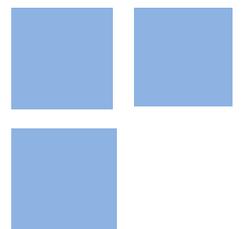


Novelas, Fecundidade e Desigualdade: Podemos construir alguma relação?

**MICHAEL FRANÇA
EDUARDO HADDAD**



Soap Opera, Fertility and Inequality: Can we build some relationship?

Michael França (michaeltulioramos@usp.br)

Eduardo Haddad (ehaddad@usp.br)

Research Group: NEREUS

Abstract:

There is a growing literature linking fertility and development. In certain contexts, fertility may become an important mechanism to enhance intergenerational propagation of socioeconomic inequalities. In this paper, we sought to explore the evidence provided by Ferrara, Chong, and Duryea (2012) that soap operas had a significant impact on women's fertility and used the variation of the time of the entry of the Globo Network in different areas to test whether the impact generated on fertility had some repercussion in the evolution of income inequality in Brazil.

Keywords: Fertility; Inequality; Gini; Theil

JEL Codes: J13; J16; L82; O15; Z13

Novelas, Fecundidade e Desigualdade: Podemos construir alguma relação?

Resumo:

Existe uma crescente literatura estabelecendo ligações entre fecundidade e desenvolvimento. Em determinados contextos, a fecundidade pode se tornar um importante mecanismo de propagação intergeracional de desigualdades socioeconômicas. Neste trabalho, procuramos explorar a evidência fornecida por Ferrara, Chong e Duryea (2012) de que as novelas tiveram um significativo impacto na fecundidade das mulheres e usamos a variação do momento da entrada da Rede Globo em diferentes áreas para testar se o impacto gerado na fecundidade teve alguma repercussão na dinâmica temporal da desigualdade de renda do trabalho no Brasil.

Palavras-Chave: Fecundidade; Desigualdade; Gini; Theil

1. Introdução

A taxa de fecundidade constitui uma variável relevante para explicar a evolução da desigualdade no Brasil? Qual seria a relevância de tal pergunta? O que já existe feito? E qual seria a contribuição dessa pesquisa para o assunto?

A profunda e rápida transição demográfica que o Brasil atravessa resultará em consideráveis desafios para as próximas gerações. Segundo informações do IBGE, em 1960, cada casal tinha em média 6,3 filhos e, em 2015, esse número passou para 1,7 (OLIVEIRA, 2015). Essa contínua redução do tamanho da família brasileira foi relativamente heterogênea no tempo e no espaço. Constata-se, em segmentos sociais correspondentes a contextos geográficos específicos e que se encontram em distintos estágios de desenvolvimento econômico e social, que os grupos populacionais mais vulneráveis e desfavorecidos em termos de educação, renda e trabalho tenderão a experimentar a maternidade precocemente e constituir famílias mais numerosas. Neste cenário, observa-se que mulheres residentes nas regiões periféricas e menos favorecidas registram, em média, uma fecundidade mais elevada do que aquelas moradoras nas áreas mais centrais e desenvolvidas do país (ALVES & CAVENAGHI, 2011; BERQUÓ & CAVENAGHI, 2006; SEADE, 2004).

Também vale ressaltar que o Brasil apresentou uma particularidade demográfica que merece uma atenção especial dos pesquisadores: a ampliação do rejuvenescimento do processo reprodutivo. A taxa de fecundidade das mulheres mais jovens (15 a 19 anos) passou de 17% da taxa total, em 1996, para 23% em 2006. No caso das mulheres mais velhas (acima de 35 anos), elas representavam 13% em 1996 e passaram a contribuir com 11% da taxa de fecundidade total em 2006. Ao mesmo tempo, temos uma dicotomia entre a idade em que mulheres ricas e pobres engravidam: as mulheres nos estratos superiores de renda têm o primeiro filho relativamente mais velhas (ALVES & CAVENAGHI, 2011; OLIVEIRA, 2015; PNDS, 2009).

Existem canais pelos quais países e regiões podem se beneficiar do fato das pessoas decidirem ter famílias menores. Isto porque, quando a fecundidade diminui, a proporção de adultos com idade para trabalhar na população tende a aumentar em relação à quantidade de crianças e idosos. A razão de dependência diminui e a força de trabalho se expande. Por sua vez, as mulheres assumem empregos remunerados, aumentando ainda mais a força de trabalho. Com uma quantidade menor de filhos, os pais podem investir mais na educação de cada criança e no seu próprio desenvolvimento, aumentando, assim, o capital humano e a produtividade da economia (BECKER & MURPHY, 1990; GALOR, 2006). Além disso, as pessoas tendem a poupar mais e ampliar as fontes de investimento (BLOOM, CANNING, & GRAHAN, 2003). Com isso, esperamos um crescimento na renda familiar *per capita* e, conseqüentemente, a estrutura da demanda das famílias

poderá sofrer significativas alterações, diminuindo o peso relativo de produtos de necessidades primárias e aumentando a demanda por produtos e serviços mais complexos.

De forma simplificada, um determinado país pode passar por três estágios da queda da fecundidade. Num primeiro momento, as famílias ricas diminuiriam sua fecundidade consideravelmente. Neste estágio, temos um grande diferencial de fecundidade entre pobres e ricos. No segundo estágio, as famílias de renda média imitariam o padrão de fecundidade das famílias ricas. Finalmente, no terceiro estágio, as famílias mais pobres conseguiriam reduzir o tamanho de suas famílias.

Quando os países pobres começam a crescer, essas disparidades podem se ampliar. A taxa de fecundidade de todo o país começa a cair, mas as famílias dos estratos de renda mais elevados diminuem mais rapidamente do que as famílias dos estratos mais baixos (HAUSMANN & SZEKELY, 2001). Dito de outra forma, os ricos lideram o declínio da fecundidade e isso pode produzir um aumento na desigualdade de renda. Isto porque eles capturaram primeiro os benefícios da mudança demográfica. De um lado, tem-se famílias ricas casando entre si, transmitindo uma variedade de recursos tangíveis e intangíveis de dois indivíduos para um único filho, como por exemplo, herança, capital cultural, capital social e todo um sistema de crenças que afetará diretamente o desenvolvimento da criança (BOWLES & GINTIS, 2002; FERNÁNDEZ & ROGERSON, 2001; HAKAK & FIRPO, 2017; PEREIRA & SANTOS, 2016). De outro lado, verificam-se famílias em vulnerabilidade social gerando uma maior quantidade de crianças, que possivelmente continuarão no mesmo estrato social dos pais.

Famílias pobres parecem enfrentar uma espécie de “armadilha da pobreza demográfica” gerada pela fecundidade. A pobreza na geração dos pais promove maior fecundidade que está associada à pobreza na próxima geração. A tendência para ter famílias grandes e pobres parece ser transmitida dos pais para os filhos. Por um lado, famílias ricas são mais propensas a educar seus filhos e possuem maior acesso a cultura, informações e métodos anticoncepcionais, de modo que há uma transmissão intergeracional de recursos, acentuando-se o processo de acumulação e concentração de renda.

Assim, uma das maneiras de se pensar a desigualdade é analisar o processo gerador da população. Colocando em outras palavras: de qual estrato social é a origem de cada indivíduo da população? Considerando um cenário hipotético sem mobilidade social, onde os mais ricos postergam o nascimento do primeiro filho e decidem constituir famílias pequenas, enquanto os mais pobres tendem a estabelecer famílias relativamente maiores e ter filhos relativamente jovens, espera-se que a taxa de crescimento da população mais pobre seja relativamente superior à da

população mais rica. Desta forma, em cada ponto do tempo tem-se uma mudança da composição da população, em que uma parcela expressiva da sociedade vem de camadas pobres e vulneráveis.

A causalidade aqui é relativamente complexa. Pessoas que “começam” pobres e desfavorecidas são mais propensas a ter filhos relativamente cedo e constituir famílias numerosas. Nesse sentido, a estrutura familiar não causa necessariamente a pobreza, mas a revela. Entretanto, a escolha do número de filhos pode exacerbar as desigualdades existentes, tornando-se um mecanismo fundamental pelo qual a pobreza é transmitida entre gerações¹.

2. Taxa de fecundidade: alguns fatos estilizados

A fecundidade caiu em todas as regiões do país², em todos os grupos sociais, mas com ritmos distintos. Diferenciais importantes são encontrados quando condicionamos a fecundidade por renda, escolaridade e idade. Vale ressaltar que, ao longo do tempo, os diferenciais de fecundidade entre ricos e pobres tendem a diminuir. Todavia, indivíduos mais pobres reduzem suas taxas de fecundidade mais lentamente que os mais ricos. Por exemplo, em 1991, enquanto a taxa de fecundidade do grupo com rendimento médio mensal domiciliar *per capita* de até ¼ de salário mínimo foi de 5,5, a taxa do grupo com rendimento de 5 ou mais salários mínimos foi de 1,2. Em relação à escolaridade, verifica-se uma alta taxa de fecundidade quando a mulher apresenta baixo nível educacional. Nesse cenário, enquanto as mulheres sem instrução tiveram uma taxa de 4,8 filhos em 1991, as mulheres com 12 anos ou mais de estudo tinham uma taxa de fecundidade de 1,3. Nesse mesmo ano, cerca de 34% das mulheres tiveram uma taxa de fecundidade maior que 3 filhos (BERQUÓ & CAVENAGHI, 2006).

Observa-se também uma substancial particularidade na distribuição da fecundidade quando se leva em consideração a faixa etária. A idade média das mulheres ao terem seus primeiros filhos reduziu-se em quase 1 ano (25,6 anos, em 1991, e 24,8 anos, em 2000). Esta diminuição reflete o já mencionado rejuvenescimento que a fecundidade das mulheres no Brasil experimentou em alguns segmentos da população (ALVES & CAVENAGHI, 2011; IBGE, 2005). Enquanto nos países da Europa com baixa fecundidade as mulheres têm filhos tardiamente, as brasileiras têm filhos relativamente mais cedo. Neste cenário, tem-se que países como Itália e Espanha apresentam o pico da distribuição da taxa de fecundidade por idade específica no grupo entre 30-34 anos e, no Brasil, o pico da distribuição está no grupo com 20-24 anos de idade. Basicamente, isso é derivado do fato de que as mulheres de baixa renda têm filhos relativamente mais jovens (ALVES & CAVENAGHI, 2011).

¹ Essas questões têm sido submetidas a uma investigação pouco frequente na literatura especializada. Por exemplo, uma busca online de livros e artigos contendo as palavras *inequality and fertility* rende 523 itens, *inequality and education* rende 1.680 itens e *inequality and poverty* rende 59.200 itens.

² Para informações sobre a queda da taxa de fecundidade por região brasileira, ver **Tabela 1** no apêndice.

Desta forma, têm-se dois fatos estilizados em relação à evolução da fecundidade brasileira: *Fato 1* - diferencial de fecundidade entre ricos e pobres; *Fato 2* – diferencial de idade com que ricos e pobres têm o primeiro filho. Esta dinâmica faz com que, em determinadas regiões, particularmente naquelas onde se faz presente uma concentração maior de famílias de baixa renda, verifique-se elevado crescimento populacional e uma forte presença de crianças e adolescentes no total da população³.

3. Fecundidade e desigualdade

Apesar de relativamente pequena, a literatura que procura explorar os diferentes canais pelos quais a fecundidade pode afetar a estrutura socioeconômica tem crescido⁴. Segundo Kremer e Chen (2002), alguns autores têm explorado o impacto do diferencial de fecundidade na distribuição de renda usando uma abordagem Markoviana (LAM, 1986; CHU & KOO, 1990; PRESTON & CAMPBELL, 1993; MARE, 1997). No modelo Dahan e Tsiddon (1998), os pobres não investem em educação enquanto os ricos investem. Conseqüentemente, não existe mobilidade intergeracional e a alta fecundidade da população pobre aumenta sua proporção e, conseqüentemente, conduz a maior desigualdade.

Enquanto Althaus (1980) explora os efeitos de um diferencial de fecundidade entre os ricos e pobres dado de forma exógena no crescimento da economia, Dahan e Tsiddon (1998) analisam o diferencial de fecundidade de forma endógena. Em Galor e Zang (1997), a desigualdade afeta o crescimento através do seu efeito na fecundidade e no capital humano. Perotti (1996) e Barro (2000) investigam o papel da demografia na compreensão dos efeitos na distribuição de renda.

Já Kremer e Chen (2002) analisam um importante mecanismo de retroalimentação da desigualdade. Segundo os autores, o significativo diferencial de fecundidade entre os trabalhadores com alto e baixo nível educacional encontrado em alguns países em desenvolvimento, juntamente com a persistência intergeracional dos níveis de educação, são dois relevantes elementos que torna a tarefa de reduzir a desigualdade desses países relativamente mais difícil⁵. O diferencial e a distribuição da

³ Como medida ilustrativa, encontra-se no apêndice uma tabela mostrando algumas cidades em que quase metade dos moradores são crianças (**Tabela 2**). Diversos locais do território brasileiro apresentam tal padrão. De acordo com um estudo da Fundação SEADE, no estado de São Paulo os municípios socialmente menos favorecidos possuem as maiores taxas de fecundidade, enquanto os municípios mais ricos apresentam as menores taxas de fecundidade (SEADE, 2004). No caso da cidade de São Paulo, o estudo selecionou distritos da capital para representar diferentes estágios de desenvolvimento: Guaianases representa o distrito menos desenvolvido e Pinheiros o distrito mais desenvolvido. Em Pinheiros, a fecundidade das mulheres com menos de 19 anos foi de apenas 5,9% do total. Já em Guaianases, este grupo respondeu por 17%. Entretanto, tal fato não é uma particularidade da capital paulista. Neri (2010) chama a atenção para o fato da gravidez precoce nas favelas cariocas ter aumentado e a taxa de fecundidade das adolescentes das favelas serem cerca de quatro vezes maior que em bairros ricos. Usando um pseudo painel, Narita e Diaz (2016) encontram efeitos da gravidez na adolescência na conclusão do ensino médio e a participação no mercado de trabalho.

⁴ BECKER, PHILIPSON e SOARES (2005), BECKER e TOMES (1985), LEE (2003), MELO e SCHNEIDER (2010), MILLER (2010), GALOR e KLEMP (2014), GALOR e WEIL (1996).

⁵ Ferreira e Veloso (2003) usaram dados da PNAD de 1996 e apresentaram evidências da baixa mobilidade intergeracional de educação no Brasil. Ademais, a mobilidade foi menor para filhos de pais com pouca escolaridade do que para filhos de pais com escolaridade mais elevada. Os dados da PNAD de 2014 mostraram que pouca coisa mudou nesse cenário. Cerca de 4% das pessoas cujos pais não têm instrução completaram o nível superior, enquanto aqueles pais que apresentavam ensino

fecundidade tendem a aumentar a proporção de trabalhadores de baixa qualificação, reduzindo seus salários. Visto que salários baixos geram um custo de oportunidade menor para se ter uma criança, temos um cenário com positiva retroalimentação⁶.

Assim, Kremer e Chen (2002) examinaram a relação entre desigualdade e diferencial de fecundidade e, usando dados de vários países, encontraram que a maior desigualdade tenderia a estar associada com um maior diferencial de fecundidade dentro de um país. Um aumento inicial na fração de trabalhadores desqualificados produz um efeito multiplicador nas gerações subsequentes. No entanto, uma melhora nas oportunidades educacionais para um pequeno número de crianças de trabalhadores desqualificados tem o potencial de criar um forte impacto na distribuição de habilidades e gerar um estado estacionário significativamente mais igualitário.

Croix e Doepke (2003) partem da análise de Kremer e Chen (2002) e desenvolvem uma nova ligação teórica entre desigualdade e crescimento. Eles destacam que o diferencial de fecundidade entre os ricos e pobres importa porque afeta diretamente a acumulação de capital humano. Nesse modelo, os pobres tendem a ter muitos filhos e investir pouco na educação, o que pode reduzir o nível de capital humano médio de um determinado país. Assim, economias menos equitativas costumam ter altos diferenciais de fecundidade, acumular menos capital humano e apresentar uma menor taxa de crescimento econômico. Os resultados empíricos e a análise quantitativa do modelo sugerem que o canal do diferencial de fecundidade é importante para explicar a relação transversal entre desigualdade e crescimento. Desta forma, os autores argumentam que estes resultados apontam que não é o crescimento agregado da população que importa, mas a distribuição da fecundidade dentro da população. Em outras palavras, quem está tendo os filhos importa mais do que a quantidade de crianças.

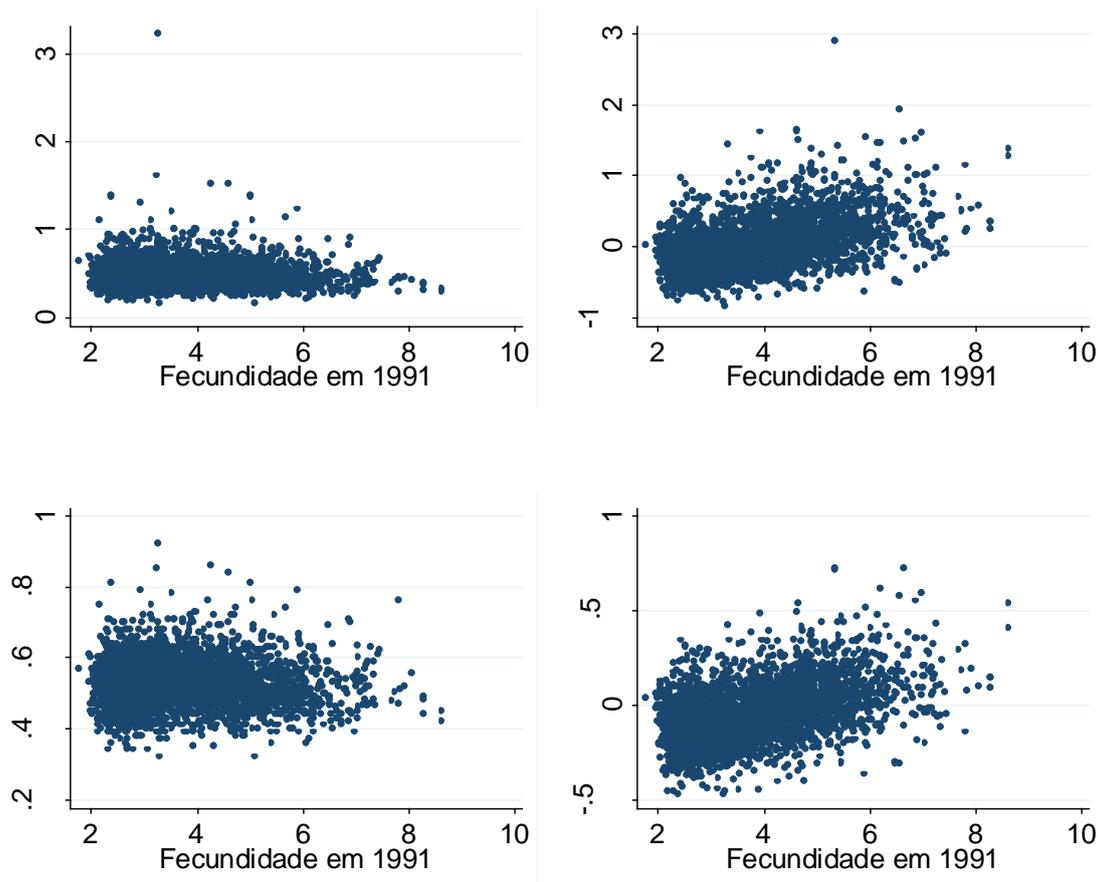
Assim, a fecundidade pode se tornar um importante vetor na luta contra a desigualdade socioeconômica. Na **Figura 1** abaixo, verifica-se que não existe uma relação aparente entre fecundidade e os índices de Gini e de Theil-L das Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs) em 1991⁷. Entretanto, a fecundidade de 1991 nas AMCs apresentou uma correlação positiva com a taxa de variação do Gini e Theil-L entre 1991 e 2010, sugerindo assim, que aqueles locais que tiveram maior taxa de fecundidade tiveram um desempenho pior na dinâmica temporal desses índices de desigualdade.

superior praticamente não tinham filhos sem instrução. Adicionalmente, estes dados reforçou a importância da escolaridade dos pais no rendimento médio dos filhos no mercado de trabalho. Isto porque, quando se compara indivíduos com o mesmo nível educacional, verifica-se que o rendimento médio é superior para aqueles com pais mais escolarizados. Desta forma, nota-se que a estrutura familiar impacta tanto a educação dos filhos quanto seus rendimentos (IBGE, 2016).

⁶ O custo de oportunidade está diretamente relacionado com o salário, ou seja, para aqueles indivíduos que têm um salário alto, o tempo gasto com a criança representa um custo considerável e, tal fato, seria um incentivo econômico que afeta as pessoas na decisão da escolha da quantidade de filhos. Nesse sentido, seguindo a ótica de Kremer e Chen (2002), uma diminuição da fecundidade dos trabalhadores com menores níveis educacionais traduz-se em uma menor oferta deste tipo de trabalhador. Este fato poderia aumentar os salários das futuras gerações de trabalhadores menos qualificados e, por sua vez, isto aumentaria o custo de oportunidade de se ter filhos e resultaria num incentivo adicional para a contínua diminuição da taxa de fecundidade.

⁷ Para maiores informações sobre o índices de Gini e Theil-L, ver **Quadro 1** no apêndice.

Figura 1: Dispersões do Gini e Theil-L com a fecundidade, por AMCs



Fonte: Elaboração própria a partir de informações dos Censos Demográficos de 1991 e 2010.

4. Metodologia proposta

A equação estrutural de interesse é:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \theta F_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que y_{it} é uma medida de desigualdade no tempo t ; β são parâmetros desconhecidos; X_{it} são as variáveis de controle; F_{it} é a taxa de fecundidade; ε_{it} é o termo de erro aleatório com as propriedades usuais e i é o índice da unidade de observação denominada como Área Mínima Comparável (AMC)⁸.

Repare que a **Equação 1** não identifica o parâmetro de interesse θ corretamente, dado que a taxa de fecundidade é endógena. Diversos fatores, observáveis e não observáveis podem estar relacionados com a fecundidade como, por exemplo, religião, cultura, saúde, educação, renda, informação, etc. Famílias com certo grau de cultura ou religião em uma dada AMC podem ter um padrão sistemático de geração de filhos e, neste caso, o termo de erro não seria exógeno. Ademais, pode existir simultaneidade,

⁸ Os Censos Demográficos serão uma das bases de dados utilizadas. Sabe-se que esta base não é um estudo longitudinal e o indivíduo entrevistado numa determinada data não é necessariamente o mesmo em outra. Assim, uma possível unidade de comparação é a Área Mínima Comparável, pois são unidades territoriais que não se alteram no tempo.

pois AMCs com maiores taxas de fecundidade podem afetar a taxa de crescimento da desigualdade, e vice-versa, já que maior desigualdade pode gerar maior quantidade de famílias pobres, afetando a taxa de fecundidade conforme argumentos das seções anteriores. Assim, para contornar estes problemas, uma possibilidade seria encontrar alguma variação exógena que permita identificar os parâmetros da **Equação 1**.

4.1. Estratégia de identificação

Para estimar corretamente a relação da **Equação 1** seria necessário que as taxas de fecundidade entre as AMCs fossem distribuídas de forma aleatória, ou seja, a variável de interesse não deveria ser correlacionada com nenhuma característica não observável das famílias dentro das AMCs. No entanto, sabe-se que isto não é verdade e, portanto, deve-se utilizar alguma variação exógena na taxa de fecundidade para se obter parâmetros consistentes. Assim, os próximos parágrafos argumentam que um experimento natural, que afetou a decisão de ter filhos, ocorrido no Brasil a partir da década de 70, será investigado como uma possibilidade de identificação do efeito desejado.

Desde o trabalho de Becker (1981) as pesquisas sobre decisões familiares se intensificaram em diversas áreas. Vários fatores foram incorporados em um contexto microeconômico para dar suporte a variáveis como alocação do tempo, divisão do trabalho nos domicílios, decisões de casamento e, o interesse deste projeto, a demanda por crianças. Diante desta nova linha de pesquisa, diversos trabalhos nasceram e dentre esses surge a possibilidade de verificar quais são as variáveis que determinam a decisão de ter filhos. Sabe-se que algumas destas características estão bem definidas na literatura, como por exemplo, educação, religião, renda, participação feminina no mercado de trabalho, etc. Por outro lado, outras covariadas, não muito óbvias, foram incorporadas recentemente. Dentre estas se tem a influência das mídias sobre o comportamento dos indivíduos e domicílios como, por exemplo, homicídios (CENTERWALL, 1989), agressão física (JOY, 1978), votos (DELLAVIGNA & KAPLAN, 2007), desempenho escolar (GENTZKOW & SHAPIRO, 2008), divórcio (CHONG & FERRARA, 2009) e fecundidade (FERRARA, CHONG, & DURYEY, 2012; KEARNEY & LEVINE, 2015; TRUDEAU, 2016). Neste caso tem-se a seguinte pergunta: como a variação exógena, advinda de alguma mídia pode afetar a decisão de ter filhos e, conseqüentemente, a taxa de fecundidade?

Nesse artigo, exploramos a possibilidade de usar a variação exógena da entrada da Rede Globo nos municípios brasileiros como instrumento para a taxa de fecundidade. O canal de transmissão está relacionado com a exposição aos programas de televisão e o planejamento familiar: os indivíduos se identificam com os personagens e a composição familiar das novelas brasileiras e passam a replicar, sempre que possível, o comportamento verificado na mídia. Nas palavras de Ferrara, Chong e Duryea (2012, p.7): *“Television families are small, rich, and happy. The families portrayed as common people are poor, contain more children, and the faces reveal unhappiness. To sum up, constant exposure to*

smaller, less-burdened television families, may have created a preference for fewer children and greater sensitivity to the opportunity costs of raising children”⁹.

O instrumento utilizado advém da base de dados de Ferrara, Chong e Duryea (2012) e consiste em uma variável binária que assume o valor 1 quando a AMC i está dentro do sinal de cobertura da Globo no ano t e zero caso contrário. Por fim, cabe ressaltar que os resultados apresentados abaixo são todos advindos desta variação da entrada da Rede Globo nas AMCs e, portanto, estão relacionados à parcela da taxa de crescimento da desigualdade que pode ser explicada a partir dessa variação exógena¹⁰.

4.1.1 Equações estimadas

As equações e parâmetros estimados utilizou o tradicional estimador de variável instrumental. Considere a seguinte especificação de primeiro estágio:

$$\ln(F_{i,1991}) = \gamma_0 + \gamma \ln(X_{i,1991}) + \varphi G_{i,70/80} + \epsilon_{i,1991} \quad (2)$$

$$\ln(F_{i,1991}) = \gamma_0 + \gamma \ln(X_{i,1991}) + \varphi_0 G_{i,70/80} + \varphi_1 G_{i,80/90} + \epsilon_{i,1991} \quad (3)$$

Em que a variável $G_{i,70/80}$ assume o valor 1 em todas as AMCs que tiveram sinal da Globo durante a década de 70 e zero caso contrário. Já a variável $G_{i,80/90}$, assume o valor 1 em todas as AMCs que tiveram sinal da Globo durante a década de 80 e zero caso contrário.

O segundo estágio utiliza os resultados do primeiro estágio e estima a **Equação 4**:

$$\ln\left(\frac{y_{i,2010}}{y_{i,1991}}\right) = \beta_0 + \beta \ln(X_{i,1991}) + \theta \ln(\hat{F}_{i,1991}) + \epsilon_{i,1991} \quad (4)$$

Espera-se que no primeiro estágio exista uma relação negativa entre a Rede Globo e a taxa de fecundidade; já no segundo estágio, espera-se uma relação positiva mostrando que maior taxa de fecundidade implicaria em maior crescimento da taxa de desigualdade entre os períodos 1991 e 2010.

⁹ O canal de transmissão pode ser resumido por meio da **Figura 2** no apêndice. De fato, a exposição à mídia televisiva afeta potencialmente a demanda por filhos. Keane e Levine (2015) e Trudeau (2016) estimam o efeito do programa “*MTV 16 and pregnant*” nos EUA sobre a probabilidade de ter filhos. Estes autores encontram uma redução em torno de 4% na probabilidade de gravidez precoce devido à exposição das adolescentes ao programa da MTV. Para o Brasil as estimações de Ferrara, Chong e Duryea (2012) encontram que a entrada da Rede Globo nos municípios brasileiros levou a uma redução na probabilidade de ter filhos equivalentes a aproximadamente 4.6% e, este efeito, foi mais forte para as mulheres de baixo status socioeconômico. Tendo argumentado sobre o canal de transmissão e o impacto sobre a decisão de ter filhos, resta mostrar que a entrada da emissora Rede Globo nos municípios foi de fato exógena. A Rede Globo começou a operar em 1965 e sua expansão ao longo dos anos, através da concessão governamental, foi motivada pelo clientelismo político do governo militar sendo uma importante fonte de difusão cultural e política. A liberação de funcionamento pelos governos para a entrada da emissora nos municípios foi puramente aleatória não levando em consideração nenhum critério de região, renda ou quaisquer outras características observáveis ou não observáveis que possam afetar e tendência da fecundidade (FERRARA, CHONG, & DURYEY, 2012). Ademais, os autores fazem diversos testes de robustez com o intuito de verificar se existe algum motivo que afeta a entrada da emissora nas regiões e os resultados mostram que nenhuma característica observável está relacionada com a expansão da Rede Globo. Deste modo, fica claro que o instrumento atende as propriedades teóricas da correlação (testada na parte empírica) com a variável de interesse (fecundidade) e o critério de exogeneidade (no sentido de Wooldridge (2010)).

¹⁰ No apêndice, o **Gráfico 1** e a **Figura 3** mostram, respectivamente, a expansão do sinal da Rede Globo ao longo do tempo e através do espaço.

4.1.2 Base de dados

A primeira fonte de dados consiste nos microdados advindos do Censo Demográfico realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 1991 e 2010. A pesquisa abrange todo o território nacional e possui todas as variáveis relevantes, descritas a seguir, para estimar as equações apresentadas na primeira proposta de identificação. A segunda fonte de dados advém da Ferrara, Chong e Duryea (2012) e consiste nas informações sobre a cobertura da Rede Globo nas AMCs. Assim, a base final é o *matching*, conforme o código identificador da AMC, entre o Censo e a base da Ferrara, Chong e Duryea (2012). As variáveis utilizadas são apresentadas no **Quadro 1**.

Quadro 1: Variáveis utilizadas nas estimações

Nome	Definição	Fonte
<i>Variáveis dependentes</i>		
Índice de Theil - L	Mede a desigualdade na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita, excluídos aqueles com renda domiciliar per capita nula. É o logaritmo da razão entre as médias aritmética e geométrica da renda domiciliar per capita dos indivíduos, sendo nulo quando não existir desigualdade de renda entre eles e tendente ao infinito quando a desigualdade tender ao máximo.	Calculado a partir do CENSO (1991) e (2010)
Índice de Gini	Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda domiciliar per capita de todos os indivíduos tem o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda). O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes.	Calculado a partir do CENSO (1991) e (2010)
% de pobres	Proporção dos indivíduos com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais, em reais de agosto de 2010. O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes.	Calculado a partir do CENSO (1991) e (2010)
% de vulneráveis	Proporção dos indivíduos com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 255,00 mensais, em reais de agosto de 2010, equivalente a 1/2 salário mínimo nessa data. O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes.	Calculado a partir do CENSO (1991) e (2010)
<i>Variáveis independentes</i>		
Rede Globo	Dummy que assume o valor 1 se a Rede Globo possui sinal no ano t na AMC j e zero caso contrário	La Ferrara, Chong e Duryea (2012)
Fecundidade	Número médio de filhos que uma mulher deverá ter ao terminar o período reprodutivo (15 a 49 anos de idade).	Calculado a partir do CENSO (1991)
Analfabetos	Razão entre a população de 18 anos ou mais de idade que não sabe ler nem escrever um bilhete simples e o total de pessoas nesta faixa etária multiplicado por 100.	Calculado a partir do CENSO (1991)
Domicílios Particulares	Refere-se à população residente em domicílios particulares permanentes, excetuando-se aqueles com renda nula	Calculado a partir do CENSO (1991)
Mulheres Chefe	Razão entre o número de mulheres que são responsáveis pelo domicílio, não têm o ensino fundamental completo e têm pelo menos 1 filho de idade inferior a 15 anos morando no domicílio e o número total de mulheres chefes de família multiplicado por 100. São considerados apenas os domicílios particulares permanentes.	Calculado a partir do CENSO (1991)

Fonte: Elaboração Própria.

5. Resultados

Por meio do teste de diferenças de médias considerando as AMCs onde a Globo entrou na década de 70, constata-se que aquelas que tiveram o sinal nesse período apresentaram uma taxa de fecundidade

significativamente menor em 1991. Além disso, também se verifica que a evolução do índice de Theil-L entre 1991 a 2010 foi significativamente melhor para aquelas AMCs que primeiramente tiveram o sinal da emissora. Com o índice de Gini, não ocorre o mesmo (ver **Tabela 3** no Apêndice).

Por meio da **Tabela 4** no apêndice, constata-se que a regressão usando OLS apresenta a relação positiva entre fecundidade e a evolução dessas medidas de desigualdade. Ademais, constata-se que os sinais dos controles selecionados para esta regressão apresentam o sinal esperado. Como uma primeira tentativa de explorar os dados lidando com a questão da endogenidade, realizou-se a estimação especificada acima usando IV. O coeficiente estimado da Rede Globo no primeiro estágio foi negativo e estatisticamente significativo (ver **Tabela 5** no apêndice). Em relação aos resultados do segundo estágio, as estimativas foram na direção esperada, ou seja, a fecundidade teve impacto positivo e significativo na desigualdade (ver **Tabela 6** no apêndice).

Conforme mencionado anteriormente, considerando um cenário de baixa mobilidade social, o diferencial de fecundidade entre ricos e pobres pode ter um impacto direto na composição intertemporal da população, onde a taxa de crescimento da população pobre e vulnerável será relativamente superior à da população rica. Desta forma, usando essa primeira metodologia de análise, se verifica que a fecundidade de 1991 teve uma relação positiva e significativa na evolução da proporção de pobres e vulneráveis no Brasil entre 1991 a 2010 (ver **Tabela 7** no Apêndice).

6. Considerações finais

A estrutura da formação da população de uma nação é um importante ponto de partida para se pensar no seu desenvolvimento. No que se refere à evolução da taxa de fecundidade brasileira, duas dimensões específicas deveriam merecer uma atenção especial dos pesquisadores: i) a heterogeneidade espacial da taxa de fecundidade quando condicionamos por renda, escolaridade e idade; e ii) seus eventuais impactos na desigualdade de oportunidades.

Nessa versão do trabalho, procuramos explorar o impacto da fecundidade na distribuição de renda do trabalho, usando a entrada da Rede Globo como variação exógena. Considerando a metodologia empregada nesse estudo, os resultados iniciais sugerem uma relação positiva entre fecundidade e a dinâmica temporal da desigualdade. Com o intuito de se verificar a robustez desses resultados, o próximo passo natural do nosso trabalho será considerar outras especificações e metodologias. Vale ressaltar também que essa primeira estratégia de identificação apresenta algumas limitações: i) as pessoas podem migrar e impactar a evolução da desigualdade; ii) a entrada da Globo pode afetar a desigualdade por outros canais.

A migração é uma limitação facilmente contornável, isto porque existe a possibilidade de realizar as estimações desconsiderando os indivíduos que migraram. No que se refere à entrada da Rede Globo,

seria necessário verificar a hipótese de que o sinal da emissora não estaria afetando a desigualdade por outros canais além da fecundidade, respeitando assim, a hipótese de restrição de exclusão de uma variável instrumental. Nesse sentido, vale destacar que Ferrara, Chong e Durvea (2012) chamam a atenção para a possibilidade de a entrada da emissora ter impactado na reorientação das crenças da função da mulher na sociedade. Chong e Ferrara (2009) encontram evidências de que a Rede Globo teve um impacto positivo na taxa de divórcio. Assim, tal fato precisa ser levado em consideração na especificação do modelo. Pretendemos aprofundar na temática e procurar contornar essas e outras possíveis limitações no futuro desenvolvimento da pesquisa.

Referências

- ALTHAUS, P. (1980). Differential Fertility and Economic Growth. *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, 136(2), pp.309–26.
- ALVES, J., & CAVENAGHI, S. (2011). Diversity of childbearing behavior in the context of below-replacement fertility in Brazil. *Population Division. United Nations – Department of Economic and Social Affairs*, Expert Paper. Nº 2011/8.
- BARRO, R. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), pp. 5–32.
- BECKER, G., & MURPHY, K. (1990). Human Capital, Fertility, and Economic. *Journal of Political Economy*, 98(5): S12-S37.
- BECKER, G., & TOMES, N. (1985). Human Capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, S1-S39.
- BECKER, G., PHILIPSON, T., & SOARES, R. (2005). The Quantity and Quality of life and the evolution of world inequality. *The American Economic Review*, 277-291.
- BERQUÓ, E., & CAVENAGHI, S. (2006). Fecundidade em Declínio – Breve nota sobre a redução no número médio de filhos por mulher no Brasil. *Novos Estudos*, 74.
- BLOOM, D., CANNING, D., & GRAHAN, B. (2003). Longevity and Life-Cycle Savings. *Scandinavian Journal of Economics*, 105(3): 319-38.
- BOWLES, S., & GINTIS, H. (2002). The Inheritance of Inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 16(3): 3-30.
- CENTERWALL, B. (1989). Exposure to television as a risk factor for violence. *American Journal of Epidemiology*, Vol. 129, p.643-652.
- CHONG, A., & FERRARA, E. (2009). Television and divorce: Evidence from Brazilian novelas. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 7, 458-468.
- CHU, C., & KOO, H. (1990). Intergenerational Income-Group Mobility and Differential Fertility. *American Economic Review*, 80(5), 1125-1138.
- CROIX, D., & DOEPKE, M. (2003). Inequality and Growth: Why differential fertility matters. *The American Economic Review*.
- DAHAN, M., & TSIDDON, D. (1998). Demographic Transition, Income Distribution, and Economic Growth. *Journal of Economic Growth*, 3(1), pp. 29–52.
- DELLAVIGNA, S., & KAPLAN, E. (2007). The Fox News effect: Media bias and voting. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 122, 1187-1234.
- FERNÁNDEZ, R., & ROGERSON, R. (2001, november). Sorting and long-run inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 4, p. 1305-1341.

- FERRARA, E., CHONG, A., & DURYEYEA, S. (2012). Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol.4, n0.4, October.
- FERREIRA, S., & VELOSO, F. (2003). Mobilidade Intergeracional de Educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(3), 481-513.
- GALOR, O. (2006). Human Capital, Fertility and Growth. *Prepared for the New Palgrave*.
- GALOR, O., & KLEMP, M. (2014). The Biocultural Origins of Human Capital Formation. *NBER working paper*, 20474.
- GALOR, O., & WEIL, D. (1996). The Gender Gap, Fertility, and Growth. *American Economic Review*, 86(3), 374-87.
- GALOR, O., & ZANG, H. (1997). Fertility, Income Distribution, and Economic Growth: Theory and Cross-Country Evidence. *Japan and the World Economy*, 9(2), pp. 197–229.
- GENTZKOW, M., & SHAPIRO, J. (2008). Preschool television viewing and adolescent test scores: Historical evidence from the Coleman study. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, 279-323.
- HAKAK, L., & FIRPO, S. (2017). Household Income Inequality and Education in Marriage Market in Brazil: an empirical study.
- HAUSMANN, R., & SZEKELY, M. (2001). *Inequality and the Family in Latin America. Population matters : demographic change, economic growth, and poverty in the developing world*. New York: Oxford University pRESS.
- IBGE. (2005). Perfil Socioeconômico da maternidade nos extremos do período reprodutivo. *Diretoria de Pesquisas*.
- IBGE. (2016). *Mobilidade Sócio-Ocupacional: 2014*. Rio de Janeiro.
- JOY, A. (1978). Television exposure and children's aggressive behavior. *Thesis: The University of British Columbia*.
- KEARNEY, M., & LEVINE, P. (2015). Media Influences on Social Outcomes: the impact of MTVs 16 and pregnant on teen childbearing. *American Economic Review*, Vol. 105, n°12, p.3597-3632.
- KREMER, M., & CHEN, D. (2002). Income distribution dynamics with endogenous fertility. *Journal of Economic Growth*, 227-258.
- LAM, D. (1986). The Dynamics of Population Growth, Differential Fertility and Inequality. *American Economic Review*, 76(5), 1103-1116.
- LEE, R. (2003). The Demographic Transition: Three Centuries of Fundamental Change. *Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 167-190.
- MARE, D. (1997). Differential Fertility, Intergenerational Educational Mobility, and Racial Inequality. *Social Science Research*, 26(3), 263-291.

- MELLO, J., & SCHNEIDER, A. (2010). Assessing São Paulo's Large drop in homicides: The role of Demography and Policy Interventions. In *The Economics of Crime: Lessons for and from Latin America*. University of Chicago Press.
- MILLER, G. (2010). Contraception as Development? New Evidence from Family Planning in Colombia. *Economic Journal*, 120(545), 709-736.
- NARITA, R., & DIAZ, M. (2016). Teenage motherhood, education, and labor market outcomes of the mother: Evidence from Brazilian data. *Economia*, 17(2), 238-252.
- NERI, M. (2010). Desigualdades e favelas cariocas: a cidade partida está se integrando? *Centro de Políticas Sociais. FGV*.
- OLIVEIRA, J. (2015). Mudança Demográfica no Brasil no Início do Século XXI – Subsídios para as projeções da população. *Estudos e Análises – Informação Demográfica e Socioeconômica*.
- PEREIRA, L., & SANTOS, C. (2016). Casamentos seletivos e desigualdade de renda no Brasil.
- PEROTTI, R. (1996). Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say. *Journal of Economic Growth*, 1(2), pp.149–87.
- PNDS. (2009). Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher PNDS 2006 – Dimensões do Processo Reprodutivo e da Saúde da Criança. *Centro Brasileiro de Análise e Planejamento*.
- PRESTON, S., & CAMPBELL, C. (1993). Differential Fertility and the Distribution of Traits: the Case of I.Q. *American Journal of Sociology*, 98(5), 997-1019.
- SEADE. (2004). Natalidade e fecundidade em São Paulo: o risco da interpretação equivocada dos dados. *SP demográfico. Resenha de estatística vitais do Estado de São Paulo*, Ano 5 – nº12.
- TRUDEAU, J. (2016). The Role of New Media on Teen Sexual Behaviors and Fertility Outcomes – The Case of 16 and Pregnant. *Southern Economic Journal*, Vol. 82, p.975-1003.
- WOOLDRIDGE, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. London: MIT PRESS.

Apêndice

Tabela 1: Taxa de fecundidade total, segundo as Grandes Regiões – 1940/2010

Grandes Regiões	Taxa de fecundidade total							
	1940	1950	1960	1970	1980	1991	2000	2010
Brasil	6,16	6,21	6,28	5,76	4,35	2,89	2,38	1,90
Norte	7,17	7,97	8,56	8,15	6,45	4,20	3,16	2,47
Nordeste	7,15	7,50	7,39	7,53	6,13	3,75	2,69	2,06
Sudeste	5,69	5,45	6,34	4,56	3,45	2,36	2,10	1,70
Sul	5,65	5,70	5,89	5,42	3,63	2,51	2,24	1,78
Centro-Oeste	6,36	6,86	6,74	6,42	4,51	2,69	2,25	1,92

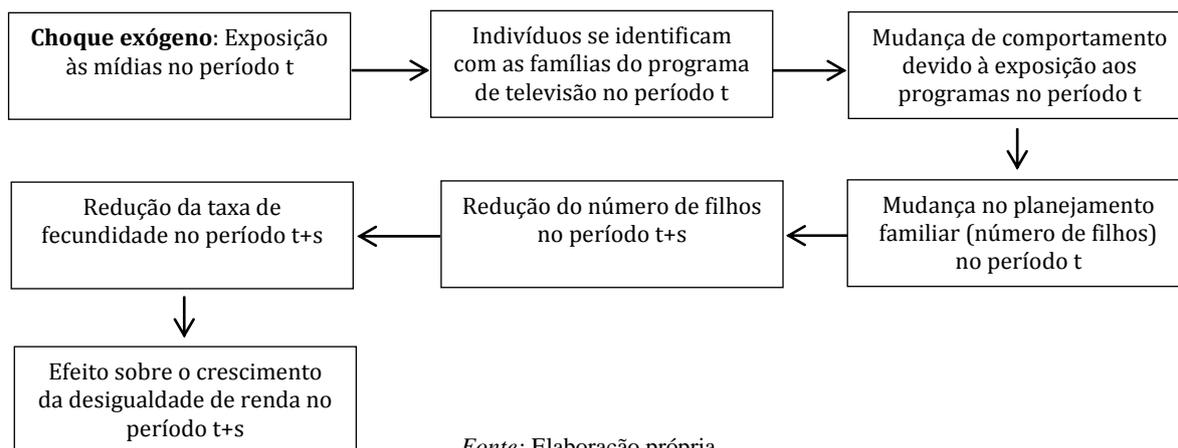
Fonte: IBGE, Censos Demográficos 1940/2010

Tabela 2: As cidades em que quase metade dos moradores são crianças - parcela dos moradores que têm até 14 anos

Cidade	Estado	% do Total (2010)
Uiramutã	Roraima	51,3%
Jordão	Acre	49,4%
Porto Walter	Acre	49,1%
Normandia	Roraima	47,9%
Marechal Thaumaturgo	Acre	47,2%
Santa Rosa do Purus	Acre	46,2%
Jutaí	Amazonas	45,5%
Ipixuna	Amazonas	44,9%
Portal	Para	44,8%
Alvarães	Amazonas	44,6%

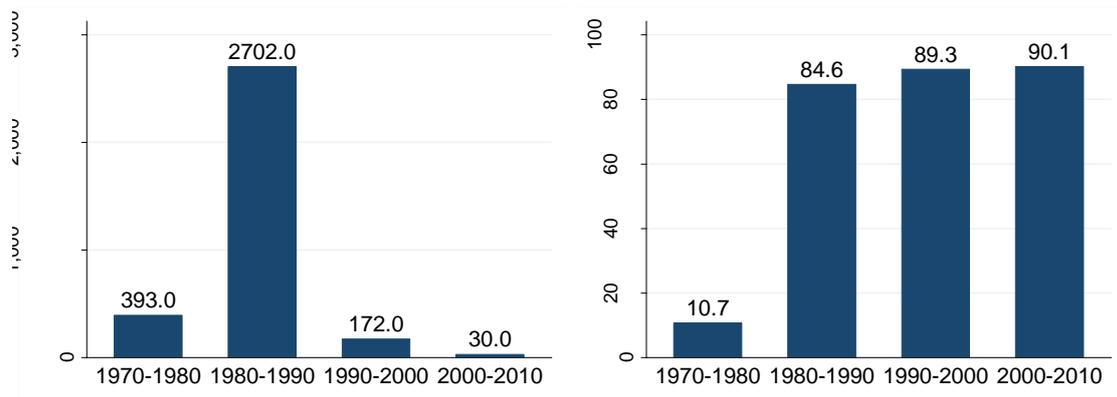
Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Demográfico de 2010

Figura 2: Canal de transmissão entre mídia, fecundidade e desigualdade



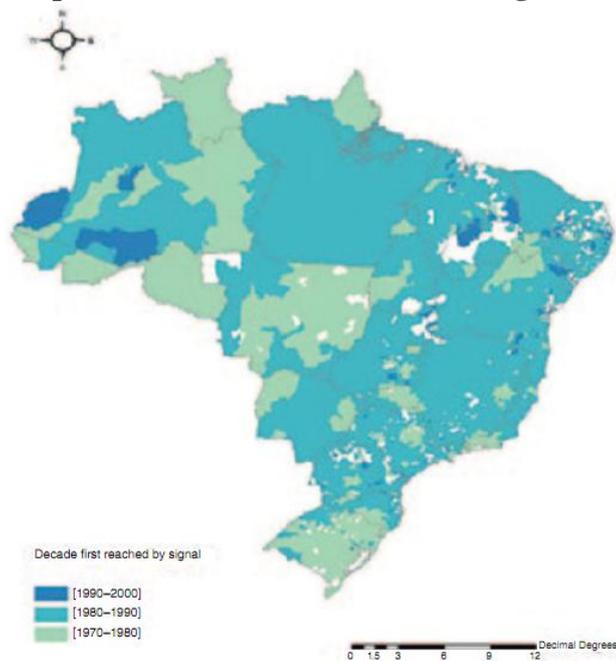
Fonte: Elaboração própria

Gráfico 1: Entrada e Cobertura da Globo



Nota: Elaboração própria a partir da base fornecida por Ferrara, Chong e Durvea (2012)

Figura 3: Expansão da Rede Globo entre as regiões brasileiras



Fonte: Ferrara, Chong e Duryea (2012)

Tabela 3: Efeitos Médios da Entrada da Rede Globo

Variável	Efeito Médio da Entrada		AMCs Sem Globo		AMCs com Globo	
	Efeito	Estatística t	Média	Erro Padrão	Média	Erro Padrão
Fecundidade	-0,54	8,69	3,71	0,02	3,17	0,05
Theil	-0,05	2,60	-0,03	0,01	-0,07	0,01
Gini	-0,01	1,15	-0,06	0,00	-0,06	0,01
Amostra	3.659		3.266		393	

Nota: Teste de diferença de médias considerando as AMCS com sinal da Rede Globo na década de 70. Como variáveis temos a fecundidade de 1991 e a taxa de variação dos índices de Theil e Gini entre 1991 a 2010.

Tabela 4: OLS

	(1)	(2)
	THEIL-L	GINI
Fecundidade	0.498*** (0.0226)	0.215*** (0.0107)
Analfabetos	0.0324*** (0.00713)	0.00791** (0.00327)
Domicílios Particulares	0.0161** (0.00794)	0.0180*** (0.00364)
Mulheres Chefe	0.0138 (0.0113)	0.00172 (0.00528)
Constante	-1.315*** (0.0530)	-0.613*** (0.0245)
Observações	3,650	3,650
R ²	0.274	0.233

Nota: A variável dependente representa a taxa de variação na medida de desigualdade nas áreas mínimas comparáveis entre 1991 e 2010. Os erros padrão robusto estão entre parêntese. *** Significante no nível de 1%, ** Significante no nível de 5%, * Significante no nível de 10%

Tabela 5: Primeiro Estágio: Entrada da Rede Globo

	Fecundidade			
<i>Década de 70</i>				
Globo 70	-0.151*** (0.0148)	-0.188*** (0.0154)	-0.124*** (0.0132)	-0.101*** (0.0119)
Analfabetos		0.0950*** (0.00390)	0.255*** (0.00610)	0.218*** (0.00629)
Domicílios Particulares			-0.245*** (0.00632)	-0.228*** (0.00597)
Mulheres Chefe				0.138*** (0.00787)
Constante	1.266*** (0.00523)	0.0392 (0.0495)	0.255*** (0.0410)	0.236*** (0.0395)
Observações	3,659	3,659	3,659	3,650
R ²	0.024	0.170	0.442	0.494
<i>Década de 70 e 80</i>				
Globo 70	-0.226*** (0.0182)	-0.264*** (0.0183)	-0.165*** (0.0155)	-0.128*** (0.0145)
Globo 80	-0.0904*** (0.0131)	-0.0920*** (0.0122)	-0.0481*** (0.00974)	-0.0317*** (0.00960)
Analfabetos		0.0951*** (0.00390)	0.253*** (0.00610)	0.218*** (0.00627)
Domicílios Particulares			-0.242*** (0.00635)	-0.226*** (0.00597)
Mulheres Chefe				0.136*** (0.00786)
Constante	1.340*** (0.0118)	0.114** (0.0511)	0.292*** (0.0424)	0.261*** (0.0407)
Observações	3,659	3,659	3,659	3,650
R ²	0.036	0.182	0.445	0.495

Nota: A variável dependente representa a fecundidade nas áreas mínimas comparáveis em 1991. Os erros padrão robusto estão entre parêntese.

*** Significante no nível de 1%, ** Significante no nível de 5%, * Significante no nível de 10%.

Tabela 6: Segundo Estágio: Theil-L e Gini

	Theil-L				Gini			
<i>Década de 70</i>								
Fecundidade	0.211** (0.0976)	0.360*** (0.0778)	0.317*** (0.122)	0.253* (0.153)	0.0382 (0.0451)	0.113*** (0.0358)	0.0974* (0.0558)	0.0679 (0.0701)
Analfabetos		0.0584*** (0.00771)	0.0822*** (0.0316)	0.0857** (0.0336)		0.0294*** (0.00355)	0.0384*** (0.0145)	0.0399*** (0.0154)
Domicílios Particulares			-0.0303 (0.0315)	-0.0408 (0.0363)			-0.0115 (0.0144)	-0.0161 (0.0166)
Mulheres Chefe				0.0492* (0.0251)				0.0229** (0.0116)
Constante	-0.352*** (0.122)	-1.295*** (0.0526)	-1.267*** (0.0653)	-1.250*** (0.0688)	-0.117** (0.0562)	-0.592*** (0.0245)	-0.582*** (0.0302)	-0.575*** (0.0319)
Observações	3,659	3,659	3,659	3,650	3,659	3,659	3,659	3,650
R ²	0.152	0.261	0.256	0.249	0.063	0.208	0.201	0.189
<i>Década de 70 e 80</i>								
Fecundidade	0.469*** (0.0841)	0.519*** (0.0706)	0.525*** (0.111)	0.475*** (0.143)	0.145*** (0.0386)	0.176*** (0.0323)	0.179*** (0.0505)	0.155** (0.0652)
Analfabetos		0.0440*** (0.00729)	0.0291 (0.0284)	0.0373 (0.0310)		0.0237*** (0.00333)	0.0174 (0.0130)	0.0209 (0.0142)
Domicílios Particulares			0.0218 (0.0283)	0.0109 (0.0335)			0.00920 (0.0129)	0.00418 (0.0153)
Mulheres Chefe				0.0171 (0.0239)				0.0103 (0.0110)
Constante	-0.676*** (0.105)	-1.308*** (0.0526)	-1.326*** (0.0632)	-1.309*** (0.0666)	-0.251*** (0.0481)	-0.597*** (0.0242)	-0.605*** (0.0291)	-0.598*** (0.0307)
Observações	3,659	3,659	3,659	3,650	3,659	3,659	3,659	3,650
R ²	0.241	0.271	0.272	0.273	0.176	0.228	0.230	0.226

Nota: A variável dependente representa a taxa de variação na medida de desigualdade nas áreas mínimas comparáveis entre 1991 e 2010. Os erros padrão robusto estão entre parêntese.

*** Significante no nível de 1%

** Significante no nível de 5%

* Significante no nível de 10%

Tabela 7: Segundo Estágio: Porcentagem de pobres e vulneráveis

	% de pobres				% de vulneráveis			
<i>Década de 70</i>								
Fecundidade	0.846*** (0.177)	1.226*** (0.130)	1.264*** (0.197)	0.976*** (0.241)	0.905*** (0.113)	1.078*** (0.0878)	1.100*** (0.134)	0.896*** (0.158)
Analfabetos		0.149*** (0.0133)	0.128** (0.0515)	0.152*** (0.0539)		0.0681*** (0.00920)	0.0560 (0.0352)	0.0732** (0.0355)
Domicílios Particulares			0.0271 (0.0511)	-0.0210 (0.0576)			0.0154 (0.0348)	-0.0183 (0.0378)
Mulheres Chefe				0.181*** (0.0382)				0.129*** (0.0248)
Constante	-2.245*** (0.221)	-4.648*** (0.0883)	-4.673*** (0.106)	-4.606*** (0.108)	-1.822*** (0.142)	-2.921*** (0.0630)	-2.935*** (0.0738)	-2.896*** (0.0721)
Observações	3,658	3,658	3,658	3,649	3,659	3,659	3,659	3,650
R ²	0.401	0.557	0.558	0.566	0.524	0.569	0.566	0.608
<i>Década de 70 e 80</i>								
Fecundidade	1.140*** (0.141)	1.358*** (0.112)	1.444*** (0.177)	1.139*** (0.224)	1.050*** (0.0898)	1.148*** (0.0747)	1.196*** (0.120)	0.979*** (0.145)
Analfabetos		0.137*** (0.0120)	0.0812* (0.0464)	0.116** (0.0499)		0.0618*** (0.00824)	0.0314 (0.0315)	0.0551* (0.0328)
Domicílios Particulares			0.0726 (0.0461)	0.0169 (0.0534)			0.0396 (0.0313)	0.00107 (0.0349)
Mulheres Chefe				0.157*** (0.0362)				0.117*** (0.0234)
Constante	-2.612*** (0.177)	-4.658*** (0.0887)	-4.724*** (0.103)	-4.648*** (0.104)	-2.003*** (0.113)	-2.927*** (0.0638)	-2.963*** (0.0728)	-2.918*** (0.0709)
Observações	3,658	3,658	3,658	3,649	3,659	3,659	3,659	3,650
R ²	0.463	0.554	0.554	0.571	0.532	0.556	0.549	0.599

Nota: A variável dependente representa a taxa de variação na medida de desigualdade nas áreas mínimas comparáveis entre 1991 e 2010. Os erros padrão robusto estão entre parêntese.

*** Significante no nível de 1%

** Significante no nível de 5%

* Significante no nível de 10%