Os Gráfico 7 a 10 mostram os resultados dos efeitos tempo e parturição no Brasil e no México, para a primeira e segunda ordens de nascimento.

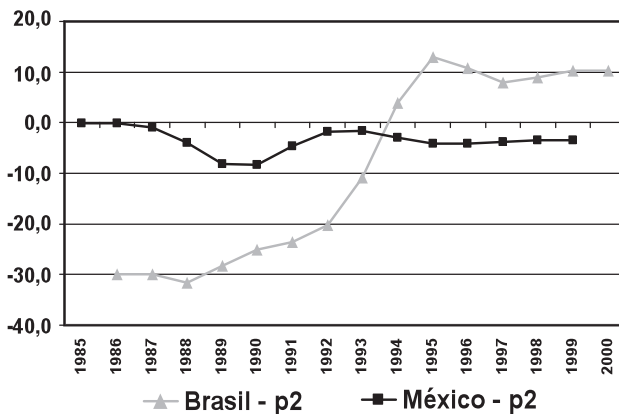
O efeito tempo da primeira ordem de nascimento (Gráfico 7) no Brasil tem duas fases de estabilidade, a primeira no início da série, próxima de 10% e outra no final da série, em torno de zero. O fato de este efeito ser negativo durante grande parte do período indica que as mulheres brasileiras, no geral, adiantaram o nascimento do primeiro filho. Ao final do período, o efeito nulo indica que não está havendo mudanças na idade média do nascimento do primeiro filho. No México, o efeito tempo é negativo e decrescente entre 1986 e 1990, passa a ser positivo entre 1991 e 1995 e volta a ser negativo (e baixo) a partir de 1996. O efeito tempo positivo entre 1991 e 1995 indica um período de postergação do nascimento do primeiro filho no México, tendência não confirmada nos anos seguintes.

**Gráfico 7**  
**Brasil e México, 1985-2000: Efeito TEMPO (%) sobre a fecundidade – primeiro filho.**



Fontes: IBGE: Censo Demográfico, 2000.  
 IPUMS-International: Censo Demográfico do México, 2000.

**Gráfico 8**  
**Brasil e México, 1985-2000: Efeito TEMPO (%) sobre a fecundidade – segundo filho.**

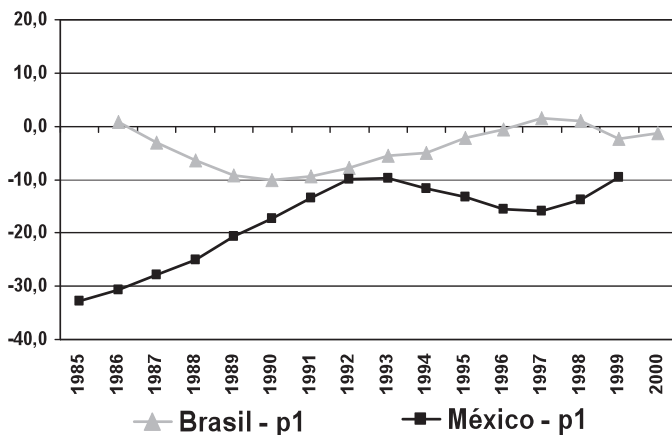


Fontes: IBGE: Censo Demográfico, 2000.  
 IPUMS-International: Censo Demográfico do México, 2000.

O Gráfico. 8 mostra um comportamento diferente do efeito tempo para o segundo filho. No Brasil, o efeito é negativo e decrescente até 1993,

indicando que nesse período as mulheres adiantaram o nascimento do segundo filho. A partir de 1994, esse efeito passou a ser positivo e, entre 1995 e 2000, praticamente constante, em torno de 10%. Isso significa um adiamento no nascimento do segundo filho ou, em outras palavras, que aproximadamente 10% de filhos de segunda ordem deixaram de nascer nestes anos devido ao efeito tempo. No México, o efeito tempo da segunda ordem de nascimento foi negativo e pequeno durante o período de análise, apresentando uma oscilação entre 1988 e 1991. Durante a segunda metade da década de 1990, as mulheres mexicanas tiveram, a cada ano, cerca de 3% a mais de nascimentos de filhos de segunda ordem que teriam (não fosse o efeito tempo), devido ao adiamento destes nascimentos.

**Gráfico 9**  
**Brasil e México, 1985-2000: Efeito PARTURIÇÃO (%)**  
**sobre a fecundidade – primeiro filho.**



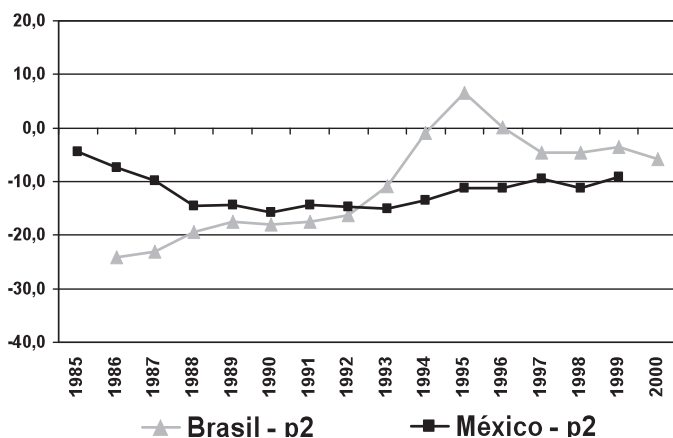
Fontes: IBGE: Censo Demográfico, 2000.

IPUMS-International: Censo Demográfico do México, 2000.

O Gráfico 9 apresenta o efeito parturição para a primeira ordem de nascimento. Para o México, este efeito foi negativo durante todo o período e, para o Brasil, foi nulo no primeiro ano da série e no final da década de 1990. Efeito parturição negativo indica que os nascimentos de primeira ordem contribuíram para uma queda da TFT<sup>OBSERVADA</sup>. No Gráfico 10, o efeito parturição para a segunda ordem de nascimento é negativo durante todo o período de análise, para os dados do México. O mesmo ocorre no Brasil, exceto pelo valor do efeito parturição em 1995, positivo.



**Gráfico 10**  
**Brasil e México, 1985-2000: Efeito PARTURIÇÃO (%) sobre a fecundidade – segundo filho.**



Fontes: IBGE: Censo Demográfico, 2000.

IPUMS-International: Censo Demográfico do México, 2000.

## Considerações finais

A aplicação do modelo K-O permite introduzir Brasil e México no atual debate sobre fecundidade abaixo do nível de reposição. Este debate tem sido amplamente colocado nos países desenvolvidos, nos quais a grande preocupação está relacionada aos baixos níveis de fecundidade e suas conseqüências para o crescimento e envelhecimento populacionais. Nestes lugares, o efeito tempo positivo indica que a fecundidade medida no período é menor devido ao fato de as mulheres postergarem o nascimento dos filhos. A grande questão é se esses nascimentos que não estão ocorrendo serão recuperados no futuro, ou não. É importante ressaltar que as medidas calculadas pelo modelo K-O são medidas de período e não devem ser interpretadas como comportamento futuro das coortes.

Os casos de Brasil e México são interessantes no cenário internacional, porque a transição da fecundidade para baixos níveis foi relativamente rápida e ocorreu sem a presença de um efeito tempo positivo, como nos países desenvolvidos. Ao contrário, os resultados indicam que o efeito tempo foi negativo durante parte e muito pequeno no final do período de análise. A conseqüência deste efeito foi um aumento das taxas de fecundidade observadas. Mesmo com esse incremento, Brasil e México chegam, ao final do período, com níveis de fecundidade baixos. É bastante provável que para alguns grupos específicos, a fecundidade esteja bem abaixo do nível de reposição e que as mulheres estejam postergando o

nascimento de seus filhos. A postergação do segundo nascimento e o efeito tempo nulo para o primeiro nascimento no Brasil, observados ao final da década de 1990, são indícios de que é um processo de postergação dos nascimentos pode vir a ocorrer no país em um futuro próximo. No México, esse processo é também provável, mas, se ocorrer, deve demorar mais que no Brasil, mesmo porque os níveis de fecundidade no México ainda são mais altos.

De acordo com Lesthaeghe e Willems (1999), há três fases distintas na transição da fecundidade. A primeira fase é caracterizada por um declínio da fecundidade em todas as idades e ordens de nascimento, sem postergação da fecundidade; nesta fase, o quantum é o efeito dominante. Na segunda fase, ganhos em educação e aumento da participação feminina no mercado de trabalho, mudança de comportamento e aumento da instabilidade das uniões, dentre outros fatores, levam ao processo de postergação da fecundidade; nesta fase, o efeito tempo é o dominante. Na terceira fase, a postergação cessa, mas a recuperação da fecundidade nas idades mais avançadas não seria completa; nesta fase, o efeito quantum, novamente, se tornaria dominante. O Brasil e o México, como mostraram os resultados, se situam na primeira fase da transição da fecundidade, onde predomina a queda generalizada dos níveis de fecundidade (efeito *quantum*). A questão que se coloca é se os dois países entrarão – e se entrarem, quando – na segunda fase da transição da fecundidade.

Apesar dos indícios de que Brasil e México devam entrar no processo de postergação do nascimento dos filhos, há a necessidade da realização de estudos desagregados segundo características demográficas e socioeconômicas, como educação e cor/raça, por exemplo, para se chegar a inferências mais concretas sobre o futuro da fecundidade. Os resultados apresentados referem-se ao total da população e, sabe-se, Brasil e México possuem populações heterogêneas no que concerne a características sociais e econômicas. Os bancos de dados utilizados neste trabalho, por serem derivados de censos demográficos, permitem estudos desagregados segundo uma série de características. A representatividade é garantida pelo tamanho e características das amostras e a possibilidade de desagregação é garantida pelo grande número de variáveis que contêm. Neste sentido, coloca-se a importância do desenvolvimento e da aplicação da metodologia de reconstrução de histórias de nascimentos a partir de dados censitários como uma alternativa e um instrumento de avanço nos estudos sobre fecundidade. O projeto IPUMS disponibiliza amostras de microdados censitários de uma série de países, o que representa a oportunidade de testar e aprimorar a metodologia HNM, a partir da sua aplicação a dados de outros países, inclusive aqueles que contam com registros de nascimentos de boa qualidade.

## Notas

- <sup>1</sup> Fundação João Pinheiro/MG (adriana.ribeiro@fjp.mg.gov.br)
- <sup>2</sup> Departamento de Demografia e do Cedeplar/UFMG, eduardo@cedeplar.ufmg.br.
- <sup>3</sup> Universidad de Salamanca, Espanha, jaortega@usal.es.
- <sup>4</sup> Os microdados do México foram obtidos junto ao IPUMS-International - Integrated Public Use Microdata Series (www.ipums.umn.edu).
- <sup>5</sup> O Método dos Filhos Próprios estima a taxa de fecundidade total para um período anterior ao censo ou pesquisa utilizado na sua aplicação, pela projeção retrospectiva de crianças e mulheres enumeradas no censo ou pesquisa. A partir de um procedimento de alocação de filhos às mães, baseado na relação do morador com o chefe do domicílio/família, é criada uma tabela de dupla entrada, que cruza idades de mães e seus filhos alocados (ou filhos próprios, daí a denominação do método). Crianças não alocadas são distribuídas proporcionalmente, segundo sua idade e a idade dos filhos próprios das mulheres. A projeção retrospectiva das crianças, segundo sua idade e a idade da mãe na data do censo, determina o número de nascimentos nos anos anteriores segundo a idade das mães; seguindo a mesma lógica, a projeção retrospectiva das mulheres, segundo sua idade na data do censo, determina o número de mulheres, por idade, nos anos anteriores ao censo ou pesquisa. Assim, calculam-se as taxas de fecundidade específicas por idade e as taxas de fecundidade total.

## Bibliografia

- BONGAARTS, J, Feeney, G 1998, 'On the quantum and tempo of fertility', *Population and Development Review*, vol. 2, no. 24, pp. 271-291.
- BRASS, W 1991 'Cohort and time period measures of quantum fertility: Concepts and methodology', pp. 455-476, in H A Becker (ed), *Life histories and generations*, University of Utrecht, ISOR.
- CONSEJO NACIONAL DE POPULACIÓN (CONAPO) 2000, 'Cuadernos de salud reproductiva: República Mexicana', viewed 11 November 2008, <http://www.conapo.gob.mx/publicaciones/CuaSalud/pdf/1Republica.pdf>.
- FOSTER, AD 1990, 'Cohort analysis and demographic translation: a comparative study of recent trends in age specific fertility rates from Europe and North America', *Population Studies*, vol. 44, no. 2, pp. 287-315.
- KEILMAN, N 1994, 'Translation formulae for non-repeatable events', *Population Studies*, vol. 48, no. 2, pp. 341-357.
- KEILMAN, N 2001, 'La translation démographique: des indicateurs du moment aux indicateurs de génération et réciproquement', pp. 359-378, in Caselli, G, Valli, J, Wunsch, G (eds), *Démographie: Analyse et Synthèse: vol 1, La Dynamique des Populations*, Paris, Institut National d'Etudes Démographiques.
- KÖHLER, H-P, Ortega, JA 2002, 'Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility', *Demographic Research*, vol.6, no.6, pp. 91-144.
- KÖHLER, H-P, Philipov, D (2001) 'Variance effects in the Bongaarts-Feeney formula', *Demography*, vol. 1, no. 38(1), pp. 1-16.

- MINNESOTA POPULATION CENTER 2008, 'Integrated Public Use Microdata Series — International: Version 4.0', Minneapolis, University of Minnesota.
- MIRANDA-RIBEIRO, A 2007, 'Reconstrução de Histórias de Nascimentos a partir de Dados Censitários: aspectos teóricos e evidências empíricas'. PhD Dissertation, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, viewed 11 November 2008, [http://www.cedeplar.ufmg.br/demografia/teses/2007/Adriana\\_Miranda\\_Ribeiro.pdf](http://www.cedeplar.ufmg.br/demografia/teses/2007/Adriana_Miranda_Ribeiro.pdf).
- MIRANDA-RIBEIRO, A, Rios-Neto, ELG 2006, 'Reconstructing Brazilian birth histories based on census data: a comparative analysis of two methodologies', paper presented at the 2006 Population Association of America Annual Meeting, 30 March – 1 April, viewed 11 November 2008, <http://paa2006.princeton.edu/download.aspx?submissionId=61585>.
- MORTARA, G 1954, 'On the measurement of fertility in populations lacking reliable birth registration', pp. 393-404, In Proceedings of the World Population Conference, vol. IV, New York, United Nations.
- ORTEGA, J A, H-P Köhler 2002, 'Measuring low fertility: rethinking demographic methods', Working Paper #2002-001, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany, viewed 11 November 2008, <http://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2002-001.pdf>.
- RYDER, NB 1964, 'The process of demographic transition'. *Demography*, vol. 1, no. 1, pp. 74-82.
- RYDER, NB 1980, 'Components of temporal variations in American fertility', pp. 15-54, in Hiorns, RW (Ed.) *Demographic patterns in developed societies*, London, Taylor and Francis.
- SILVA, VC, Miranda-Ribeiro, A, Rios-Neto, ELG. 'A period decomposition of fertility decline in Brazil: pure fertility index, tempo and parity composition effect', paper presented at the XXV General Population Conference of International Union for the Scientific Study of Population, 18-23 July, viewed 11 November 2008, <http://iussp2005.princeton.edu/download.aspx?submissionId=52374>.
- VAN IMHOFF, E, Keilman, N 2000, 'On the Quantum and Tempo of Fertility: comment', *Population and Development Review*, vol. 3, no. 26, pp.549-553.