

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA**

Cláudio Sztulman Berbel

**Interações Econômicas Entre Capital Humano
e Fecundidade**

Rio de Janeiro
2011

Interações Econômicas Entre Capital Humano e Fecundidade

Por Cláudio Sztulman Berbel

Tese apresentada à Banca Examinadora da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas como exigência parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, sob orientação do Professor Samuel de Abreu Pessoa.

Rio de Janeiro
2011

Berbel, Cláudio Sztulman

Interações econômicas entre capital humano e fecundidade / Cláudio
Sztulman Berbel. – 2011.

93 f.

Tese (doutorado) - Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-Graduação em
Economia.

Orientador: Samuel de Abreu Pessoa.

Inclui bibliografia.

1. Modelos econômicos. 2. Gravidez na adolescência. 3. Programa
Bolsa Família (Brasil). 3. Avaliação de pesquisa (Programas de ação social). 4.
Fecundidade humana. 5. Capital humano. I. Pessoa, Samuel de Abreu. II.
Fundação Getulio Vargas. Escola de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDD – 330

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, pois sem seu suporte financeiro este trabalho nunca teria sido concluído.

Aos bons professores com quem tive o privilégio de dialogar.

Aos meus amigos e colegas alunos da EPGE que muito me auxiliaram durante todos esses 7 anos (especialmente no primeiro).

Aos membros da banca Pedro Cavalcanti e Walter Novaes pelas críticas e sugestões.

Sumário

Primeiro Artigo: O uso de Transferências Condicionais de Renda para diminuição da Fecundidade 5

Segundo Artigo: Investimento em Educação, Fecundidade e Consumo: Uma Análise Contrafactual 56

O uso de Transferências Condicionais de Renda para diminuição da Fecundidade

Resumo

Nesse artigo mostramos evidências de que os programas de transferência condicional de renda (PTCR) podem ser muito eficazes na promoção de mudanças no comportamento reprodutivo das pessoas. Fazendo uso do evento de lançamento do Bolsa Família, primeiro testamos a hipótese de que a gravidez juvenil estaria sendo incentivada por ser percebida como um potencial facilitador da participação no programa. Depois, utilizamos a heterogeneidade documentada entre os estados brasileiros quanto à concessão do benefício para mães adolescentes como fonte de variação exógena nos incentivos enfrentados pelas jovens de cada local, pois em alguns lugares a gravidez passaria a ser percebida como um fator de não participação no programa. Os resultados encontrados nas duas estimações demonstram um alto grau de resposta dessa camada mais pobre da população, mesmo a incentivos não explícitos e financeiramente modestos. Além de sugerir a alteração das regras de participação e remuneração do Bolsa Família visando desincentivar a gravidez juvenil, nossa análise confirma o grande potencial de aplicação desse tipo de programas para redução voluntária da fecundidade e talvez até prevenção de DSTs, fatos relevantes a todas as regiões caracterizadas pela pobreza.

Palavras chave: Bolsa Família, gravidez juvenil, incentivos, transferências condicionais de renda, fecundidade.

Abstract

In this article we show evidences that conditional cash transfer programs (CCTs) can be very effective to enhance changes in people reproductive behavior. Using the event of the launching of Bolsa Familia, we first test the hypothesis that teenage pregnancy would be stimulated by being perceived as a potential facilitator of program participation. Then, we use the heterogeneity in the concession of the benefit to adolescent mothers documented between brazilian states as an exogenous source of variation in the incentives faced by the young women in each place, since pregnancy would be perceived as a factor of non-participation in some places. The results of both estimations demonstrate a high level of response of the poorest people of the population to indirect and financially small incentives. Besides suggesting the alteration of Bolsa Familia participation rules, our analysis confirm the potential of CCT programs to achieve voluntarily fertility reduction and maybe even STD prevention, which are relevant to all regions denoted by poverty.

Keywords: Bolsa Familia, teen pregnancy, incentives, conditional cash transfers, fertility.

I. Introdução

Os programas sociais baseados em transferências condicionais de renda (PTCR) vêm se difundindo rapidamente entre os países em desenvolvimento, notadamente na América Latina. Este grande crescimento dos PTCRs e as ainda maiores possibilidades de expansão, seja em termos de cobertura ou em número de países a utilizá-los, têm despertado grande interesse da literatura acadêmica e de organismos internacionais. Diversos artigos têm avaliado os impactos causados por esses PTCRs, tanto sobre fatores diretamente associados às condicionalidades e aos objetivos iniciais (como frequência, progressão e aprendizado escolar; estado nutricional, condições de saúde e redução da pobreza), quanto sobre outros aspectos potencialmente afetados pelos programas (como distribuição de renda, oferta de trabalho e fecundidade)¹. De forma geral, a literatura mostra alto grau de eficácia dos PTCRs em alterar o comportamento das populações participantes (formadas pelos mais pobres) dos programas. Em outras palavras, a resposta desses grupos a incentivos financeiros relativamente muito pequenos é elevada. Tal fato aponta o sucesso² dessa classe de programas, pois além do combate imediato à extrema pobreza e à vulnerabilidade, a ação dos PTCRs contribui para o fim do ciclo intergeracional da pobreza, uma vez que as condicionalidades impostas (não necessariamente restritas ao conjunto atual) ajudariam a estimular a formação de capital humano dos jovens desfavorecidos.

Os resultados encontrados nesse artigo confirmam o potencial dos PTCRs, atestando um alto grau de resposta desses grupos de baixa renda mesmo a incentivos velados e indiretos, criados de modo não intencional pelo mecanismo do programa de transferência condicional de renda. Mais importante, mostramos que os PTCRs podem ser eficazes também para influenciar decisões referentes à natalidade (estratégia reprodutiva) e, possivelmente, ao comportamento sexual³ dessas pessoas. Se a elevadíssima utilidade marginal da renda apresentada pelos extremamente pobres é capaz de gerar uma diminuição na taxa de fecundidade (como este trabalho sugere), então a implementação deste tipo de programas em áreas onde a pobreza é

¹ Para impactos relacionados à educação ver Schults (2004) e Parker, Rubalcava e Teruel (2008). Para efeito sobre saúde infantil ver Gertler (2004) e para efeitos sobre trabalho infantil no Brasil ver Cardoso e Souza (2004). Para revisões de mais artigos, ver Lomelí (2008) e Lagarde, Haines e Palmer (2007).

² Ver De Janvry e Sautolet (2004), Barrera-Osório et al (2009) e Baird, McIntosh e Oszler (2009) a respeito do desenho de mecanismo e da eficiência dos PTCRs. Para discussão entre transferências condicionais e incondicionais, ver Bursztyn e Coffman (2010) e De Janvry e Sautolet (2006).

³ O trabalho não aborda diretamente o comportamento sexual das pessoas. O argumento de que os PTCRs poderiam influenciar o comportamento sexual se baseia no fato de que o uso de preservativos é o método anticoncepcional mais utilizado pelo grupo em análise (ver nota 38). Duflo et al (2006), por exemplo, utiliza a incidência de gravidez juvenil como medida para a efetividade de intervenções voltadas a redução da HIV, já que a gravidez juvenil estaria associada ao não uso de preservativos.

acompanhada por altas taxas de fecundidade e por epidemias de DSTs se torna ainda mais promissora.

O artigo analisa o impacto do processo de concessão do Bolsa Família (BF)⁴ na incidência de gravidez juvenil entre o público alvo do programa. Primeiro, fazendo uso do evento de lançamento do programa em nossa estratégia de estimação, testamos a hipótese de que a gravidez juvenil estaria sendo incentivada por ser percebida como um potencial facilitador da participação no programa pela nova mãe. Na continuação do trabalho, contudo, avaliamos o efeito de um incentivo praticamente oposto. O caráter essencialmente descentralizado do BF nos permitiu documentar a existência de heterogeneidade no resultado da concessão do benefício para as jovens com filhos recém-nascidos entre os estados brasileiros. Tal fato foi utilizado como fonte de variação exógena nos incentivos enfrentados pelo público alvo do programa, uma vez que as jovens residentes em áreas onde a concessão do BF é notadamente inferior para as mães adolescentes passam a perceber a gravidez como um fator de não participação no programa. Nos dois exercícios os resultados registram o impacto dos incentivos criados sobre a taxa de gravidez juvenil (TGJ) dessa camada da população (positivos no primeiro caso e negativos no segundo, conforme o esperado). Na primeira estimação o efeito médio apurado foi 2,5 pontos percentuais, sendo significativa a 1% (estatística $t=2,67$). Já na segunda estimação, o efeito médio foi de -3,7 pontos percentuais, sendo significativa a 5% (estatística $t=2,16$). Destacamos, ainda, a robustez das estimações a testes de consistência e a uma série de variações em nossa amostra. Tal fato, somado ao caráter complementar de nossos dois experimentos, atesta a validação interna de nossos resultados. Já quanto à validação externa, além da diminuta capacidade de auferir renda comum aos extremamente pobres, ressaltamos a utilização de uma base de dados (PNAD) representativa de um país continental e culturalmente diverso como o Brasil.

A avaliação de possíveis impactos sobre a taxa de gravidez juvenil também consiste, por sua vez, em uma importante contribuição à literatura que examina os PTCRs, haja vista que tal fenômeno desencadeia uma série de eventos que vão de encontro aos objetivos dos programas, prejudicando o acúmulo de capital humano. Gravidez juvenil é atualmente considerada um problema de saúde pública em vários países, exibindo maior incidência nas camadas mais pobres da população. Mães adolescentes costumam apresentar maiores taxas de abandono escolar, inserção precária no mercado de trabalho, maior chance de iniciarem famílias monoparentais, maior índice de mortalidade durante o parto e também maior ocorrência de depressão pós-parto, entre outras complicações. Já os filhos de mães adolescentes costumam apresentar baixo peso ao nascer, pior desempenho escolar, maior propensão a

⁴ O Bolsa Família, programa de transferência condicional de renda brasileiro, é atualmente o maior PTCR do mundo, atendendo mais de 11 milhões de famílias (45 milhões de pessoas). Ver Lindert ET AL (2007) para uma descrição completa das características e nuances do programa.

atividades criminais e maior chance de se tornarem pais adolescentes (Heilborn ET AL, 2006), (Card, 1999), (Diclemente, Hansem e Ponton, 1996) e (Kirby, 2001). Embora muito dos artigos mais recentes apontem para o fato de que grande parcela dos efeitos negativos atribuídos à gravidez juvenil possa ser explicada por desvantagens quanto ao background familiar, nós ressaltamos o fato de que no caso em estudo é justamente o grupo com o pior background que estaria recebendo incentivos ao aumento da TGJ, favorecendo a ocorrência, ao longo dos anos, de todos os problemas listados. Diferentemente do caso de variações induzidas sobre a taxa de fecundidade total que, além da dificuldade de mensuração de seu real valor⁵, não apresentam consequências claras em termos de bem-estar ou de medidas de política pública, as alterações na taxa de gravidez juvenil devem, em médio prazo, impactar diretamente (aumentar ou diminuir) a condição de vulnerabilidade e a formação de capital humano das jovens mães e de seus filhos, afetando, conseqüentemente, o ciclo de pobreza. Logo, nossos resultados sugerem também que as regras de participação e remuneração do BF devam ser ajustadas de modo a não incentivarem tal comportamento. Alteração na idade mínima para recebimento e substituição do benefício variável (15 reais por filho até três filhos) por um valor fixo independente da presença de filhos são alternativas merecedoras de análise.

Esta introdução é seguida de outras sete seções. A segunda seção discute artigos relacionados a nosso trabalho, destacando nossas contribuições em relação à literatura existente. A terceira apresenta os dados utilizados e algumas estatísticas descritivas sobre gravidez juvenil. A quarta seção expõe o modelo utilizado e discute a estratégia de estimação adotada, abordando as regras de participação no BF, a fundamentação teórica referente à existência de incentivos ao aumento da TGJ e suas implicações às escolhas do período e do grupo de comparação apropriados. A quinta seção apresenta os resultados obtidos relativos aos impactos observados na TGJ após o lançamento do programa, além de alguns testes de robustez e de consistência. A sexta seção analisa o período pós 2005, na qual documentamos a heterogeneidade na concessão do BF e depois discutimos seu papel tanto em relação à formação de incentivos como também quanto à sua utilização como fonte de variação exógena em nossa estratégia de estimação. Na sétima seção apresentamos os resultados obtidos na segunda estimação e realizamos outros exercícios de consistência e robustez. A oitava e última seção conclui o trabalho, retomando o que feito e as ideias principais expostas nesse artigo. Discutimos um pouco possíveis implicações de nossos resultados, conjecturando alternativas para a adoção das recomendações implícitas nas mesmas.

⁵ É difícil precisar se a demanda total por filhos foi realmente alterada ou apenas antecipada, pois não observamos essas mulheres ao final de seu ciclo reprodutivo.

II. Literatura relacionada

Este artigo se relaciona diretamente com outros artigos que discutem a possibilidade de utilização dos PTCRs com a finalidade de influenciar a saúde sexual e reprodutiva das pessoas (com destaque para a prevenção do HIV no continente africano). Medlin e Walque (2008) analisam a literatura de *Contingency Management* (CM), revisando artigos que avaliam o êxito de intervenções destinadas a desencorajar comportamentos arriscados e prejudiciais à saúde (como o consumo excessivo de drogas, álcool, cigarros ou chocolates) mediante a concessão de recompensas financeiras aos participantes. Eles argumentam que as condicionalidades atuais seriam bem menos demandantes do que a alteração do comportamento sexual e reprodutivo, e por isso literatura de CM poderia ser usada na tentativa de prever a possível eficácia dos PTCRs sobre o tema. A vantagem de nosso trabalho nesse sentido é que o uso da gravidez juvenil como objeto de estudo possibilita a mensuração direta da alteração do comportamento reprodutivo. Já Baird et al (2009) mensuram o efeito de um programa de transferência condicional de renda (valor pago diretamente a mulheres para que frequentem a escola) sobre o comportamento sexual auto-declarado de jovens mulheres no Malawi. Consistentemente com os resultados de nossa segunda estimação, os autores concluem que a diminuição observada na incidência de gravidez juvenil teria ocorrido devido ao fato que o ato de ficar grávida seria percebido como um potencial fator de não recebimento do benefício, fazendo com que tal comportamento fosse evitado. Fato que também é consistente com os resultados apresentados por Duflo et al (2006), em que a doação de uniformes escolares no Kenya, item necessário para frequentar a escola, também foi associada a diminuição da taxa de gravidez juvenil. Além de avaliar o efeito de um PTCR muito mais abrangente, com o é o caso do Bolsa Família, nosso trabalho alerta para o fato de que podem se formar incentivos não só para a diminuição como para o aumento da gravidez juvenil, destacando a necessidade de análise individualizada de cada programa e possível canal de atuação desses incentivos^{6,7}.

⁶ Stecklov ET AL (2007) mostra que o desenho do mecanismo de transferência de renda pode criar incentivos ao aumento da taxa de fecundidade (caso de Honduras), embora tal efeito não se verifique nos casos de México e Nicarágua.

⁷ Rocha (2009) busca estimar o efeito do BF sobre a taxa de fecundidade total no Brasil e não encontra resultados estatisticamente significantes. Seus resultados, contudo, não são diretamente comparáveis aos aqui apresentados. Primeiro, a estimação lá realizada busca verificar eventual efeito gerado pelo Bolsa Família a partir da comparação da fecundidade entre mulheres com dois filhos (grupo de tratamento) contra aquelas com três filhos (grupo de controle). Aqui, procuramos verificar alterações na fecundidade das jovens entre 16 a 19 anos. Segundo, aquele artigo ou não considera a divisão por grupo etário ou utiliza grupos etários diferentes (15-25, 26-35 e 36-50 anos), enquanto nós consideramos apenas as jovens entre 16 e 19 anos. Terceiro, enquanto nós utilizamos o ano de 2001 como período anterior ao programa e o ano de 2005 como o período posterior ao programa, Rocha (2009) considera como período anterior os anos entre 1995 a 2003 e como período posterior ao programa os anos entre 2004 a 2007. Como o programa foi lançado em outubro de 2003 e o economista observa o nascimento

Nosso artigo também contribui com a literatura que avalia efeitos de programas sociais. Miguel e Kremer (2004) mostram que um programa de combate a infecções intestinais no Kenya teria efeito mesmo sobre a frequência escolar de crianças não expostas ao tratamento (através da diminuição do número de reinfecções), fato que levaria a subestimação do real impacto do programa. Já Angelluci e De Giorgi (2009), analisando o programa mexicano PROGRESSA, mostram que o compartilhamento de risco dentro de cada região ocasiona aumento do consumo entre não elegíveis, fazendo com que o efeito do programa sobre a população seja maior do que impacto registrado apenas sobre os participantes. Barrera-Osório et al (2009), por sua vez, encontram impacto negativo sobre a educação de irmãs de jovens beneficiários de um programa que incentivava a frequência escolar na Colômbia. Nossos resultados destacam outro canal pelo qual um programa de transferência de renda pode impactar a população independente do recebimento direto do benefício pelo indivíduo. Especificamente, mostramos que alterações na taxa de gravidez juvenil estariam sendo motivadas por incentivos criados pela estrutura de remuneração do programa ao induzir ações percebidas como facilitadoras da participação das jovens. Por fim, nosso artigo ainda dialoga com a literatura médica relacionada à avaliação e estudo da eficiência de campanhas e programas voltados à diminuição da gravidez juvenil⁸, uma vez que mostramos que um programa de transferência de renda pode ser tanto benéfico quanto prejudicial dependendo do caso, fato potencialmente relevante tanto para a avaliação quanto para a implementação desse tipo de campanha.

III. Dados e Estatísticas Descritivas

A base de dados utilizada nesse artigo é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo IBGE. Foram utilizados os anos de 1995, 1997, 1999 e de 2001 a 2007. Restringimos ainda nossa amostra aos domicílios com a presença de mulheres entre 16 e 19 anos⁹. Dessa forma, nossa variável de interesse, a gravidez juvenil, é definida como 1 para essas mulheres com um filho de menos de 1 ano de idade e zero caso contrário.

Estatísticas Descritivas

da criança e não sua concepção, apenas crianças nascidas após julho de 2004 poderiam refletir algum impacto causado pelo programa Bolsa Família. Por outro lado, o uso de 2001 como ano-base garante que a estimação não seja afetada por efeitos gerados por PTCRs anteriores ao BF, tais como o Bolsa Escola e o Bolsa Alimentação, lançados nesse mesmo ano. Por fim, cabe registrar que Rocha (2009) também realiza outras duas estratégias de estimação comparando pessoas que recebiam e não recebiam o Bolsa Família (Pnad 2006), algo que não fora aqui explorado.

⁸ Ver Kirby (2001), Moore et al (1995), Manlove et al (2002) e Kirby (1999).

⁹ A escolha a partir dos 16 anos ocorre por esta ser a idade mínima para recebimento dos PTCRs. De qualquer forma, a inclusão de jovens de 14 e 15 anos não alteraria muito os resultados.

Embora a gravidez juvenil seja negativamente correlacionada com os anos de estudo das jovens (gráfico 1) e a escolaridade média das meninas entre 15 e 19 anos tenha aumentado (gráfico 2), a taxa de gravidez juvenil (TGJ) vem aumentando sua participação relativa na taxa de fecundidade total (gráfico 3). Já em termos absolutos, se a série da TGJ para o total da população apresenta uma leve tendência de queda, as séries definidas por níveis de renda domiciliar per capita exibem um padrão mais alternante (gráfico 4). Tais fatos, somados ao aparente crescimento da TGJ dos grupos de baixa renda no período entre 2001 e 2005^{10,11}, corroboram a hipótese de haver associação (positiva nesse caso) entre os PTCRs e a TGJ.

IV. Modelo e Estratégia de estimação

Para medirmos o efeito causal do BF sobre a TGJ fazemos uso do evento do lançamento do programa. Assim, utilizamos o método *Dif-in-Dif* (diferença em diferença), comparando a alteração na TGJ antes e depois da divulgação do programa. Como mesmo assim a TGJ pode sofrer variações motivadas por outros fatores que não o BF, tal método utiliza também um grupo de comparação (não afetado pelo BF) para controlar o efeito dessas possíveis alterações.

Modelo

Como nossa variável gravidez juvenil é uma variável binária, trabalhamos com a distribuição logística em nosso modelo. Dessa forma temos:

$$Y = \alpha T1 + \rho Trat + \pi Resu + \beta X + \xi$$

Em que:

Y é a dummy para gravidez juvenil.

$T1$ é a dummy de tempo, sendo igual a 1 se o ano é igual a 2005 e igual a zero para 2001

$Trat$ é a dummy de grupo, sendo igual a 1 para as jovens com renda domiciliar per capita até 120 reais (inclusive)¹².

$Resu$ é a dummy de interação, ou seja, $Resu = T1 * Trat$

¹⁰ Época da implementação e difusão dos PTCRs.

¹¹ Como veremos ao longo deste artigo, a queda na TGJ ocorrida em 2007 também parece ser explicada pelo BF.

¹² Valores convertidos para reais de 2007, conforme tabela do IPEA derivada de Corseuil e Foguel (2002).

X é o vetor dos controles.

ξ é o termo de erro.

[Tabela 2]

Como demonstrado por Ai e Norton (2003), o fato de estarmos tratando de um modelo não linear faz com que o efeito de interação seja condicional as variáveis independentes, não sendo determinado pelo parâmetro π . Dessa forma, utilizamos o comando INTEFF do STATA, criado pelos autores acima, para a estimação do efeito correto.

Estratégia de estimação

Mas de que forma o BF estaria alterando as decisões das pessoas? Qual efeito que estamos buscando estimar? A tabela1 a seguir resume as obrigações e benefícios do programa. No anexo 1 apresentamos a descrição dos programas anteriores ao BF.

[Tabela1]

Como gravidez juvenil não faz parte do conjunto de condicionalidades do programa, tal alteração de comportamento de certa parcela das jovens evidentemente não estaria sendo causada por um incentivo gerado pelo *enforcement* da regra, pelo medo de perder o benefício. Pela regra de remuneração do programa, as famílias com renda per capita até R\$60 têm direito a um benefício fixo mensal de R\$50 e a um benefício variável de 15 reais por filho, até o limite de 3 filhos. E as famílias com renda per capita entre R\$60 e R\$120 têm direito apenas ao benefício variável. Considerando a faixa de renda desse grupo de pessoas sob análise e os valores do benefício mensal, notamos que ao mesmo tempo em que o valor do benefício representaria um acréscimo de renda considerável em termos percentuais¹³, ele equivaleria a algo de no máximo 33 reais per capita por mês (ou seja, aproximadamente 1 real apenas por dia). Assim, pode-se concluir que o incentivo à mudança comportamental também não deve ter sido ocasionado pelo aumento no orçamento familiar *per se*¹⁴, mas sim pela vontade de participar do programa, a possibilidade de se qualificar como recebedor.

¹³ Em uma família de 4 pessoas com renda per capita de R\$60 o benefício básico equivaleria a mais de 20% da renda domiciliar total.

¹⁴ Becker e Lewis (1973) desenvolvem um modelo clássico para a escolha de filhos, no qual derivam o *trade-off* entre a quantidade e a qualidade (no sentido de investimento feito pelos pais) dos filhos. No contexto da gravidez juvenil, do nível de renda analisado e da magnitude das transferências, porém, consideramos que tal conceito não se aplica.

Mais especificamente, o nascimento de uma criança possibilita à mãe da criança integrar o conceito de família¹⁵, o que teoricamente a tornaria elegível ao recebimento do benefício básico. Além disso, o acréscimo de mais uma pessoa automaticamente diminui a renda domiciliar per capita, podendo em alguns casos facilitar a inclusão da família entre os elegíveis. Embora o ato de ter um filho não seja a única maneira de se formar uma nova família, uma vez que a jovem poderia apenas casar-se, um filho talvez possa ser percebido como um fator de maior caracterização da família, não só em relação ao BF, mas na própria relação entre os cônjuges.

Não se trata de afirmar que 100% dessas mulheres engravidem de forma premeditada apenas com o objetivo de participar do BF (embora algumas possam realmente fazer isso), mas essa possibilidade de recebimento do BF pode favorecer comportamentos mais arriscados (altera o *trade off* entre os custos de prevenção, financeiros ou não, e o custo de se ter um filho, que no caso está menor, quando a gravidez realmente ocorre) ou ainda diminuir o incentivo à realização de um aborto no caso em que a gravidez não tenha sido planejada.¹⁶

Escolha do período

Como discutido na secção anterior, queremos estimar se a possibilidade de participação no BF induziria um aumento na taxa de gravidez juvenil. Assim, deveríamos verificar o que acontece com a TGJ após o anúncio do programa. Como na verdade observamos o nascimento da criança e não o momento da gravidez, qualquer efeito na TGJ só seria percebido após aproximadamente 9 meses¹⁷. O BF foi lançado no final de outubro de 2003, logo possíveis efeitos só ocorreriam a partir de julho de 2004. Se levarmos em conta ainda o fato de que a gravidez não ocorre instantaneamente e considerando também que possa demorar algum tempo até que as pessoas tenham conhecimento do programa e de suas regras, esperamos que o impacto do BF sobre a TGJ se verificasse a partir de 2005. Os PTCRs anteriores (bolsa escola, bolsa alimentação e PETI principalmente), entretanto, também poderiam estar exercendo papel semelhante ao que desejamos testar em relação ao BF (embora em menor grau), de modo que utilizaremos o ano de 2001, ou seja, anterior aos PTCRs, como ano-base para a comparação¹⁸.

¹⁵ Fatores como melhoria de seu status social, aumento de autonomia ou mudança no relacionamento intra-familiar e inserção no mundo adulto (Roland, 1994) são também comumente apontados como motivadores da gravidez juvenil entre as camadas mais pobres. Para amplo debate sobre o tema citamos novamente Heilborn ET AL (2006).

¹⁶ Segundo pesquisas, pelo menos 50% dos casos de gravidez juvenil não são planejadas (Camarano, 1998a). Considerando dados sobre aborto esse número pode chegar a 75% (Jones ET AL, 1985).

¹⁷ Aproximadamente porque alguns bebês podem nascer após 7 ou 8 meses de gestação, tal como o efeito induzido pelo BF pode ser a não realização de um aborto, o que nesse caso poderia impactar a TGJ já em 5 meses.

¹⁸ Hartung (2008), por exemplo, mostra que o Bolsa Escola gerou aumento da presença do pai nos domicílios.

Definição do grupo de análise e do grupo de comparação

Embora o benefício básico, de valor mais do que 3 vezes maior do que o variável, seja destinado apenas às famílias com até 60 reais per capita, algumas razões fazem com que consideremos os domicílios com renda per capita até 120 reais como foco de nossa análise. Primeiramente, pode haver diferenças entre as informações sobre as rendas reportadas na PNAD e no cadastro para o BF. Segundo, o fato de que o benefício variável do BF é destinado às famílias com até 120 reais per capita pode acabar gerando incentivo semelhante à GJ em jovens perto dessa faixa de renda, não só pelo recebimento de 15 reais referente à criança, mas também porque as jovens podem ter uma percepção de continuidade do benefício em longo prazo¹⁹, ou ainda simplesmente por erro de interpretação da regra²⁰. Terceiro, como é a renda da nova família que deve ser considerada para a inclusão no BF, o incentivo à gravidez juvenil pode existir mesmo que a renda familiar per capita da jovem seja um pouco maior do que os limites estabelecidos pelo programa. Assim, escolhemos como grupo de controle as jovens com renda familiar per capita entre 120 e 240 reais, acreditando que o BF traria incentivo inferior a qualquer aumento na TGJ das jovens desse grupo, mas que os dois grupos apresentariam comportamento semelhante quanto à variação de outros fatores que pudessem afetar a TGJ (como a idade da primeira relação sexual, o número de parceiros, o acesso a métodos anticoncepcionais ou o uso de preservativos). O fato de que 32% dos domicílios com renda per capita entre 120 e 240 reais estavam recebendo o BF em 2006 (contra 53% do primeiro grupo até 120 reais) parece respaldar nossa escolha²¹.

As variáveis incluídas como controles foram: anos de estudo, migração, cor, idade, outros filhos, região, número de pessoas no domicílio e rural. Na tabela 2 encontra-se a média e desvio padrão de cada variável, mostradas de acordo com o grupo de renda e ano. Embora a diferença de renda determine diferenças nas médias de alguns desses controles, pode-se perceber que os dois grupos são socioeconomicamente parecidos.

[tabela 2]

¹⁹ Braido, Olinto e Perrone (2006) sugerem essa hipótese. Tal possibilidade seria relevante para o grupo de jovens que permanecem com o status de filha do chefe do domicílio após o nascimento da criança, mas que almejam se mudar no futuro.

²⁰ Algumas pessoas podem confundir entre o benefício básico e o variável. Morris ET AL (2005) aponta para problemas de interpretação no caso do bolsa alimentação. Muitas famílias interpretaram que se não se tivesse pelo menos uma criança mal nutrida se perderia o benefício, gerando piora nutricional de algumas crianças pertencentes a famílias beneficiárias do programa.

²¹ Primeiro, indica certa semelhança entre os dois grupos, já que o segundo grupo aparentemente consegue se apropriar de um benefício mais focalizado ao primeiro grupo. Segundo, esses números favorecem a possibilidade de proximidade geográfica entre as pessoas, dado o alto grau de concentração geográfica do BF apontando por Lindert ET AL (2007). Por fim, sobre a possibilidade do segundo grupo também estar respondendo ao mesmo incentivo, notamos que isto resultaria em um viés contrário ao o quê pretendemos mostrar.

Variável omitida

Em nossa regressão principal não incluímos a variável que se refere à condição da jovem no domicílio (se chefe do domicílio, cônjuge do chefe, filha do chefe, outro parente, etc.). Embora jovens morando com seu cônjuge tenham claramente maiores chances de engravidar do que as jovens que moram com seus pais, nós não observamos quando a jovem teria iniciado sua nova residência²². A questão é que a jovem pode ter se mudado após ter ficado grávida, ou mesmo quando isso não ocorre tal mudança pode ter sido motivada pela possibilidade de recebimento do BF. Nos dois casos a inclusão dessa variável resultaria na mensuração de um efeito menor do que o real^{23,24}.

V. Resultados e testes de consistência e robustez

Conforme a tabela 3 abaixo, vemos que o BF teve efeito positivo sobre a taxa de gravidez juvenil. O efeito médio foi de 2,5 pontos percentuais, sendo positivo para todas as observações e chegando até 6,2p.p. As estatísticas de teste encontradas são significantes a 1%. Já quando realizamos o mesmo exercício para o período anterior ao início desses tipos de programas sociais (de 1997 a 2001), o resultado não foi estatisticamente significativo (ainda que o efeito médio apurado tenha sido zero).

[Tabela 3]

Outro fato que vale ser mencionado é que estamos apurando o efeito causado por um incentivo velado e oriundo de um programa extremamente recente. Se por um lado o fato de ser um programa em seu início é benéfico para a estimação de um efeito verdadeiramente causal, é provável que seu efeito médio seja ampliado (*ceteris paribus*) à medida que aumenta o entendimento das pessoas sobre o tema. Isto, somado a questão da similaridade do grupo de controle discutida anteriormente, indica a possibilidade de um impacto real ainda maior. Se considerarmos estes resultados com uma perspectiva de médio ou longo prazo, veremos que seu efeito acumulado ao longo dos anos pode ser significativo²⁵, atuando na direção contrária do combate ao ciclo intergeracional da pobreza.

Testes de consistência e robustez

²² Em outros casos não sabemos se a jovem ainda pretende se mudar logo após o nascimento da criança ou se pretendia na época em que ficou grávida.

²³ A omissão dessa variável só seria um problema caso a proporção de jovens em cada categoria sofresse grandes alterações por motivos totalmente alheios ao BF, o que não parece ser o caso. Ainda assim, teria de haver diferenças significativas entre o grupo em análise e o grupo de comparação.

²⁴ De qualquer forma, a inclusão da variável referente à condição domiciliar não altera significativamente os resultados. O efeito médio apurado foi de 2,2p.p, contra 2,5p.p anteriormente.

²⁵ Ainda mais pelo fato de filhos de mães adolescentes exibirem maior probabilidade de se tornarem pais adolescentes.

Nessa secção refazemos a estimação realizando variações em nossa amostra a fim de comprovar tanto a consistência quanto a robustez dos resultados. Na tabela 4, a seguir, exploramos variações nos grupos de renda utilizados. Nas colunas 1 e 2, utilizamos os domicílios com renda até R\$60 per capita como grupo de análise, tendo como comparação os domicílios de renda entre R\$120 à R\$180 e de R\$180 à R\$240, respectivamente. Na coluna 3 usamos os domicílios com renda entre R\$240 e R\$360 reais per capita como grupo de comparação e, na coluna 4, comparamos os domicílios de até R\$180 contra os com renda entre R\$180 até R\$360. O resultado da estimação parece robusto, sendo positivo e significativo nos quatro casos. As colunas 1 e 2 registrarem valores superiores aos das colunas 3 e 4, por sua vez, parece consistente com o fato de que o incentivo a gravidez tende a ser maior quanto menor a renda da família (Os valores foram 2,4; 3,1; 1,9 e 1,4, respectivamente). Nas colunas de 5 a 8 realizamos o mesmo exercício só que com grupos de renda alheios ao universo do BF. Na coluna 5 comparamos o grupo de renda entre R\$360 e R\$480 contra o grupo com renda entre R\$480 e R\$600. Na 6, usamos o grupo com renda entre R\$360 e R\$600 contra o grupo com renda entre R\$600 e R\$840, e na coluna 7 comparamos o grupo com renda entre R\$360 e R\$780 com o grupo de R\$780 à R\$1200. Por fim, na coluna 8 utilizamos o grupo com renda entre R\$480 e R\$720 contra o grupo de R\$720 a R\$960. Diferentemente do que aconteceu na comparação entre os grupos de renda beneficiados pelo programa, o valor estimado foi sempre próximo de zero e não foi significativo em nenhum dos quatro casos.

[tabela 4]

Já na tabela 5 realizamos variações quanto à idade e condição domiciliar, além de alterarmos o ano base da estimação. Nas colunas 1 e 2 substituímos o ano de 2001 pelos anos de 1997 e 1999. Nos dois casos o resultado foi positivo e significativo (2,5p.p. e 1,9p.p.). Nas colunas 3 e 4 separamos as jovens de 18 e 19 anos das de 16 e 17. Embora o resultado para o segundo grupo não tenha sido significativo, o valor encontrado para as jovens mais velhas foi significativo a 1% e mais elevado do que na estimação da amostra completa (4,4p.p contra 2,4p.p). Já na coluna 5 consideramos apenas as jovens filhas do chefe do domicílio, adicionando como controles a idade e educação da mãe e também uma variável referente a presença ou não do pai no domicílio. Novamente o valor encontrado foi positivo (2,2p.p) e significativo (a 1%). Por fim, na coluna 6 restringimos a amostra apenas as jovens esposas do chefe do domicílio. Apesar de não significativo, o efeito médio negativo obtido se mostra coerente com a estrutura de incentivos experimentada por cada grupo de renda. Embora aleguemos anteriormente que a mudança de domicílio e a gravidez estariam sendo incentivadas pela possibilidade de participação no BF, para as jovens de renda mais baixa (inferior ou próximo de R\$60) que já estariam casadas independentemente do programa não existiria tal incentivo para engravidar, enquanto que para algumas adolescentes já casadas pertencentes ao grupo de comparação a gravidez poderia ser

fator determinante para a qualificação como receptoras do benefício. Assim, na tabela 6 fazemos uso desta variação na estrutura de remuneração do BF para testar a consistência de nossa estratégia de estimação. Restringimos novamente a amostra apenas às esposas do chefe do domicílio, mas dessa vez excluimos as jovens com renda inferior a R\$60, alterando os grupos de análise e comparação. Na coluna 1 comparamos as jovens com renda entre R\$60 e R\$180 com as de renda entre R\$180 e R\$300, enquanto na coluna 2 comparamos as jovens com renda entre R\$60 e R\$240 com as de renda entre R\$240 e R\$420. Os resultados obtidos (5,8p.p e 6,6p.p, significantes a 10% e 5%, respectivamente) parecem corroborar o que foi exposto.

[tabela 5]

[tabela6]

VI. Período pós 2005

Mostramos na seção anterior que a possibilidade de recebimento do BF gerou um incentivo ao aumento da TGJ. A queda significativa da TGJ em 2007 para os grupos de menor renda (ver novamente os gráficos 3 e 4), porém, parece não só contrariar a tese defendida anteriormente nesse trabalho como também desperta grande curiosidade a respeito de qual seria sua causa. Analisando os dados referentes ao Bolsa Família observamos grandes diferenças no provimento do BF para jovens grávidas (mães de crianças com menos de um ano, a rigor) em cada estado, fato que pode estar sendo responsável por tais alterações na TGJ. A seguir, procuramos primeiro documentar a existência de heterogeneidade na concessão do BF às jovens e, posteriormente, iremos discutir e estimar qual seu possível efeito sobre a TGJ.

Documentando a heterogeneidade na concessão do BF

Mesmo com o grau de cobertura tendo evoluído diferentemente para os grupos de UFs, seria de se esperar que as médias de concessão do BF dentro de cada UF, condicionais a uma determinada característica ortogonal à regra de concessão, fossem iguais ou pelo menos parecidas. Considerando isto no caso da gravidez juvenil, em teoria, o percentual de domicílios dentro da mesma faixa de renda contemplados com o BF deveria ser o mesmo para famílias com ou sem a presença das jovens, como também não deveria ser afetado pelo fato da jovem ter tido ou não um filho naquele ano (na verdade pelas regras do programa o nascimento da criança deveria até aumentar o percentual de beneficiados desse grupo, já que para os domicílios com renda per capita entre R\$60 e R\$120 é necessário que haja pelo menos uma criança)²⁶. Na prática, entretanto, notamos que alguns estados claramente desprivilegiam as

²⁶ O nascimento de uma criança deveria também aumentar a probabilidade do domicílio se candidatar ao recebimento do benefício em razão do aumento da demanda por recursos. A possibilidade das mães de recém-nascidos atrasarem o cadastramento no BF pode ocorrer em alguns casos, mas seria um efeito de segunda ordem, não correspondendo à magnitude dos percentuais encontrados nos dados.

jovens grávidas na concessão do benefício. A tabela 7 a seguir mostra o percentual de beneficiários do BF por estado, para o total da população e também apenas para os domicílios com a presença de mulheres de 16 a 19 anos (faixa de idade correspondente a nossa definição de gravidez juvenil).

[Tabela7]

Além de alguns casos mais extremos em que não foi concedido o BF para nenhum domicílio com presença de gravidez juvenil no estado (casos de RO, AP, ES, SC, MT e DF), na maioria dos estados o percentual de concessão para as grávidas é inferior ao das não grávidas. Apenas em 5 estados isto não acontece (caso de AC, RS, GO, SE e SP).

A pergunta natural que pode surgir aqui é referente à origem dessas diferenças, principalmente pelo fato da concessão do BF ser centralizada pelo Governo Federal (Ministério do Desenvolvimento Social). O que ocorre é que na realidade o Bolsa Família é um programa essencialmente descentralizado, no qual os municípios são os responsáveis pela coleta dos dados e registro das famílias no Cadastro Único²⁷, para posterior entrada deles no sistema. Conforme enfatizado no trabalho de Lindert ET AL (2007):

“Other than that, municipalities are essentially given the authority to tailor the data collection process to their own local realities and capabilities – resulting in significant heterogeneity across municipalities in the methods for implementing registration under the Cadastro Único.”

Assim, vemos que tal estrutura descentralizada gera grande heterogeneidade no processo de implementação dos cadastros entre os municípios²⁸. Outro corte nas faixas de renda demonstra que podem ocorrer mais discrepâncias entre os estados²⁹. Os casos de São Paulo e Minas Gerais são um exemplo bem ilustrativo disso, apresentados na tabela 8. Como se pode observar, os dois estados exibem padrões opostos para o provimento do BF para grávidas quando separamos os domicílios entre os com renda per capita até R\$60 e os domicílios com renda entre 60 e 120 reais. Os

²⁷ Para o completo entendimento do funcionamento do programa Bolsa Família e suas particularidades recomendamos novamente a leitura do trabalho de Lindert ET AL (2007).

²⁸ Até 2004 a questão era potencialmente mais problemática, uma vez que os municípios possuíam uma cota de cadastros a serem preenchidos, tornando a discricionariedade até necessária. Mesmo com o fim das cotas, porém, é possível que se tenha alguma herança administrativa.

²⁹ Embora a implementação do programa seja municipal, os governos estaduais têm a missão de auxiliar tecnicamente os municípios, principalmente os menos capacitados. Além disso, a agregação por estados se faz conveniente pelo fato de que nem sempre o tamanho da amostra de determinados municípios é grande o bastante para registrar devidamente a ocorrência da gravidez juvenil.

anexos 2a e 2b mostram as tabelas completas (todos os estados) para cada faixa de renda.

[Tabela 8]

Mas não seria possível que estas diferenças estejam sendo causadas por alguma outra variável que não só a gravidez juvenil? Não só é possível como realmente ocorre em alguns casos. Analisando os dados da tabela 7 separados também pela condição das jovens no domicílio, percebemos que tal variável parece atuar de modo significativo na determinação da concessão ou não do BF, algumas vezes exercendo seu papel em conjunto com a variável gravidez juvenil. Como vemos na tabela 9, os domicílios em que a jovem (mãe adolescente ou não) é esposa do chefe do domicílio costumam ser mais penalizados no recebimento do BF, enquanto que os domicílios nos quais a mãe adolescente é filha do chefe do domicílio acabam sendo priorizados em alguns estados.

[Tabela 9]

Combinações entre os filtros das últimas tabelas poderiam originar um número razoável de padrões diferentes em cada estado (sem contar a possível formação de subgrupos de municípios com características distintas ou até contrastantes dentro de um mesmo estado). Tal fato, contudo, apenas ratifica a condição de discricionariedade (heterogeneidade entre os estados) que estamos buscando estabelecer. As possíveis implicações desses fatores na estimação serão discutidas mais adiante.

Estratégia de Estimação

Em nossa primeira estimação defendemos o argumento de que o desenho do BF poderia estimular a gravidez juvenil, seja por esta ser percebida como um elemento facilitador, em teoria, da participação no programa ou pelo fato de que o BF diminuiria o custo de uma gravidez não planejada. Agora, exploramos a ideia de que as pessoas percebem que a gravidez juvenil pode estar contribuindo decisivamente para o não recebimento do BF, evitando-a.

Percepção das pessoas

Tendo documentando a heterogeneidade, falta agora aprofundarmos a questão da percepção. Realmente não podemos afirmar exatamente como as pessoas obtêm e processam informações que acabem por determinar a percepção de cada indivíduo sobre determinado tema, mas podemos supor nesse caso que seja pela observação e interação social (conversas e trocas de informações com parentes,

amigos e nos próprios centros de cadastramento³⁰). Parece igualmente razoável pensar que as pessoas se importem em entender o porquê do não recebimento do benefício³¹. Outras suposições implícitas são as de que as jovens tenham contato com outras jovens e que os aspectos de suas vidas representados pelas variáveis “condição no domicílio” (notadamente no caso em que a jovem reside com seu marido) e gravidez juvenil sejam vistos como relevantes (seja pela ótica da própria pessoa ou pela suspeita de que exercem papel em relação a sua elegibilidade como beneficiário). Se isto tudo for válido, então nos estados nos quais parece haver uma clara “punição” às mães adolescentes na concessão do BF, surge um incentivo natural à diminuição da TGJ, uma vez que as pessoas associarão a gravidez juvenil a uma menor possibilidade de participação no programa (participação esta que deve ser bastante valorizada pelas pessoas dessa faixa de renda). Já nos outros estados em que tal prática não se manifesta, continuam presentes os mesmos incentivos à gravidez juvenil discutidos em nossa primeira estimação (ou até reforçados em alguns casos).

Anteriormente mostramos que a condição no domicílio da jovem adolescente também estaria influenciando na concessão ou não do BF pelo corpo técnico de cada localidade. Tal fato, porém, não deve influir na percepção das pessoas, uma vez que 77% das adolescentes dessa faixa de renda que são esposas do chefe do domicílio têm pelo menos um filho. Mesmo no caso de que todas as pessoas formassem sua percepção baseadas na condição domiciliar e não na gravidez, isto não seria um problema para nossos resultados, uma vez que os canais de atuação dessas duas alternativas são fortemente relacionados. Tanto a gravidez juvenil quanto a mudança de condição no domicílio por parte da jovem (de filha do chefe para cônjuge do chefe) seriam situações motivadas pela (aumento da) possibilidade de recebimento do BF. Além do mais, relembramos que a mudança de domicílio favorece a gravidez (embora algumas vezes possa ter sido motivada pela mesma).

Divisão da Amostra

Nossa estratégia de estimação se baseia na ideia de que a heterogeneidade na concessão do BF ocasionada pelo modelo descentralizado do PTCR brasileiro gera uma variação exógena nos incentivos com que as mulheres de 16 a 19 anos e renda per capita inferior a 120 reais se defrontam. Tal variabilidade faz com que possamos estimar um efeito realmente causal dos incentivos monetários sobre a TGJ, pois a decisão individual da jovem sobre sua fecundidade ocorre em resposta ao cenário percebido, independente do fator que tenha motivado o administrador no processo da

³⁰ Segundo Lindert ET AL (2007): 54% foram registrados nas escolas, 13% em escritórios administrativos do programa, 12% na prefeitura, 8% nos postos de saúde, 6% em Associações de Bairro, 4% em igrejas e 2% em outros locais. Relembramos, contudo, a alta concentração geográfica do programa.

³¹ Nesse caso, é possível que a pessoa vá questionar o próprio centro administrativo em que fez a solicitação do BF e obtenha algum tipo de informação.

concessão (ou não) do benefício³². Assim, selecionamos os estados em dois grupos, conforme a razão de beneficiários entre os domicílios com grávidas e os domicílios com jovens não grávidas (em outras palavras, o grupo de UFs onde a gravidez juvenil é desestimulada e o grupo onde é incentivada). Adotamos o número de 70% como faixa de corte. Observando a tabela 7 novamente, podemos notar que por esta regra os estados listados de Rondônia até a Bahia (inclusive) são pertencentes ao mesmo grupo, totalizando 14 das 27 UFs. O critério adotado se baseou na ideia da percepção das pessoas sobre a diminuição na probabilidade de recebimento do BF. Não podemos afirmar qual seria o *threshold* realmente correto em relação a essa percepção, ou nem mesmo se não existiria uma regra mais apropriada³³ para realizar a divisão de nossa amostra, mas de qualquer maneira tal discussão só seria pertinente para os estados com percentuais próximos ao valor de corte. Embora uma comparação somente entre os estados nos extremos da tabela 7 pudesse ser uma tentativa de contornar esse problema, a inclusão de todos os estados garante que nossos resultados são representativos da totalidade da população pobre brasileira. Além do mais, estamos tratando com dados agregados por UFs, de modo que devemos esperar certa variância entre os centros administrativos ou municípios. Se por acaso for possível separar as pessoas de uma mesma área entre informados e desinformados, então podemos inferir que o efeito de tal incentivo à realização de determinada ação é ainda mais elevado do que este valor que encontramos.

Quanto à escolha da faixa de renda, com base em tudo que foi discutido em nossa primeira estimação, a opção pelo grupo de renda de 120 reais per capita nos pareceu trivial. A determinação do período relevante, por sua vez, foi motivada pela disponibilidade das informações sobre o recebimento do BF na PNAD 2006. Considerando que observamos o nascimento da criança e não a gravidez, e também que leve algum tempo para que as pessoas formem sua percepção, espera-se que efeitos causados pelo BF na TGJ demorem cerca de um ano para serem verificados nos dados. Assim, a heterogeneidade documentada em 2006 causaria efeitos a partir de 2007³⁴, fazendo com que escolhêssemos o ano de 2006 como período de comparação. Embora não tenhamos dados do ano de 2005, vemos na PNAD 2004 (pesquisa realizada em setembro) que a concessão do BF nessa época era bem inferior (cerca 2,5 vezes menor) do que em 2006, fato que tornaria mais difícil a percepção das pessoas sobre heterogeneidade no provimento do benefício naquela época. Na tabela 10, a

³² É o mesmo que dizer que as jovens agem como “tomadoras de preço”.

³³ Sobre nossa regra, é provável que em alguns casos tenhamos também efeitos referentes ao nível de recebimento do BF e não só à razão. Fatores relacionados à distribuição geográfica ou à agregação também podem influenciar nessa questão.

³⁴ A Pnad 2006 foi realizada no mês de setembro, o que a rigor geraria efeitos no segundo semestre de 2007. É razoável supor, entretanto, que alguns meses antes a concessão do BF fosse parecida com o registrado na data da pesquisa.

seguir, apresentamos os valores de cada variável de controle utilizada, na qual se pode notar a semelhança entre os dois grupos³⁵.

[Tabela 10]

Dessa forma, nosso modelo é dado por:

$$Y = \alpha T1' + \rho Trat' + \pi Resu' + \beta X' + \xi'$$

Em que:

Y é a dummy para gravidez juvenil

$T1'$ é a dummy de tempo, sendo igual a 1 se o ano é igual a 2007 e zero para 2006

$Trat'$ é a dummy de grupo, sendo igual a 1 para os estados em que a concessão do BF para mães adolescentes é relativamente mais baixa.

$Resu'$ é a dummy de interação.

X' é o vetor dos controles.

ξ' é o termo de erro.

VII. Resultados segunda estimação

Pela tabela 11 a seguir, observamos um efeito médio apurado de -3,7p.p, variando entre -1,1p.p e -9,7p.p. Já era de se esperar um efeito superior (em módulo) ao de nossa primeira estimação, uma vez que agora estamos comparando dois grupos com incentivos opostos. Na segunda coluna da tabela temos o mesmo exercício realizado só que utilizando os anos de 1997 e 2001 para comparação, e, na terceira coluna, os anos de 2001 e 2005. Novamente, os resultados para esses anos (-0,2 e 0,7 p.p respectivamente) não são estatisticamente significantes.

[Tabela 11]

³⁵ As variáveis são: anos de estudo, migração, cor, idade, outros filhos, região, número de pessoas e rural. Na tabela acrescentamos a renda per capita.

Tais resultados indicam que o não provimento do BF (e percepção das pessoas sobre o fato) estaria exercendo efeito sobre a taxa de gravidez juvenil, confirmando não só nossa hipótese, mas principalmente a potência desses incentivos (mesmo não explícitos) sobre o comportamento das pessoas.

Especificações Alternativas Estimação II

Nessa secção realizamos variações referentes à nossa segunda estimação. Na tabela 12 realizamos variações nos grupos de renda utilizados. Como existe uma incidência considerável de beneficiários do programa entre domicílios com renda acima da faixa de corte e, portanto, suscetíveis ao mesmo incentivo, repetimos nossa estimação expandindo o intervalo de renda considerado. Na coluna 1 utilizamos os domicílios com renda até R\$240, na coluna 2 usamos o grupo com renda até R\$360 e na coluna 3 restringimos aos domicílios com renda entre R\$180 e R\$360. Nos três casos os resultados foram negativos e significantes. Alternativamente, nas colunas 4, 5 e 6, mostramos que o mesmo fato não ocorre para níveis mais altos de renda, já alheios ao universo do BF. Na coluna 4 usamos os domicílios com renda acima de R\$360, na 5 utilizamos o grupo com renda entre R\$360 e R\$720 e na 6 o grupo com renda entre R\$480 e R\$960, sempre obtendo valores mais próximos de zero e sempre não significantes, fato que reforça os resultados anteriores. Na tabela 13, por sua vez, realizamos testes adicionais de robustez. Nas colunas 1 e 2 dividimos a amostra pela idade das jovens (16 e 17 na primeira e 18 e 19 na segunda). Se em nossa primeira estimação os incentivos causados pelo programa à gravidez afetaram as jovens de 18 e 19 anos, neste caso o incentivo a não gravidez afetou as jovens de 16 e 17 anos, o que é consistente com a menor propensão a engravidar das mais novas (os valores foram 4,8p.p e 2,7p.p, mas sendo significativo só no primeiro caso). Na coluna 3 excluímos da amostra os estados da região Norte, uma vez que dos seus sete estados apenas o Acre não estava no grupo de análise, criando a possibilidade de que algum fator específico daquela região alheio ao BF pudesse ser responsável pela alteração na TGJ. A estimação, contudo, registrou um efeito médio de 4,1p.p, com p-value de 0,02. Já na coluna 4, fazemos uso tanto do alto grau de cobertura do BF como da grande população de jovens de baixa renda do Nordeste, restringindo nossa amostra apenas aos estados da região. Assim, temos Piauí, Ceará, Pernambuco e Bahia no grupo de análise e Sergipe, Alagoas, Maranhão, Rio Grande do Norte e Paraíba no grupo de comparação. O resultado nesse caso foi, mais uma vez, negativo e significativo (-4,5p.p e estatística $t=1,90$). Na coluna 5 excluímos da amostra o estado da Bahia, por ser o estado mais próximo de nossa regra de corte e ter uma grande população de jovens nas classe de renda alvo do programa; enquanto que na coluna 6 excluímos os estados com razão de grávidas por não grávidas contempladas com o BF de nível intermediário (maior do que 50% e menor do que 80%), comparando apenas os casos mais extremos da tabela 7 (excluímos BA,CE, RR, PE, AM e TO no grupo 1 e RN, PR, MG e MS no grupo 2). Embora o efeito médio apurado nessas estimações tenha sido negativo, como o

esperado, não se mostrou estatisticamente significativo em nenhum dos dois casos. Por fim, na coluna 7, alteramos para 2005 (ao invés de 2006) o ano base da estimação, mas o resultado (-2,0p.p) também não foi significativo.

Na tabela 13b, entretanto, repetimos as mesmas variações da tabela 13a, mas agora expandindo o grupo de renda para até R\$240 per capita, uma vez que o número de beneficiários nessa faixa de renda é elevado. Agora, as únicas colunas que não foram significantes foram as colunas número 2, das jovens de 18 e 19 anos, e a número 6. Consideramos, contudo, que o efeito negativo e significativo apurado nas outras 5 estimações indica robustez do resultado. De qualquer forma, adotamos ainda outra abordagem na tabela 14, na qual utilizamos em nossa estimação os dados referentes ao desenho amostral da PNAD, comparando separadamente a diferença na incidência de gravidez juvenil entre os dois grupos em cada ano. Assim, na primeira coluna estimamos através de regressão OLS³⁶ a diferença na TGJ em 2007 entre os dois grupos definidos anteriormente. Nas colunas de 2 a 7, repetimos as variações na amostra realizadas na tabela 13, e na coluna 8, repetimos a coluna 1, mas agora utilizando os domicílios com renda entre R\$360 e R\$600, externos ao universo do Bolsa Família, para mostrar que o mesmo efeito não se verificaria (o resultado foi 0,2p.p e não era significativo). Nas outras 7 colunas consideramos o intervalo de renda até R\$240 per capita, obtendo resultado negativo em todas, sendo significativo em todas menos na coluna que restringe a amostra as jovens de 16 e 17 anos³⁷. Por fim, na tabela 15, replicamos a tabela 14 só que utilizando o ano de 2006. Dessa vez os resultados foram todos positivos, de menor valor absoluto do que os anteriores e nunca significantes, corroborando, mais uma vez, nossa hipótese.

[Tabela 14]

[Tabela 15]

VIII. Conclusão

Consideramos que a consistência de nossas estratégias de estimação com os fatos a cerca da evolução e do desenho do programa Bolsa Família aliada à robustez dos dois experimentos a uma série de especificações alternativas implicam na validação de nossos resultados. Nosso primeiro experimento foi determinado pelo lançamento do programa Bolsa Família, demonstrando que em programas de transferência condicional de renda com desenho semelhante ao BF a gravidez pode ser percebida como um potencial facilitador da participação no programa, gerando incentivos ao aumento da taxa de gravidez juvenil. O desenvolvimento do programa e

³⁶ Utilizando logit os resultados em termos da estatística t são semelhantes.

³⁷ Os resultados são semelhantes no caso de utilizarmos domicílios até R\$180. Para a amostra de domicílios com renda inferior a R\$120 todos os valores seriam negativos e apenas as colunas 3, 6 e 7 não seriam significantes.

sua grande heterogeneidade administrativa, contudo, permitiram a realização de um segundo experimento relevante, já que ocasionaram o surgimento de uma situação praticamente inversa à anterior em diversos estados, na qual a gravidez era percebida como um fator de não participação no programa, criando incentivos à “não gravidez” e à consequente diminuição da TGJ. Esse caráter complementar dos dois exercícios é mais um fator a ratificar a mensuração de um efeito causal em ambos, uma vez que torna menos provável a possibilidade de que os resultados estejam sendo causados por explicações alternativas à hipótese proposta.

O significativo impacto gerado por incentivos financeiros razoavelmente pequenos evidencia, por sua vez, a severidade das restrições sob as quais os extremamente pobres vivem, sugerindo que tal padrão de comportamento tende a se repetir em outras populações assoladas pela pobreza. O fato de que os incentivos em questão foram criados de modo não intencional e nada explícito é mais um a sustentar a conclusão anterior, pois esperamos que um mecanismo que busque influenciar comportamentos diretamente através das condicionalidades apresente desempenho mais efetivo. Nossa análise não só provê evidência clara de que os programas de transferência condicional de renda podem desempenhar papel extremamente eficaz na implementação de programas de planejamento familiar ou controle de natalidade, como sugere que os PTCRs podem atuar sobre o comportamento sexual desse grupo de pessoas³⁸. Logo, apresenta implicações relevantes para as nações que ou já utilizam ou que pretendem adotar esse modelo de política social, haja vista que elevadas taxas de natalidade e alta incidência de DSTs são características comuns às regiões de pobreza. Uma aplicação especialmente relevante seria no caso do continente africano, onde muitos países apresentam alta concentração de pobreza e enfrentam atualmente uma epidemia de HIV, especialmente entre os jovens. Um PTCR orientado diretamente a questão parece extremamente promissor em face de tudo que foi discutido nesse trabalho. Apenas conjecturando sobre como seria esse possível mecanismo, pode-se pensar em um esquema de pagamentos mensais a todas as pessoas, condicional a realização de testes para DSTs, no qual qualquer resultado positivo implicasse na perda do benefício.³⁹ Outra regra que desincentivasse a gravidez (como, por exemplo, se o benefício fosse dividido entre uma parcela fixa e outra variável, sendo a última decrescente no número de filhos) seria igualmente bem vinda. Aliás, outro ponto que merece ser destacado é a possibilidade de se exigir mais de uma condicionalidade para

³⁸ O foco do estudo na gravidez juvenil possibilita esta conclusão. Embora a redução observada na TGJ possa ter sido ocasionada através do aumento de abortos ou de outros métodos contracepcionais, é razoável supor que a maior utilização de preservativos também tenha ocorrido, uma vez que diversas pesquisas recentes apontam o preservativo como principal método contracepcional utilizado por esse grupo (Miranda, Gadelha e Szwarcwald 2005; Almeida ET AL 2003; Martins ET AL 2006; Borges e Schor 2005).

³⁹ É claro que o desenho de um mecanismo desse tipo dever ser mais cuidadosamente elaborado e estudado, considerando as particularidades de cada região. Como tratar pessoas já infectadas e o acesso a preservativos seriam exemplos de dificuldades a serem solucionadas.

um mesmo nível de benefício, pois além da diluição de custos entre várias metas diferentes, pode propiciar ganhos referentes à complementaridade das ações induzidas pelo programa. Fatos que apenas ressaltam o enorme potencial dos PCTRs registrado nesse artigo.

Retornando ao caso específico do Bolsa Família para concluirmos o trabalho, dois fatos merecem nossa atenção. Apesar da queda na TGJ verificada em nível nacional em 2007, ocorreu o aumento dessa taxa para o grupo de estados onde o incentivo à gravidez juvenil ainda se apresentava positivo, indicando necessidade de ajuste no programa. O grande impacto demonstrado pelo PCTR brasileiro sobre uma variável dessa natureza (TGJ), por sua vez, levanta a possibilidade da ocorrência de efeitos similares sobre outros grupos etários, algo potencialmente indesejável em virtude da já elevada taxa de fecundidade desse grupo de renda, principalmente quando comparado ao grupo mais rico da população⁴⁰. Consideramos, portanto, a sugestão de alteração do esquema de remuneração do BF. Notadamente, a substituição do benefício variável (15 reais por filho, até o máximo de três filhos) por um benefício único para todos da faixa de renda, independentemente do número de filhos ou mesmo da presença do filho no domicílio. Com essa nova regra não se estaria incentivando o aumento da fecundidade via intuito de participação no programa e ainda talvez se possa criar condições mais favoráveis à redução (voluntária) da fecundidade, fatos benéficos ao acúmulo de capital humano ao longo do tempo.

Referências

- [1] Ai, Chunrong e Edward C. Norton (2003). “Interaction terms in logit and probit models”. *Economic Letters*, 80 (2003), 123 – 129.
- [2] Ai, Chunrong, Hua Wang e Edward C. Norton (2004). “Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models”. *The Stata Journal*, 4 (2), 154 – 167.

⁴⁰ A taxa de fecundidade total para as mulheres pertencentes ao decil mais pobre da população (renda per capita inferior a R\$73) era de 3,53 em 2007. Já para o decil mais rico (renda per capita superior a R\$1173) a TFT é de 0,99. Ou seja, a taxa de fecundidade dos mais pobres atualmente é 358% superior a TFT dos mais ricos.

- [3] Almeida, Maria da Conceição Chagas de, Estela Maria Leão de Aquino, Lynne Gaffikin e Robert J. Magnani (2003). "Uso de contracepção por adolescentes de escolas públicas na Bahia". *Rev Saúde Pública*, 37(5):556 – 575.
- [4] Angelucci, M., De Giorgi, G. (2009) "Indirect Effects of an Aid Program: How do Cash Transfers Affect Non-Eligibles' Consumption?," *American Economic Review*, 99(1), 486-508.
- [5] Baird, S., Chirwa, E, McIntosh, C., Ozler, B. (2009) "The Short-Term Impacts of a Schooling Conditional Cash Transfer Program on the Sexual Behavior of Young Women," *World Bank Policy Research Working Paper* 5089.
- [6] Baird, S., McIntosh, C., Ozler, B. (2009) "Designing Cost-Effective Cash Transfer Programs to Boost Schooling among Young Women in Sub-Saharan Africa", *World Bank Policy Research Working Paper* 5090.
- [7] Barrera-Osorio, F., Bertrand, M., Linden, L., Perez-Calle, F. (2008) "Conditional cash transfers in education: Design features, peer and sibling effects: Evidence from a randomized experiment in Colombia," *NBER Working Paper* 13890.
- [8] Becker, Gary S. e H. Gregg Lewis (1973). "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children." *The Journal of Political Economy*, 81(2), Part 2: New Economic Approaches to Fertility: 279-288.
- [9] Berbel (2010b). "Educação, fecundidade e consumo: Uma análise contrafactual". Trabalho em andamento.
- [10] Borges, Ana Luiza Vilela e Néia Schor (2005). "Início da vida sexual na adolescência e relações de gênero: um estudo transversal em São Paulo, Brasil, 2002". *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 21 (2), 449 – 507, mar – abr.
- [11] Braido, Luis H. B., Pedro Olinto e Helena S. Perrone (2009). "Gender Bias in Intrahousehold Allocation: Evidence from an Unintentional Experiment" *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- [12] Bursztyn, L. e Coffman, Lucas C. (2010) "The Schooling Decision: Family Preferences, Intergerational Conflict, and Moral Hazard in the Brazilian Favelas", *Mimeo*, Harvard University
- [13] Camarano, Ana Amélia (1998a). "Fecundidade e anticoncepção da população de 15-19 anos". In: Vieira, Elisabeth Meloni, Maria Eugênia Lemos Fernandes, Patrícia Bailey e Arlene Mckay (orgs.). *Seminário gravidez na adolescência*. Rio de Janeiro.
- [14] Card, Josefina J. (1999). "Teen pregnancy prevention: Do any Programs Work?" *Annu. Rev. Public Health*, 20:257 – 285.
- [15] Cardoso, E., Portela Souza, A. (2004) "The Impact of Cash Transfers on Child Labor and School Attendance in Brazil," *Mimeo*, Vanderbilt University.

- [16] Corseuil, Carlos Henrique e Miguel N. Foguel (2002). “Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE”. IPEA.
- [17] De Janvry, Alain and Elisabeth Sadoulet. 2004. “Conditional Cash Transfer Programs: Are They Really Magic Bullets?” *ARE Update*, Vol. 7, No. 6
- [18] De Janvry, A., Sadoulet. E. (2006) “When to Use a CCT Versus a CT Approach?,” Mimeo, University of California at Berkeley.
- [19] Diclemente, R. J, W. B. Hansen e L. E. Ponton (1996). “Handbook of Adolescent Health Risk Behavior” New York: Plenum Press. 463.
- [20] Duflo Esther, Pascaline Dupas, Michael Kremer, and Samuel Sinei. 2006. “Education and HIV/AIDS Prevention: Evidence from a randomized evaluation in Western Kenya.” World Bank Policy Research Working Paper No. 4024
- [21] Gertler, Paul. (2004). “Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA’s Control Randomized Experiment,” *American Economic Review: Papers and Proceedings*. 94(2): 336-341.
- [22] Hartung, Gabriel (2008). “O impacto dos Programas de Transferência Condicional de Renda sobre a Instabilidade Matrimonial”. Working Paper.
- [23] Heilborn, Maria Luiza, Estela M. L. Aquino, Michel Bozon e Daniela Riva Knauth (2006). “O aprendizado da sexualidade: Reprodução e trajetórias sociais de jovens brasileiros.” Rio de Janeiro: Garamond e Fiocruz. 536p.
- [24] Jones, Elise F., Jaqueline Darroch Forrest, Noreen Goldman, Stanley K. Henshaw, Richard Lincoln, Jeannie I. Rosoff, Charles F. Westoff e Deirdre Wulf (1985). “Teenage Pregnancy in Developed Countries: Determinants and Policy Implications”. *Family Planning Perspectives*, 17 (2), 53 – 63.
- [25] Kirby, D. (1999). “Reflections on two decades of research on teen sexual behavior and pregnancy” (*J SchHealth*. 1999;69(3):89-94)
- [26] Kirby, D. (2001). *Emerging answers: Research findings on Programs to reduce teen pregnancy*. Washington, DC: National Campaign to Prevent Teen Pregnancy.
- [27] Lagarde, Mylene, Andy Haines e Natasha Palmer (2007). “Conditional Cash Transfers for Improving Uptake of Health Interventions in Low-and Middle-Income Countries: A Systematic Review.” *Journal of American Medicine (JAMA)* 298(16):1900-10.
- [28] Lindert, Kathy, Anha Linder, Jason Hobbs e Bénédicte de la Brière (2007). “The Nuts and Bolts of Brazil’s Bolsa Família Program: Implementing Conditional Cash Transfers in a Decentralized Context.” World Bank. Discussion paper n. 0709.
- [29] Lomelí, Enrique Valencia (2008). “Conditional Cash Transfers as Social Policy in Latin America: An assessment of their Contributions and Limitations.” *Annu. Rev. Sociol.* 34:475–99.

- [30] Martins, Laura B. Motta, Lúcia Helena S. da Costa-Paiva, Maria José D. Osis, Maria Helena de Sousa, Aarão M. Pinto-Neto e Valdir Tadini (2006). "Fatores associados ao uso de preservativo masculino e ao conhecimento sobre DST/AIDS em adolescentes de escolas públicas e privadas do Município de São Paulo, Brasil." *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 22(2): 315-323.
- [31] Medlin, Carol e Damien de Walque (2008). "Potential Applications of Conditional Cash Transfers for Prevention of Sexually Transmitted Infections and HIV in Sub-Saharan Africa." World Bank. Policy Research Working Paper 4673.
- [32] Miguel, Edward, and Michael Kremer. 2004. 'Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities.' *Econometrica*, 72(1), pp. 159-217.
- [33] Miranda, Angélica Espinosa, Angela Maria Jourdan Gadelha e Célia Landmann Szwarcwald (2005). "Padrão de comportamento relacionado às práticas sexuais e ao uso de drogas de adolescentes do sexo feminino residentes em Vitória, Espírito Santo, Brasil, 2002. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 21(1):207-216.
- [34] Moore KA, Sugland BW, Blumenthal C, Gleit D, Snyder N. (1995). *"Adolescent Pregnancy Prevention Programs: Interventions and Evaluations."* Washington, DC: Child Trends, Inc; 1995.
- [35] Morris, Saul S, Pedro Olinto, Rafael Flores, Eduardo A. F. Nilson e Ana C. Figueiró (2004). "Conditional Cash Transfers Are Associated with a Small Reduction in the Rate of Weight Gain of Preschool Children in Northeast Brazil" *Journal of Nutrition* 134:2236-2341.
- [36] Parker, S., Rubalcava, L., Teruel, G. (2008) "Evaluating Conditional Schooling and Health Programs." In Schultz, T. P., Strauss, J. (Eds.), *Handbook of Development Economics*, Volume 4. Elsevier, Amsterdam.
- [37] Rocha, Romero (2009) "Programas Condicionais de Renda e Fecundidade: Evidências do Bolsa Família". Tese de Doutorado em Economia, Puc.
- [38] Roland, M.I.F.(1994). A construção social do problema da gravidez na adolescência: estudo de caso sobre o campo institucional da Central da Gestante, em Piracicaba, SP. (Dissertação de Mestrado em Antropologia Social). Campinas, Universidade Estadual de Campinas.
- [39] Schultz, T. P. (2004) "School subsidies for the poor: Evaluating the Mexican Progresa poverty Program," *Journal of Development Economics*, 74(1), 199-250.
- [40] Stecklov, Guy, Paul Winters, Jessica Todd e Ferdinando Regalia (2006). "Demographic Externalities from Poverty Programs in Developing Countries: Experimental Evidence from Latin America." Washington, DC: American University Dept of Economics.

Apêndice

Tabela 1. Benefícios e obrigações dos beneficiários do Bolsa Família

Obrigações	Benefícios
Vacinação e acompanhamento médico das crianças até 7 anos.	Famílias com renda per capita até R\$ 60
Comparecer a acompanhamento pré e pós natal, como também em palestras educativas sobre saúde e alimentação (grávidas e nutrizes).	Benefício básico de R\$ 50.
Matricular todas as crianças entre 6 e 15 anos na escola.	Benefício variável de R\$ 15, segundo número de crianças de até 15 anos, gestantes ou nutrizes no domicílio, limitado a três benefícios por domicílio.
Garantir frequência mínima de 85% nas aulas.	Famílias com renda per capita entre R\$ 60 e 120
Justificar faltas à escola.	Benefício variável de R\$ 15, segundo número de crianças de até 15 anos, gestantes ou nutrizes no domicílio, limitado a três benefícios por domicílio.
Comunicar em caso de mudança de escola	

Fonte: Elaborado a partir de Lindert Et Al (2007)

Tabela 2. Média e desvio padrão das variáveis utilizadas na estimação n.1 dado ano e classe de renda.

Variável	2001				2005			
	Até 120 reais		De 120 à 240 reais		Até 120 reais		De 120 à 240 reais	
	Média	Desv.pad	Média	Desv.pad	Média	Desv.pad	Média	Desv.pad
Grav	0,11	0,32	0,08	0,28	0,13	0,33	0,07	0,26
Anos_estudo	5,84	2,89	7,19	2,67	6,81	2,61	7,92	2,41
Rural	0,32	0,47	0,16	0,36	0,34	0,47	0,19	0,39
N. de pessoas no domicílio	5,87	2,56	4,99	2,05	5,72	2,48	4,94	2,05
Migrante	0,09	0,29	0,11	0,31	0,09	0,28	0,11	0,32
Branco	0,33	0,47	0,43	0,50	0,30	0,46	0,39	0,49
Idade	17,41	1,13	17,49	1,13	17,38	1,11	17,45	1,11
Outro filho	0,21	0,52	0,15	0,40	0,20	0,50	0,13	0,38
Região								
Sul	0,07	0,26	0,12	0,33	0,06	0,24	0,12	0,32
Sudeste	0,26	0,44	0,39	0,49	0,23	0,42	0,37	0,48
Centro	0,05	0,21	0,08	0,27	0,05	0,21	0,07	0,26
Nordeste	0,55	0,50	0,33	0,47	0,55	0,50	0,34	0,47
Norte	0,08	0,27	0,08	0,28	0,11	0,31	0,10	0,30
Observações	4520		4257		4113		4653	

Fonte: Pnad

A amostra contém apenas domicílios com a presença de mulheres de 16 a 19 anos.

Tabela 3. Resultado da primeira estimação *Dif in Dif* (em pontos percentuais)

	Período relevante (2001-2005)			Período anterior (1997-2001)		
	médio	min.	max.	médio	min.	max.
Efeito de interação	2,5 p.p***	0,7 p.p**	6,2 p.p***	0,0 p.p	-0,1 p.p	0,0 p.p
Estatística de teste (t)	2,67	2,44	2,72	0,02	-0,06	0,03
Controles	Sim			Sim		
Observações	17285			16242		

A tabela mostra o efeito do incentivo ao aumento da TGJ motivado pela possibilidade de participação no BF.

Controles usados: anos de estudo, migração, cor, idade, outros filhos, região, número de pessoas no domicílio e rural.

Grupo de análise: domicílios com jovens de 16 a 19 anos e renda domiciliar per capita até R\$120.

Grupo de comparação: domicílios com mulheres de 16 a 19 anos e renda domiciliar per capita entre R\$120 e R\$240.

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Tabela 4. Especificações alternativas estimação 1: diferentes grupos de renda.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Efeito de interação	2,4p.p*	3,1p.p**	1,9p.p**	1,4p.p**	0,0p.p	-0,5p.p	0,3p.p	0,1pp
Estatística de teste(t)	1,65	2,10	2,09	2,01	0,1	-0,61	0,51	0,15
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	7994	6766	13497	22314	4207	5974	7175	3812

(1) Grupo de análise utiliza os domicílios até R\$60 per capita, e o de comparação os de renda entre R\$120 e R\$180.

(2) Grupo de análise utiliza os domicílios até 60 reais per capita, e o de comparação os de renda entre R\$180 e R\$240.

(3) Grupo de análise até R\$120, e o de comparação os domicílios de renda entre R\$240 e R\$360.

(4) Grupo de análise até R\$180 e grupo de comparação até R\$360.

(5) Grupo de análise entre R\$360 e R\$480 e de comparação entre R\$480 e R\$600.

(6) Grupo de análise entre R\$360 e R\$600 e comparação entre R\$600 e R\$840.

(7) Grupo de análise entre R\$360 e R\$780 e comparação entre R\$780 e R\$1200.

(8) Grupo de análise entre R\$480 e R\$720 e o grupo de comparação entre R\$720 e R\$960

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Tabela 5. Especificações alternativas estimação 1: ano base, idades e condição domiciliar.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Efeito de interação	2,5p.p***	1,9p.p**	4,4p.p***	0,6p.p	2,2p.p***	-2,4p.p
Estatística de teste(t)	2,67	2,05	2,93	0,57	2,64	-0,70
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	16349	16692	8288	8997	11645	2460

(1) Utiliza 1997 como ano base

(2) Utiliza 1999 como ano base.

(3) Utiliza só jovens com 18 e 19 anos.

(4) Utiliza jovens de 16 e 17 anos.

(5) Restringe a amostra para jovens filhas do chefe do domicílio (acrescentando educação e idade da mãe e presença do pai como controles)

(6) Restringe a amostra para jovens esposas do chefe do domicílio.

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Tabela 6. Especificação alternativa: esposas com outras rendas

	(1)	(2)	(3)
Efeito de interação	5,8p.p*	6,6p.p**	-2,4p.p
Estatística de teste(t)	1,79	2,09	-0,70
Controles	Sim	Sim	Sim
Observações	2290	2688	2460

(1) Esposas do chefe do domicílio. Grupo de análise com renda entre R\$60 e R\$180 e grupo de comparação com renda entre R\$180 e R\$300.

(2) Esposas do chefe do domicílio. Grupo de análise com renda entre R\$60 e R\$240 e grupo de comparação com renda entre R\$240 e R\$420.

(3) Esposas do chefe do domicílio. Grupo de análise com renda entre R\$0 e R\$120 e grupo de comparação com renda entre R\$120 e R\$240.

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Tabela 7. Percentual dos domicílios com renda até 120 reais per capita que recebem o BF

ESTADO	Domicílios com gravidez juvenil	Domicílios com jovens não grávidas	Todos domicílios	Razão grávidas sobre não-grávidas
Rondônia	0%	38%	38%	0%
Amapá	0%	33%	12%	0%
Espírito Santo	0%	47%	50%	0%
Santa Catarina	0%	29%	36%	0%
Mato Grosso	0%	41%	33%	0%
Distrito Federal	0%	16%	20%	0%
Pará	18%	37%	43%	48%
Piauí	33%	68%	69%	49%
Tocantins	27%	52%	52%	52%
Amazonas	29%	49%	51%	58%
Pernambuco	37%	64%	62%	58%
Roraima	36%	58%	60%	61%
Ceará	46%	69%	71%	66%
Bahia	41%	61%	63%	68%
Rio Grande do Norte	45%	63%	64%	72%
Paraná	33%	45%	48%	74%
Minas Gerais	43%	58%	59%	74%
Mato Grosso do Sul	25%	33%	33%	75%
Paraíba	71%	80%	78%	89%
Rio de Janeiro	17%	18%	20%	95%
Maranhão	65%	66%	65%	98%
Alagoas	58%	59%	64%	99%
Acre	56%	54%	52%	104%
Rio Grande do Sul	43%	40%	46%	109%
Sergipe	62%	49%	56%	127%
Goiás	37%	25%	33%	148%
São Paulo	55%	29%	28%	189%

Fonte: Pnad 2006

Tabela 8. Percentual de domicílios que recebem o BF

ESTADO	Domicílios com gravidez juvenil	Domicílios com jovens não grávidas
renda entre 0 e 60 reais		
São Paulo	0%	23%
Minas Gerais	82%	47%
renda entre 60 e 120 reais		
São Paulo	72%	33%
Minas Gerais	26%	62%
renda entre 0 e 120 reais		
São Paulo	55%	29%
Minas Gerais	43%	58%

Fonte: Pnad 2006

Tabela 9. Percentual dos domicílios com renda até 120 reais per capita que recebem o BF por condição domiciliar

ESTADO	Domicílios com gravidez juvenil		Domicílios com jovens não grávidas	
	Filhas do chefe do domicílio	Outra condição no domicílio	Filhas do chefe do domicílio	Outra condição no domicílio
Rondônia	0%	0%	46%	15%
Amapá	0%	0%	41%	0%
Mato Grosso	0%	0%	44%	29%
DF	0%	0%	17%	12%
Tocantins	25%	29%	64%	18%
Amazonas	25%	33%	62%	21%
Pará	27%	10%	48%	11%
Goias	40%	33%	36%	0%
Rio de Janeiro	41%	0%	20%	6%
Paraná	46%	21%	46%	37%
Mato G. do Sul	50%	0%	41%	14%
Roraima	50%	28%	63%	0%
Rio G. do Norte	60%	33%	77%	35%
Alagoas	60%	57%	66%	24%
Pernambuco	67%	24%	68%	48%
Bahia	68%	27%	67%	39%
Rio G. do Sul	70%	26%	49%	15%
Minas Gerais	73%	24%	66%	21%
Ceará	80%	14%	79%	35%
Paraíba	86%	57%	87%	47%
Acre	86%	18%	61%	38%
Maranhão	90%	29%	77%	38%
Sergipe	100%	0%	65%	21%
Piauí	100%	9%	78%	37%
São Paulo	100%	20%	30%	28%
Espírito Santo	#N/D	0%	48%	40%
Santa Catarina	#N/D	0%	33%	0%

Fonte: Pnad 2006

#N/D: significa que não ocorreu gravidez juvenil nessa sub-amostra.

Tabela 10. Média e desvio padrão das variáveis utilizadas na estimação n.2 dado ano e grupo

Variável	2006				2007			
	grupo 1		grupo 2		grupo 1		grupo 2	
	Média	Desv.pad	Média	Desv.pad	Média	Desv.pad	Média	Desv.pad
Grav	0,14	0,34	0,10	0,30	0,10	0,30	0,11	0,32
Anos_estudo	6,83	2,57	7,32	2,48	7,14	2,65	7,42	2,59
Rural	0,42	0,49	0,32	0,47	0,39	0,49	0,27	0,44
N. de pessoas no domicílio	5,82	2,45	5,72	2,54	5,62	2,52	5,35	2,35
Migrante	0,07	0,25	0,08	0,27	0,08	0,28	0,07	0,25
Branco	0,24	0,43	0,36	0,48	0,23	0,42	0,37	0,48
Idade	17,44	1,10	17,34	1,08	17,45	1,12	17,39	1,08
Outrofilho	0,21	0,52	0,20	0,51	0,17	0,46	0,18	0,47
Região								
Sul	0,02	0,13	0,11	0,32	0,01	0,12	0,10	0,30
Sudeste	0,02	0,15	0,43	0,49	0,03	0,16	0,45	0,50
Centro	0,03	0,18	0,05	0,22	0,04	0,20	0,05	0,22
Nordeste	0,73	0,44	0,40	0,49	0,68	0,47	0,39	0,49
Norte	0,19	0,39	0,01	0,11	0,24	0,43	0,01	0,11
Renda per capita	70,94	32,21	70,09	34,37	69,12	34,46	65,79	39,18
Observações	1995		1331		1831		1192	

Fonte: Pnad

Os grupos 1 e 2 foram divididos de acordo com razão entre grávidas e não grávidas receptoras do BF em cada estado, conforme tabela 4.

Grupo1: RO, AP, ES, SC, MT, DF, PA, PI, TO, AM, PE, RR, CE, BA.

Grupo2: RN, PR, MG, MS, PB, RJ, MA, AL, AC, RS, SE, GO, SP

Tabela 11. Resultado da segunda estimação Dif-in-Dif para grupos de estados

	2006/2007			2001/2005	1997/2001
	médio	min.	max.	médio	médio
Efeito de interação	-3,7p.p**	-9,7p.p**	-1,1p.p*	0,7p.p	-0,2p.p
Estatística de teste (t)	-2,16	-2,36	-1,92	0,52	-0,13
Controles		Sim		Sim	Sim
Observações		6295		8510	8498

A tabela mostra o efeito do incentivo a diminuição da TGJ gerado pela associação entre a gravidez e a não participação no BF.

Controles usados: anos de estudo, migração, cor, idade, outros filhos, região, número de pessoas no domicílio e rural.

A amostra contém domicílios com mulheres de 16 a 19 anos e renda domiciliar per capita até R\$120.

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Tabela 12. Especificações alternativas estimação 2: rendas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Efeito de interação	-2,4p.p**	-2,0p.p**	-2,2p.p**	-0,1p.p	-0,2p.p	0,6p.p
Estatística de teste(t)	-2,38	-2,46	-2,17	-0,27	-0,30	0,67
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	14915	19961	9098	9585	5875	4247

(1) Renda até R\$240.

(2) Renda até R\$360.

(3) Renda entre R\$180 e R\$360.

(4) Renda maior do que R\$360.

(5) Renda entre R\$360 e R\$720.

(6) Renda entre R\$480 e R\$960.

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Tabela 13a. Especificações alternativas estimação 2: idade, estados e ano.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Efeito de interação	-4,8p.p**	-2,7p.p	-4,1p.p**	-4,6p.p*	-2,1p.p	-0,6p.p	-2,0p.p
Estatística de teste(t)	-2,17	-0,99	-2,33	-1,90	-1,2	-0,27	-1,3
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3351	2944	5179	3455	5369	2957	7074

Domicílios com renda per capita de até R\$120.

(1) Só com garotas de 16 e 17 anos.

(2) Só com garotas de 18 e 19 anos.

(3) Excluindo a região Norte.

(4) Restringindo a amostra apenas a estados do Nordeste.

(5) Sem o estado da Bahia.

(6) Excluindo os estados BA,CE, RR, PE, AM e TO no grupo 1 e RN, PR, MG e MS no grupo 2 .

(7) Utilizando 2005 como ano base.

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Tabela 13b. Especificações alternativas estimação 2: renda até R\$240.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Efeito de interação	-2,9p.p**	-1,8p.p	-3,1p.p***	-2,9p.p*	-1,9p.p*	-0,8p.p	-2,4p.p**
Estatística de teste(t)	-2,33	-1,13	-2,88	-1,87	-1,80	-0,56	-2,53
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	7737	7178	12235	6842	12998	7396	15790

(1) Só com garotas de 16 e 17 anos.

(2) Só com garotas de 18 e 19 anos.

(3) Excluindo a região Norte.

(4) Restringindo a amostra apenas a estados do Nordeste.

(5) Sem o estado da Bahia.

(6) Excluindo os estados BA,CE, RR, PE, AM e TO no grupo 1 e RN, PR, MG e MS no grupo 2 .

(7) Utilizando 2005 como ano base.

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Tabela 14. Regressão OLS utilizando desenho amostral (comando svyset): ano 2007

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Efeito de interação	-2,5p.p**	-1,4p.p	-3,4p.p**	-2,3p.p**	-2,5p.p*	-2,4p.p**	-3,0p.p**	0,2p.p
Estatística de teste(t)	-2,26	-1,13	-2,41	-2,05	-1,74	-2,17	-2,30	0,21
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	6989	3584	3405	5702	3217	6127	3487	2341

Amostra contém domicílios com renda per capita inferior a R\$240

(1) Regressão base.

(2) 16 e 17 anos.

(3) 18 e 19 anos.

(4) Sem o Norte.

(5) Só Nordeste.

(6) Sem a Bahia.

(7) Excluindo os estados BA, CE, RR, PE, AM e TO no grupo 1 e RN, PR, MG e MS no grupo 2.

(8) Renda entre R\$360 e R\$600.

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Tabela 15. Regressão OLS utilizando desenho amostral (comando svyset): ano 2006

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Efeito de interação	1,0p.p	1,0p.p	1,5p.p	1,2p.p	0,6p.p	0,4p.p	1,2p.p	0,7p.p
Estatística de teste(t)	1,05	0,93	0,78	1,25	0,50	0,80	0,48	1,04
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	7841	4107	3734	6461	3598	6795	3858	2338

Amostra contém domicílios com renda per capita inferior a R\$240

(1) Regressão base.

(2) 16 e 17 anos.

(3) 18 e 19 anos.

(4) Sem o Norte.

(5) Só Nordeste.

(6) Sem a Bahia.

(7) Excluindo os estados BA, CE, RR, PE, AM e TO no grupo 1 e RN, PR, MG e MS no grupo 2.

(8) Renda entre R\$360 e R\$600.

(*) Significante a 10%

(**) Significante a 5%

(***) Significante a 1%

Gráfico 1. Taxa de Gravidez Juvenil por classe de educação em 2007

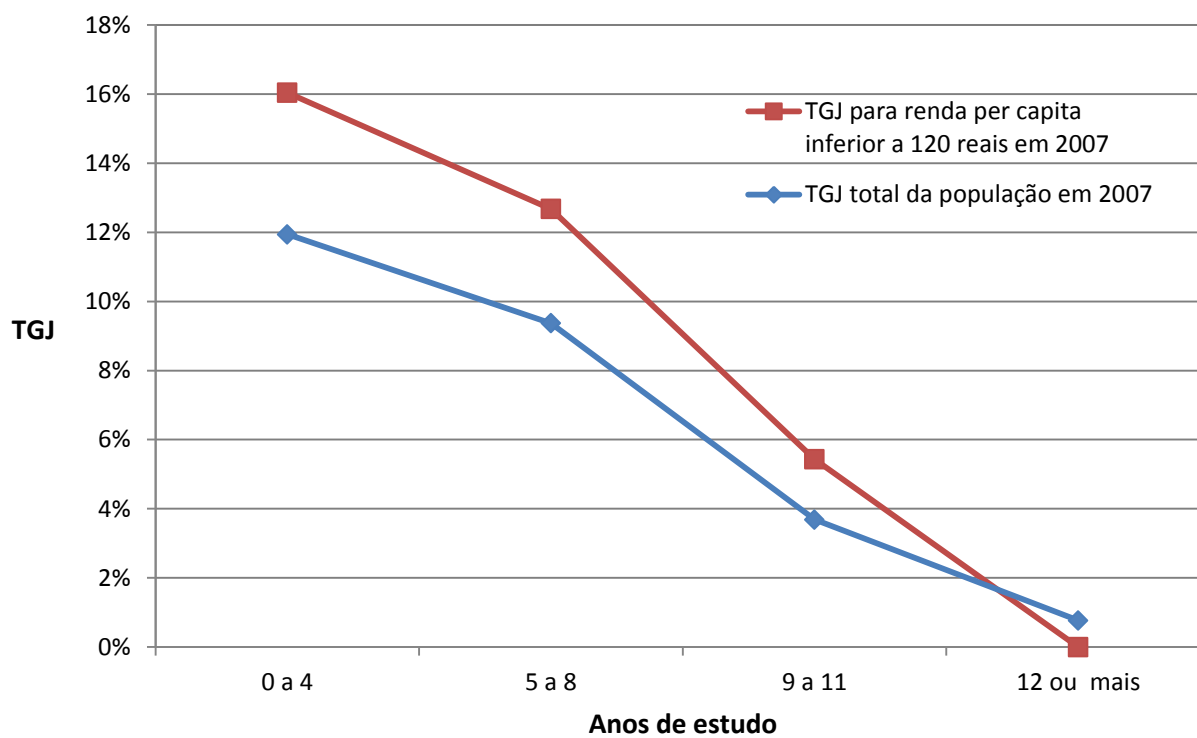


Gráfico 2. Média de anos de estudo das jovens de 14 à 19 anos

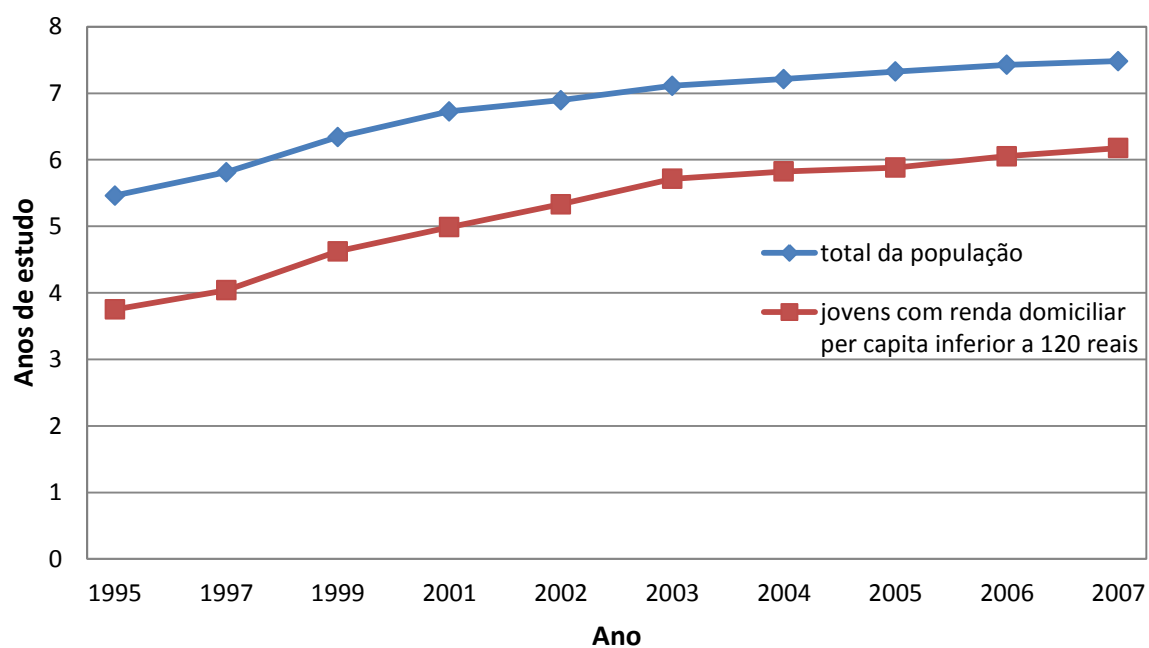


Gráfico 3. Participação da TGJ na Taxa de Fecundidade Total

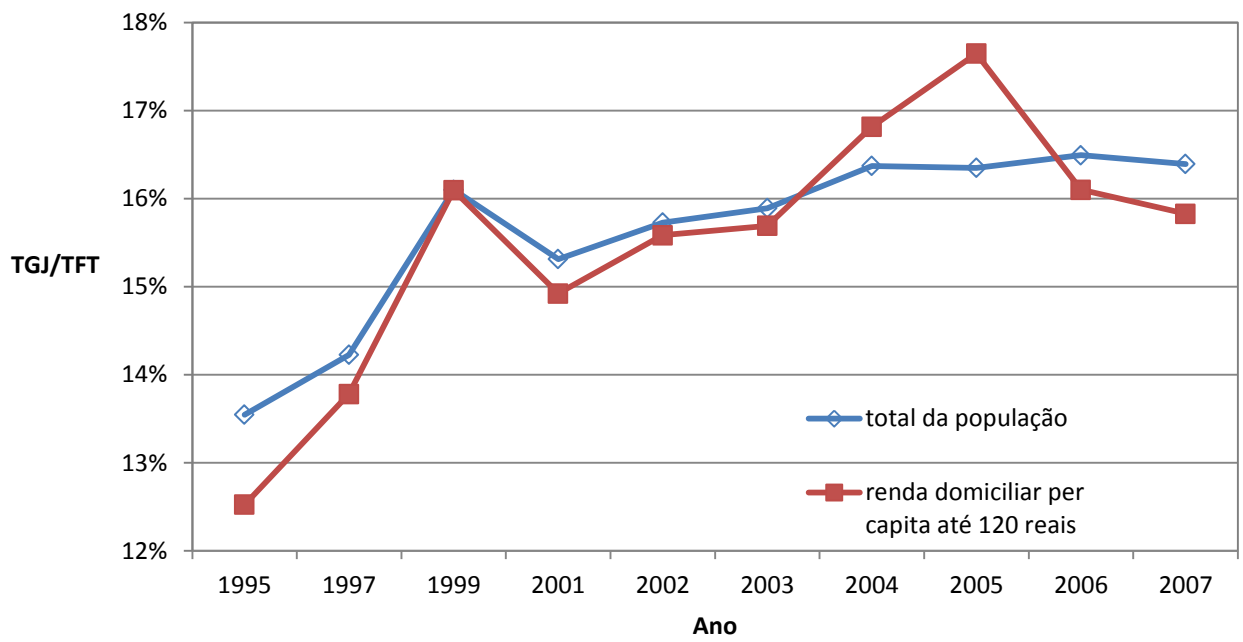
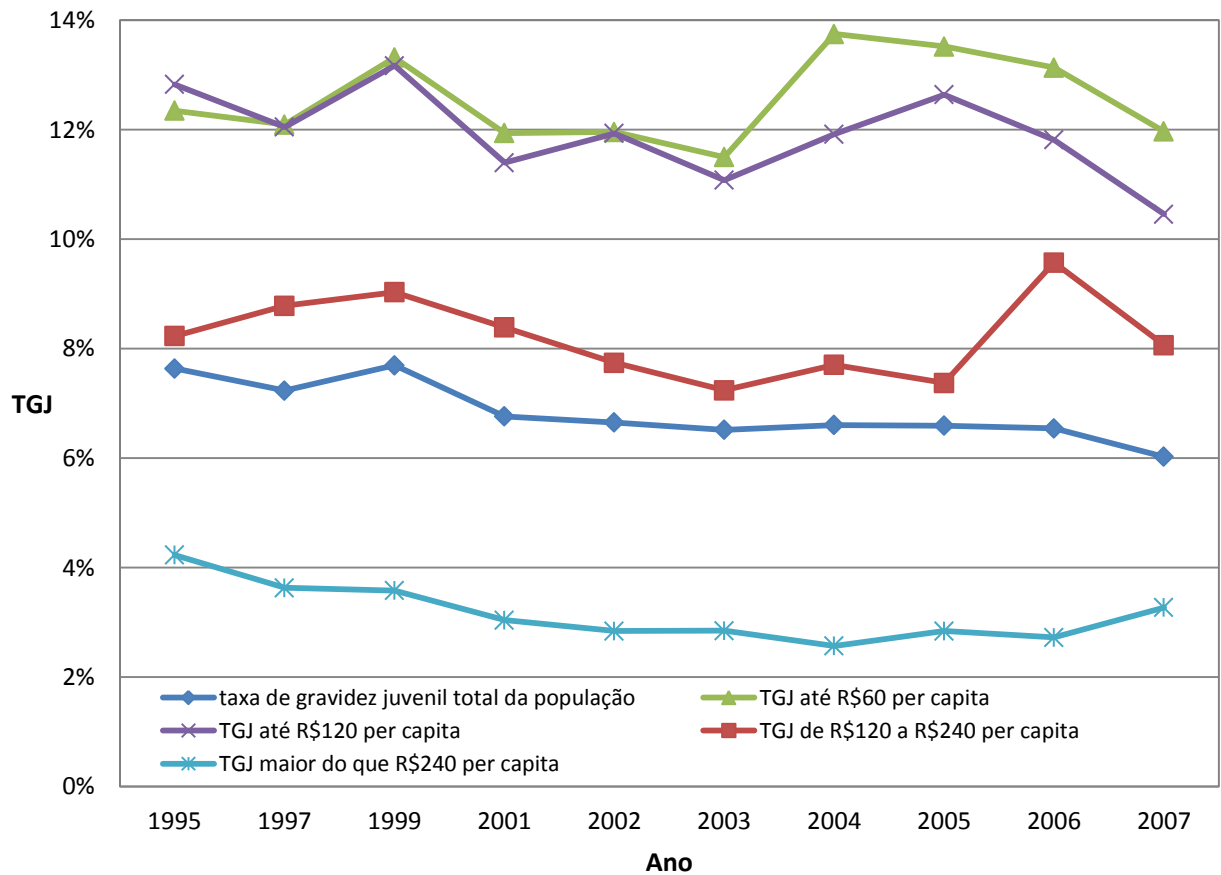


Gráfico 4. Taxa de gravidez juvenil por nível de renda per capita domiciliar



Anexo1. Descrição dos programas anteriores ao BF

Auxílio Gás: o objetivo do programa é subsidiar a compra de botijão de gás de cozinha. Este benefício é destinado a famílias de baixa renda que estavam inscritas no Programa Bolsa Escola e no Cadastro Único dos Programas Sociais. O Auxílio Gás tem um diferencial de pagamento em relação aos outros programas: ele oferece um valor de benefício mensal de R\$ 7,50 que é pago a cada bimestre. Ou seja, de dois em dois meses cada família recebe o valor de R\$ 15. Este programa não exige nenhum tipo de contrapartida por parte da família beneficiária.

PETI: o objetivo do programa é reduzir o trabalho infantil. Para isso destina às famílias com renda *per capita* inferior a R\$ 120 e que têm crianças de 6 a 15 o benefício mensal de R\$25 ou R\$40⁴¹ por criança dependendo do local de moradia da criança. As exigências são: frequência mínima à escola de 85% das aulas, retirada de todas as crianças de atividades laborais e de exploração.

Bolsa Escola: o objetivo do programa é incentivar a permanência de crianças de famílias pobres na escola. Para isso, destina às famílias com renda *per capita* inferior a R\$ 120 e que têm crianças de 6 a 15 anos matriculadas no ensino fundamental regular o benefício mensal de R\$ 15 por criança. Cada família pode ter, no máximo, três crianças inscritas no programa, ou seja, pode receber um benefício de até R\$ 45 e é exigida a contrapartida de frequência à escola das crianças de 90% das aulas.

Bolsa Alimentação: este programa é dirigido à melhoria das condições de saúde e nutrição de gestantes e nutrízes (mães que estejam amamentando filhos com até seis meses de idade) e também de crianças com seis meses a seis anos e onze meses de idade em famílias com renda *per capita* de até R\$ 120. O valor do benefício é de R\$ 15 mensais por beneficiário com limite de três beneficiários por família, perfazendo um valor máximo de R\$ 45. Este programa também exige contrapartida familiar. O benefício é vinculado a uma agenda de participação em ações básicas de saúde como exames pré-natal, vacinação, acompanhamento do crescimento, incentivo ao aleitamento materno e atividades educativas em saúde.

Cartão Alimentação: este programa, criado no governo Lula, não foi concebido com a intenção de substituir os demais programas de transferência de renda, mas sim alicerçar um piso que assegure a alimentação das famílias pobres. O valor de benefício é de R\$ 50 e a ele se agregam outros benefícios que eventualmente as famílias já recebiam. Além da obrigatória aplicação dos recursos na alimentação familiar, o programa exige como contrapartida que todos os adultos analfabetos frequentem cursos de alfabetização, além de outras contrapartidas específicas exigidas em cada região.

⁴¹ Pessoas que vivem em municípios com menos de 250.000 habitantes recebem R\$25 por criança e nos demais municípios o benefício é de R\$40 por criança.

Anexo 2a. Percentual dos domicílios com renda até 60 reais per capita que recebem o BF

ESTADO	Domicílios com gravidez juvenil	Domicílios com jovens não grávidas	Todos domicílios	Razão grávidas sobre não grávidas
Rondônia	0%	45%	38%	0%
Amazonas	0%	49%	50%	0%
Espírito Santo	0%	71%	50%	0%
Rio de Janeiro	0%	14%	13%	0%
São Paulo	0%	23%	17%	0%
Distrito Federal	0%	20%	20%	0%
Piauí	11%	80%	71%	14%
Pará	13%	34%	38%	38%
Pernambuco	35%	72%	64%	48%
Ceará	41%	76%	73%	54%
Paraná	33%	60%	48%	55%
Alagoas	43%	64%	71%	67%
Tocantins	33%	50%	57%	67%
Bahia	43%	56%	63%	76%
Acre	53%	64%	54%	83%
Sergipe	50%	59%	59%	85%
Paraíba	83%	88%	83%	95%
Maranhão	86%	71%	65%	121%
Rio Grande do Norte	80%	58%	68%	138%
Rio Grande do Sul	50%	36%	46%	140%
Mato Grosso do Sul	50%	33%	27%	150%
Minas Gerais	82%	47%	55%	174%
Goiás	25%	8%	25%	324%
Amapá	0%	0%	15%	#DIV/0!
Roraima	#N/D	59%	42%	#N/D
Santa Catarina	#N/D	20%	30%	#N/D
Mato Grosso	#N/D	40%	31%	#N/D

Fonte: Pnad 2006

#N/D: significa que não ocorreu gravidez juvenil nessa sub-amostra.

Anexo 2b. Percentual dos domicílios com renda entre 60 e 120 reais per capita que recebem o BF

ESTADO	Domicílios com gravidez juvenil	Domicílios com jovens não grávidas	Todos domicílios	Razão grávidas sobre não grávidas
Rondônia	0%	34%	39%	0%
Amapá	0%	35%	11%	0%
Espírito Santo	0%	40%	51%	0%
Santa Catarina	0%	31%	38%	0%
Mato Grosso do Sul	0%	33%	37%	0%
Mato Grosso	0%	42%	34%	0%
Distrito Federal	0%	12%	20%	0%
Rio Grande do Norte	17%	66%	62%	25%
Pará	26%	62%	60%	42%
Rio de Janeiro	25%	54%	50%	46%
Tocantins	20%	38%	45%	54%
Minas Gerais	36%	57%	68%	63%
Paraná	40%	63%	63%	64%
Roraima	40%	60%	60%	66%
Pernambuco	48%	64%	69%	74%
Bahia	50%	62%	64%	80%
Rio Grande do Sul	63%	76%	75%	82%
Ceará	33%	37%	48%	89%
Amazonas	42%	41%	46%	102%
Maranhão	50%	49%	51%	102%
Goiás	67%	61%	67%	110%
Acre	23%	20%	25%	111%
Paraíba	61%	50%	52%	124%
Piauí	80%	54%	58%	148%
São Paulo	75%	46%	55%	163%
Sergipe	50%	30%	36%	169%
Alagoas	72%	33%	36%	218%

Fonte: Pnad 2006

Investimento em Educação, Fecundidade e Consumo: Uma Análise Contrafactual

7 de setembro de 2011

Resumo

Este artigo contabiliza quais seriam os impactos de políticas alternativas de investimento público em educação no Brasil entre 1933 e 2004 sobre o produto e o consumo da economia brasileira, com especial ênfase ao efeito da educação sobre o canal demográfico. Definindo uma pessoa a partir do par formado por sua idade e número de anos educação, nossa análise considera de forma explícita o efeito da nova educação sobre a taxa de fecundidade de cada indivíduo do modelo, impondo uma nova dinâmica populacional (via matriz de transição). Mais do que isso, permite a mensuração direta de retornos oriundos da queda na taxa de fecundidade, tanto por economia de recursos no futuro quanto pela alteração da composição etária da população. Os resultados mostram um ganho de consumo per capita acumulado da ordem de 90% em relação ao factual na alternativa de maior investimento, com 40% sendo ocasionado pelo componente demográfico. Nesse caso a população brasileira em 2004 seria de aproximadamente 88 milhões.

Palavras chave: Educação, Fecundidade, Investimento, Consumo, Demografia.

Abstract

This article computes the impacts of alternative policies of public investment in education in Brazil between 1933 and 2004 on the product and on the consumption of the Brazilian economy, with especial emphasis to the effect of education on the demographic channel. By defining a person through the pair age and years of education, our analysis directly considers the effect of the new education on the fertility of each individual, imposing a new population dynamics (through a transition matrix). It allows the calculation of returns due to fertility reductions, caused by future resources economies and also by changes in the population age distribution. The results shows gains in per capita consumption of 90% for the alternative of greater investment, with 40% been caused by the demographic channel. In that case, the Brazilian population would be about 88 million people in 2004.

Keywords: Education, fertility, investment, demographic, consumption.

I.Introdução

A importância da educação para o desenvolvimento econômico vem sendo ressaltada na literatura econômica desde os artigos de Schultz (1960 e 1961), Becker (1962 e 1964), Mincer (1962) e Weisbrod (1962), e posteriormente, por Lucas (1988), Barro (1991) e muitos outros, tanto pelo efeito direto sobre a produtividade do trabalhador quanto pelas externalidades geradas em razão do aumento de capital humano na sociedade. Krueger e Lindahl (2001) revisam os trabalhos mais recentes, concluindo que há vasta evidência empírica de que a educação afeta positivamente a produtividade. Haveman e Wolfe (2002), por sua vez, listam uma série de trabalhos que discutem outros canais pelos quais a educação pode exercer impacto sobre o bem-estar da economia, como por exemplo a criminalidade, a inovação tecnológica, a participação política e as decisões relacionadas à fecundidade⁴². Os autores destacam que, além de apresentar magnitude considerável, tais *nonmarket outcomes* podem ter o caráter de bens-públicos ou externalidades, fator importante para a determinação do nível de investimento e financiamento público destinado para a educação.

Considerando tal contexto, neste trabalho procuramos mensurar como o retorno do investimento em educação é afetado quando o efeito da educação sobre a fecundidade é considerado. Bloom et al (2007) estima o impacto que a redução da fecundidade exerceria sobre a renda per capita através da queda na taxa de crescimento e do envelhecimento populacional (dividendo demográfico)⁴³, mas a diminuição da fecundidade é causada no modelo pelo aumento da participação da mulher no mercado de trabalho e não por causa do aumento da educação. Na literatura que trata da interação entre educação, fecundidade e crescimento, variações de preços (Doepke (2004)) ou dotações iniciais (Doepke e De Lacroix 2002) determinam o trade-off tradicional entre quantidade e qualidade na escolha individual dos pais ao determinar o número de filhos (a lá Becker, Murphy e Tamura (1991)), mas não consideram outros canais do efeito da educação ou o efeito da queda da fecundidade sobre a composição populacional. Segundo nosso conhecimento, nosso artigo é o primeiro trabalho a mensurar o ganho de consumo ocasionado pela redução da taxa de fecundidade induzida pelo avanço educacional (externalidade da fecundidade).

Utilizando dados brasileiros para desenvolvermos nosso exercício, estimamos como teria sido o impacto de trajetórias alternativas de gastos públicos em educação, a partir de 1933, sobre os principais agregados macroeconômicos, com especial ênfase para o efeito da educação sobre o canal demográfico. Nossa análise considera de

⁴² Para mais sobre outros tipos de retornos da educação, ver McMahon (2000), Grossman (2005), Acemoglu (1996), Rosenzweig (1995), Davies (2002) e Ioschpe (2004).

⁴³ Ver também Bloom e Williamson (1998) e Bloom, Canning e Sevilha (2002).

forma explícita o efeito da nova educação sobre a taxa de fecundidade de cada pessoa do modelo, impondo uma nova dinâmica populacional. Além de uma função de produção minceriana agregada para a economia, acrescentamos em nosso arcabouço uma matriz de transição populacional na qual as pessoas são definidas por sua idade e número de anos de estudo, registrando variações, ano a ano, tanto na quantidade como na qualificação (escolaridade média) da força de trabalho. Embora não seja um modelo tradicional de otimização (não há escolha), tal enfoque permite computar os fluxos gerados por cada trajetória alternativa de investimento, e o consequente retorno obtido ao final do período, em termos do consumo agregado. Comparando os resultados com e sem a variação populacional, obtemos o efeito gerado pelo canal demográfico.

Esta introdução é seguida de mais quatro seções: a segunda descreve o modelo; a terceira detalha os dados utilizados, hipóteses adotadas na estimação e algumas limitações; a quarta apresenta os resultados e a mensuração da externalidade da fecundidade e a última conclui o trabalho.

II. Descrição do modelo

Retomando o que foi exposto, nosso objetivo é avaliar quais teriam sido os impactos, no caso brasileiro, de diferentes níveis de investimento em educação pública entre 1933 e 2004, considerando-se, na apuração desses retornos, o efeito da educação sobre a taxa de fecundidade das pessoas. Assim, determinamos uma nova série de gastos anuais do governo em educação pública (exógena), possibilitando o aumento do número de matrículas realizadas a cada ano e, consequentemente, o aumento do grau de escolaridade das pessoas. Com o passar do tempo, essas pessoas agora mais educadas vão ingressando tanto na força de trabalho como também na fase ativa de sua vida reprodutiva, originando novas dinâmicas tanto para a população quanto para o produto da economia.

O cômputo dessa nova dinâmica populacional é um ponto central desse trabalho. Para tal, desenvolvemos um modelo no qual cada pessoa é definida por um par representando sua idade e sua educação (anos de estudo). Este enfoque nos permite o uso de uma simples hipótese para a mensuração do efeito da educação sobre a taxa de fecundidade, a hipótese pela qual supomos que uma pessoa do modelo apresentaria a mesma taxa de fecundidade experimentada na realidade por alguém com mesmo par idade-educação em uma mesma data, fazendo com que nosso modelo considere simultaneamente vários canais pelo qual o aumento da educação impacta a fecundidade⁴⁴. Assim, construímos uma matriz de transição populacional na

⁴⁴ Entre os canais pelos quais nosso enfoque na “forma reduzida” capta os efeitos que a educação exerce sobre a taxa de fecundidade destacamos o aumento na renda futura, a capacidade da pessoa de tomar decisões economicamente mais orientadas, o acesso a informação sobre métodos anticoncepcionais (ver Rosenzweig e Schults (1989)), a participação no mercado de trabalho, o valor

qual são imputadas as taxas de fecundidade (referente a cada faixa de idade e de educação), taxas de mortalidade e uma regra de progressão escolar, a fim de que, a partir de uma população base, possamos obter a nova composição populacional (ou seja, novos pares “idade-anos de estudo” referentes a cada indivíduo) a cada ano. Matematicamente, o modelo se resume a um problema de multiplicação de matrizes. Dessa forma temos:

$$N_t = \prod_{i=1}^t T(i) \times N_0 \quad (1)$$

Em que:

N_0 é um vetor ($n \times 1$) representando a população inicial.

N_t é um vetor ($n \times 1$) representando a população no ano “ $t + 0$ ”.

$T(i)$ é a matriz ($n \times n$) de transição no ano i .

O próximo passo é determinar a função de produção do modelo. Seguindo a abordagem de Maduro e Pessoa (2006), adotamos a seguinte formulação:

$$Y = K^\alpha (AH)^{1-\alpha} \quad (2)$$

Em que:

Y é o produto da economia.

K é o estoque de capital.

H é o estoque de capital humano.

A é o nível tecnológico.

Supondo também uma formulação minceriana para o capital humano, temos que:

$$H = Le^{h\emptyset} \quad (3)$$

Em que:

L representa o número de trabalhadores.

h é a escolaridade média da força de trabalho.

\emptyset é o parâmetro de produtividade associado ao retorno de um ano adicional de estudo.

atribuído a própria importância da educação entre outros (Grossmam (2005)). Boogarts (2007) também ressalta vários desses fatores em estudo com países africanos, registrando ainda a correlação negativa entre tamanho desejado de família e educação e Lam, Sedlacek e Dureya (1992) estimam entre 40% e 80% o papel da educação na queda da TFT no Brasil.

Por fim, através da equação da restrição de recursos da economia conseguimos determinar qual seria o consumo a cada ano.

$$Y - G = C + K^* - (1 - \delta)K \quad (4)$$

Em que:

Y é o produto da economia.

G é o gasto em educação.

C é o consumo.

K^* é o capital no período seguinte.

δ é a taxa de depreciação do capital.

K é o capital

III. Dados, estimação e limitações.

Nesta secção apresentamos os dados utilizados para as computações do modelo descrito na secção anterior. Procuramos realizar as escolhas mais conservadoras, de forma a aproximar os resultados de um limite inferior na mensuração dos retornos da educação. A interpolação e extrapolação linear foram utilizadas nos casos de indisponibilidade de dados, tal como a suposição de distribuição uniforme dentro de dados agrupados. Todos os valores foram deflacionados (via deflator implícito do PIB) e contabilizados em reais do ano de 2006. (As tabelas com todos os valores utilizados podem ser disponibilizadas mediante solicitação).

Função de produção

Dada a função de produção descrita na secção anterior, adotamos os valores de $\alpha = 0,4$; $\delta = 0,035$ e $\phi = 0,07$ ⁴⁵. Usando a série do capital encontrada em Maduro e Pessôa (2006) e supondo a hipótese de que a razão entre capital e produto se mantém constante⁴⁶ obtemos os valores do parâmetro A , que juntamente com o parâmetro h (calculado a partir de nossa matriz de transição) nos permite determinar o produto da economia a cada ano. Consideramos a população em idade ativa entre os 18 e 59 anos.

Série do custo por aluno

Maduro e Pessôa (2006) documentam a série de gastos públicos em educação por nível de ensino de 1933 a 2004, tal como o respectivo número de matrículas. Com isto, constroem a série de custo por aluno para cada nível de ensino dividindo o

⁴⁵ Topel (1999) estima os retornos mínimos da educação nos Eua entre 7% e 10%.

⁴⁶ É equivalente a supor que o retorno do capital na economia contrafactual é semelhante ao retorno na economia factual.

primeiro pelo segundo. A concentração de gastos em um ano específico aliada a variações no tamanho das coortes pode gerar, entretanto, imprecisões na apuração do valor “correto” do gasto em determinado ano, fazendo com que suavizássemos (de forma ad hoc) as séries (gráficos 2, 3 e 4).

Regra de projeção escolar

Com a série do custo por aluno e o montante investido pelo governo pode-se determinar o número de vagas disponíveis a cada ano. Assim, simulamos 3 novas trajetórias de aumento do gasto em educação básica no Brasil no período de 1933 à 2004: a primeira consiste em uma política de universalização (nível de investimento máximo) do ensino fundamental e médio; as outras duas, alternativamente, restringem o montante gasto a 6% e 4% do PIB a cada ano.

Nosso modelo supõe que cada criança cursa a série correspondente a sua idade, iniciando com 7 anos na primeira série. Não existe reprovação e nem evasão escolar. Por outro lado, quem não frequenta a escola em algum ano (no caso do investimento ser insuficiente para criar vagas a todos) não retorna. O exercício começa em 1933, com todas as crianças de 7 anos cursando a primeira série, depois todos de 7 e 8 anos cursando a primeira e a segunda série no ano seguinte e assim por diante, até a terceira série do segundo grau. Nos casos em que não há vagas suficientes para todos, privilegia-se a universalização de série a série iniciando pelas mais baixas. As vagas de escolas privadas são consideradas, sendo mantidas inalteradas. Por fim, no que se refere ao terceiro grau, o número de alunos que ingressam na faculdade é determinado de modo a aproximar-se do mesmo número de vagas cursadas na realidade, somando as vagas públicas e privadas. O montante gasto também é mantido inalterado. As regras utilizadas em cada caso são mostradas no apêndice I.

Taxa de fecundidade

Fazendo uso dos Censos de 1970, 1991 e 2000, calculamos as taxas específicas de fecundidade por grupo de idade e anos de estudo completos. A taxa específica de fecundidade é calculada pela razão entre o número de mulheres de determinado grupo de idade que teve filho naquele ano e o número total de mulheres do grupo de idade. Nós repetimos o mesmo cálculo para cada nível escolar (ano completo de estudo). Para os anos anteriores, utilizamos as taxas específicas de fecundidade por idade apresentadas em Horta, Carvalho e Frias (2000) para o período entre 1943 e 2003 (disponível a cada 5 anos), combinando-as com o comportamento das taxas de fecundidade por ano de estudo em 1970. Para obtermos a taxa de fecundidade por ano de educação nos anos anteriores a 1970, multiplicamos o valor da taxa específica de fecundidade calculada por ano de educação em 1970 para cada classe de idade (15 a 19, 20 a 24, 25 a 29, etc.) pela razão entre a taxa de fecundidade específica daquele ano e do ano de 1970, também para cada classe de idade. Por exemplo, para uma pessoa com 3 anos de educação e 21 anos de idade em 1963, utilizamos o valor da taxa específica de fecundidade para uma pessoa de mesma característica em 1970 (0,197) multiplicada pela razão (1,54) entre a taxa de fecundidade no ano de 1963 para o grupo entre 20 e 24 anos (0,275) e a taxa de fecundidade no ano de 1970 para o mesmo grupo de idade (0,179), resultando no valor de 0,302. Dessa forma, uma

pessoa do modelo com determinado par idade educação apresentará a mesma taxa de fecundidade observada na realidade por alguém com tais características em data semelhante.

Taxa de mortalidade

Utilizamos as taxas de mortalidade encontradas nas tabuas de mortalidade do IBGE dos anos de 1940, 1950, 1980, 1991, 1998 e 2003, interpolando para os outros anos. Ao contrário das taxas de fecundidade, em nosso modelo estas são independentes da educação das pessoas.

A matriz de transição

Conforme explicado, em nosso modelo as pessoas são definidas por um par referente à sua idade e sua educação, sendo agrupadas em um vetor populacional no qual cada idade (que vai de 0 a 80 anos) se repete 17 vezes, correspondendo ao fato de que uma pessoa pode ter sempre entre 0 e 16 anos de educação (mesmo que efetivamente não exista nenhuma pessoa para alguma combinação). Logo, a população do modelo em cada ano é definida por um vetor (1377×1). A décima oitava linha do vetor, por exemplo, representará as pessoas com um ano de idade e zero ano de educação. A matriz de transição é um operador que determina o estado que uma pessoa com tais características (no caso o estado é dado pelo par idade educação) em um determinado período (t) terá no período seguinte ($t+1$). Assim, é construída uma matriz quadrada (1377×1377)⁴⁷. Uma maneira simples de se compreender seu funcionamento é pensando que quando se considera o eixo x como referência, entende-se que a pessoa se encontra naquele determinado estado na data inicial. Quando se considera o eixo y , supõe-se que aquele será o estado dessa pessoa na data seguinte. O número imputado dentro de cada célula corresponde, então, ao percentual das pessoas que possuem um dado estado na data inicial (eixo x) que exibirão outro dado estado (eixo y) na data seguinte. A relação entre o conteúdo e a posição das células na matriz decorre da álgebra matricial e das leis de movimento subjacentes a cada característica da população. A característica idade, por exemplo, tem implícita a lei de movimento que a idade em $t+1$ é igual à idade no período anterior acrescido de mais uma unidade. Tal fato implica que todas as células acima da diagonal principal da matriz (inclusive a diagonal) sejam preenchidas unicamente por zeros. Outro exemplo é a imputação das taxas de fecundidade na primeira linha da matriz, refletindo a taxa pela qual uma pessoa com determinado estado contribuirá com o ingresso de novas pessoas no modelo no período seguinte (que iniciarão com zero anos de idade e zero anos de educação). As taxas de mortalidade, ao contrário, refletem a taxa que as pessoas daquele determinado estado (em nosso modelo a mortalidade só depende da idade da pessoa) deixam o modelo no ano seguinte (morrem). Dessa forma, logo abaixo da diagonal principal da matriz é imputado o valor de 1 menos a taxa de mortalidade associada a cada idade. Processo semelhante ocorre em relação à imputação da regra de projeção escolar. Considerando agora a sub-matriz (17×17) formada pelo quadrante logo abaixo da diagonal principal (onde todos têm a mesma idade), temos que: Das pessoas que estão com determinado par idade

⁴⁷ Ver Preston, Heuveline e Guillot (2001) para mais sobre a construção desse tipo de matriz.

educação na data 1, o percentual dado por 1 menos a taxa de mortalidade avança para a idade seguinte na data 2. Desses que avançam de idade, um percentual permanece com a mesma educação e seu complemento avança também uma “casa” na sua educação na data 2. As pessoas que não avançam de educação ficam na diagonal principal dessa sub-matriz, e o percentual das que avançam é imputado novamente logo abaixo da diagonal principal (uma célula abaixo). Nas outras células restantes da matriz são imputados zeros. A cada 5 anos os parâmetros são atualizados, fazendo com que tenhamos 13 matrizes.

População inicial

A nova política educacional, nos moldes descritos, passaria a impactar a força de trabalho 11 anos mais tarde, fazendo com que a população seja diretamente tratada no modelo a partir de 1943. Para a determinação da população inicial, utilizamos a distribuição etária das pessoas disponível em tabela do IPEA⁴⁸, restando apenas determinar a escolaridade de cada indivíduo. No caso dos menores de 18 anos, a educação é calculada como resultado da nova política educacional implementada. Já para quem tem 18 anos ou mais, utilizamos os dados de anos de estudo do censo de 1970 (das pessoas a partir dos 45 anos), mantendo a distribuição educacional de cada faixa de idade.

Trajetória populacional do modelo

Antes de testar a trajetória da população prevista pelo nosso modelo, tentamos primeiro replicar a dinâmica populacional registrada nos dados oficiais do IBGE sem considerar o efeito da educação sobre a taxa de fecundidade. O resultado obtido foi satisfatório, com a população total variando entre 99% e 101% da população real, e a PIA variando entre 95% e 103% do registrado nos dados oficiais (gráfico 5a).

Replicar a dinâmica populacional considerando o efeito da educação sobre a fecundidade consiste, porém, em uma tarefa de maior complexidade, uma vez que desconhecemos as taxas de evasão e reprovação escolar, impedindo que utilizemos a mesma taxa de matrícula observada na realidade. Alternativamente, utilizamos a série da média de anos de estudo da PIA utilizada em Maduro e Pessoa (2006)⁴⁹ como *benchmark*, adotando uma regra de progressão escolar *ad hoc* que gerasse uma série de escolaridade média similar em nosso modelo (o gráfico 5b mostra as duas séries utilizadas). O problema aqui é que embora tentemos controlar a média dos anos de estudo, não sabemos qual a correta distribuição educacional por faixa etária das pessoas de nossa população inicial⁵⁰ em 1943, dificultando a missão de replicar a

⁴⁸ A tabela estava disponível no momento em que o artigo começou a ser escrito. Ocorre que existiam alguns erros no computo da população (de até 3%) em alguns anos, notadamente na década de 70. Recentemente o IPEA corrigiu o problema, mas na série divulgada só consta o total da população. Assim, distribuímos a diferença em cada ano uniformemente entre os intervalos de idade da tabela antiga. Considerando que os dados já eram reportados em intervalos de idade (ex.15 a 19), é pouco provável que tal ajuste interfira de modo significativo nos resultados.

⁴⁹ Elaborada a partir de Barro (1991).

⁵⁰ Para determinação da população inicial realizamos o mesmo procedimento descrito na subsecção anterior, replicando as matrículas observadas entre 1933 a 1943 (sem considerar a repetência, fato que

dinâmica populacional com exatidão.⁵¹ Considerando tudo isso, o resultado obtido pelo modelo (gráfico 5c) parece bom, com a população total variando entre 97% e 103% da população observada.

Limitações

A seguir discutimos algumas limitações presentes nesse estudo. A principal crítica existente ao enfoque adotado nesse exercício consiste no fato de que estamos buscando estimar como seria uma nova economia com maior investimento em educação, mas na verdade os cálculos são realizados utilizando os parâmetros existentes na economia antiga. A possibilidade de alteração de preços relativos na nova economia poderia incentivar escolhas diferentes, prejudicando as estimativas.

Conjecturando sobre tais possíveis novas dinâmicas presentes na nova economia, porém, acreditamos que estas tenderiam a ampliar os retornos encontrados em nosso exercício. Com relação ao efeito da educação sobre a produtividade, ressaltamos que seriam necessários mais do que trinta anos para que o número de beneficiados pela nova política educacional passasse a representar uma parcela dominante da força de trabalho, tornando improvável a existência de qualquer mudança significativa de parâmetros na economia antes deste tempo. Além disso, o fato de que nosso modelo não considera uma série de outros canais pelos quais a educação geraria impactos positivos sobre a economia (como a qualidade das instituições, a qualidade de oferta e escolha de políticos e a eficiência das relações de troca entre outros exemplos já citados) indicaria a possibilidade de retornos maiores do que o estimado. Já no que diz respeito à relação entre a educação e a escolha de fecundidade das pessoas, é provável que o custo associado ao ato de frequentar a escola⁵² fizesse com que o aumento da oferta educacional gerasse estímulos à diminuição da fecundidade⁵³, o que intensificaria o efeito do componente demográfico.

Outro potencial problema seria em relação à restrição de oferta de professores. Embora tal fator pudesse elevar o custo médio de um grande número de alunos adicionais em algum período específico, é também possível que existam ganhos de escala na administração de um sistema de ensino com mais alunos. Além disso, como a nova política educacional é implementada de maneira gradual (universalizando uma série de cada vez), haveria tempo para a formação de novos professores.

IV. Resultados, mensuração do efeito demográfico e cálculo da TIR.

Nesta seção analisamos os fluxos gerados pelo investimento em educação em termos do produto e do consumo agregado desta nova economia, comparando os

aumentaria a escolaridade média), mas obtivemos uma escolaridade média inferior a da nossa série de referência (1,76 contra 2,02).

⁵¹ Na verdade, mesmo se soubéssemos a distribuição inicial, um problema semelhante poderia surgir em relação a diferentes regras de progressão escolar que gerassem uma mesma escolaridade média.

⁵² Caldwell (1980) destaca a redução do potencial de trabalho da criança (durante aquele período), a diferença ocupacional entre pessoas educadas e não educadas e a reversão do fluxo de renda familiar (que antes ia do filho para o pai) como outros fatores pela qual o ato de frequentar a escola influi na diminuição da família.

⁵³ Ver Becker e Lewis (1973) e Becker e Tomes (1976).

resultados de cada alternativa e da economia factual. Apresentamos também os números da nova população, a mensuração do efeito do canal demográfico e o cálculo da TIR em cada caso.

Ao contrário das alternativas em que o gasto em educação está limitado a um valor fixo do PIB, a política de universalização do ensino exigiria maior emprego de recursos no setor educacional, demandando um valor médio em torno de 12% do produto nos anos entre 1940 e 1963 (variando de 7,5 a 19,5 por cento). A partir de 1971, entretanto, o gasto em educação como percentual do PIB passaria a ser inferior do que o ocorrido, alçando em torno de 50% de economia anual (em relação ao PIB) de 1981 até 2004, o último ano deste exercício (gráfico 8). Mais importante, contudo, o produto per capita da economia acumulado ao final do período nessa alternativa seria 14% maior do que na alternativa “6%” e 24% maior do que a alternativa de “4%”, sendo superior do que as duas já a partir de 1945. Tais montantes só perdem destaque quando comparamos a alternativa de universalização com a política educacional realmente implementada no Brasil, já que nesse caso o produto per capita acumulado seria em torno de 80% superior na economia contrafactual (gráfico 7). No gráfico 6 é mostrado o produto per capita das trajetórias a cada ano (considerando só o ano de 2004 o produto per capita com a universalização seria mais de 65% maior do que o ocorrido naquele ano).

Em relação ao consumo, os ganhos da política de universalização em relação às outras duas opções de gastos são de 16% e 26%, respectivamente. Já em relação a trajetória factual, o ganho médio em termos de consumo seria de 92%. Embora o consumo per capita acumulado se mantenha um pouco inferior até 1960 (o consumo anual passa a ser superior já a partir de 1952), os ganhos anuais a longo prazo superam largamente os custos do consumo negligenciado nos primeiros períodos (gráficos 9 e 10). No gráfico 11 as trajetórias de consumo são representadas como percentual da trajetória real, enquanto que o gráfico 12 contrapõe o consumo per capita ao gasto educacional per capita durante o período⁵⁴, confirmando tal ponto.

O gráfico 14 mostra a população estimada em cada trajetória educacional. Como se pode notar, a população em 2004 seria menos da metade da ocorrida, totalizando cerca de 86 milhões de pessoas. Vale destacar, contudo, que mesmo no caso da alternativa de gastos de 4% (em que ocorre a universalização até a quarta série a partir de 1936, até a oitava a partir de 1963 e de todo o médio só em 1973) já se teria um efeito demográfico considerável, sendo a nova população nesse caso de aproximadamente 109 milhões de pessoas (redução de 40%), além da redução de 50% no gasto educacional ao final do período em questão.

Mensurando externalidades

⁵⁴ Vale lembrar que o cálculo do consumo já considera o montante empregado na educação.

Além do retorno direto proveniente do aumento da produtividade da força de trabalho, nossa análise contempla também efeitos ocasionados pelo aumento da educação sobre a estrutura etária da população, tanto em razão da queda na demanda por vagas escolares quanto pelo aumento da proporção de pessoas na PIA. Como podemos ver no gráfico 13, a proporção de pessoas em idade ativa cresce bem mais rápido no caso em que o investimento em educação é maior. A comparação dos resultados entre as alternativas de investimento considerando e não considerando o novo regime demográfico permite mensurar diretamente a externalidade (ganho de consumo) provocada apenas pela diminuição da fecundidade.

Nos gráficos 15 e 16, repetimos as séries do consumo per capita, adicionando as curvas para o caso em que a diminuição da fecundidade não é considerada. Como se pode notar, os ganhos no consumo per capita gerados pelo diferencial de fecundidade são expressivos. Comparando o consumo per capita acumulado na alternativa de universalização sem o efeito da fecundidade com o realmente ocorrido, observamos um aumento de 51% ao final do período. Já quando a nova fecundidade é considerada, esse número quase dobra, chegando a 92%, ou seja, no caso em estudo o efeito da fecundidade teve quase a mesma magnitude do ganho gerado apenas pelo aumento da produtividade. Da parcela atribuída apenas a variação demográfica, 7% desse valor foi gerado pela diminuição no número de alunos. Embora não muito significativa em relação ao ganho de consumo total, tal economia é suficiente para que o gasto total em educação acumulado seja menor do que o gasto factual acumulado já a partir de 2002. Considerando as outras alternativas de gastos em educação verificou-se padrão semelhante, com o efeito da fecundidade sendo até um pouco maior do que o efeito da produtividade no caso “4%”. Dos 52% de aumento registrado no consumo per capita acumulado, 27% foram gerados pelo efeito populacional. Na alternativa “6%”, dos 66% de aumento no consumo, 30% seriam advindos desse canal.

Cálculo da TIR

Subtraindo a trajetória de consumo per capita de cada política educacional da série do consumo na economia factual podemos calcular qual seria a taxa interna de retorno (TIR) desse projeto de investimento hipotético. A tabela 1 mostra a TIR de cada alternativa de investimento considerando diferentes horizontes de tempo. Se o investimento fosse avaliado pelo período de 1933 até 1963, por exemplo, a TIR seria de 4,9%. Considerando até 2004, o valor da TIR seria de 14,1%. Na segunda parte da tabela exibimos o mesmo cálculo sem considerar o diferencial de fecundidade, registrando um resultado inferior (11% em 2004).

V. Conclusão

Neste trabalho realizamos um exercício contrafactual buscando estimar os impactos do aumento no investimento em educação sobre o consumo agregado,

considerando não só o aumento da produtividade da força de trabalho, mas também o efeito que a educação exerce sobre a composição populacional através da redução na taxa de fecundidade. Os resultados mostram que o acréscimo no consumo ocasionado pelo componente demográfico pode ser substancial, sugerindo que a interação entre educação e fecundidade seja mais um fator a ser considerado na determinação dos investimentos públicos em educação.

Por fim, outro fator que nosso trabalho permite observar é o custo do não investimento. A comparação entre os resultados das 3 políticas de investimento analisadas (universalização, gastos até 6% do PIB e gastos até 4% do PIB) ressalta o fato de que as gerações não educadas carregam tal condição ao longo de toda a vida (seja no aspecto da produtividade ou em relação a sua escolha de fecundidade), fazendo com que a perda para a sociedade seja persistente. O gráfico 17, que mostra a escolaridade média da PIA, evidencia tal ponto.

Referências

- [1] Acemoglu, Daron (1996). "A Microfoundation for Social Increasing Returns in Human Capital Accumulation". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol 111, No.3 (Aug. 1996), pp.779-804.
- [2] Barbosa Filho, Fernando de Holanda e Samuel de Abreu Pessôa (2010). "Educação e Crescimento: O que a Evidência Empírica e Teórica Mostra? *Revista Economia*, Brasília(DF), v.11, n.2, p.265–303, mai/ago 2010.
- [3] Barbosa Filho, Fernando de Holanda e Samuel Pessôa (2008^a). "Retornos da educação no Brasil," *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 38(1): 97-125.
- [4] Barro, R. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries". *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp.407-443.
- [5] Barro R. J., and Becker, G. S., (1989), "Fertility Choice in a Model of Economic Growth," *Econometrica*, 57, (2): 481—501.
- [6] Becker, G. S. and Barro, R. J., (1988), "A Reformulation of the Theory of Fertility," *Quarterly Journal of Economics*, 103: 1-25.
- [7] Becker G. S., Murphy K. M., and Tamura, R., (1990), "Human Capital, Fertility, and Economic Growth," *Journal of Political Economy*, 98:12—37.

- [8] Benhabib, Jess and Mark M. Spiegel. 1994. "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data," *J. Monet. Econ.* 34:2, pp.143-74.
- [9] Berbel, Cláudio (2010a). "O uso de transferências condicionais de renda para a diminuição da fecundidade". Trabalho em andamento.
- [10] Bloom, David E., David Canning, Günther Fink e Jocelyn E. Finlay (2007). "Fertility, female labor force participation and the demographic dividend". Working paper.
- [11] Bongaarts, John (2010). "The Causes of Educational Differences in Fertility in sub-Saharan Africa". Working paper n.20.
- [12] Caldwell, John C. (1980) "Mass Education as a Determinant of the Timing of Fertility Decline" *Population and Development Review*, Vol. 6, No. 2 (Jun., 1980), pp. 225-255
- [13] Davies, Jim (2002). "Empirical Evidence on Human Capital Externalities" working paper
- [14] De la Croix, D. and Doepke, M., (2003), "Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters," *American Economic Review*, 93, (4): 1091—1113.
- [15] Doepke, M., (2004), "Accounting for Fertility Decline During the Transition to Growth," *Journal of Economic Growth*, 9(3): 347—383.
- [16] Franco, Creso (2002). "EDUCAÇÃO DAS ELITES NO BRASIL: A BÉLGICA NÃO EXISTE" Texto IETS.
- [17] Grossman, Michael (2006). "Education and Nonmarket Outcomes," In: Hanushek, E.A., Welch, F. (ed.). *Handbook of the Economics of Education*. North-Holland, v.1p. 577-633.
- [18] Hanushek, Eric A. e Dennis D. Kimko (2000). "Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations?", *The American Economic Review* 90 (5):1184-1208
- [19] Havemam, Robert H. e Barbara Wolfe (2002). "Social and Nonmarket Benefits from Education in an Advanced Economy." in Yolanda Kodrzycki, editor, *Education in the 21st Century: Meeting the Challenges of a Changing World* (Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 2003).
- [20] Horta, Cláudia Júlia Guimarães, José Alberto Magno de Carvalho e Luis Armando de Medeiros Frias (2000). "Recomposição da Fecundidade por Geração para Brasil e Regiões: Atualização e Revisão." *Anais do XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP*, 2000

- [21] Jones, Larry E. e Alice Schoonbroodt (2007). "Trends in Fertility and the Intertemporal Elasticity of Substitution in Dynastic Models". Working paper.
- [22] Krueger, B. Alan e Mikael Lindahl (2001). "Education for Growth: Why and For Whom?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, (Dec., 2001), pp. 1101-1136.
- [23] LAM, D.; SEDLACEK, G.; DURYEA, S. Increases in Women's Education and Fertility Decline in Brazil. Paper Presented. IUSSP Conference on the Peopling of the Americas. Vera Cruz, Mexico, 1992.
- [24] Lucas, Robert (1988) "On the Mechanics of Economic Development," *J. Monet. Econ.* 22:1, pp. 3-42
- [25] Maduro, Paulo e Samuel de Abreu Pessôa (2006). "Taxas de Matrícula e Gastos em Educação no Brasil". Dissertação de Mestrado EPGE/FGV.
- [26] McMahon, Walter W. (2000). "The social and external benefits of education" em *International Handbook on the Economics of Education*, editado por Geraint Johnes and Jill Johnes, Edward Elgar Publishing Limited, 2004, p. 211-259.
- [27] Preston, H. Samuel, Patrick Heuveline e Michel Guillot. "Demography: Measuring and Modeling Population Processes". Blackwell Publishing (2001).
- [28] Psacharopoulos, George. 1994. "Returns to Investment in Education: A Global Update," *World Devel.* 22:9, pp. 1325-43.
- [29] Rosenzweig, M.R. (1995), "Why are there returns to schooling?" *American Economic Review* 85:153-158.
- [30] Rosenzweig, M.R. and T.P. Schultz (1989), "Schooling, information and non-market productivity: contraceptive use and its effectiveness", *International Economic Review*, 30 (2), 457-77.
- [31] Schultz, T. (1961), "Investment in human capital", *American Economic Review*, 51, 1-17.
- [32] Schultz, T.W. (1960), 'Capital formation by education', *Journal of Political Economy*, 68, 571-83.
- [33] Site do IBGE: <http://www.ibge.gov.br>
- [34] Site do IPEA: <http://www.ipea.gov.br>
- [36] Topel, Robert. Labor Markets and Economic Growth. *Handbook of Labor Economics*, editado por Orley Ashenfelter e David Card, Elsevier, Volume 3C, capítulo 44: 2943-2984, 1999.

[37] Waiselfisz, Julio Jacobo (2009). “O ensino das ciências no Brasil e o PISA” Editora Sangari do Brasil 2009

[38] Waltenberg, Fábio D. (2005). “Iniquidade Educacional no Brasil. Uma Avaliação com Dados do PISA 2000”. Revista Economia, julho (2005)

[39] Weisbrod, B. (1962). “Education and investment in human capital”. The Journal of Political Economy, vol. 70 no. 5 pp. 106-123.

Apêndice I. Regra de projeção escolar para cada política

Alternativa 4%													
Série/Ano	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978	1983	1988	1993	1998	2003
1	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
2	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
3	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
4	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
5	50%	45%	60%	70%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
6	80%	70%	80%	75%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
7	80%	70%	80%	75%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
8	80%	70%	80%	75%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
9	5%	8%	9%	8%	40%	50%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
10	70%	80%	80%	100%	40%	50%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
11	70%	80%	80%	100%	40%	50%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
12	90%	100%	100%	100%	100%	100%	33%	14%	19%	24%	28%	45%	87%
Alternativa 6%													
Série/Ano	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978	1983	1988	1993	1998	2003
1	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
2	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
3	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
4	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
5	85%	70%	70%	90%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
6	80%	72%	98%	95%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
7	80%	72%	98%	95%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
8	80%	72%	98%	95%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
9	3%	5%	5%	10%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
10	70%	80%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
11	70%	80%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
12	90%	100%	100%	60%	8%	6%	20%	20%	21%	27%	32%	50%	87%
Alternativa de universalização													
Série/Ano	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978	1983	1988	1993	1998	2003
12	1%	1%	2%	2%	3%	8%	22%	24%	23%	30%	35%	55%	96%

OBS. A série número 12 corresponde ao ingresso na faculdade.

Apêndice II

Matriz T	Taxa de fecundidade
T43 a T73	Taxa específica de fecundidade por grupo de idade e nível de educação calculada para o Censo de 1970 e reponderada pelas taxas de fecundidade por idade do respectivo ano (estimadas em Horta, Carvalho e Frias (2000))
T78	Média dos valores usados na T73 e T83
T83	Média dos valores usados na T73 e T93
T88	Média dos valores usados na T83 e T93
T93	Taxa específica de fecundidade por grupo de idade e nível de educação calculada no Censo de 1991
T98	Média dos valores usados na T03 e T93
T03	Taxa específica de fecundidade por grupo de idade e nível de educação calculada no Censo 2000
Matriz T	Taxa de mortalidade
T43	Tabua de 1940
T48	Tabua de 1950
T53	Tabua de 1950
T58	Tabua de 1958
T63	Tabua de 1965
T68	Tabua de 1965
T73	Tabua de 1965
T78	Tabua de 1980
T83	Tabua de 1980
T88	Tabua de 1980
T93	Tabua de 1991
T98	Tabua de 1998
T03	Tabua de 2003
<p>As Tabuas de 1940, 1950, 1980, 1991, 1998 e 2003 são estimadas pelo IBGE.</p> <p>A tabua de 1958 é calculada pela média da tabua de 1950 e da de 1965.</p> <p>A tabua de 1965 é construída pela média da tabua de 1950 e da de 1980.</p>	

TABELAS E GRÁFICOS

Tabela 1. TIR

Retorno da alternativa em relação ao factual			
Ano	4%	6%	universal
1963	4,8%	4,7%	4,9%
1973	10,5%	10,6%	11,6%
1983	13,1%	13,2%	13,6%
1993	13,9%	13,8%	14,0%
2004	14,1%	14,0%	14,1%

Retorno sem diferencial de fecundidade			
Ano	4%	6%	universal
1963	-6,3%	-2,7%	-1,2%
1973	2,4%	3,6%	6,9%
1983	8,0%	9,0%	9,9%
1993	9,8%	10,4%	10,8%
2004	10,4%	10,8%	11,0%

Gráfico 1: Escolaridade média no Brasil

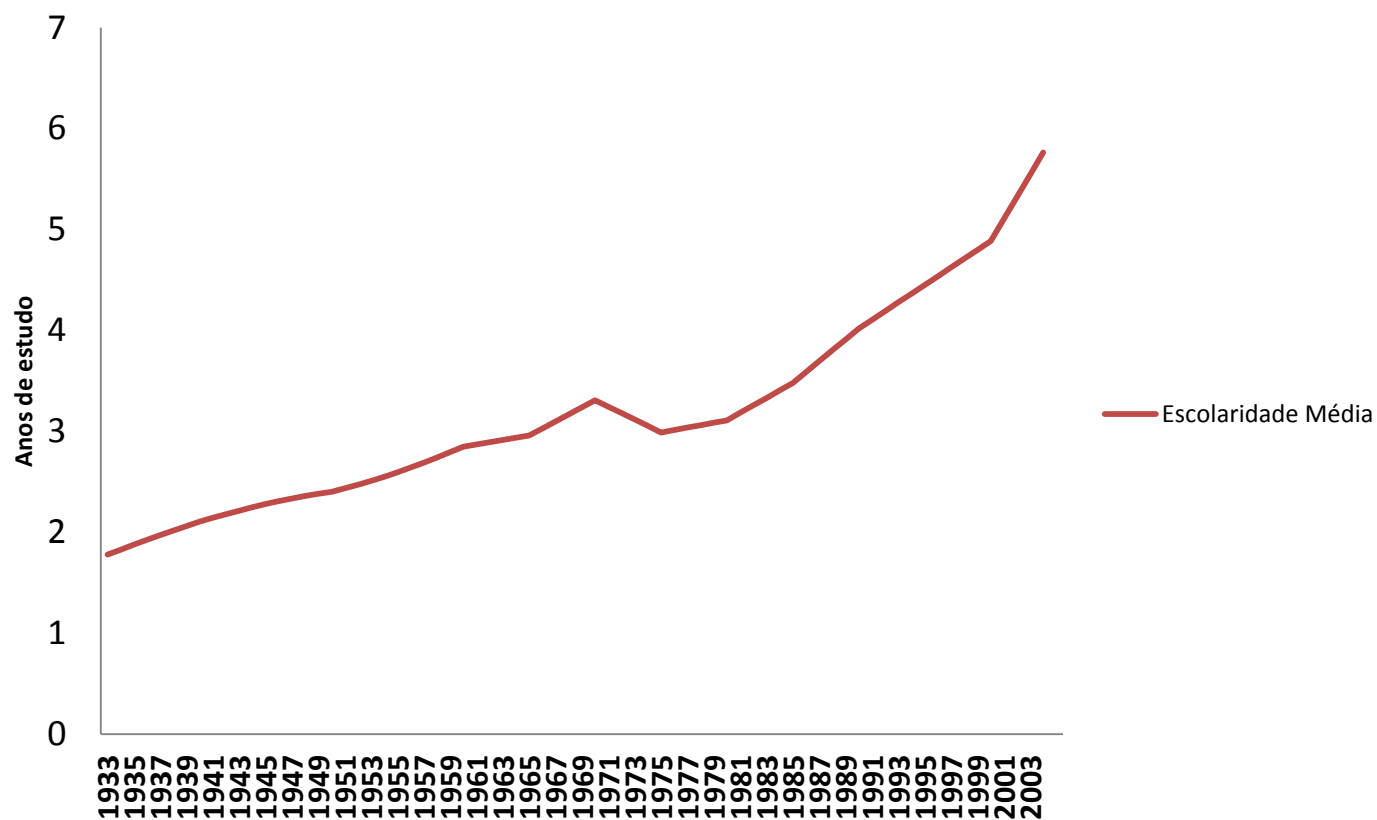


Gráfico 2: Gasto por aluno primário

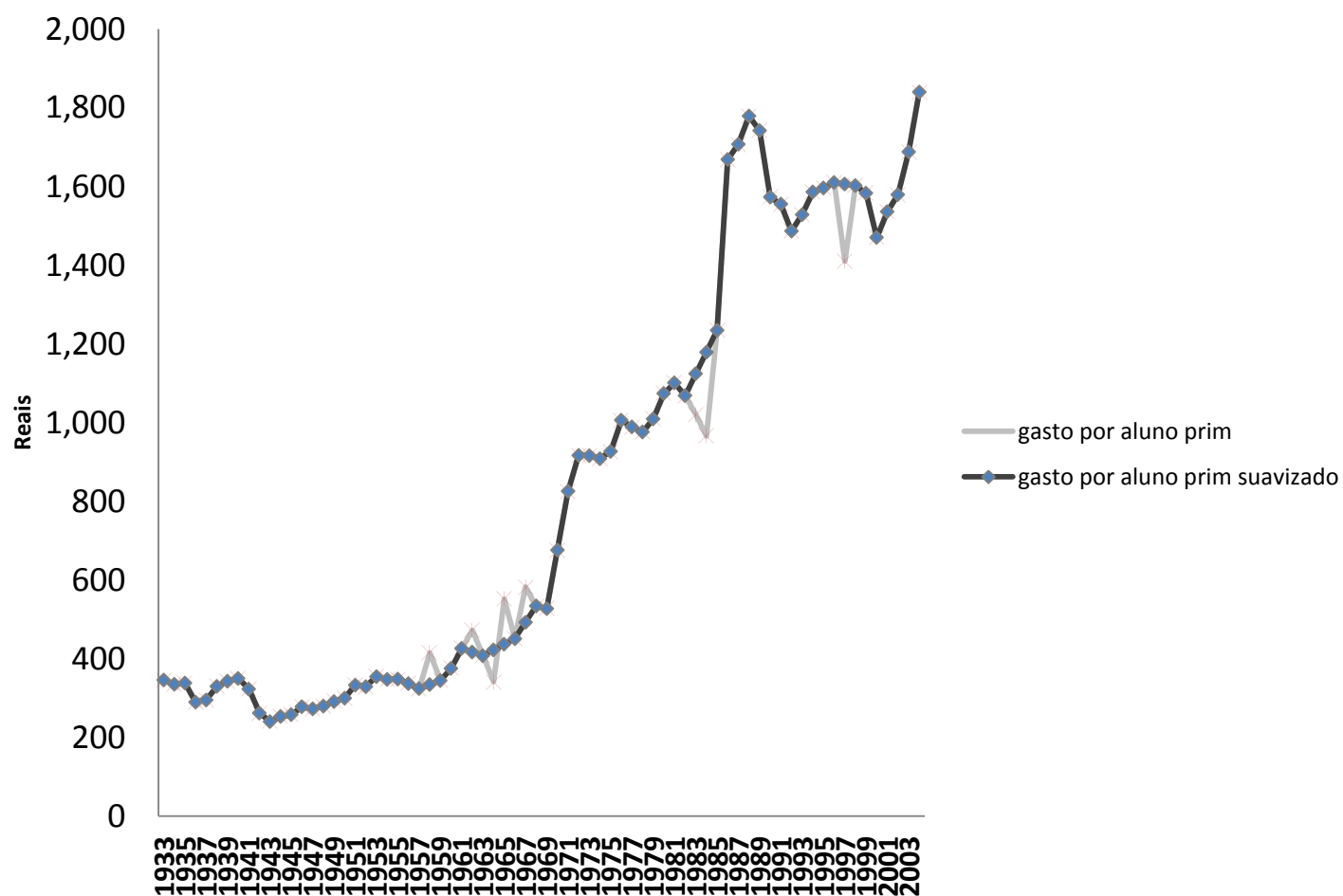


Gráfico 3: Gasto por aluno secundário

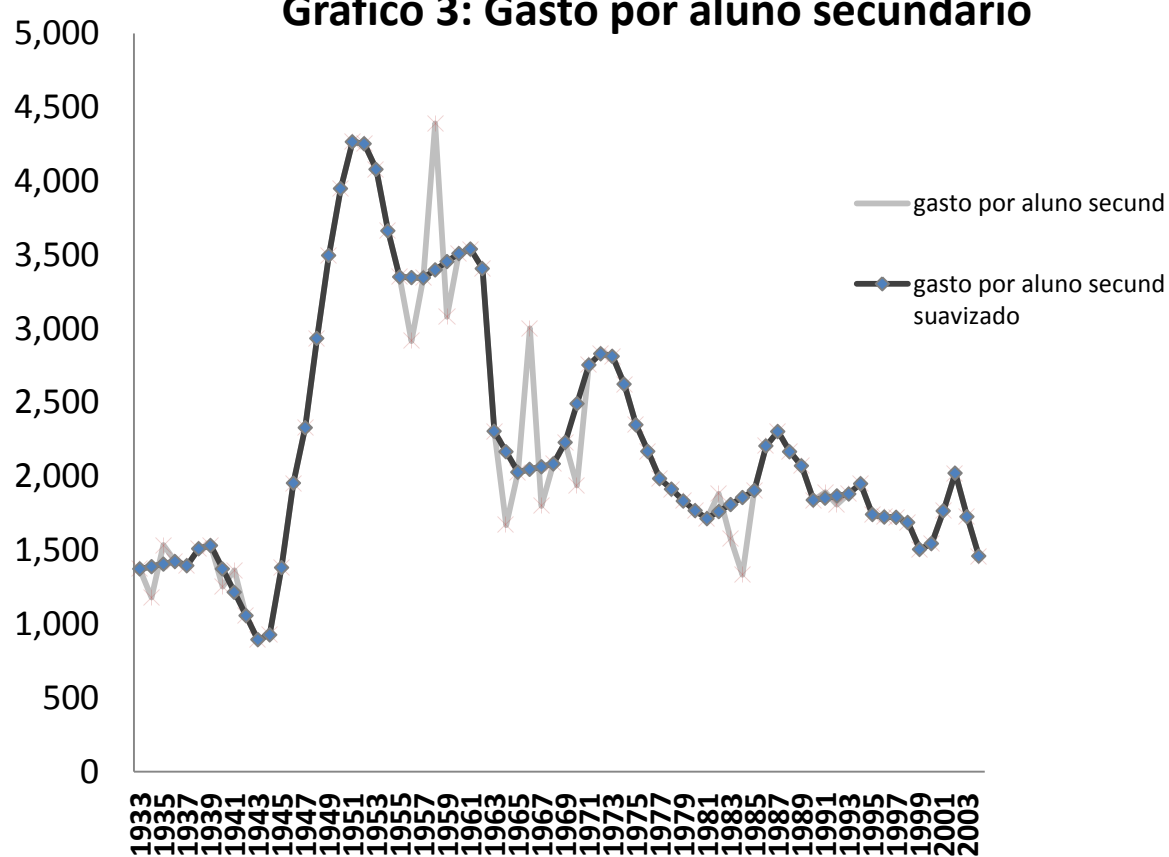


Gráfico 4: Gasto por aluno terciário

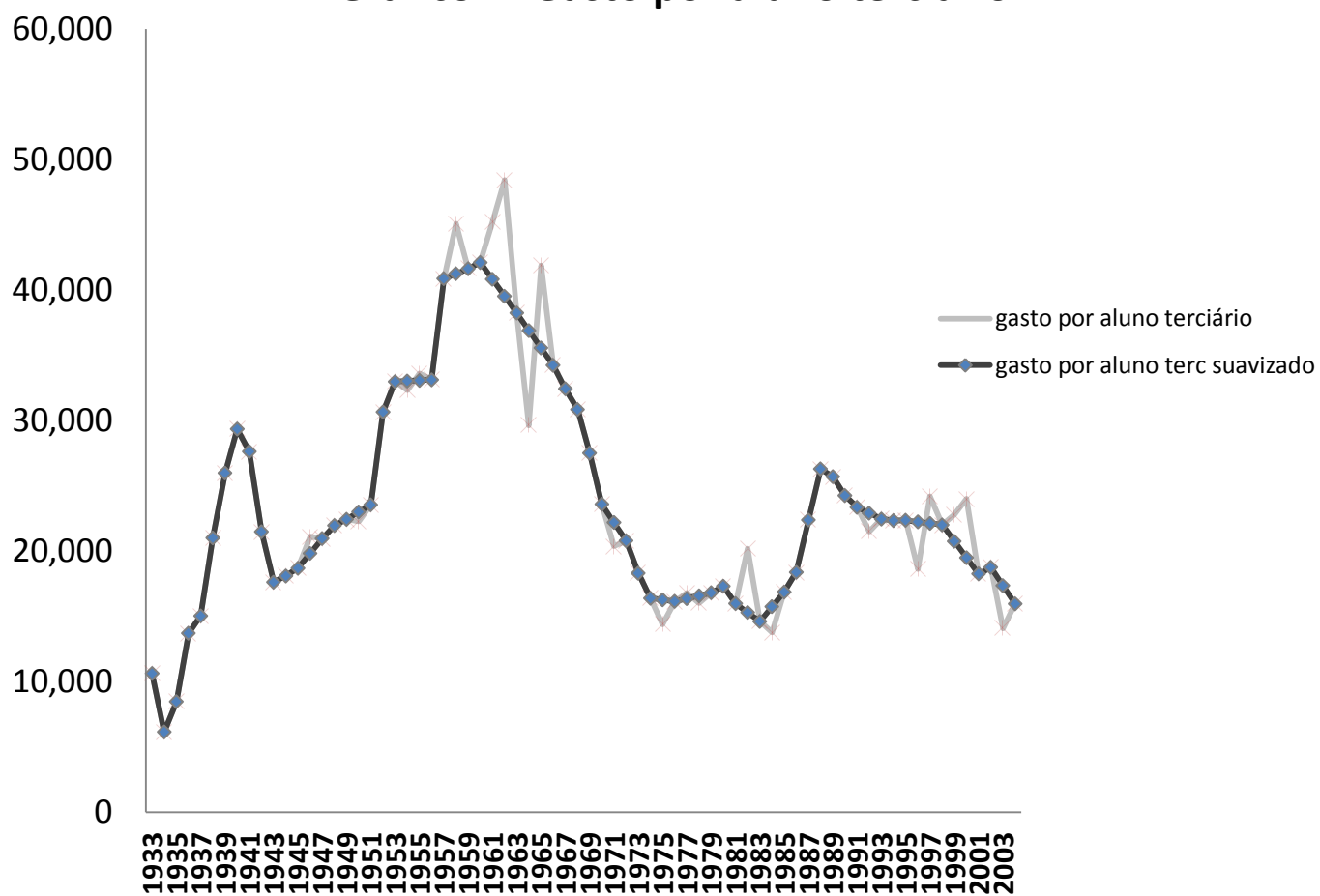


Gráfico 5a: População do modelo sem educação X população observada

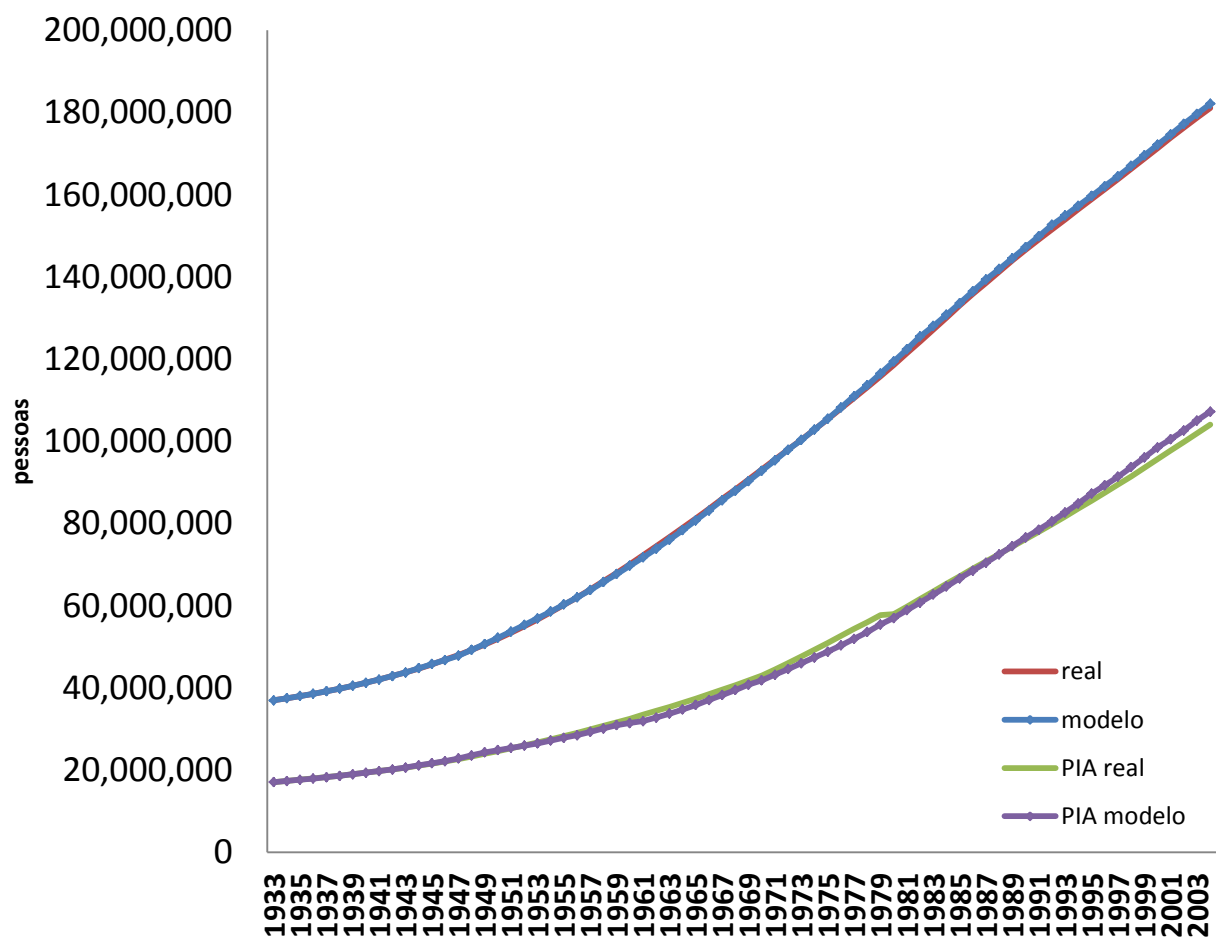


Gráfico 5b: Séries de escolaridade média

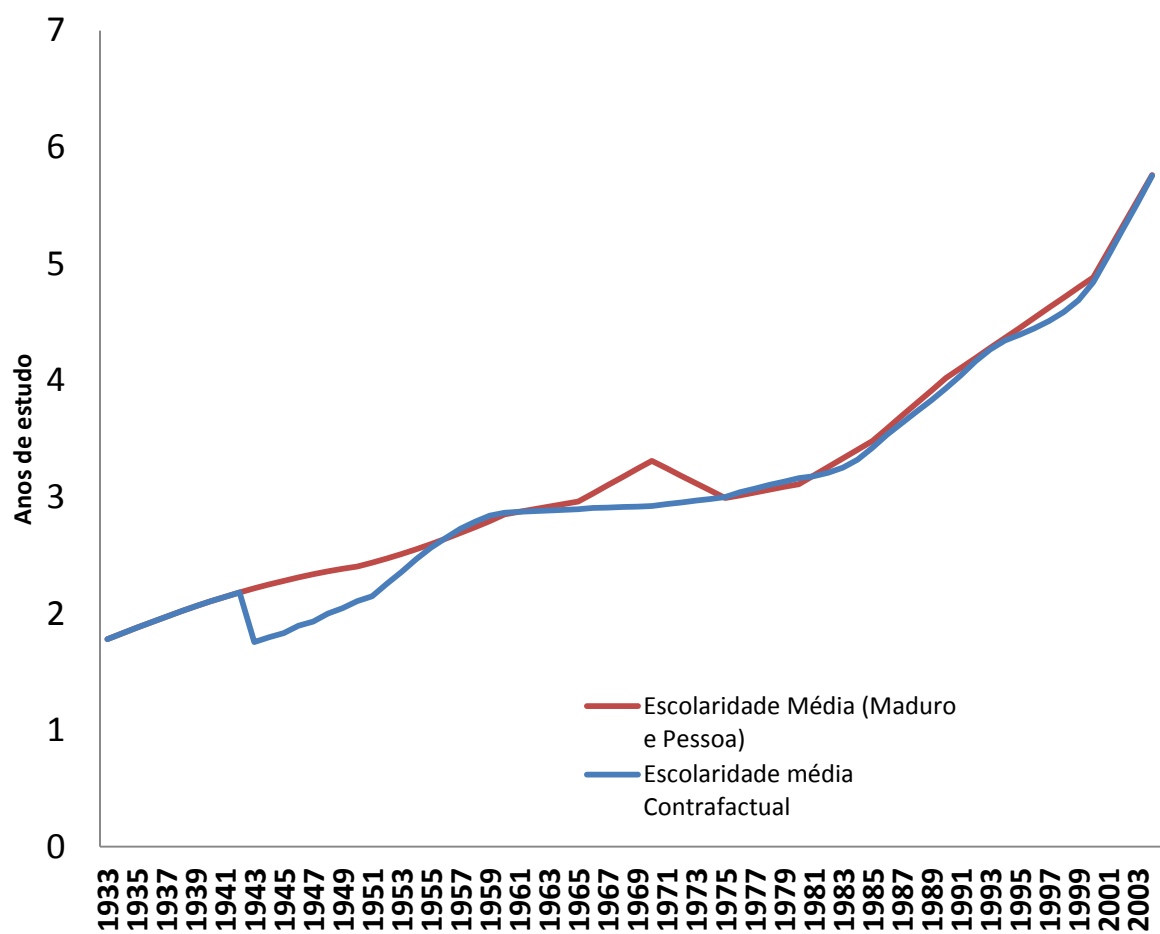


Gráfico 5c: População do modelo X população observada

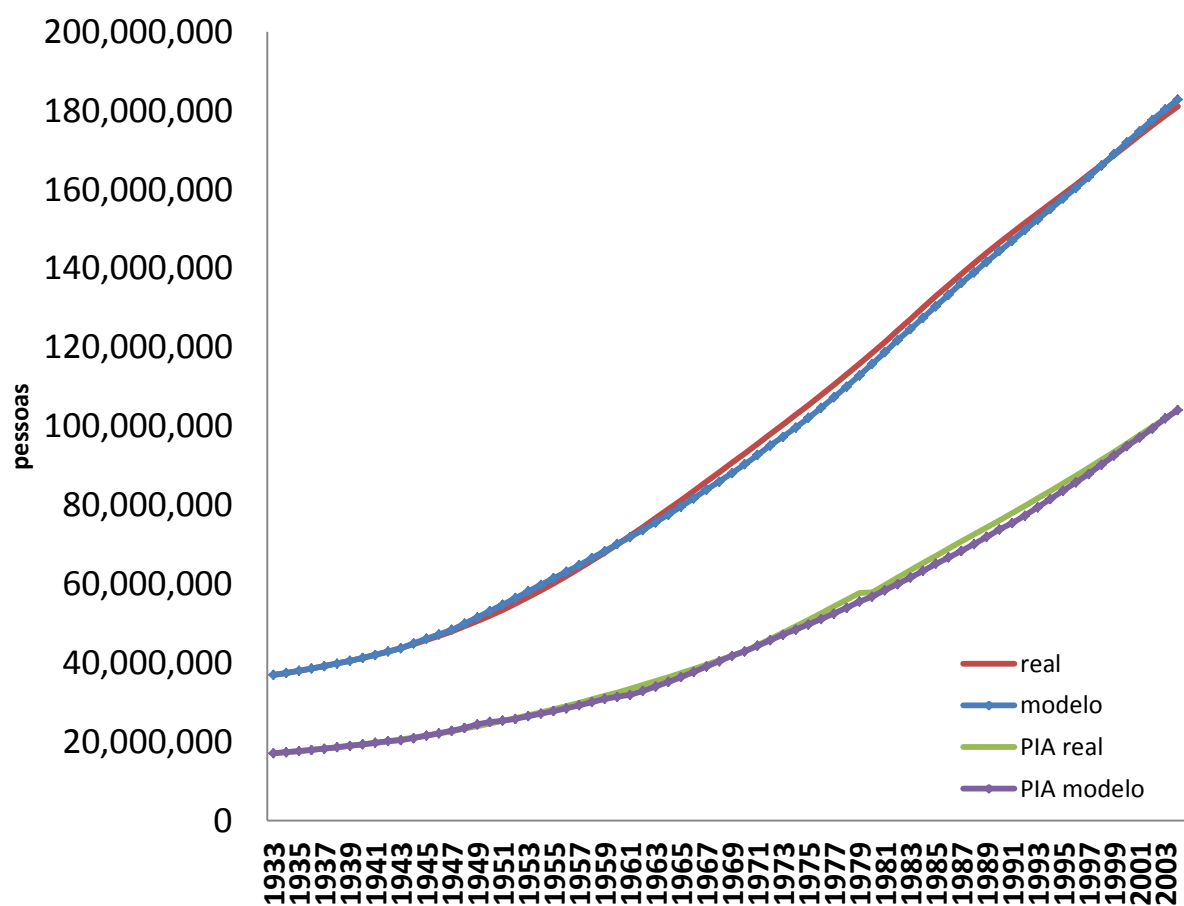


Gráfico 6: PIB per capita

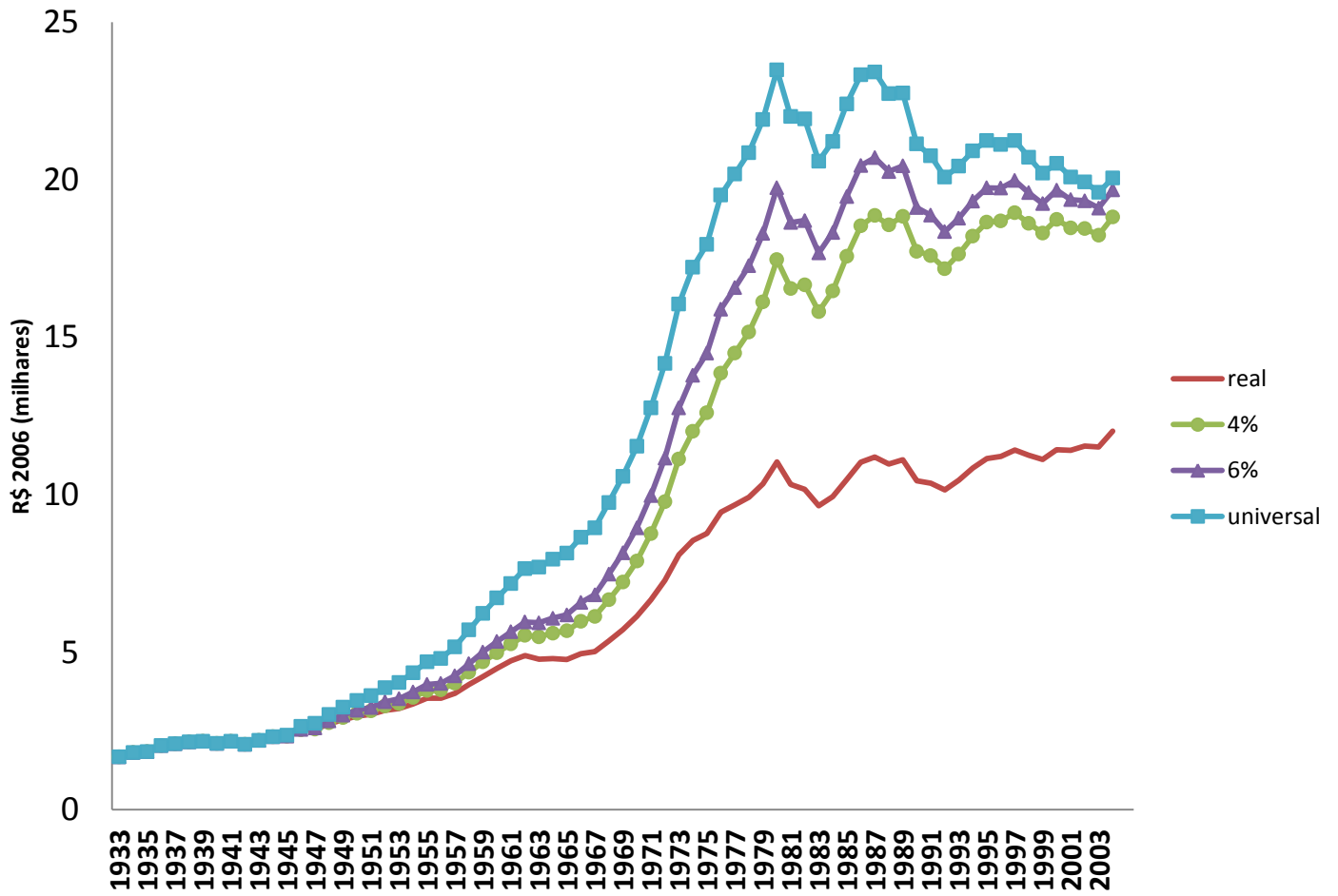


Gráfico 7: PIB per capita acumulado

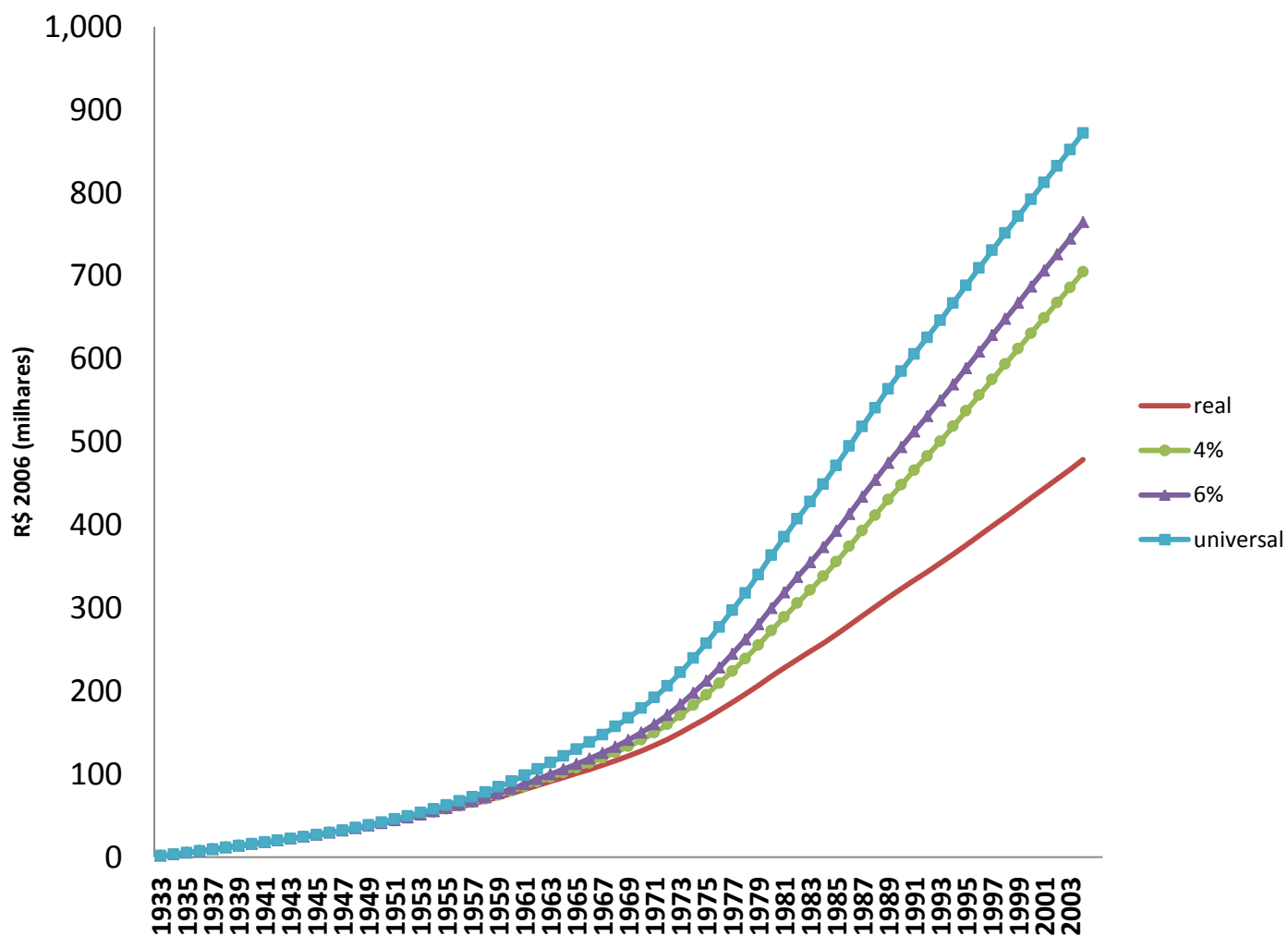


Gráfico 8: Gastos em Educação como % do PIB

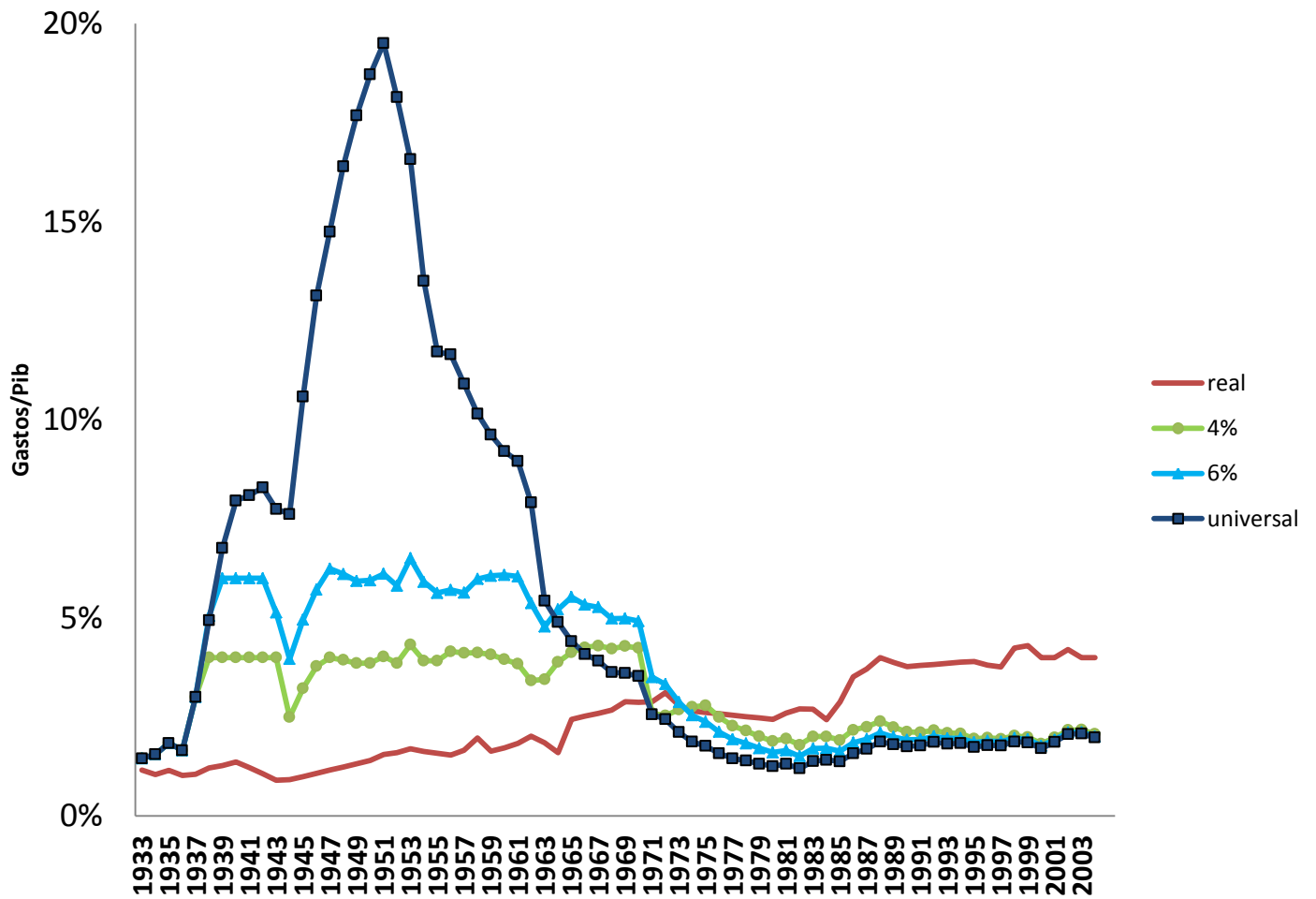


Gráfico 9: Consumo per capita

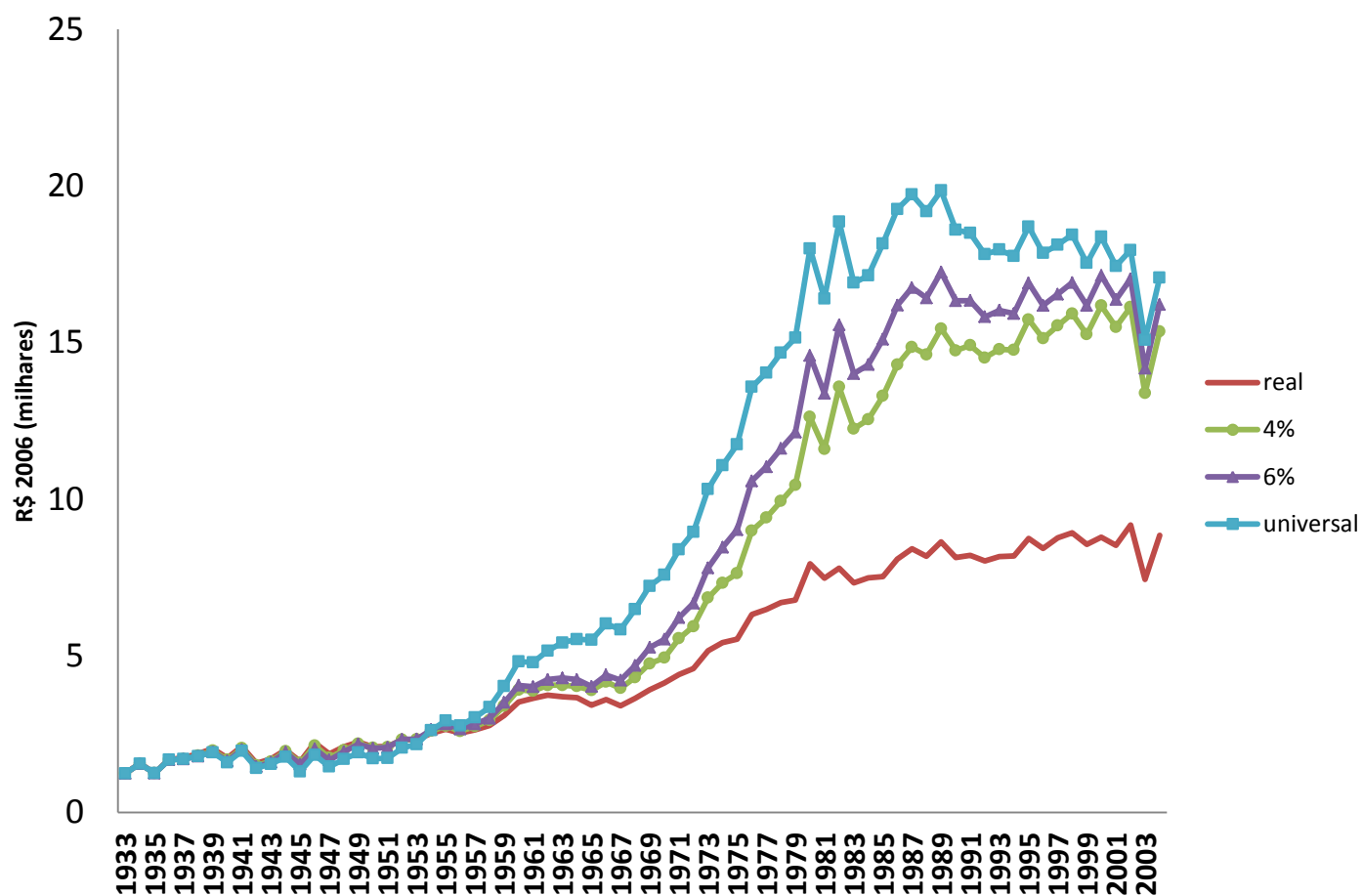


Gráfico 10: Consumo per capita acumulado

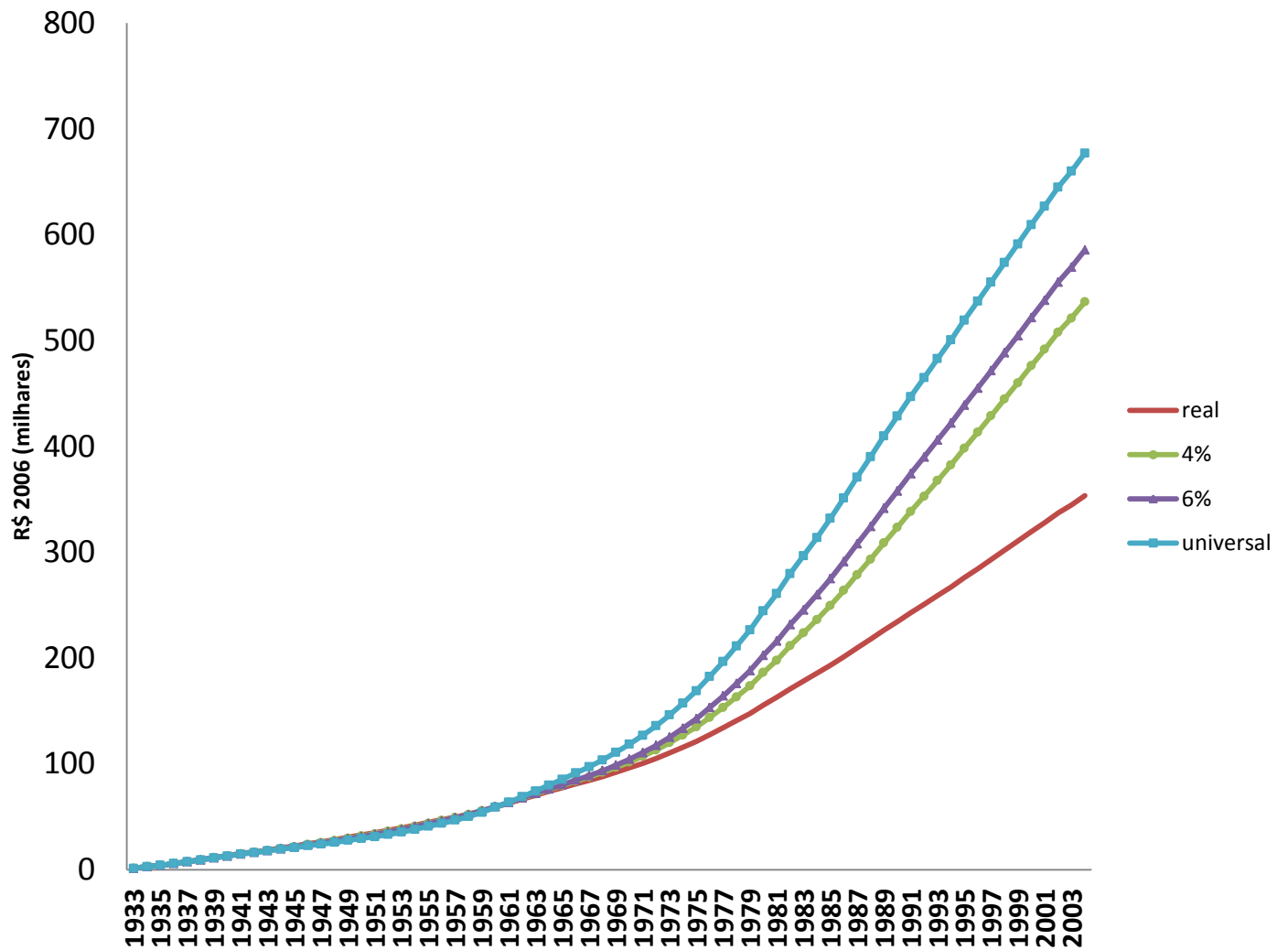


Gráfico 11: Consumo per capita em relação ao consumo factual

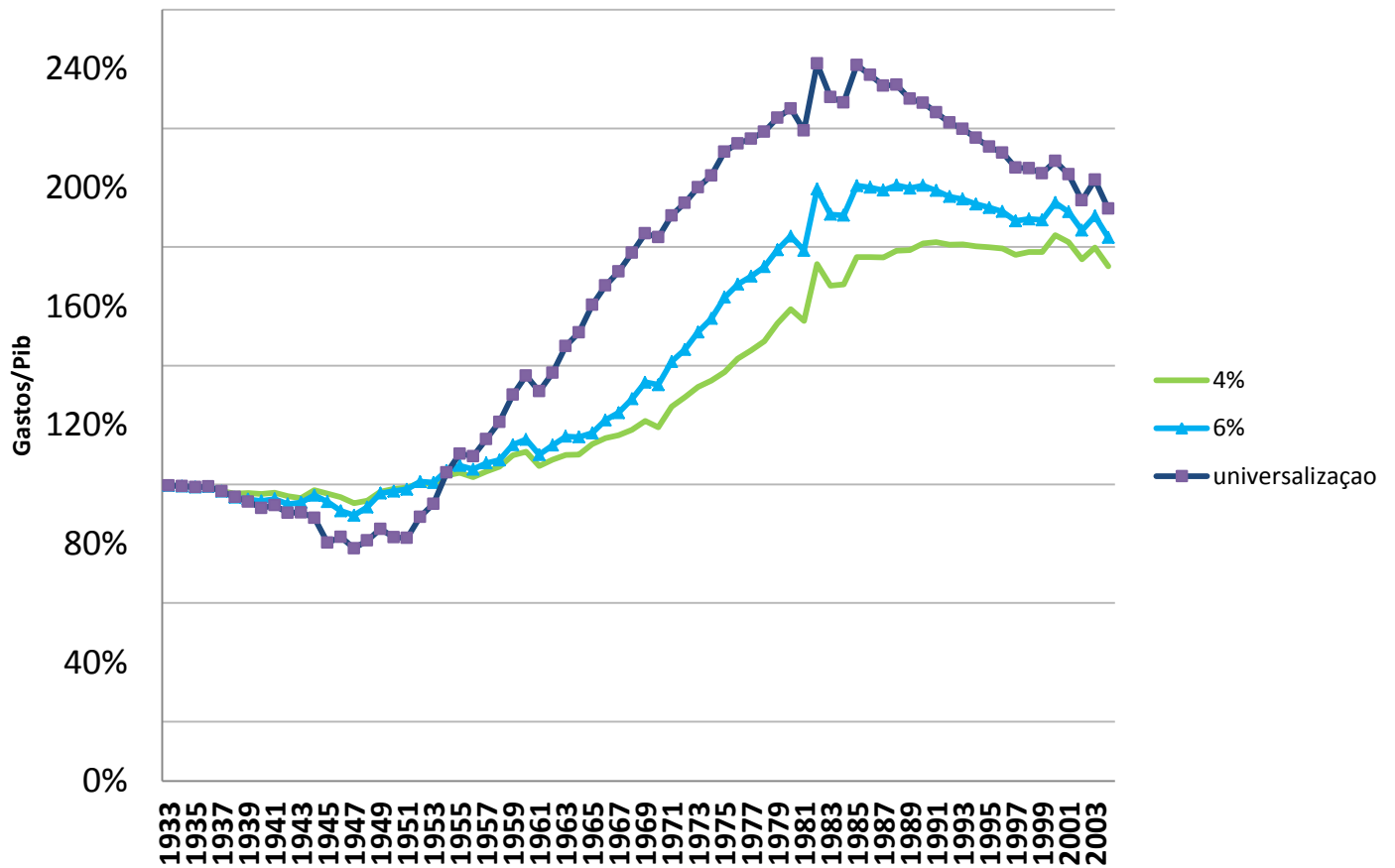


Gráfico 12: Consumo per capita X gasto per capita

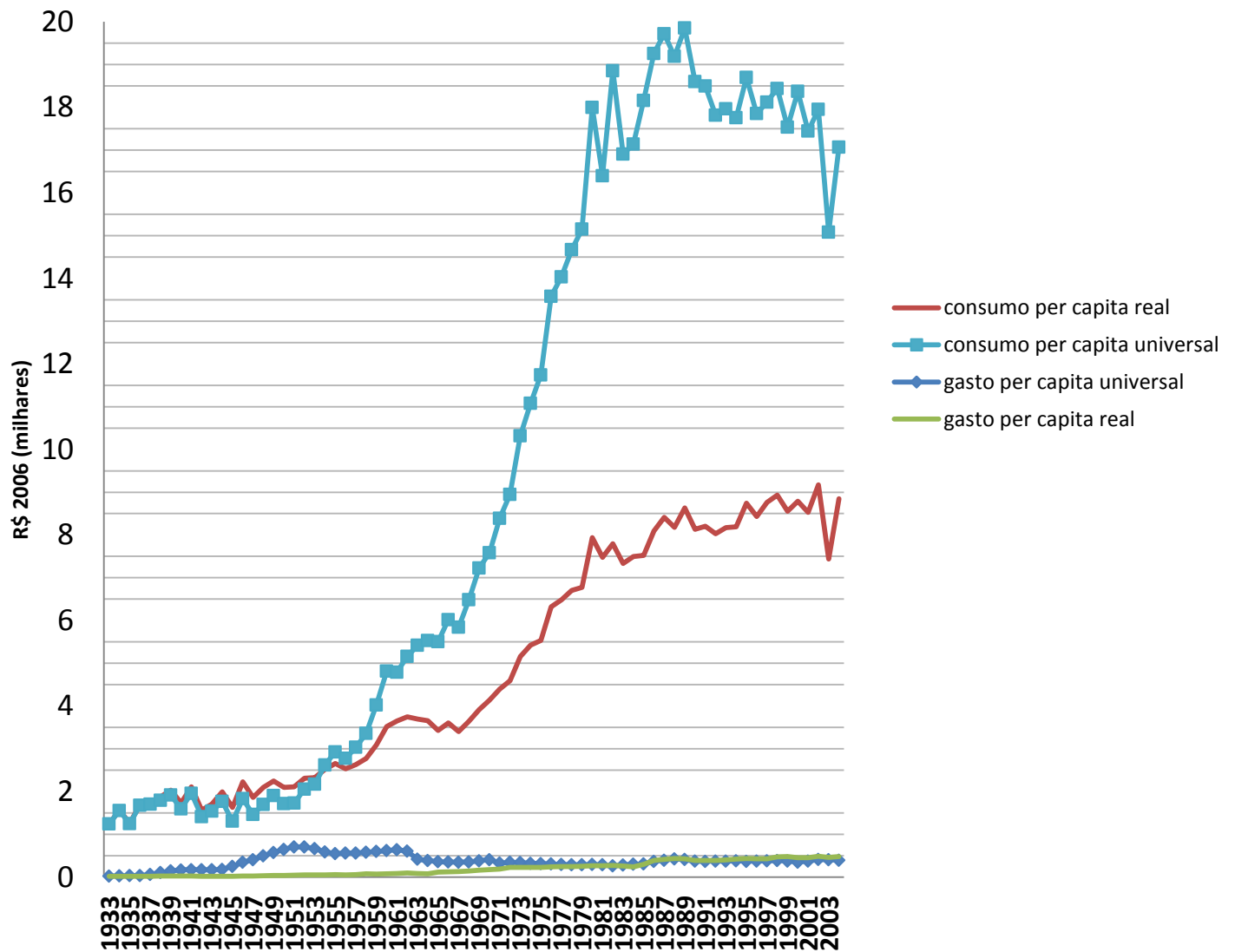


Gráfico 13: Razão entre a PIA e o restante da população

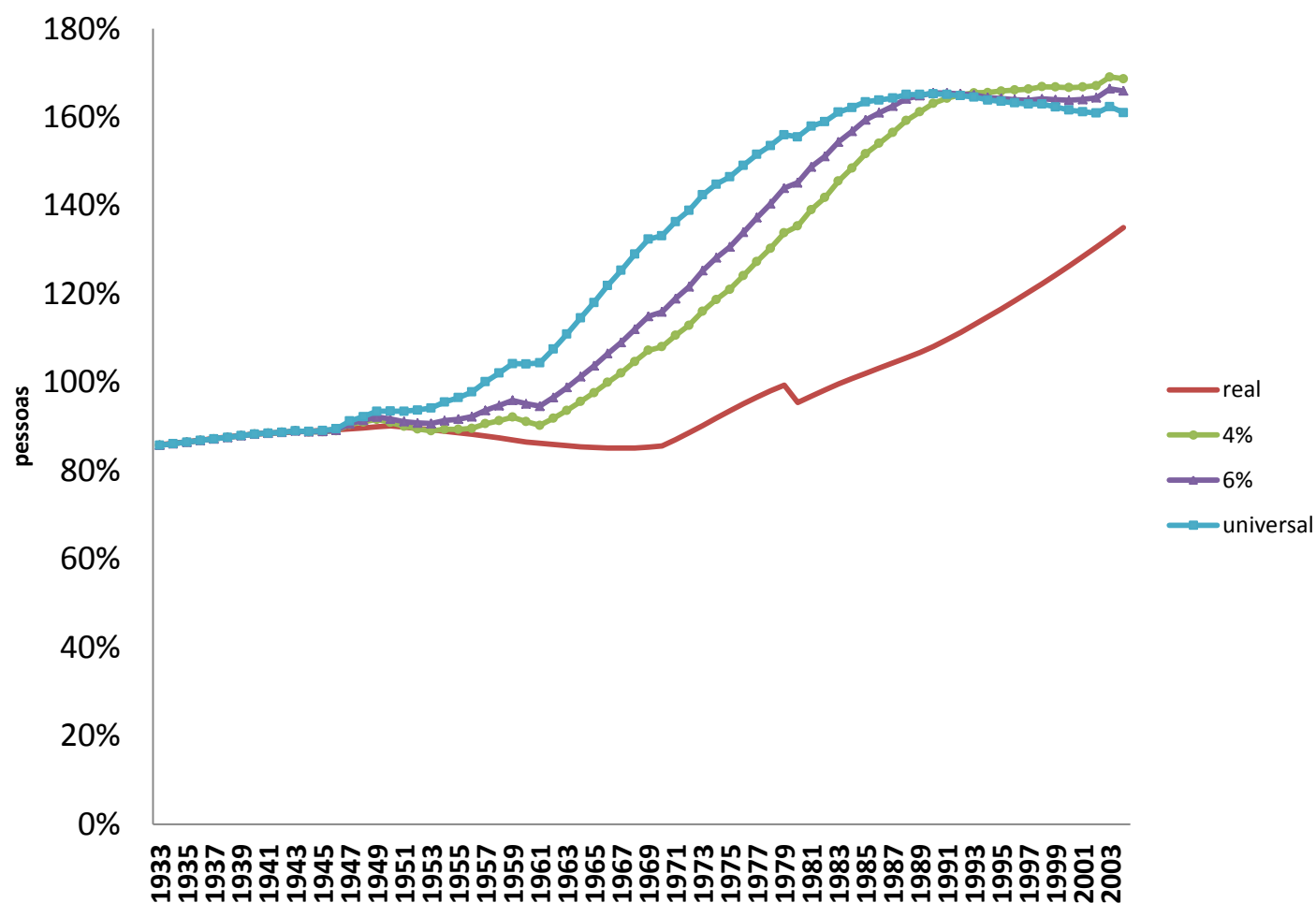


Gráfico 14: População

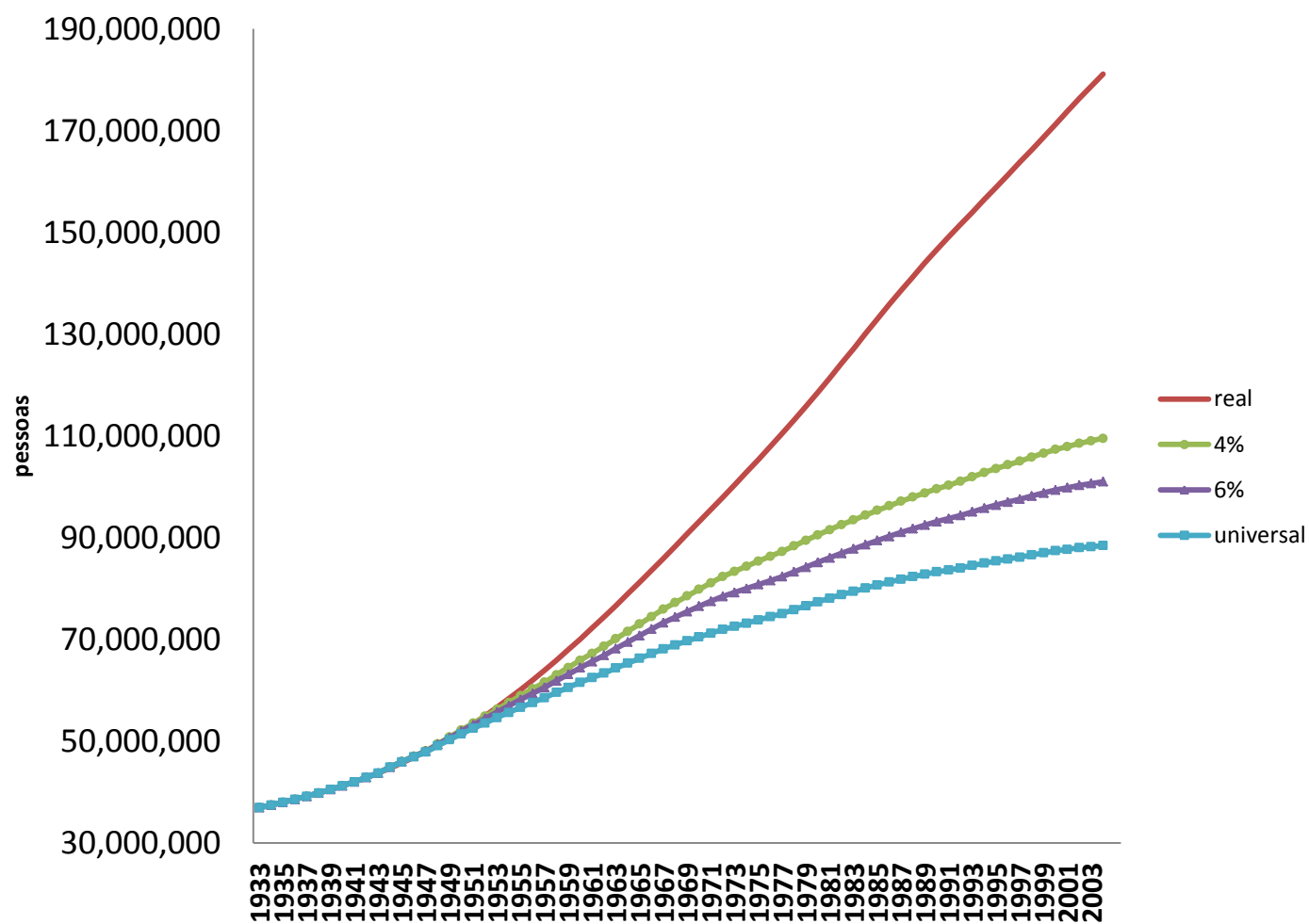


Gráfico 15: Consumo per capita

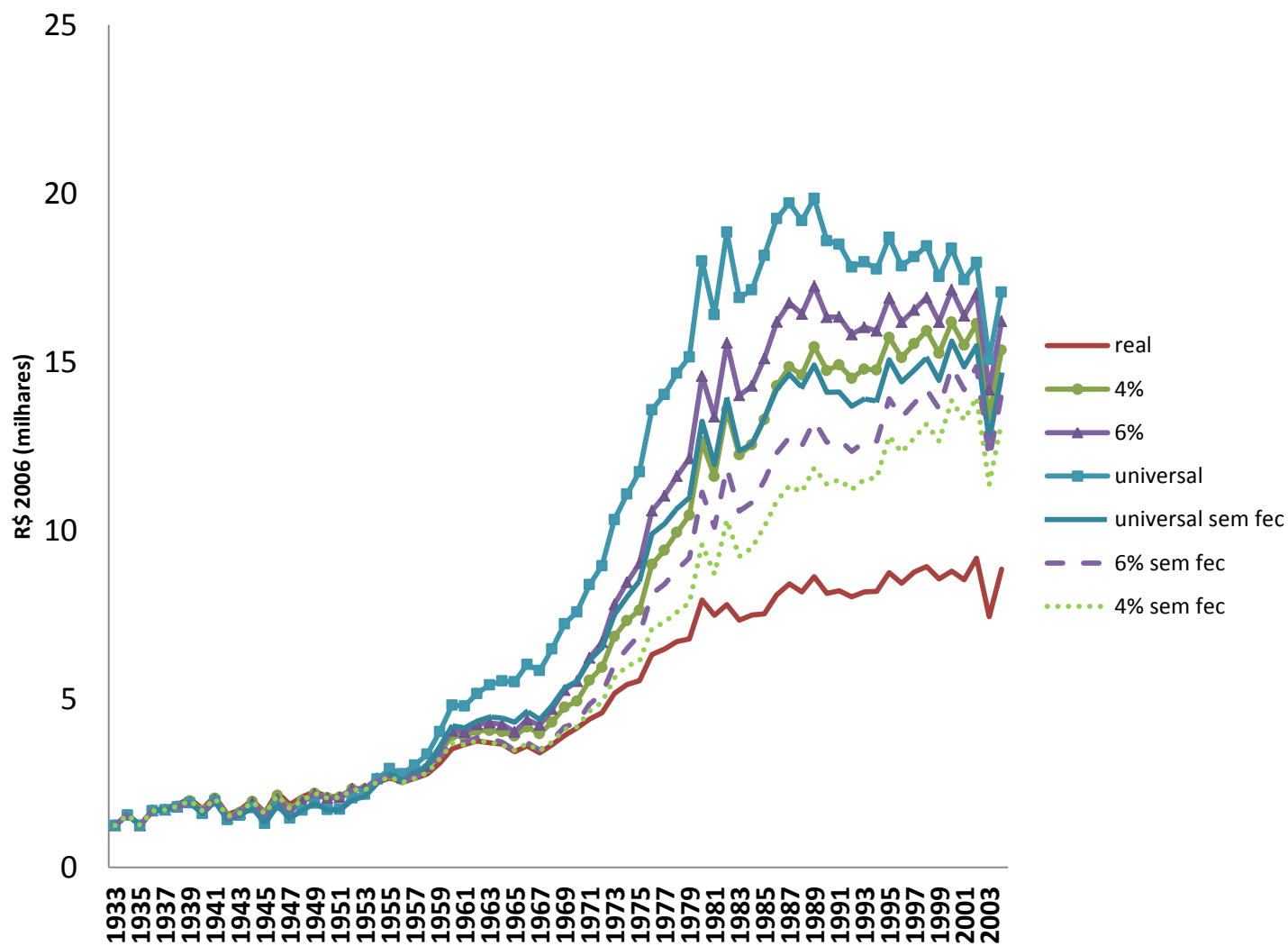


Gráfico 16: Consumo per capita acumulado

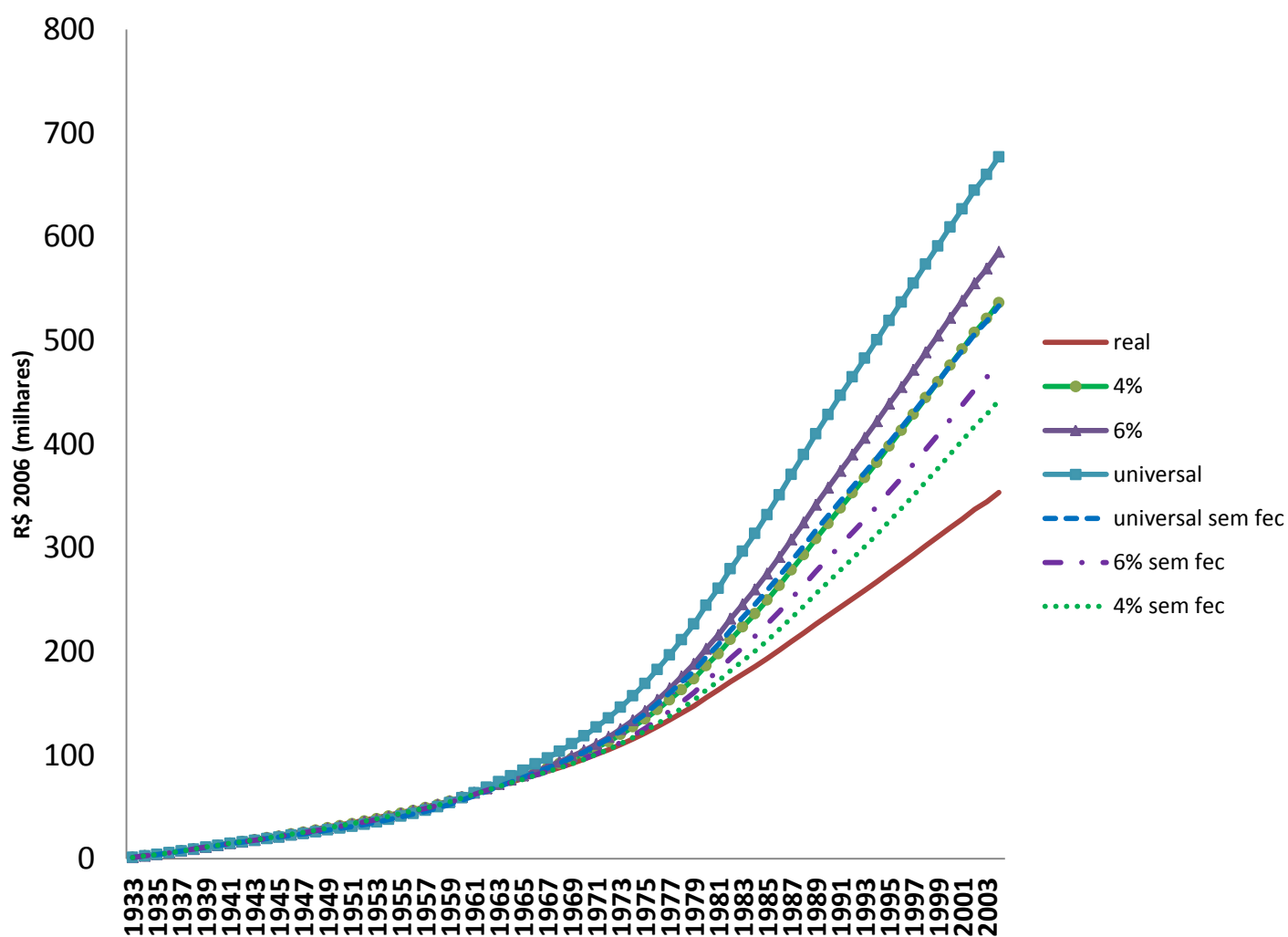


Gráfico 17: Escolaridade média PIA (18-59)

