

# DESENVOLVIMENTO E FECUNDIDADE NO BRASIL: REVERSÃO DA FECUNDIDADE PARA MUNICÍPIOS MAIS DESENVOLVIDOS?\*

Ari Francisco de Araujo Junior\*\*

Márcio Antônio Salvato\*\*

Bernardo Lanza Queiroz\*\*\*

Durante o último século, vários países observaram um aumento rápido no desenvolvimento econômico com declínio simultâneo nas taxas de crescimento da fecundidade e da população. Utilizando uma análise de regressão limiar, como proposto por Hansen (2000), este artigo investiga a associação negativa entre o desenvolvimento econômico e a fecundidade para os municípios brasileiros, utilizando dados do Censo de 2000 e do índice de desenvolvimento humano. Os resultados não demonstram nenhuma evidência para apoiar a existência de uma relação em forma de *J* invertido entre desenvolvimento e fecundidade como encontrado por Furuoka (2010) para os Estados Unidos, ao contrário dos resultados sugeridos por Myrskylä *et al.* (2009). Além disso, observaram-se quatro regimes diferentes, todos estatisticamente significativos, e há evidências de que a intensidade da relação no terceiro regime é mais fraca que os outros como é encontrada por Furuoka (2009).

**Palavras-chave:** fecundidade; divisão endógena da amostra; Brasil.

## DEVELOPMENT AND FERTILITY IN BRAZIL: FERTILITY REVERSION FOR MORE DEVELOPED MUNICIPALITIES?

During the last century, several countries observed a rapid increase in economic development with simultaneous decline in fertility and population growth rates. Using a threshold regression analysis as proposed by Hansen (2000), this article investigates the negative association between economic development and fertility for Brazilian Municipalities using 2000 census and human development data. Results show no evidence to support the existence of an inverse J-shaped development-fertility as found by Furuoka (2010) to the United States, in opposite to the results suggested by Myrskylä *et al.* (2009). Moreover, we found four different regimes, all statistically significant, and there is evidence that the intensity of the relation in the third regime is weaker than others as is found by Furuoka (2009).

**Keywords:** fertility; endogenous sample split; Brazil.

---

\* Os autores agradecem as inúmeras sugestões construtivas de dois revisores anônimos, voltadas à melhoria deste trabalho. Bernardo L. Queiroz agradece o apoio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) por meio do Programa Pesquisador Mineiro. As opiniões, os comentários e as análises expressas neste documento são de inteira responsabilidade dos autores.

\*\* Professor assistente do Departamento de Economia do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC) de Minas Gerais.

\*\*\* Professor associado do Departamento de Demografia da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

## DESARROLLO Y FECUNDIDAD EN BRASIL: REVERSIÓN DE LA FECUNDIDAD PARA MUNICIPIOS MÁS DESARROLLADOS?

Durante el siglo pasado, varios países se observó un aumento rápido en el desarrollo económico con la disminución simultánea de las tasas de fecundidad y el crecimiento de la población. Utilizando un análisis de regresión del umbral propuesto por Hansen (2000), este artículo investiga la asociación negativa entre el desarrollo económico y la fecundidad de los municipios brasileños con los datos del censo de 2000 y los datos de desarrollo humano. Los resultados muestran ninguna evidencia que apoye la existencia de una relación inversa entre el desarrollo en forma de  $J$  de la fecundidad que se encuentran por Furuoka (2010) a los Estados Unidos, de manera opuesta a los resultados sugeridos por Myrskylä *et al.* (2009). Además, se encontraron cuatro regímenes diferentes, todos estadísticamente significativos, y no hay evidencia de que la intensidad de la relación en el tercer régimen es más débil que los demás como se han encontrado los Furuoka (2009).

**Palavras clave:** fecundidad; division endogeno de la amuestra; Brasil.

## LE DÉVELOPPEMENT ET LA FÉCONDITÉ AU BRÉSIL: LA RÉVERSION DE LA FERTILITÉ POUR LES MUNICIPALITÉS PLUS DÉVELOPPÉES?

Au cours du siècle dernier, plusieurs pays ont observé une vite augmentation dans le développement économique avec une baisse simultanée des taux de fécondité et la croissance de la population. En utilisant une analyse de régression proposé par Hansen (2000), cet article explore l'association négative entre le développement économique et de la fertilité pour les municipalités brésiliennes utilisant le recensement de 2000 et des données de développement humain. Les résultats ne montrent aucune preuve pour étayer l'existence d'une relation inverse en forme de  $J$ -développement de fécondité trouvée par Furuoka (2010) aux États-Unis, en face des résultats suggérés par Myrskylä *et al.* (2009). En plus, nous avons trouvé quatre régimes différents, tous statistiquement significatifs, et il est prouvé que l'intensité de la relation dans le troisième régime est plus faible que les autres comme on trouve par Furuoka (2009).

**Mots-clés:** fertilité; division endogène de l'échantillonnage; Brésil.

**JEL:** J10, J13, O10.

### 1 INTRODUÇÃO

Ao longo do último século, vários países observaram um rápido desenvolvimento econômico, com declínio simultâneo nas taxas de fecundidade e no crescimento populacional. Isto implica a existência de uma associação negativa entre desenvolvimento econômico e taxas de fecundidade.<sup>1</sup> Ainda, Doepke (2004) considera o declínio de fecundidade como uma tendência universal, fato que se relaciona à transição demográfica e ao desenvolvimento econômico.

Todavia, em um artigo recente e provocador, Myrskylä *et al.* (2009) sugerem que a associação desenvolvimento-fecundidade negativa anterior tem de fato se tornado uma inversão em forma de  $J$ . Isto é, o índice de desenvolvimento humano (IDH) sendo positivamente associado à fecundidade em economias mais desenvolvidas.

1. Ver, por exemplo, Bryant (2007), Lee (2003), Balter (2006) e Bongaarts e Watkins (1996).

A análise proposta por Myrskylä *et al.* (2009) foi dividida em duas partes. A primeira foca em estimativas transversais da relação entre desenvolvimento e fecundidade quanto a países de todos os níveis de desenvolvimentos – 107 países, em 1975; e 140, em 2005. Este primeiro olhar indica a relação em forma de *J*. Na segunda parte, foram analisadas 25 economias mais desenvolvidas que alcançaram o IDH de 0,90 em 2005. Uma análise longitudinal – dimensão maior – de países mais desenvolvidos que apresentavam IDH acima de 0,86 sugere que aumentos no nível de desenvolvimento elevam a fecundidade. Os autores argumentam que esta reversão no declínio da fecundidade é resultado do contínuo desenvolvimento econômico e social.

Os resultados apresentados no trabalho de Myrskylä *et al.* (2009) foram criticados, porque a divisão da amostragem em países de baixo e alto desenvolvimento humano é realizada de forma *ad hoc*. Furuoka (2009), ao utilizar uma metodologia de amostragem com divisão endógena proposta por Hansen (2000), obtém resultados que não apoiam as conclusões de Myrskylä *et al.* (2009). Furuoka (2009) argumenta que a relação permanece estatisticamente negativa – porém mais fraca – nos países mais desenvolvidos.

Furuoka (2010) encontra evidências empíricas que sugerem uma relação negativa significativa entre o produto interno bruto (PIB) *per capita* e a taxa de fecundidade total (TFT) quando o nível de renda no país estiver abaixo do valor limiar. O autor argumenta que esta associação negativa entre as duas variáveis reverteram para um relacionamento positivo quando o nível de renda exceder o valor limiar. Os resultados confirmam a existência de uma relação de fecundidade-desenvolvimento em forma de *J* invertido nos Estados Unidos.

Neste estudo, seguiu-se a mesma metodologia a fim de investigar se há regimes – padrões regulares – diferentes quanto à relação entre desenvolvimento e fecundidade no caso dos municípios brasileiros. O Brasil é um caso interessante de estudo da relação entre desenvolvimento econômico e o declínio da fecundidade em função das amplas diferenças sociais e econômicas entre os municípios. Pesquisas recentes demonstram como variações em variáveis econômicas afetam a mudança de fecundidade e seu ritmo de declínio. Contudo, estes trabalhos não investigam se regiões mais desenvolvidas possuem regimes – padrões regulares – desta relação durante a transição de rápida fecundidade observada no Brasil (Potter, Schmertmann e Cavenaghi, 2002; Potter *et al.*, 2010; Muniz, 2010).

Este estudo está organizado da seguinte forma. A seção 2 define as principais características de uma discussão sobre a evolução e os determinantes da fecundidade brasileira. A seção 3 apresenta brevemente aspectos de análise de regressão limiar. A seção 4 define as principais características de uma análise preliminar da relação fecundidade-desenvolvimento de municípios brasileiros. A seção 5 relata testes e estimativas de efeitos limiares. Por fim, apresenta-se a conclusão.

## 2 A FECUNDIDADE NO BRASIL: EVOLUÇÃO E DETERMINANTES

### 2.1 O rápido declínio da fecundidade

No decorrer dos últimos quarenta anos, o Brasil tem vivenciado um rápido declínio de suas taxas de fecundidade (Martine, 1996; Carvalho, 1998). A TFT sofreu declínio de 6,2% para 1,86%, em 2010, o que implica uma taxa de decréscimo de 2,4% ao ano (a.a). O declínio da fecundidade reflete em uma queda significativa das taxas de crescimento da população, de 2,8%, nos anos 1960, para 1,5% por ano na década de 1990.

TABELA 1

**Taxa de fecundidade total – Brasil e regiões (1940-2010)**  
(Em %)

| Regiões       | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 |
|---------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| <b>Brasil</b> | 6,2  | 6,2  | 6,3  | 5,8  | 4,4  | 2,9  | 2,3  | 1,86 |
| Norte         | 7,2  | 8,0  | 8,6  | 8,2  | 6,4  | 4,2  | 3,2  | 2,42 |
| Nordeste      | 7,2  | 7,5  | 7,4  | 7,5  | 6,2  | 3,7  | 2,6  | 2,01 |
| Sudeste       | 5,7  | 5,5  | 6,3  | 4,6  | 3,5  | 2,4  | 2,1  | 1,66 |
| Sul           | 5,7  | 5,7  | 5,9  | 5,4  | 3,6  | 2,5  | 2,2  | 1,75 |
| Centro-Oeste  | 6,4  | 6,9  | 6,7  | 6,4  | 4,5  | 2,7  | 2,2  | 1,88 |

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 1940; 1950; 1960; 1970; 1980; 1991; 2000; 2010).

A tabela 1 apresenta as TFTs para o Brasil e regiões, desde 1940 a 2010. Todas as regiões do país apresentaram rápido declínio em suas taxas de fecundidade ao longo deste período. Os dados mostram que um declínio mais rápido foi observado em partes mais desenvolvidas do país – regiões ao Sul. O Nordeste, a região mais pobre e menos desenvolvida, observou uma queda mais lenta nas décadas iniciais, no entanto, desde 1980, suas taxas de declínio aceleraram e as TFTs demonstram alguns sinais de convergência com as menores taxas observadas no país (Potter *et al.*, 2010).

O processo de declínio da fecundidade no Brasil é um dos mais impressionantes no mundo, e torna-se mais interessante quando se considera que não houve um programa de planejamento familiar agressivo como em outros países (Alves, 2006; Caetano, 2006; Martine, 1996). Em comparação com países que tiveram padrões similares de declínio da fecundidade ao longo de décadas recentes, o Brasil é mais lento que China, Hong Kong, Iran e Tailândia, Costa Rica e Coreia do Sul, entretanto, mais rápido que México, Índia e Bangladesh – apesar do fato de que todos estes países tiveram um programa de planejamento familiar, exceto o Brasil.

Carvalho (1997-1998) sugeriu que a diminuição na fecundidade no Brasil não segue qualquer modelo teórico. Esta queda começou durante a explosão econômica – década de 1970 – e continuou durante os períodos agravantes de recessão econômica – 1980. Houve uma leve elevação nos níveis educacionais – a média dos anos escolares foi de 3,2, em 1976, para 5,3, em 1996 –, porém a qualidade e a distribuição regional desta expansão não podem ser vinculadas ao declínio da fecundidade.

Ainda, Carvalho e Brito (2005) mostraram que diversos fatores estão relacionados com as mudanças observadas no padrão da fecundidade no Brasil, e incluíram o uso de métodos contraceptivos, o aumento nos níveis educacionais, as mudanças institucionais e culturais, entre outros.

## 2.2 O que explica o declínio da fecundidade no Brasil?

Há uma vasta literatura que discute os determinantes do declínio da fecundidade no Brasil (Merrick e Berquó, 1983; Martine, 1996; Carvalho, 1997-1998; Carvalho e Brito, 2005). Um dos fatores importantes desta diminuição, conforme vários estudos, é o aumento e amplo uso de métodos contraceptivos no país. Dados provenientes das pesquisas de saúde e demográficas (DHS) mostram que mais de 66% das mulheres estavam utilizando algum método em 1986, e mais de 80%, em 2006. Uma parte considerável das mulheres utilizou esterilização feminina como método irreversível, gerando enormes impactos nos níveis de fecundidade.

TABELA 2  
Mulheres casadas (formais e informais) utilizando métodos contraceptivos  
– Brasil (1986-2006)  
(Em %)

| Métodos                | 1986 | 1996 | 2006 |
|------------------------|------|------|------|
| Qualquer método        | 66,2 | 76,7 | 80,6 |
| Métodos modernos       | 56,5 | 70,3 | 77,1 |
| Esterilização          | 26,8 | 40,1 | 29,1 |
| Vasectomia             | 0,8  | 2,6  | 5,1  |
| Contraceptivo oral     | 25,7 | 22,0 | 28,7 |
| DIU                    | 1,0  | 1,1  | 1,9  |
| Preservativo masculino | 1,7  | 4,4  | 12,2 |
| Tradicionais           | 9,0  | 6,1  | 3,2  |
| Outros                 | 1,2  | 0,4  | 0,4  |

Fonte: Berquó, Garcia e Lago (2008) e Amorim e Bonifácio (2010).

A tabela 2 mostra o uso de contracepção entre as mulheres casadas, formalmente ou informalmente, no Brasil, entre 1986 e 2006. O aumento no uso de métodos ao longo do período é observado tanto em áreas desenvolvidas, quanto

em áreas menos desenvolvidas do país. O fator mais marcante, como indicado, é que o governo não teve uma política de ação direta voltada ao uso de contracepção no país. Carvalho (1997-1998) e Martine (1996) mostraram que o governo federal manteve uma política de ação neutra referente ao planejamento familiar, quando a única posição clara era a de apoiar a decisão tomada pelos casais. Em 2006, 80,6% das mulheres no Brasil utilizaram algum tipo de método contraceptivo, destas, 29% utilizaram a pílula e 29% foram esterilizadas (Berquó, Garcia e Lago, 2008).

Em um estudo instigante, Vilmar Faria apresentou uma explanação original por trás do rápido declínio da fecundidade, e isto tem sido influente no debate atual sobre este tópico desde sua publicação. Faria (1997-1998) argumenta que o declínio rápido e persistente da fecundidade no Brasil é um efeito direto e indireto das mudanças institucionais exercidas pelo governo federal durante as últimas décadas. O autor sugere que apesar de o governo não ter determinado um planejamento familiar explícito, as transformações nas esferas institucionais, educacionais e estruturais têm impactos indiretos significantes nas decisões de fecundidade das famílias em todo o país.

Faria (1997-1998) sugeriu que quatro mudanças principais na estrutura social brasileira conduziram ao declínio da fecundidade. A primeira consiste nas políticas de crédito que permitem a participação de uma grande parcela da população na economia de mercado, o que teve como efeito o aumento de consumo de bens duráveis – bens de consumo – e alterou os custos e as preferências na visão das famílias. Além disso, a universalização da comunicação em massa auxiliou a difundir o comportamento das decisões de fecundidade, a partir das áreas mais desenvolvidas do país, até às áreas menos desenvolvidas. Ainda, as melhorias no sistema de saúde e a universalização do programa de seguridade social reduzem a importância de a família cuidar dos mais velhos, elevando a importância do Estado como uma rede de segurança relevante. Além disso, Martine (1996) sugeriu que o rápido processo de urbanização e sua relação com a modernização, atuaram juntos com as crescentes matrículas escolares e a ascensão das mulheres, conduzindo a um rápido declínio da fecundidade.

Pesquisas recentes têm mostrado a importância de se considerar variáveis regionais na explanação do declínio da fecundidade no Brasil. Muniz (2010) discutiu a importância do comportamento de fecundidade em municípios vizinhos ao explicar as tendências de fecundidade no Brasil. O autor argumentou que a distribuição espacial de níveis de fecundidade tem uma forte relação com as taxas de fecundidade locais e também um efeito multiplicador. Potter, Schertmann e Cavenaghi (2002) e Potter *et al.* (2010) entendem que há uma forte relação entre declínio de fecundidade e mudanças nas condições sociais e econômicas em

todas as regiões do Brasil. Potter, Schmertmann e Cavenaghi (2002) argumentaram que a fecundidade tem mudado pela difusão de novas ideias e interações sociais, o que está intimamente relacionado ao processo de desenvolvimento. Os autores ainda mostraram que, nas áreas urbanas, mudanças na fecundidade estão relacionadas ao amplo espectro de variáveis socioeconômicas, enquanto, em áreas rurais, melhorias na educação feminina exerceram um papel muito importante.

Potter *et al.* (2010) mostraram que o ritmo de declínio da fecundidade está diretamente relacionado às melhorias em medidas econômicas e sociais, contrário à ideia de que, tendo a fecundidade declinado, suas mudanças são independentes de alterações sociais e econômicas. Mais especificamente, os autores afirmam que as mudanças se iniciaram em algumas partes das regiões Sul e Sudeste, antes de 1960, e no Nordeste apenas na década de 1970. Um resultado importante aponta que regiões de transição antecipadas observaram um declínio muito mais lento que as de transição mais tardia. Por fim, estudos recentes têm mostrado, ainda, diferenças importantes em todos os grupos educacionais e de rendas, como um número maior de mulheres com melhor formação educacional apresentando menor fecundidade que as de menor formação educacional (Rios-Neto, 2005; Berquó e Cavenaghi, 2006; Alves e Cavenaghi, 2009).

### 3 ANÁLISE DE REGRESSÃO LIMIAR

Hansen (2000) apresenta uma metodologia econométrica – intervalos assintóticos de certeza ao parâmetro limiar – que separa, de uma forma endógena, uma amostragem em dois – ou mais – regimes-padrões regulares. Hansen (2000) mostra que uma variável exógena, denominada variável limiar, pode ser utilizada para dividir uma amostra, por exemplo, em dois padrões regulares – regimes – como sugere Furuoka (2009). Duas estimativas de efeito limiar de regimes endógenos podem ser representadas por uma equação, conforme se segue:

$$y_i = \theta_1 x_i + e_{1i} \quad \text{se} \quad q_i \leq \gamma \quad (1)$$

$$y_i = \theta_2 x_i + e_{2i} \quad \text{se} \quad q_i > \gamma \quad (2)$$

em que  $\gamma$  consiste no valor limiar,  $q$  é uma variável dependente,  $x$  é uma variável independente,  $\theta$  é uma variável limiar,  $\theta$  é o coeficiente angular de  $x$ , e  $e$  é o termo estocástico e/ou aleatório. O valor limiar é desconhecido, *a priori*, o que implica ser estimado como os outros parâmetros. Caso a variável limiar seja mais baixa que o valor limiar, a equação 1 representa o modelo mais adequado. Caso a variável limiar seja maior que o valor limiar, a equação 2 torna-se a especificação correta.

Furuoka (2009) emprega a seguinte especificação para regressão OLS sem efeito limiar:

$$FER_i = \beta_0 + \beta_1 HDI_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

em que  $\beta_0$  é o intercepto,  $\beta_1$  o coeficiente angular,  $\varepsilon_i$  o termo de erro;  $FER_i$  a taxa total de fecundidade do município  $i$  – número médio de crianças que uma mulher geraria se sobrevivesse até o final do período da idade reprodutiva e tivesse a experiência em cada estágio, de um conjunto particular de taxas de fecundidade específicas de idades, no caso, 2 mil municípios – taxas específicas de idades  $i$ . A variável  $HDI_i$  (IDH) representa o índice de desenvolvimento humano do município  $i$ . Os dados foram obtidos no estudo *Indicadores de desenvolvimento humano* (ONU, 2003).

A regressão limiar pode ser especificada como:

$$FER_i = (\beta_{10} + \beta_{11} HDI_i) d\{HDI_i \leq \gamma\} + (\beta_{20} + \beta_{21} HDI_i) d\{HDI_i > \gamma\} + \varepsilon_i \quad (4)$$

$d\{\cdot\}$  é uma função de indicador; quando  $d\{HDI_i \leq \gamma\}$  é igual a 1 e  $d\{HDI_i > \gamma\}$  é igual a 0, se HDI é igual ou menor que o valor limiar. Esta situação indica regressão de *primeiro regime*. A regressão de *segundo regime* seria utilizada para os casos em que  $d\{HDI_i \leq \gamma\}$  é igual a 0 e  $d\{HDI_i > \gamma\}$  é igual a 1, se o IDH for maior que o valor limiar.

Nesse caso, torna-se necessário analisar estatisticamente a existência do efeito limiar – um ou mais – conforme sugerido pela equação (4). Utilizando Hansen (1997) como referência, o efeito limiar capta diferenças entre o primeiro e segundo coeficientes de regimes e/ou padrões regulares. Um teste de multiplicador de Lagrange (LM), heterocedasticidade-consistente, pode ser utilizado para testar a hipótese nula, a fim de verificar se os coeficientes são os mesmos e se não há efeito limiar (Hansen, 1996). Hansen (1996; 2000) sugere o emprego de uma estatística *Sup F* (Andrews e Ploberger, 1994). Utilizou-se um procedimento denominado *bootstrap* (1.000 replicações) para obter os valores críticos, visto que o teste não apresenta distribuição assintótica padrão. Aqui, este teste é realizado até que nenhuma outra partição de amostragem esteja estatisticamente significativa ao nível de 10%.

Em sequência, o valor limiar é estimado conforme Hansen (1997). Realizou-se sua estimativa usando um avaliador OLS visto que  $\gamma$  é o valor que minimiza a variação residual:

$$\hat{\sigma}_n^2(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{e}_i(\gamma)^2 \quad (5)$$

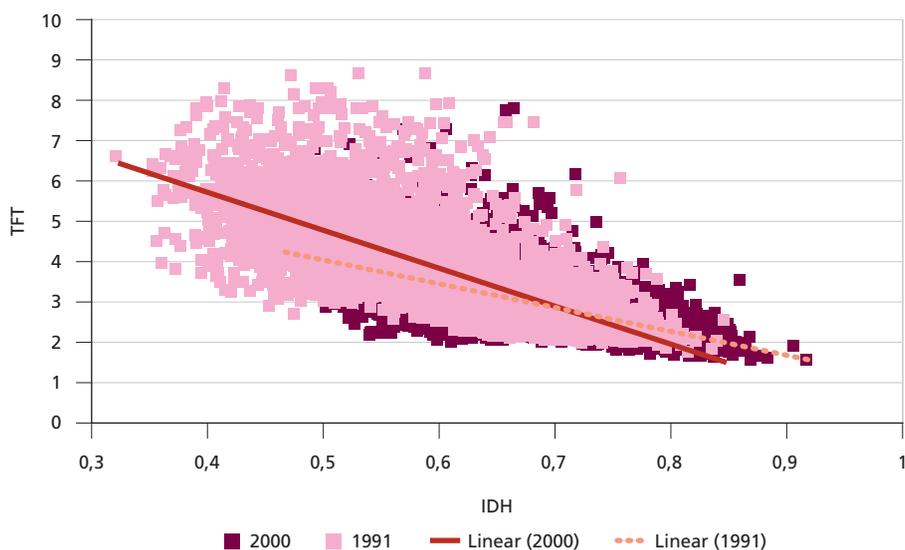
Em que  $n$  é o número de observações, e  $\hat{e}$ , o termo de erro previsto.

Finalmente, é necessário definir os níveis de segurança e/ou certeza para  $\gamma$ . Hansen (2000) sugere que se use a estatística Likelihood Ratio (LR) – taxa de probabilidade (LR). Os dados utilizados no documento científico *são coletados do Atlas do desenvolvimento humano no Brasil*, para os 5.507 municípios brasileiros (ONU, 2003).

#### 4 FECUNDIDADE E DESENVOLVIMENTO: UMA ANÁLISE PRELIMINAR

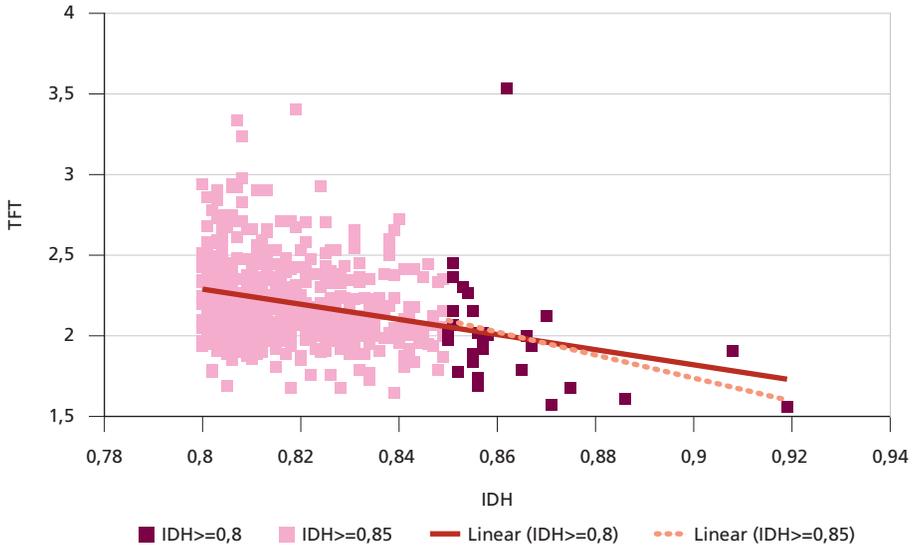
O gráfico 1 demonstra a forte relação negativa entre a TFT e o IDH de municípios brasileiros em 1991. Esta relação parece ser negativa, porém menos intensa em 2000. De qualquer modo, isto significa que, para ambos os anos, os municípios com o maior desenvolvimento humano têm baixa fecundidade, e as mais altas taxas de fecundidade são observadas em municípios com menor desenvolvimento humano, em média. Há certa crítica ao uso de TFT de períodos a fim de analisar as mudanças em fecundidade. Em um estudo importante, Bongaarts e Feeney (1998) desenvolveram uma estimativa de fecundidade ajustada pelo tempo e/ou ritmo e efeitos quantum. Seus argumentos são de que taxas de períodos são afetadas por periodicidade de tempo e/ou variação de tempo e comportamento de fecundidade. Isto é, estimativas de fecundidade por período poderiam ser menores que realmente são, porque as mulheres estão adiando suas fertilidades. No caso do Brasil, não se espera que isto tenha muito efeito, haja vista que o perfil de idade de fecundidade no Brasil, tanto em 1991 quanto em 2000, não mostraram sinais de adiamentos de partos e/ou gestações. Além disso, não há informações suficientes para aplicar os métodos de Bongaarts e Feeney neste estudo. Myrskylä *et al.* (2009) testaram seus resultados em 41 países ajustando em função de efeitos tempo e/ou *quantum*, e obtiveram resultados similares.

GRÁFICO 1  
Municípios brasileiros: fecundidade *versus* IDH (1991 e 2000)



Fonte: ONU (2003).

GRÁFICO 2  
Municípios brasileiros: fecundidade versus IDH (2000)



Fonte: ONU (2003).

O gráfico 2 mostra que a relação negativa entre a TFT e o IDH em 2000 pode também ser observada nos municípios com o mais alto desenvolvimento humano – IDH acima de 0,80 e 0,85. Isto é, esta visão inicial – a partir de um critério exógeno para dividir a amostragem – sugere que a relação não reverte aos municípios de maior desenvolvimento humano no Brasil, contrário ao que fora observado em relação a países por Myrskylä *et al.* (2009). Os resultados apresentados por estes autores são criticados porque a divisão da amostragem em países de baixo e alto desenvolvimento humano é feita de forma *ad hoc*.

Furuoka (2009), utilizando a metodologia proposta por Hansen (2000), encontra resultados que não corroboram as conclusões de Myrskylä *et al.* (2009). Furuoka (2009) argumenta que a relação permanece estatisticamente negativa – porém mais fraca – nos países desenvolvidos. Entretanto, Furuoka (2010) encontra evidências que apoiam a existência de uma relação entre desenvolvimento-fecundidade em forma de *J* invertido nos Estados Unidos. A mesma metodologia é utilizada neste documento a fim de testar se há regimes – padrões regulares – estatisticamente diferentes quanto à relação entre desenvolvimento e fecundidade no caso dos municípios brasileiros.

## 5 RESULTADOS: TESTES E REGRESSÕES DE EFEITO LIMIAR

A tabela 3 apresenta resultados limiares de padrões regulares (regimes) obtidos pela metodologia de Hansen (2000). A primeira etapa da seleção de modelo limiar, após 1.000 replicações, atinge o *valor-p* igual a zero para o teste LM. Isto sugere a existência de uma primeira divisão da amostragem total com base em IDH – rejeição de hipótese nula de nenhuma existência limiar.

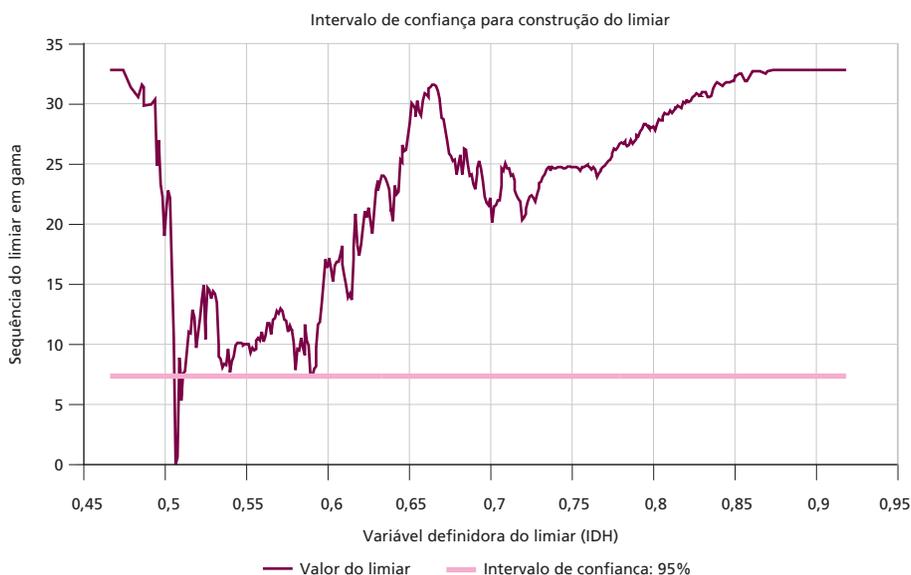
TABELA 3  
Quatro estimativas de efeito limiar de padrões regulares

|          | Municípios               |       |
|----------|--------------------------|-------|
| Regime 1 | IDH $\leq$ 0,507         | 30    |
| Regime 2 | 0,507 < HDI $\leq$ 0,641 | 1.575 |
| Regime 3 | 0,641 < HDI $\leq$ 0,702 | 957   |
| Regime 4 | IDH > 0,702              | 2.945 |

Fonte: ONU (2003) e estimativas.

O valor limiar estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO) que minimiza a variação e/ou divergência residual e estatísticas LR é de 0,507 (gráfico 3) com certeza assintótica de 95% entre [0,507;0,591]. Este valor divide a amostragem em dois grupos: um com trinta municípios de mais baixo desenvolvimento humano; e um grupo maior de todos os 5.477 municípios.

GRÁFICO 3  
Intervalo de certezas variáveis limiares

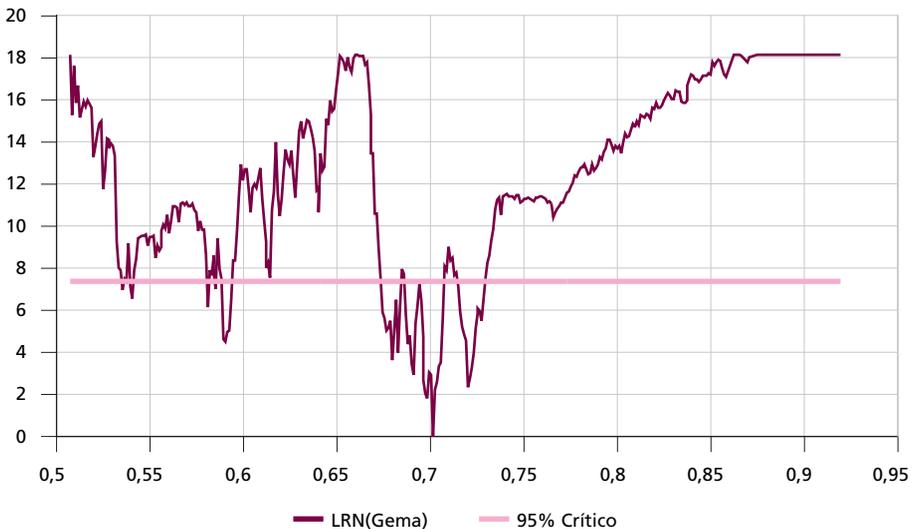


Fonte: ONU (2003) e estimativas.

A seleção de segunda etapa<sup>2</sup> é baseada em 5.477 municípios com IDH acima de 0,507. O *valor-p* é igual a zero para o teste LM, o que sugere a existência de uma segunda divisão desta amostragem baseada em IDH. O valor limiar estimado por MQO que minimiza a variação e/ou divergência residual e a estatística LR é de 0,702 (gráfico 4) com certeza assintótica de 95% entre [0,536;0,729]. Este valor divide a amostragem em dois grupos: um com 2.532 (0,507 < HDI ≤ 0,702) municípios e outro com 2.945 municípios (IDF > 0,702).

A seleção de terceira etapa é baseada em 2.532 municípios. O *valor-p* é igual a zero para o teste LM, o que sugere a existência de uma nova divisão nesta amostragem, com base no IDH. O valor limiar estimado por MQO que minimiza a variação e/ou divergência residual e estatística LR é de 0,641 (gráfico 5) com certeza assintótica de 95% entre [0,533;0,662]. Este valor divide a amostragem em dois grupos: um com 1.575 municípios (0,507 < HDI ≤ 0,641 e outro com 957 municípios (0,641 < HDI ≤ 0,702).

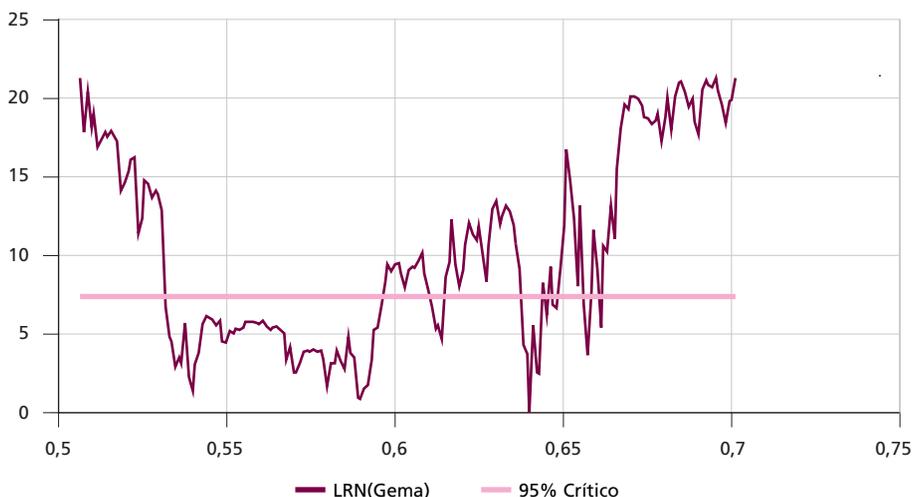
GRÁFICO 4  
Intervalo de certeza variável limiar



Fonte: ONU (2003) e estimativas.

2. Furuoka (2009) não reproduziu a segunda – ou seguintes rodadas na seleção de modelos limiar. Isto significa que uma confirmação estatística mais apropriada não foi feita, o que implica a persistência da dúvida sobre os resultados de Myrskylä *et al.* (2009).

GRÁFICO 5  
Intervalo de certeza variável limiar



Fonte: ONU (2003) e estimativas.

Divisões adicionais de subamostras de 30, 1.575, 957 e 2.945 municípios foram testadas (HDI  $\leq 0,507$ ;  $0,507 < \text{HDI} \leq 0,641$ ;  $0,641 < \text{HDI} \leq 0,702$ ;  $\text{HDI} > 0,702$ ), porém não rejeitaram a hipótese nula de nenhuma existência de limiar em cada caso.

A tabela 4 apresenta coeficientes estimados e seus erros-padrões – em parênteses – para a relação entre fecundidade e IDH para todos os municípios brasileiros e diferentes subamostras – regimes e/ou padrões regulares – definidos previamente.

TABELA 4  
Estimativas MQO com e sem efeito limiar

|                       | Sem estimativa de efeito limiar | Estimativas de efeito limiar               |   |   |  |
|-----------------------|---------------------------------|--|---|---|--|
|                       |                                 | Regime 1<br>Municípios<br>HDI $\leq 0,507$ | Regime 2<br>Municípios<br>$0,507 < \text{HDI} \leq 0,641$ | Regime 3<br>Municípios<br>$0,641 < \text{HDI} \leq 0,702$ | Regime 4<br>Municípios<br>$\text{HDI} > 0,702$ |
| Constante             | 6,995 <sup>1</sup><br>(0,074)   | -12,856 <sup>3</sup><br>(6,669)            | 7,458 <sup>1</sup><br>(0,364)                             | 8,223 <sup>1</sup><br>(0,821)                             | 6,107 <sup>1</sup><br>(0,141)                  |
| IDH                   | -5,907 <sup>1</sup><br>(0,099)  | 35,467 <sup>2</sup><br>(13,662)            | -6,738 <sup>1</sup><br>(0,609)                            | -7,630 <sup>1</sup><br>(1,214)                            | -4,763 <sup>1</sup><br>(0,181)                 |
| R <sup>2</sup>        | 0,438                           | 0,137                                      | 0,079   | 0,037   | 0,191  |
| Número de observações | 5.507                           | 30   | 1.575   | 957   | 2.945  |

Fonte: ONU (2003) e estimativas.

Notas: <sup>1</sup> Significância em nível de 1%.

<sup>2</sup> Significância em nível de 5%.

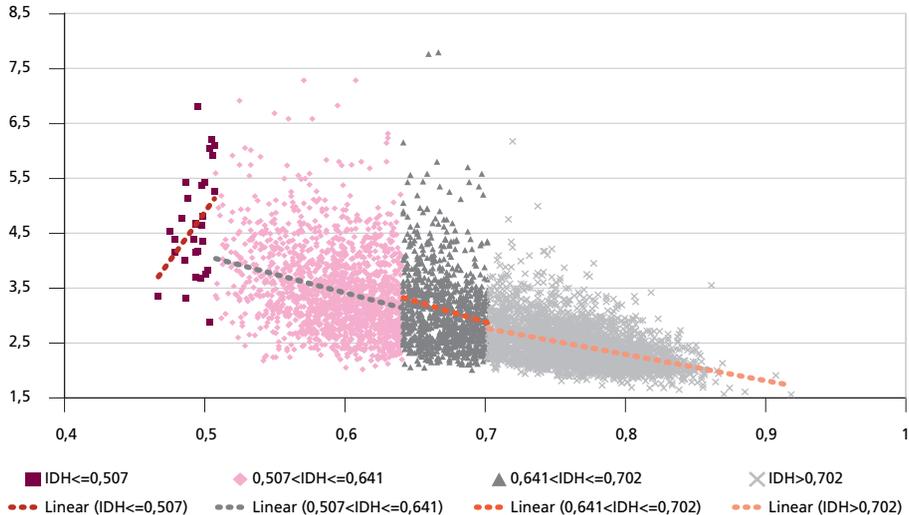
<sup>3</sup> Significância em nível de 10%.

Obs.: os valores entre parênteses indicam estatística-t.

A regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) para a amostra total de municípios brasileiros revela a bem conhecida relação entre fecundidade e desenvolvimento humano. Em outras palavras, taxas baixas de fecundidade estão estatisticamente relacionadas ao alto desenvolvimento humano. Apesar disso, a intensidade de associação é mais fraca que a observada por Furuoka (2009).

GRÁFICO 6

## Municípios brasileiros: fecundidade versus IDH (2000)



Fonte: ONU (2003) e estimativas.

Questões interessantes foram reveladas pelas estimativas de limiar MQO (gráfico 6). Para o primeiro regime identificado – trinta municípios –, a associação fecundidade-desenvolvimento é positiva e significativa ao nível de 5%. Isto é, observa-se que, para municípios na parte inferior de desenvolvimento econômico, níveis mais altos de desenvolvimento econômico tendem a ser associados com taxas mais altas de fecundidade. Este resultado pode ser relacionado às características destes municípios: pequenas populações, predominantemente rurais e localizadas na região Norte. Contudo, para municípios com alto IDH, estes níveis estão associados a menores taxas de fecundidade, apesar de a relação ser mais fraca. Nos outros três casos de regimes e/ou padrões regulares, a relação tradicional é observada – com alta significância estatística em todos os casos. Vale ressaltar que a intensidade do terceiro regime é mais fraca que a dos outros três, como observado por Furuoka (2009). Além disso, Furuoka (2010) concluiu, em relação aos Estados Unidos, que não há evidências para apoiar a existência de uma relação desenvolvimento-fecundidade em forma de *J* invertido quanto aos municípios brasileiros.

## 6 CONCLUSÕES

Durante o último século, diversos países observaram um rápido aumento no desenvolvimento econômico com declínio simultâneo nas taxas de fecundidade e crescimento populacional. Em um artigo recente, Myrskylä *et al.* (2009) sugerem que a anterior associação desenvolvimento-fecundidade negativa tem de fato tornado-se uma associação em forma de *J* invertido, isto é, o IDH sendo positivamente associado à fecundidade entre os países mais desenvolvidos. Os resultados deste estudo indicam uma clara correlação negativa entre fecundidade e desenvolvimento. Não se pode determinar, todavia, se o desenvolvimento econômico causa declínio na fecundidade.

Utilizando-se uma análise de regressão limiar, como proposta por Hansen (2000), este artigo investiga esta associação negativa entre o desenvolvimento econômico e a taxa de fecundidade nos municípios brasileiros usando dados do censo demográfico brasileiro e do IDH municipal. Este estudo mostra que a influência do desenvolvimento econômico na fecundidade, no Brasil, tem a mesma direção conforme prevista por literatura pertinente. Os resultados empíricos deste estudo fundamentam a hipótese de que um maior desenvolvimento humano – e desenvolvimento econômico – está relacionado aos níveis mais baixos de fecundidade. Os resultados obtidos aqui não mostram nenhuma evidência que apoie a existência de uma relação desenvolvimento-fecundidade em forma de *J* invertido, como observado por Furuoka (2010) para os Estados Unidos, de modo contrário aos resultados sugeridos por Myrskylä *et al.* (2009). Ainda, foram encontrados quatro regimes estatisticamente significantes e há evidências de que a intensidade do terceiro regime é menor que de outros, conforme encontrado por Furuoka (2009).

As evidências deste estudo também contribuem para o debate sobre as tendências futuras da fecundidade no Brasil. Os resultados indicam que, na medida em que os municípios desenvolvem-se, é possível encontrar maiores declínios nas taxas de fecundidade total. Os resultados também sugerem questionamentos sobre como políticas públicas poderiam afetar o futuro comportamento de fecundidade no Brasil.

De modo geral, as taxas mais baixas de fecundidade estão associadas a maiores taxas de participação das mulheres no mercado de trabalho, assim, conforme a força de trabalho feminina aumenta, pode-se esperar maior declínio de fecundidade no Brasil. A reversão das baixas taxas de fecundidade exigirá políticas de ação apropriadas, especialmente dirigidas aos cuidados com crianças – creches – e relações de trabalho mais flexíveis. Por um lado, taxas de fecundidade baixas poderiam ser vinculadas a maiores investimentos em capital humano de crianças, o que pode conduzir a impactos positivos às sociedades e à economia (Lee e Mason, 2010). Por outro lado, como o Brasil enfrenta um rápido envelhecimento da população,

à medida que a fecundidade continuar a declinar, o processo poderia tomar um ritmo mais veloz, impactando ainda mais as futuras tendências de tamanho e estrutura etária da população no Brasil. Os possíveis impactos de envelhecimento da população são bem conhecidos e discutidos em outros estudos (Wong e Carvalho, 2006; Rios-Neto, 2005).

Esta pesquisa, no entanto, tem limitações, visto que se concentrou nos dados de 2000. Outros estudos são necessários a fim de testar a hipótese de uma relação em forma de *J* invertido entre a fecundidade e o desenvolvimento. É importante testar a hipótese com os dados do Censo de 2010. Estudos mais amplos devem utilizar outras medidas de desenvolvimento econômico (Luci e Thvenon, 2010), tais como a participação das mulheres no mercado de trabalho, ascensão feminina e outras medidas específicas de gênero, com vistas a testar os vínculos entre variação de fecundidade e normas institucionais e sociais no Brasil. Atenção especial deve ser conferida às mudanças na participação das mulheres no mercado de trabalho e no *status* feminino na sociedade (Brewster e Rindfuss, 2000), visto que diversas pesquisas têm concluído, para alguns países europeus, uma relação positiva entre níveis de fecundidade e a participação da força de trabalho feminina (Billari e Kohler, 2004).

## REFERÊNCIAS

- ALVES, J. E. D. **As políticas populacionais e o planejamento familiar na América Latina e no Brasil**. Rio de Janeiro: ENCE, 2006. (Textos para Discussão).
- ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. Timing of childbearing in low fertility regime: how and why Brazil is different? *In*: IUSSP INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE, 26., 2009, Marrocos. **Anais...** Marrocos: International Union for the Scientific Study of Population, 2009.
- AMORIM, F.; BONIFÁCIO, G. Tendências e diferenças na prevalência de métodos contraceptivos: uma análise a partir das DHS realizadas no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 17., 2010, Caxambu, Minas Gerais. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2010.
- ANDREWS, D. W. K.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, v. 62, p. 1.383-1.414, 1994.
- BALTER, M. The baby deficit. **Science**, v. 312, p. 1.894-1.897, 2006.
- BERQUÓ, E.; CAVENAGHI, S. Fecundidade em declínio: breve nota sobre a redução no número médio de filhos por mulher no Brasil. **Novos estudos**, v. 74, p. 11-15, 2006.

BERQUÓ, E.; GARCIA, S.; LAGO, T. (Coords.). **Pesquisa nacional de demografia e saúde da criança e da mulher: PNDS 2006**. São Paulo: CEBRAP, 2008. (Relatório final). Disponível em: <<http://goo.gl/6MRhK9>>.

BILLARI, F. C.; KOHLER, H.-P. Patterns of low and lowest-low fertility in Europe. **Population studies**, v. 58, p. 161-176, 2004.

BONGAARTS, J.; FEENEY, G. On the *quantum* and tempo of fertility. **Population and development review**, v. 24, n. 2, p. 271-291, Jun. 1998. Disponível em: <<http://goo.gl/88Joxw>>.

BONGAARTS, J.; WATKINS, S. C. Social interactions and contemporary fertility transitions. **Population development review**, v. 22, p. 639-682, 1996.

BREWSTER, K. L.; RINDFUSS, R. R. Fertility and women's employment in industrialized nations. **Annual review of sociology**, v. 26, p. 271-296, 2000.

BRYANT, J. R. Theories of fertility declines and the evidence from development indicators. **Population and development review**, v. 33, n. 1, p. 101-127, 2007.

CAETANO, A. J. O declínio da fecundidade e suas implicações: uma introdução. *In*: CAETANO, A. J.; ALVES, J. E. D.; CORREA, S. (Orgs.). **Dez anos de Cairo: tendências da fecundidade e do direito reprodutivo no Brasil**. Campinas: ABEP; UNFPA, 2006. p. 11-19.

CARVALHO, J.; BRITO, F. A demografia brasileira e o declínio da fecundidade no Brasil: contribuições, equívocos e silêncios. **Revista brasileira estudos populares**, v. 22, n. 2, p. 351-369, 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/SHhfC>>.

CARVALHO, J. Demographic dynamics in Brazil: recent trends and perspectives. **Brazilian journal of population studies** (special edition), 1998. Disponível em: <<http://goo.gl/fVoCH0>>.

DOEPKE, M. Accounting for fertility decline during the transition to growth. **Journal of economic growth**, v. 9, p. 247-283, 2004.

FARIA, V. Government policy and fertility regulations: unintended consequences and perverse effects. **Brazilian journal of population studies** (special edition), 1997-1998. Disponível em: <<http://goo.gl/jL78VJ>>.

FURUOKA, F. Looking for a J-shaped development-fertility relationship: do advances in development really reverse fertility declines? **Economics bulletin**, v. 29, n. 4, p. 3.067-3.074, 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/gCiHoC>>.

\_\_\_\_\_. The fertility-development relationship in the United States: new evidence from threshold regression analysis. **Economics bulletin**, v. 30, n. 3, p. 1.808-1.822, 2010.

HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v. 64, p. 413-430, 1996. Disponível em: <<http://goo.gl/ml1IRF>>.

\_\_\_\_\_. Inference in TAR model. **Studies in nonlinear dynamics and econometrics**, v. 2, n. 1, 1-14, 1997. Disponível em: <<http://goo.gl/iPcfcC>>.

\_\_\_\_\_. Sample splitting and threshold estimation. **Econometrica**, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000. Disponível em: <<http://goo.gl/P4YhUv>>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 1940**.

\_\_\_\_\_. **Censo Demográfico 1950**. Disponível em: <<http://goo.gl/6KWoSr>>.

\_\_\_\_\_. **Censo Demográfico 1960**. Disponível em: <<http://goo.gl/6KWoSr>>.

\_\_\_\_\_. **Censo Demográfico 1970**. Disponível em: <<http://goo.gl/6KWoSr>>.

\_\_\_\_\_. **Censo Demográfico 1980**. Disponível em: <<http://goo.gl/6KWoSr>>.

\_\_\_\_\_. **Censo Demográfico 1991**. Disponível em: <<http://goo.gl/6KWoSr>>.

\_\_\_\_\_. **Censo Demográfico 2000**. Disponível em: <<http://goo.gl/6KWoSr>>.

\_\_\_\_\_. **Censo Demográfico 2010**. Disponível em: <<http://goo.gl/6KWoSr>>.

LEE, R. The demographic transition: three centuries of fundamental change. **Journal of economic perspectives**, v. 17, n. 4, p. 167-190, 2003. Disponível em: <<http://goo.gl/xV8E4r>>.

LEE, R.; MASON, A. Fertility, human capital, and economic growth over the demographic transition. **European journal of population**, v. 26, p. 2, p. 159-182, 2010.

LUCI, A.; THVENON, O. Does economic development drive the fertility rebound in OECD countries? *In*: EUROPEAN POPULATION CONFERENCE (EPC 2010). Vienna, Austria. **Anais...** Vienna: Sept. 1-4, 2010.

MARTINE, G. Brazil's fertility decline, 1965-1995: a fresh look at key factors. **Population and development review**, v. 22, n. 2, 1996.

MERRICK, T.; BERQUÓ, E. **The determinants of Brazil's recent rapid decline in fertility**. Washington: National Academy, 1983.

MYRSKYLÄ, M.; KOHLER, H.; BILLARI, F. C. Advances in development reverse fertility rate. **Nature**, v. 460, p. 741-743, 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/CHvfTm>>.

MUNIZ, J. Spatial dependence and heterogeneity in ten years of fertility decline in Brazil: where, why and how fast. **Population review**, v. 48, n. 2, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/w0Oz0j>>.

ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. 2003.

POTTER, J.; SCHMERTMANN, C.; CAVENAGHI, S. Fertility and development: evidence from Brazil. **Demography**, v. 39, n. 2, 2002.

POTTER, J. *et al.* Mapping the timing, pace, and scale of fertility transition in Brazil. **Population and development review**, v. 36, n. 2, 2010.

RIOS-NETO, E. L. G. Questões emergentes na demografia brasileira. **Revista brasileira estudos populares**, v. 22, n. 2, 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/AXxl19>>.

WONG, L. L. R.; CARVALHO, J. A. O rápido processo de envelhecimento populacional do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. **Revista brasileira estudos populares**, v. 23, n. 1, p. 5-26, 2006. Disponível em: <<http://goo.gl/EOtZyY>>.

