

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**A RELAÇÃO ENTRE FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS E
SAÚDE INFANTIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DO
CASO BRASILEIRO**

LEON FACEIRA TOMELIN
matrícula nº: 109023234

ORIENTADOR: Prof. Rudi Rocha de Castro

JANEIRO 2014

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**A RELAÇÃO ENTRE FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS E
SAÚDE INFANTIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DO
CASO BRASILEIRO**

LEON FACEIRA TOMELIN
matrícula nº: 109023234

ORIENTADOR: Prof. Rudi Rocha de Castro

JANEIRO 2014

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor

“While the individual man is an insoluble puzzle, in the aggregate he becomes a mathematical certainty. You can, for example, never foretell what any one man will be up to, but you can say with precision what an average number will be up to. Individuals vary, but percentages remain constant. So says the statistician.”

Arthur Conan Doyle

Agradecimentos

Aos meus pais e avós, em especial, e demais familiares, em geral, por todo o apoio e amor sempre direcionados a mim nos últimos vinte e três anos, independente de qualquer situação. Nada que eu faça jamais será suficiente para retribuir tudo que já me foi dado.

À Aline, minha companheira de toda e qualquer hora, sempre disposta a me ouvir e me aconselhar. Faltam-me palavras para expressar tudo que sinto por você, espero ter tempo suficiente para continuar dizendo aos pouquinhos.

À minha mãe, Rose, por ser simplesmente a melhor pessoa que conheço. Se eu conseguir ser metade do que você é, com certeza estarei 100% realizado.

Aos meus amigos, que sempre entenderam minha falta de tempo e nunca hesitaram em me oferecer todo tipo de ajuda possível. Que nosso companheirismo se mantenha por incontáveis anos.

Aos que me ajudaram diretamente com este trabalho, lendo, criticando e me incentivando: Lobelia e Hugo. Sem vocês, este trabalho não existiria.

Ao meu orientador, Rudi Rocha, por toda a paciência, ensinamentos, conselhos e pelo exemplo de economista que é.

Ao Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, pelos momentos memoráveis, amizades feitas e crescimento pessoal proporcionado.

A todos, por fazerem parte da minha vida.

RESUMO

Este trabalho analisa a relação entre flutuações econômicas e saúde infantil no Brasil com base em um painel de municípios ao longo do período 2000-2010. Os resultados que encontramos sugerem uma relação direta entre o PIB per capita municipal e a mortalidade infantil. Explicamos através de análises complementares que este efeito ocorre devido a uma seletividade de nascimentos de alto risco em detrimento dos de risco menor, e do aumento do custo de oportunidade das mães não trabalharem, o que causa uma desatenção por parte destas quanto à saúde do recém-nascido e de si própria durante a gravidez. Como não há consenso na literatura sobre a relação estudada, a evidência empírica apresentada se torna relevante para o debate ao introduzir análise inédita do caso brasileiro nos anos mais recentes.

SUMÁRIO

Lista de Figuras

Lista de Tabelas

Introdução	p. 10
1. Literatura Relacionada	p. 13
2. Dados	p. 16
3. Estratégia Empírica e Resultados	p. 23
3.1. Impacto do crescimento econômico nos óbitos infantis	p. 24
3.2. Robustez	p. 32
Conclusão	p. 38
Referências Bibliográficas	p. 40

LISTA DE FIGURAS

- 1 **Médias do PIB per capita e da quantidade de óbitos municipais entre os anos 2000 e 2010** p. 19
- 2 **Médias do PIB per capita e da quantidade de nascimentos municipais entre os anos 2000 e 2010** p. 19
- 3 **Médias do PIB per capita e da quantidade de óbitos municipais sem suas tendências temporais entre os anos 2000 e 2010** p. 21
- 4 **Médias do PIB per capita e da quantidade de nascimentos municipais sem suas tendências temporais entre os anos 2000 e 2010** p. 21

LISTA DE TABELAS

- 1 **Estatísticas descritivas dos óbitos infantis e nascimentos municipais por ano entre 2000 e 2010** p. 17
- 2 **Estatísticas descritivas da população e PIB per capita municipais por ano entre 2000 e 2010** p. 18
- 3 **Estimação por Paineis da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010** p. 25
- 4 **Estimação por Paineis da relação entre PIB per capita e nascimentos entre 2000 e 2010 (amostra dividida entre mais pobres e mais ricos)** p. 26
- 5 **Estimação por Paineis da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010 (amostra dividida entre municípios mais pobres e mais ricos)** p. 28
- 6 **Estimação por Paineis da relação entre os PIB per capita da Agropecuária, da Indústria e dos Serviços e a mortalidade infantil entre os anos 2000 e 2010** p. 30
- 7 **Estimação por Paineis da relação entre os PIB per capita da Agropecuária, da Indústria e dos Serviços e a mortalidade infantil entre os anos 2000 e 2010 (amostra dividida entre municípios mais pobres e mais ricos)** p. 31
- 8 **Estimação por Paineis da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010 (amostra dividida por sexo do nascido e idade da mãe)** p. 34

- 9 **Estimação por Paineis da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010 (amostra dividida pelas 5 principais causas de morte)** p. 35
- 10 **Estimação por Paineis da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010, nos períodos t , $t+1$ e $t+2$** p. 36

INTRODUÇÃO

O presente trabalho investiga empiricamente a relação entre renda e saúde. Mais especificamente, estuda-se o comportamento da fecundidade e da mortalidade infantil, esta principalmente, frente a flutuações da atividade econômica brasileira nos anos 2000. Para isso, utilizamos dados de nascimentos e óbitos de crianças com menos de um ano de vida, além do Produto Interno Bruto (PIB) como forma de medir a renda. Ao cruzar esses dados, poderemos observar e analisar como variações na renda podem afetar as condições de saúde infantil. Também discutimos os mecanismos que geram os efeitos encontrados a fim de oferecer maior entendimento sobre as relações estudadas. Enfim, o principal objetivo deste estudo é responder às perguntas: existe relação causal entre renda e mortalidade infantil? Se sim, quais seriam a magnitude e os mecanismos por trás desta relação?

Para responder essas perguntas, utilizamos um painel de dados municipais anuais ao longo do período 2000-2010. A utilização de dados em painel é bastante vantajosa para a nossa análise, pois torna possível controlar efeitos fixos de tempo e de município, facilitando a obtenção de uma causalidade limpa nos resultados. Também com este painel, pudemos condicionar as regressões em tendências temporais específicas de microrregião, o que nos ajuda a isolar as heterogeneidades regionais. Utilizar essas tendências é extremamente importante, porque estas controlam o fato de que municípios diferentes apresentam comportamentos diferentes das variáveis. Com este recurso, a variação de renda estudada passa a ser a variação residual da renda após condicioná-la em suas tendências de tempo. Isso nos permite chamar as variações da renda de choques idiossincráticos ou desvios idiossincráticos das tendências. A utilização destes choques idiossincráticos faz com que as variações da renda sejam ortogonais a outros determinantes da mortalidade infantil, garantindo a obtenção de um efeito causal real da renda na mortalidade (Bhalotra, 2007).

Com esses dados, realizamos regressões múltiplas com diferentes especificações para fortalecer e comprovar as respostas encontradas. Além disso, foi realizada uma pesquisa bibliográfica do tema para poder embasar ainda mais o estudo com dados empíricos de outros países e épocas. Como adendo, analisamos brevemente a relação entre a renda e a dinâmica

populacional brasileira, uma vez que existe forte correlação entre saúde e fecundidade, como veremos mais adiante. Ademais, consideramos que esta discussão, mesmo que bastante sucinta, possa agregar valor ao estudo.

Constatamos haver uma correlação positiva entre a renda e a mortalidade infantil. Esse efeito difere do senso comum ao indicar que o crescimento econômico causa um aumento da mortalidade infantil. O efeito é estável e permanece robusto em diferentes especificações ou agrupamento de variáveis. Ao longo do trabalho, buscamos desconstruir esse senso comum ao apresentar diversas evidências que se não comprovam, ao menos explicam com mais clareza essa relação. Como não há consenso na literatura, buscamos detalhar bem os mecanismos por trás dos resultados expostos. Outro resultado importante encontrado foi a relação também positiva entre renda e fecundidade, o que, conjuntamente com o resultado anterior, sugere que a população brasileira se comporta de acordo com a teoria Malthusiana (Jacinto, Oliveira e Tejada, 2008).

Desde os anos 90, a relação entre atividade econômica, saúde e população vem sendo extensamente estudada, principalmente após a Conferência Internacional sobre População e Desenvolvimento, realizada no Cairo, em 1994, que trouxe de volta à tona a discussão envolvendo desenvolvimento e bem-estar. Esta discussão se iniciou muito tempo atrás, com seus pioneiros na análise demográfica moderna sendo Condorcet (1793 ou 1794 *apud* Kieling, 2009) e Malthus (1798), por volta do século XVIII. Ambos acreditavam que o crescimento populacional traria diversos males, como fome, miséria e vícios, e que haveria um limite para o mesmo, imposto pelos recursos naturais. Foi dessa ideia que surgiu a lei natural de Malthus, segundo a qual “a população, quando não controlada, cresce numa proporção geométrica. Os meios de subsistência crescem apenas em progressão aritmética” (Malthus, 1982, p.29). Essa visão pessimista foi predominante no estudo demográfico até meados do século XX, quando foi proposta a Teoria da Transição Demográfica, que defendia a hipótese de que o próprio desenvolvimento econômico atuaria como forma de controle populacional (Kieling, 2009).

Com esses dois modelos disputando espaço no debate demográfico, o tema ganhou importância também na literatura em economia, sendo bastante dissecado nos últimos anos. Enquanto alguns autores estudam tanto mortalidade infantil quanto fecundidade, como é o caso de Ortega e Reher (1997) e Rios e Carvalho (1997), outros preferem focalizar somente na mortalidade, como Schady e Smitz (2005 e 2009) e Bhalotra (2007). Mesmo com diferentes abordagens, é possível perceber que os argumentos e resultados encontrados são

estáveis em seus respectivos contextos de análise, embora usualmente divergentes, o que explica a ausência de qualquer consenso acerca de ambos os temas.

Neste trabalho, o foco será a relação entre renda e saúde infantil. A mortalidade infantil será a variável dependente, enquanto o PIB per capita será a principal variável independente. Esperamos comprovar, com base em argumentos estatísticos e comportamentais, que existe de fato uma causalidade entre a renda e a mortalidade infantil, e que essa causalidade tem natureza pró-cíclica no Brasil. Como o tema é bastante controverso e não existe extensa literatura de abordagens empíricas para o caso brasileiro, este trabalho contribui de forma relevante para o entendimento da relação entre renda e mortalidade infantil nos municípios brasileiros nos anos mais recentes.

Este trabalho está dividido em 4 capítulos além deste. No primeiro, será realizada uma revisão da literatura existente sobre o tema proposto. Em seguida, serão apresentados os dados utilizados, juntamente com a forma de obtenção e tratamento dos mesmos, além de algumas estatísticas descritivas das principais variáveis. Em seguida, será apresentada a estratégia empírica e serão analisados os principais resultados e regressões auxiliares, com uma breve discussão acerca dos mecanismos através dos quais as variáveis se relacionam. Por fim, uma seção de conclusão, onde serão sintetizados os resultados da análise e apresentadas as considerações finais.

1. LITERATURA RELACIONADA

Enquanto choques na renda tendem a afetar positivamente a saúde infantil em países mais pobres, o efeito é o contrário nos mais ricos (Bhalotra, 2007). Já no caso de países de renda média (como, por exemplo, o Brasil), não existe qualquer consenso na literatura, uma vez que resultados contrastantes são usualmente encontrados. O artigo de Bhalotra (2007) investiga a relação entre flutuações na renda e mortalidade infantil na Índia entre os anos de 1970 e 1997. Utilizando um painel com 15 estados em base anual, os resultados encontrados apontam para uma relação negativa e significativa entre a renda e a mortalidade, principalmente nas regiões rurais. Ela mostra que o crescimento médio do PIB indiano no período, de 3% ao ano, causou uma redução de 1,3% ao ano da mortalidade infantil, na média. É nesse artigo que se baseia a estratégia empírica deste trabalho, com a vantagem de possuímos uma amostra com nível de agregação menor, podendo controlar melhor as heterogeneidades.

A relação entre renda e saúde foi estudada por diversos autores, dispondo de extensa literatura. Porém, embora casos tenham sido recolhidos dos mais variados países, ainda é inconclusiva a relação entre as duas variáveis. Evidências de comportamento anticíclico da relação entre renda e mortalidade infantil foram encontradas na crise macroeconômica de 1988 no Peru, onde Paxson e Schady (2005) mostram que uma queda de 30% do PIB foi associada com um aumento de aproximadamente 2,5 pontos percentuais na mortalidade infantil daquele país. Eles também mostram que as mães procuravam menos o sistema de saúde na período da gravidez durante a crise. Já na Colômbia, Miller e Urdinola (2007) mostram uma relação pró-cíclica, com a mortalidade aumentando conjuntamente com os preços do café (e, conseqüentemente, a renda) nas regiões produtoras. Eles argumentam que, nos lugares que mais plantam café, um aumento no preço deste faz com que o tempo trabalhando nas plantações seja mais valioso, fazendo com que as mães procurem menos assistência médica (que, segundo eles, é intensiva em tempo) para os filhos. A existência destes resultados discrepantes justifica a escolha desse tema e a elaboração desta análise.

Outro fato presente na literatura advém do fato de que pode existir uma causalidade reversa entre saúde e atividade econômica. Conforme argumentam Menezes e Uchoa (2011), a saúde seria uma forma de incorporação de capital humano à nação, e este capital seria uma das razões que explicariam as diferenças de riqueza entre países. Esse capital humano é incorporado tanto na forma de mão-de-obra disponível (nível de mortalidade), quanto na forma de produtividade do trabalho, uma vez que há perda de horas trabalhadas devido a doenças. Realizando uma análise de curto prazo (uma década) e observando somente a saúde infantil (menores de um ano), procuramos eliminar esse tipo de causalidade, acabando com o risco de se obter um resultado contrário ao desejado. Nos casos de análises de longo prazo, existe uma grande probabilidade de se captar efeitos em direções opostas, problema este que não é facilmente contornado, desfavorecendo qualquer conclusão analítica (Rios e Carvalho, 1997).

Para poder quantificar a saúde, que é um conceito abstrato, pode-se utilizar diversas variáveis como aproximações. As mais frequentemente utilizadas são mortalidade e expectativa de vida. Neste trabalho, como é de costume em análises envolvendo países subdesenvolvidos ou em desenvolvimento, a *proxy* utilizada para a saúde será a mortalidade de crianças menores de um ano, já que um percentual significativo das mortes ocorre durante este período da vida. Além disso, a mortalidade infantil costuma ser mais sensível a variações no nível de renda devido a choques econômicos, o que torna o efeito encontrado ainda mais evidente do que se fosse utilizada a mortalidade geral (Cutler et al., 2006). Outra vantagem da utilização desta variável é que esta reflete tanto as condições de saúde individuais como de salubridade dos locais observados, visto que crianças são mais suscetíveis a fatores ambientais do que adultos. Vale notar também que a mortalidade infantil é utilizada por diversos órgãos (o IBGE, inclusive) para calcular a Esperança de Vida ao Nascer, através da construção de projeções (Tábuas de Mortalidade). Essa metodologia utilizada no Brasil justifica ainda mais a utilização da mortalidade ao invés de outra forma de medida para a saúde.

Além dos determinantes da saúde, outro tema que deve ser tratado, uma vez que se relaciona diretamente com o objetivo deste trabalho é o do comportamento da fecundidade. Um dos pioneiros do debate da relação entre atividade econômica e fecundidade foi Thomas Malthus (1798 apud Jacinto, Oliveira e Tejada, 2008), segundo o qual haveria uma correlação positiva entre renda e nascimentos. Com a população crescendo, haveria maior disputa pelos recursos naturais, gerando um “empobrecimento” que causaria, por sua vez, uma redução da fecundidade e equilibraria o cenário novamente. O pensamento Malthusiano também

considerava existir uma relação direta entre renda e mortalidade, uma vez que esta seria a forma de controlar o crescimento populacional excessivo. Segundo o modelo Malthusiano, portanto, o crescimento econômico causaria conjuntamente o aumento das taxas de natalidade e mortalidade, a fim de se manter o equilíbrio populacional e o nível de bem-estar.

Uma visão mais recente sobre o tema é a chamada Teoria da Transição Demográfica elaborada inicialmente por Warren Thompson (1929), que relaciona o processo de desenvolvimento econômico com a redução das taxas de mortalidade e natalidade, dependendo de qual fase da transição a nação se encontra. Nessa abordagem, existiam originalmente 4 fases de desenvolvimento, que são acompanhadas por características populacionais. Na primeira fase, a sociedade é basicamente rural, com altas taxas de natalidade e mortalidade, e uma população extremamente jovem. Na segunda, já com melhores técnicas agrícolas e acesso à tecnologia e educação, a mortalidade se reduziria enquanto a natalidade permaneceria constante. Na terceira fase, a da urbanização, haveria uma queda da natalidade devido à emancipação da mulher, métodos contraceptivos e aumento da renda. Na quarta fase, chamada de “pós-industrial”, as taxas de mortalidade e natalidade voltam a se estabilizar em um nível inferior ao inicial. Atualmente, já é aceita uma quinta fase, na qual mortalidade superaria a natalidade, havendo crescimento populacional negativo, o que é observado em alguns países desenvolvidos, onde o custo de criar um filho é alto (Kieling, 2009).

Embora a segunda teoria seja a mais atual, Rios e Carvalho (1997) e Ortega e Reher (1997) encontraram resultados que apontam na direção defendida pelo modelo Malthusiano, ambos utilizando dados de países da América Latina. Enquanto os primeiros encontram evidências de correlação positiva entre a renda e os índices de casamentos, natalidade e mortalidade em São Paulo no período 1916-1988, os outros apresentam resultados parecidos para os mesmos índices no Chile e na Argentina, ainda que os resultados não tenham sido de todo conclusivos. Assim sendo, torna-se mais importante obter mais casos empíricos que possam esclarecer o comportamento de diferentes populações frente ao crescimento econômico, motivo pelo qual este trabalho também adquire relevância.

2. DADOS

Neste trabalho avaliamos a relação entre renda e mortalidade infantil nos municípios brasileiros no período 2000-2010. Para essa avaliação, utilizamos dados municipais anuais de produção (PIB, valores adicionados pela agropecuária, indústria e serviços), demográficos (óbitos de crianças menores de um ano, nascidos vivos e população) e de gastos públicos (gastos municipais com saúde e saneamento). Com isso, procuramos captar o efeito do crescimento da renda dos municípios brasileiros nas condições de saúde infantil destes mesmos municípios. Para tal, utilizamos como *proxy* para a condição de saúde a quantidade de óbitos durante o primeiro ano de vida e como medida de renda, o PIB per capita municipal.

Os dados de produção e de gastos públicos são compilados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e coletados através da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), o Ipeadata. As estimativas de população anuais são também realizadas pelo IBGE e foram coletadas do banco de dados do Sistema Único de Saúde, o DATASUS. Já os dados de óbitos e nascidos vivos são gerados pelo Ministério da Saúde (MS), a Secretaria de Vigilância em Saúde (SVS) e o Departamento de Análise de Situação de Saúde (DASIS) e foram acessados novamente através do DATASUS. Todas as séries de valor foram deflacionadas pelo deflator implícito do PIB, calculado pelo IBGE.

As informações de gastos e produção municipal são de responsabilidade de cada município. Por isso, algumas observações são perdidas ao longo dos anos 2000, devido à falta de divulgação dos PIB municipais em algumas regiões. Porém, como poderemos observar nas estatísticas descritivas das variáveis, apresentadas abaixo, esse problema se resolve por volta de 2003, quando praticamente todos os 5.565 municípios já divulgavam seus dados de produção. Os dados de óbitos são obtidos através das Declarações de Óbitos coletadas de cartórios de todos os estados brasileiros em base anual. Essa coleta é realizada pelas Secretarias Municipais e Estaduais de Saúde e a consolidação é feita pelo Ministério da Saúde. Já os dados de nascimentos são coletados pelas Declarações de Nascidos Vivos nos estabelecimentos de saúde ou cartórios (no caso de parto domiciliar). Assim como no caso dos

óbitos, os dados são coletados pelas Secretarias Municipais e Estaduais de Saúde e consolidados pelo Ministério da Saúde.

Inicialmente foram montados dois painéis de microdados com cada óbito e cada nascimento ocorrido em todos os 5.565 municípios brasileiros durante o período 2000-2010. Posteriormente, estes microdados foram consolidados por município de residência e ano de nascimento e unidos em um único painel. Além disso, utilizamos os microdados para segmentar os óbitos por idade da mãe e pelas 5 principais causas de morte no período estudado (doenças infecciosas e parasitárias, doenças do aparelho respiratório, problemas gerados no perinatal, malformação congênita e deformidades, e sintomas, sinais e achados anormais). Foram utilizados somente os dados de óbitos de crianças até um ano de idade, tendo sido descartados todos os demais. Depois da consolidação dessas variáveis em um painel de municípios por ano, foram incluídas as outras variáveis. A base também inclui os valores do PIB per capita e suas variantes do ano de 1999, a fim de não perder observações ao utilizar defasagens destas variáveis no modelo proposto. O painel final conta com dados de 570.463 óbitos infantis e 32.980.936 nascimentos entre os anos 2000 e 2010. As tabelas 1 e 2 abaixo mostram algumas estatísticas descritivas das principais variáveis deste estudo:

Tabela 1: Estatísticas descritivas dos óbitos infantis e nascimentos municipais por ano entre 2000 e 2010

Ano	Óbitos				Nascimentos			
	Observações	Soma	Média	Desvio-Padrão	Observações	Soma	Média	Desvio-Padrão
2000	5.507	67.829	12	65	5.507	3.204.405	582	3.585
2001	5.551	61.699	11	57	5.549	3.113.018	561	3.316
2002	5.559	58.693	11	54	5.559	3.058.266	550	3.223
2003	5.560	57.277	10	51	5.560	3.035.231	546	3.188
2004	5.560	53.869	10	49	5.560	3.026.132	544	3.187
2005	5.561	51.419	9	45	5.561	3.034.167	546	3.141
2006	5.564	48.251	9	44	5.564	2.942.293	529	3.088
2007	5.564	45.280	8	41	5.564	2.890.702	520	3.038
2008	5.564	43.977	8	40	5.564	2.933.482	527	3.072
2009	5.565	42.431	8	40	5.565	2.881.458	518	3.075
2010	5.565	39.738	7	38	5.565	2.861.782	514	3.067

Fonte: Dados do DATASUS. Elaboração própria

Através dessas tabelas, podemos ver claramente que existe uma tendência de queda ao longo do tempo dos óbitos infantis e também dos nascimentos (tabela 1), enquanto o PIB per capita tende a aumentar com o passar dos anos (tabela 2). Este comportamento é comum em países em desenvolvimento e aponta para uma convergência universal de baixos índices de natalidade e mortalidade infantil aliados ao desenvolvimento econômico, acarretando uma

melhora geral do bem-estar. Em um primeiro momento, os dados nos levam a crer em um ajuste do caso brasileiro na teoria da transição demográfica. Porém, como discutiremos mais adiante, esta percepção mostra-se incorreta ao analisarmos a causalidade de fato entre as variáveis, e não somente seus comportamentos ao longo do tempo.

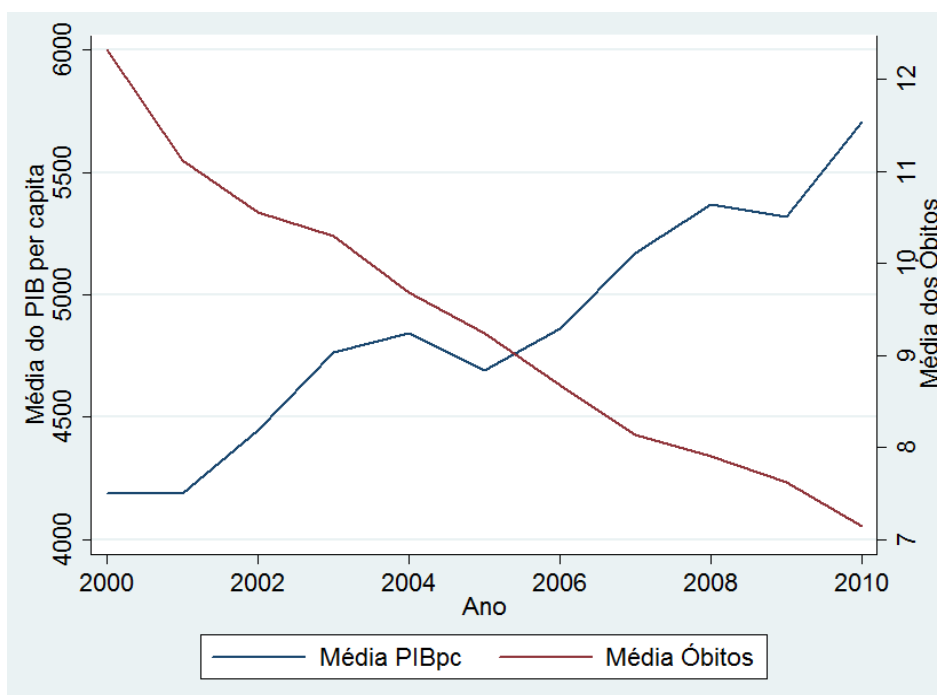
Tabela 2: Estatísticas descritivas da população e PIB per capita municipais por ano entre 2000 e 2010

Ano	População				PIB per capita municipal		
	Observações	Soma	Média	Desvio-Padrão	Observações	Média	Desvio-Padrão
2000	5.507	166.112.518	30.164	180.126	5.507	4.188	4.857
2001	5.551	172.358.706	31.050	187.666	5.551	4.188	4.614
2002	5.559	174.629.607	31.414	189.564	5.559	4.447	4.948
2003	5.560	176.871.437	31.811	191.317	5.560	4.767	5.421
2004	5.560	181.569.056	32.656	195.028	5.560	4.845	5.761
2005	5.561	184.175.313	33.119	197.093	5.561	4.691	5.490
2006	5.564	186.770.562	33.568	199.101	5.564	4.861	5.674
2007	5.564	184.014.516	33.072	197.786	5.564	5.172	5.920
2008	5.564	189.604.313	34.077	200.456	5.564	5.371	6.043
2009	5.565	191.506.729	34.413	201.804	5.565	5.319	5.731
2010	5.565	190.732.694	34.274	202.997	5.565	5.705	6.310

Fonte: Dados do IBGE. Elaboração própria

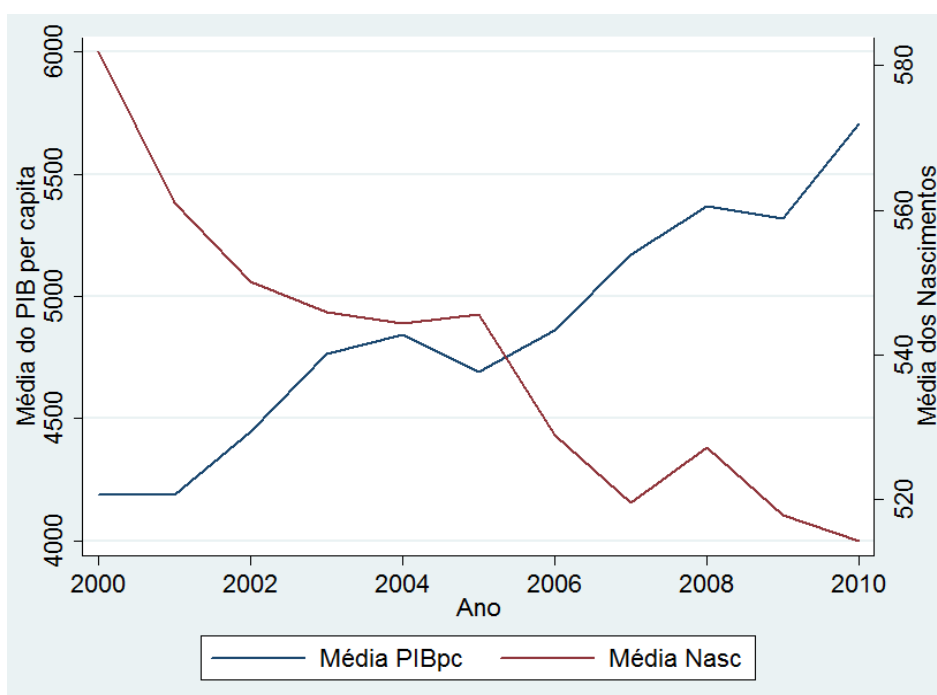
A diminuição do desvio-padrão anual das variáveis Óbitos e Nascimentos também sugere um processo de convergência entre os municípios brasileiros desses indicadores. Conforme argumenta Soares (2007), existe realmente uma tendência de convergência de indicadores de saúde entre os municípios brasileiros. Porém, esta convergência não é acompanhada pela renda, como também podemos observar através da evolução do desvio-padrão do PIB per capita. Isso faz com que a gradiente das melhorias de saúde que podem ser explicada pelo aumento da renda seja menor do que a verificada internacionalmente. Outra informação interessante que pode ser extraída dos dados descritivos é que, embora a população tenha crescido quase que constantemente ao longo da década, o PIB per capita também cresceu. Isso indica que o PIB cresceu a uma taxa superior ao crescimento populacional. Ao organizar esses dados em gráficos, fica ainda mais evidente o que as tabelas já nos mostraram sobre os comportamentos das variáveis. Nas figuras abaixo, podemos observar a evolução temporal das médias do PIB per capita comparado com as médias de óbitos e nascimentos, respectivamente.

Figura 1: Médias do PIB per capita e da quantidade de óbitos municipais entre os anos 2000 e 2010



Fonte: Dados do IBGE e DATASUS. Elaboração própria.

Figura 2: Médias do PIB per capita e da quantidade de nascimentos municipais entre os anos 2000 e 2010



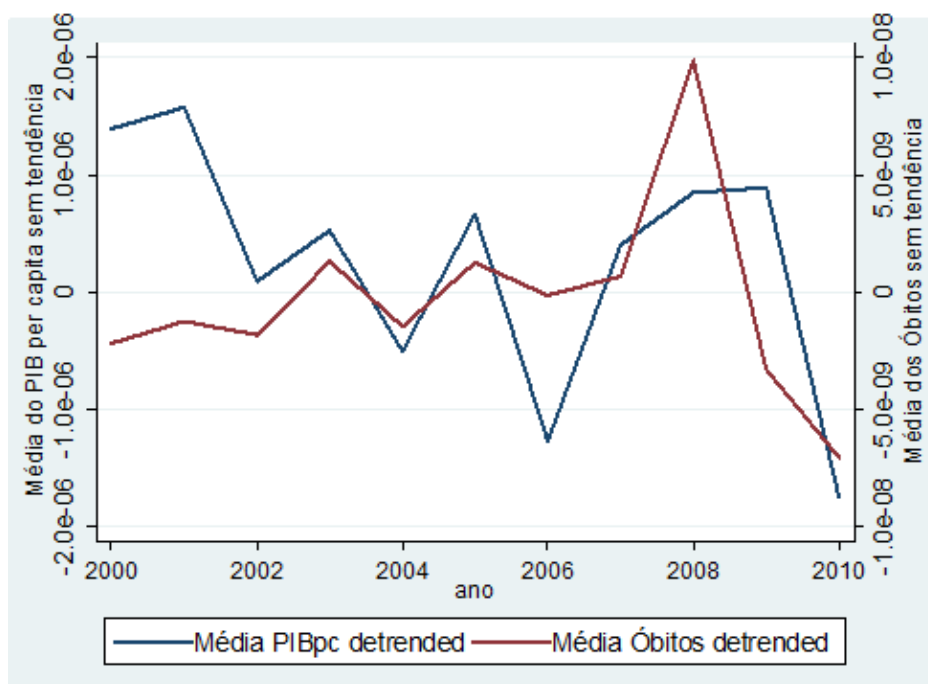
Fonte: Dados do IBGE e DATASUS. Elaboração própria.

Olhando apenas para estes gráficos, podemos tender a acreditar em uma relação causal entre as variáveis, já que o crescimento do PIB per capita parece bastante relacionado com a redução dos óbitos e dos nascimentos. Porém, essa análise superficial mostra-se prematura quando observamos, por exemplo, as mesmas variáveis sem suas tendências temporais. Conforme Bhalotra (2007) argumenta em seu artigo sobre o caso indiano, para identificar o efeito causal entre duas variáveis ao longo do tempo, é necessário utilizar os dados sem as suas tendências temporais. Isso ocorre porque, no caso de observações ao longo do tempo, podem existir fatores não observados afetando as variáveis de interesse. Tomando como exemplo a série de óbitos, a evolução da medicina pode ter algum efeito que não depende da renda, gerando uma variação exógena ao modelo. Esses fatores podem atrapalhar a obtenção de causalidade, levando a conclusões equívocas sobre a relação entre as variáveis estudadas. Como discutiremos na estratégia empírica deste trabalho, o foco da obtenção da relação causal correta entre a renda e a mortalidade infantil é o controle por tendências de tempo específicas de cada região.

A fim de contornar este problema, rodamos regressões dessas variáveis com efeitos fixos de tempo e município. Os efeitos fixos de tempo controlam as tendências seculares em comum, como avanços médicos e tecnológicos ou episódios isolados, como alguma grande seca ou doença. Já os efeitos fixos de município controlam as condições iniciais de cada município que não variam muito ao longo do tempo, como fatores culturais, históricos ou político-institucionais (Bhalotra, 2007). Os resíduos dessas regressões são as respectivas séries sem tendência. Abaixo, apresentamos os mesmos gráficos de médias/ano do PIB per capita, óbitos infantis e nascimentos.

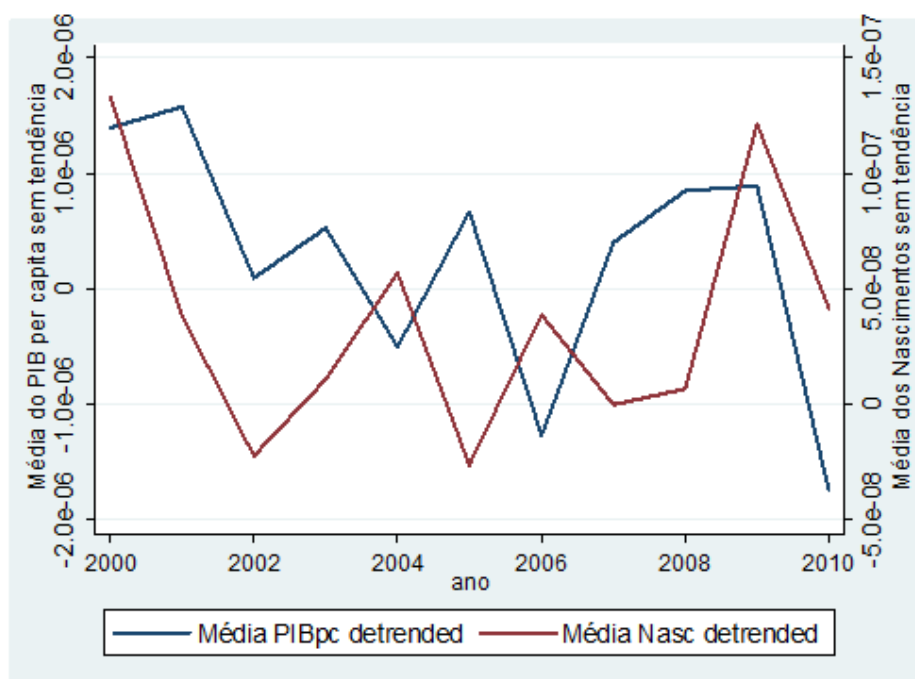
Com esses gráficos, podemos observar que tanto os óbitos quanto os nascimentos parecem ter comportamentos pró-cíclicos, ou seja, diretamente proporcionais ao comportamento do PIB per capita. No gráfico 3, que mostra o comportamento dos óbitos, vemos que os movimentos são praticamente idênticos, indicando uma relação direta entre as variáveis. Já no gráfico 4, onde são retratados os nascimentos, a relação não parece tão forte, embora somente em 3 dos 11 anos observados ela seja, de fato, inversa. Isso sugere de maneira mais categórica que a relação causal entre as variáveis em ambos os casos é direta, ao contrário do que pensaríamos ao levar em conta somente as séries históricas. Com isso, iniciamos o processo de obtenção de uma causalidade real entre as variáveis estudadas. Com o auxílio de análises econométricas, que serão expostas no próximo capítulo, apresentaremos evidências de que a relação entre renda e mortalidade infantil no Brasil no período estudado

Figura 3: Médias do PIB per capita e da quantidade de óbitos municipais sem suas tendências temporais entre os anos 2000 e 2010



Fonte: Dados do IBGE e DATASUS. Elaboração própria.

Figura 4: Médias do PIB per capita e da quantidade de nascimentos municipais sem suas tendências temporais entre os anos 2000 e 2010



Fonte: Dados do IBGE e DATASUS. Elaboração própria.

possui natureza pró-cíclica. Esses resultados serão acompanhados de análises comportamentais condizentes com a literatura já existente para o tema.

No próximo capítulo, apresentaremos o modelo através do qual tentaremos captar o efeito das flutuações econômicas na mortalidade infantil e os resultados das regressões geradas para tal fim. Também realizaremos alguns testes de robustez e de heterogeneidades utilizando dados de renda e mortalidade segmentados. Através dessas análises, explicaremos mais claramente a natureza da relação estudada no contexto dos municípios brasileiros nos anos 2000-2010.

3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA E RESULTADOS

Neste trabalho, todas as regressões são baseadas em dados em painel, com efeitos fixos de município e tempo, com os quais podemos controlar heterogeneidades não observadas em uma análise com todos os municípios do Brasil. Esse modelo isola o efeito de variáveis que sejam constantes ao longo do tempo, como latitude, longitude ou área dos municípios nas regressões. O modelo de efeitos fixos também apresenta a vantagem de poder ser utilizado mesmo que os dados sejam desbalanceados, ou seja, não existam dados de todas as variáveis para todos os períodos de tempo. O fato de que os dados longitudinais, ou em painel, possibilitam o acompanhamento de variáveis ao longo do tempo para diversos indivíduos aumenta ainda mais suas vantagens em relação a análises envolvendo séries temporais ou cortes seccionais. Ao propiciar uma maior quantidade de dados, aumentam os graus de liberdade e a variabilidade da amostra, melhorando os resultados de estimações econométricas (Hsiao, 2006). Assim sendo, esta forma de modelagem parece apropriada para análises econômicas em geral e mais particularmente para as que envolvem componentes comportamentais, como este trabalho.

Como mencionamos anteriormente, a estratégia empírica deste trabalho é baseada na equação proposta por Bhalotra (2007). Conforme argumenta Bhalotra, o ponto principal para capturar um efeito causal entre as variáveis de interesse é o controle de tendências de tempo específicas de região (ou, mais especificamente neste caso, de microrregião). A inclusão deste componente na equação permite considerar a evolução específica de cada microrregião, controlando as diferenças tecnológicas de saúde e variáveis de tendência regionais omitidas, por exemplo. Desta forma, removemos os efeitos de variáveis tendenciais não-observadas omitidas, evitando que esses efeitos fossem confundidos como sendo provenientes da relação causal com a renda.

Os dados são compostos de um painel com os 5.565 municípios brasileiros durante os anos 2000, totalizando 11 anos. Isto posto, a principal equação estimada nesta primeira seção é:

$$M_{mit} = \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{it-1} + \beta_3 \ln Y_{it-2} + \lambda Z_{it} + \delta_t + \alpha_i + \mu_m.t + M_{2000i}.t + \mathcal{E}_{mit} \quad (1)$$

Onde M_{mit} é 100.000 vezes a quantidade de óbitos infantis per capita (Óbitos/População*100.000) na microrregião m no município i no ano t , $\ln Y_{it}$ é o logaritmo do PIB per capita real do município i no ano t (com $\ln Y_{it-1}$ e $\ln Y_{it-2}$ sendo, respectivamente, sua primeira e segunda defasagens), sendo os β_n nossos coeficientes de interesse, medindo o efeito na quantidade de óbitos infantis por 100.000 habitantes da variação de 1% no PIB per capita. Z_{it} é um vetor de controle ao nível do município e ano (log dos gastos públicos com saúde per capita), δ_t e α_i são efeitos fixos de município e ano. A interação $\mu_{m,t}$ capta as tendências temporais específicas de cada microrregião, com t sendo uma variável de tempo que assume o valor 1 para o ano 2000, 2 para 2001, 3 para 2002 e assim por diante até 2010, enquanto a interação $M_{2000i,t}$ controla o risco de reversão à média usando o número de óbitos de cada município i no ano 2000. \mathcal{E}_{mit} é um vetor de erros aleatórios. Além disso, alguns resultados são ponderados pela média dos nascimentos de cada município, a fim de dar maior importância nas regressões para os municípios maiores, já que nos municípios pequenos a chance de obter ruído nos dados é maior.

Nas seções que seguem, apresentaremos primeiramente os resultados envolvendo a nossa variável principal de interesse, os óbitos infantis. Em seguida, para ajudar a explicar os coeficientes encontrados, utilizaremos também resultados utilizando os nascimentos como variável dependente. Por fim, vamos expor algumas regressões auxiliares para fornecer robustez aos resultados e mostrar que os efeitos encontrados são, de fato, causais. Vale notar que em todas as regressões os dados foram agrupados em *clusters* de município, com $m = 1, \dots, M$ representando os municípios. Além disso, tomamos o cuidado de utilizar os erros padrões robustos, que estão expostos em cada regressão.

3.1 Impacto do crescimento econômico nos óbitos infantis

Na tabela 3 abaixo, apresentamos os resultados desta primeira equação. Na regressão (1), utilizamos somente efeitos fixos de município e ano. Nas regressões (2) e (3) foram incluídos, respectivamente, o controle de reversão à média e o log dos gastos públicos com saúde per capita. Na regressão (4), usamos como ponderação a média de nascimentos de cada município. Já na regressão (5), que é a especificação principal, foram incluídas também as tendências temporais de microrregião. Como não existem muitas heterogeneidades entre

municípios de uma mesma microrregião, é razoável a escolha desse último para captar as tendências temporais. Também testamos tendências quadráticas e cúbicas, mas os resultados não apresentaram alteração significativa, motivo pelo qual estão omitidos nesta seção.

Tabela 3: Estimação por Painel da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010

Variáveis	Variável Dependente: Óbitos per capita (Óbitos/População*100000)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log do PIB per capita	3.772 (0.890)***	3.770 (0.890)***	3.608 (0.917)***	4.409 (1.020)***	5.660 (0.881)***
L.Log do PIB per capita	0.765 (0.932)	0.750 (0.931)	0.204 (0.975)	0.731 (0.917)	1.038 (0.833)
L2.Log do PIB per capita	-1.182 (0.777)	-1.232 (0.777)	-0.599 (0.825)	-0.971 (0.802)	0.250 (0.668)
Reversão à Média		-0.001 (0.001)*	-0.001 (0.001)*	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)
Log do Gasto com Saúde per capita			0.445 (0.306)	-0.091 (0.151)	-0.093 (0.134)
Efeitos fixos de ano e município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Reversão à média	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Ponderação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Tendências temporais lineares de microrregião	Não	Não	Não	Não	Sim
Observações	55,494	55,494	51,802	51,802	51,802
R ²	0.059	0.060	0.061	0.192	0.292
Número de Municípios	5,564	5,564	5,559	5,559	5,559

Nota: As colunas reportam os resultados para as regressões com a variável dependente sendo Óbitos per capita (Óbitos/População*100.000) e a variável independente principal de interesse o log do PIB per capita (PIB/População). Todas as colunas utilizam um conjunto de *clusters* de município. O controle de reversão à média é a interação entre a quantidade de óbitos infantis no ano inicial (2000) e o tempo. A ponderação é feita pela quantidade de nascimentos no ano t . O controle para tendências temporais lineares de microrregião é a interação entre efeitos fixos de microrregião e o tempo. A amostra inclui todos os municípios brasileiros com dados de PIB divulgados entre os anos 2000 e 2010. Os erros padrões robustos são apresentados entre parênteses: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Analisando as regressões, confirmamos o que foi visualizado nos gráficos sem tendência apresentados anteriormente, com a variável Óbitos per capita apresentando um comportamento pró-cíclico, ou seja, variando no mesmo sinal do PIB per capita. Em todas as regressões, o coeficiente do PIB per capita contemporâneo foi positivo e significativo, fortalecendo a ideia de que as condições de saúde (principalmente infantil) não necessariamente melhoram com o aumento da renda no Brasil. Como já foi exposto, o modelo é quase-linear, com a variável independente de interesse sendo incluída na forma de log (Modelo Lin-Log). Segundo o coeficiente da especificação principal, um aumento de 1% no PIB per capita gera um aumento de aproximadamente 5,7 óbitos infantis para cada 100.000 habitantes. Os coeficientes do controle e das defasagens do PIB per capita não se mostraram significativos em nenhuma especificação.

Investigando os motivos pelos quais o Brasil poderia apresentar este comportamento que, conforme visto anteriormente, é mais comum em países de alta renda (Bhalotra, 2007), utilizamos a mesma especificação para regredir outra variável dependente: os nascimentos per capita (Nascimentos/População*100.000). Além disso, separamos os municípios entre mais ricos e mais pobres com base no PIB per capita do ano 2000 e rodamos novamente as regressões para cada um desses grupos separadamente. No caso dos nascimentos, o valor desta variável no ano 2000 é usada para controlar a reversão à média. Nas tabelas 4 e 5 abaixo, apresentamos essas regressões e suas respectivas interpretações.

Como podemos observar nas regressões (1), (2) e (3) da tabela 4, o aumento do PIB per capita gera um crescimento dos nascimentos em geral. Porém, observando os resultados entre os grupos de municípios mais pobres e mais ricos, percebemos claramente que a quantidade de nascimentos nas regiões com menor PIB per capita cresce em uma escala muito superior às regiões mais ricas. Nos municípios mais pobres, observamos um aumento de aproximadamente 446,4 nascimentos por 100.000 habitantes para cada 1% de aumento do

Tabela 4: Estimação por Painel da relação entre PIB per capita e nascimentos entre 2000 e 2010 (amostra dividida entre mais pobres e mais ricos)

Variáveis	Variável dependente: Nascimentos per capita (Nascimentos/População*100.000)		
	(1)	(2)	(3)
Log do PIB per capita	207.416 (15.453)***	446.416 (37.373)***	105.520 (17.185)***
L.Log do PIB per capita	39.681 (10.319)***	22.799 (27.580)	59.117 (13.534)***
L2.Log do PIB per capita	-1.356 (9.489)	-9.614 (22.908)	31.657 (13.513)**
Reversão à Média	-3.038 (0.140)***	-4.045 (0.235)***	-2.615 (0.278)***
Log do Gasto com Saúde per capita	7.773 (1.934)***	6.593 (3.759)*	2.368 (2.834)
Efeitos fixos de tempo e município	Sim	Sim	Sim
Reversão à média	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim
Ponderação	Sim	Sim	Sim
Tendências temporais lineares de microrregião	Sim	Sim	Sim
Observações	51,802	25,392	26,410
R ²	0.271	0.387	0.581
Número de Municípios	5,559	2,769	2,790
Amostra	Todos os Municípios	Municípios mais pobres	Municípios mais ricos

Nota: As colunas reportam os resultados para as regressões com a variável dependente sendo Nascimentos per capita (Nascimentos/População*100.000) e a variável independente de interesse o log do PIB per capita (PIB/População). Todas as colunas utilizam um conjunto de *clusters* de município. O controle de reversão à média é a interação entre a quantidade de nascimentos no ano inicial (2000) e o tempo. A ponderação é feita pela quantidade de nascimentos no ano t. O controle para tendências temporais lineares de microrregião é a interação entre efeitos fixos de microrregião e o tempo. A amostra inclui municípios brasileiros com dados de PIB divulgados entre os anos 2000 e 2010 e é dividida entre municípios mais ricos e mais pobres com base no PIB per capita do ano 2000. Os erros padrões robustos são apresentados entre parênteses: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

PIB per capita. No campo dos mais ricos, observa-se um incremento de apenas 105,2 pelo mesmo aumento percentual. Esse resultado é consistente com a hipótese de que há um aumento no número de nascimentos de risco, ou seja, das crianças que têm maior probabilidade de não sobreviver ao primeiro ano de vida.

Esses resultados nos levam a duas interpretações. Primeiro, que o Brasil parece realmente se enquadrar muito bem no modelo populacional Malthusiano, tanto no que se refere a óbitos quanto a nascimentos. Isso é bastante interessante, uma vez que mesmo utilizando uma abordagem metodológica parecida com o trabalho de Bhalotra (2007), pelo menos no que se refere ao estudo da mortalidade infantil, encontramos coeficientes com sinais opostos. Como argumentamos anteriormente, essa divergência de resultados é comum na literatura de países em desenvolvimento. A outra interpretação importante desses resultados é que eles sugerem que um dos motivos para o aumento da quantidade de óbitos é a seletividade dos nascimentos.

Os resultados das regressões (2) e (3) da tabela 5 corroboram essa conclusão, uma vez que fica evidente que há um aumento mais acentuado nos óbitos também dos municípios mais pobres. Enquanto o coeficiente mostra um acréscimo de aproximadamente 13,2 óbitos infantis para cada aumento de 1% no PIB per capita do grupo de menor renda, no outro o coeficiente é de apenas 2,0. Esse resultado sugere fortemente que a seletividade dos nascimentos de alto risco explica uma parte do aumento da quantidade de óbitos infantis com o crescimento do nível de renda, ao contrário do que poderíamos supor ao observar as séries históricas destas variáveis.

Outro resultado interessante dessas últimas regressões é que os coeficientes das defasagens do log do PIB per capita se mostraram significativas e também positivas em alguns casos, principalmente com o número de nascimentos como variável dependente e no grupo de municípios mais ricos. Isso pode ser explicado pelo fato de que um aumento da renda gera uma decisão no âmbito familiar: a de ter filhos. Porém, pode e é comum existir um intervalo entre esta tomada de decisão e o ato de realmente conceber um novo filho. Esta lacuna temporal pode ser maior em famílias mais ricas, já que estas usualmente possuem perfil mais conservador no momento de adicionar um novo membro ao lar. Por sua vez, os coeficientes não significativos para as defasagens, porém positivo e significativo para o log do PIB per capita contemporâneo, nos municípios mais pobres sugere que as famílias com menor renda tendem a tomar decisões mais imediatas ao decidirem ter filhos.

Tabela 5: Estimação por Painel da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010 (amostra dividida entre municípios mais pobres e mais ricos)

Variáveis	Variável dependente: Óbitos per capita (Óbitos/População*100.000)		
	(1)	(2)	(3)
Log do PIB per capita	5.660 (0.881)***	13.165 (1.863)***	2.025 (0.851)**
L.Log do PIB per capita	1.038 (0.833)	-1.440 (1.487)	1.934 (1.010)*
L2.Log do PIB per capita	0.250 (0.668)	0.776 (1.254)	0.335 (0.758)
Reversão à Média	0.000 (0.000)	-0.012 (0.003)***	0.000 (0.000)
Log do Gasto com Saúde per capita	-0.093 (0.134)	0.071 (0.214)	-0.208 (0.169)
Efeitos fixos de tempo e município	Sim	Sim	Sim
Reversão à média	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim
Ponderação	Sim	Sim	Sim
Tendências temporais lineares de microrregião	Sim	Sim	Sim
Observações	51,802	25,372	26,410
R ²	0.292	0.264	0.378
Número de Municípios	5,559	2,767	2,790
Amostra	Todos os Municípios	Municípios mais pobres	Municípios mais ricos

Nota: As colunas reportam os resultados para as regressões com a variável dependente sendo Óbitos per capita (Óbitos/População*100.000) e a variável independente de interesse o log do PIB per capita (PIB/População). Todas as colunas utilizam um conjunto de *clusters* de município. O controle de reversão à média é a interação entre a quantidade de nascimentos no ano inicial (2000) e o tempo. A ponderação é feita pela quantidade de nascimentos no ano t. O controle para tendências temporais lineares de microrregião é a interação entre efeitos fixos de microrregião e o tempo. A amostra inclui municípios brasileiros com dados de PIB divulgados entre os anos 2000 e 2010 e é dividida entre municípios mais ricos e mais pobres com base no PIB per capita do ano 2000. Os erros padrões robustos são apresentados entre parênteses: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Além da seletividade dos nascimentos de maior risco, outro fator deve ser levado em conta para explicar a relação direta entre as variáveis estudadas: as ações dos agentes afetados pela variação da renda. Com o aumento da renda, surge a necessidade por parte das empresas de contratar mais mão-de-obra para que a produção acompanhe este movimento. Ademais, os salários também tendem a aumentar, uma vez que outras empresas também estarão tentando absorver mais trabalhadores do mercado. Logo, temos um cenário no qual existe demanda de mão-de-obra e salários acima do normal. Esses fatores contribuem para que haja um aumento considerável no custo de oportunidade de não trabalhar. Ou seja, o tempo de não-trabalho acaba se tornando mais caro frente aos altos salários oferecidos pelo mercado de trabalho (Dehejia e Lleras-Muney, 2004). Mas qual é a relação entre o custo de oportunidade do trabalho e a causalidade entre aumento da renda e óbitos infantis?

Conforme argumentam Dehejia e Lleras-Muney (2004), uma criança pode ser considerada um bem comum. Para entender melhor, o efeito de um aumento de salário na demanda por filhos pode ser dividido em efeito substituição e efeito renda. Como filhos são

considerados bens intensivos em tempo, salários mais altos diminuem a demanda por crianças, uma vez que é mais vantajoso alocar o tempo em horas de trabalho. Este seria o efeito substituição. Por outro lado, esse aumento nos salários gera também um aumento na renda, aumentando a demanda por filhos, que são bens comuns. Este é o efeito renda. Como podemos ver, os efeitos substituição e renda possuem direções opostas, fazendo com que o sinal do efeito total seja desconhecido a priori. Segundo Perry (2003 *apud* Dehejia e Lleras-Muney, 2004), o efeito renda deveria ser mais forte em países mais ricos, enquanto o efeito substituição se sobressai em países de baixa renda. Como os resultados aqui apresentados sugerem um efeito renda mais forte no Brasil, este novamente se ajusta melhor em um comportamento mais comum em países mais desenvolvidos.

O alto custo do não-trabalho faz com que mais pessoas que não estavam dispostas a trabalhar no cenário anterior passem a querer trocar horas de não-trabalho por horas de trabalho. Assim, passam a integrar a força produtiva e têm menos tempo livre para cuidar, por exemplo, da saúde. Quando essas pessoas são mulheres grávidas ou mães, é natural que estas passem a dedicar uma quantidade menor de horas para cuidados com a gravidez ou mesmo com o recém-nascido. Essa menor atenção com a saúde da criança provoca um aumento na probabilidade de que esta não sobreviva ao primeiro ano, que é a época justamente na qual o recém-nascido é mais frágil e demanda mais cuidados.

Na tabela 6, rodamos algumas regressões que ajudam a confirmar o efeito baseado no custo de oportunidade de não trabalhar. Nessas regressões, utilizamos como variável dependente os Óbitos per capita e como regressores utilizamos os PIB da Agropecuária, da Indústria e dos Serviços, respectivamente nas colunas (1), (2) e (3), ainda com a mesma especificação da equação (1), com as defasagens. Como as mesmas não se mostraram significativas foram omitidas da tabela.

Os resultados são bastante reveladores na medida em que nos mostram que há um aumento maior da quantidade de óbitos com um acréscimo do PIB per capita dos Serviços do que da Agropecuária e da Indústria. Enquanto o coeficiente do PIB per capita dos Serviços indica que 1% a mais desta variável gera um aumento de aproximadamente 7,4 óbitos infantis por 100.000 habitantes, os coeficientes das regressões (1) e (2) ficaram em um patamar bem abaixo, sendo de aproximadamente 1,2 e 1,7. Isso faz sentido ao lembrarmos que o setor de serviços, além de possuir os maiores salários, é o que tem, historicamente, maior participação das mulheres em suas atividades. Logo, o resultado sugere que o crescimento do nível de

renda gera o efeito do custo de oportunidade mencionado anteriormente. Ao rodarmos as regressões separando novamente os municípios entre mais ricos e mais pobres, essa sugestão fica ainda mais razoável, uma vez que observamos coeficientes maiores para o grupo dos mais pobres. Esse resultado se deve ao fato de que, em regiões mais ricas, os salários são em média mais altos, mesmo em condições normais de mercado. Por isso, em um contexto de uma família que já possua uma fonte de renda, o custo de não trabalhar deve aumentar mais do que na mesma situação de uma região com menores salários para que a mulher decida trocar tempo para cuidados com a saúde por trabalho. Vale notar que esta é uma interpretação majoritariamente utilizada para contextos de países desenvolvidos e demandam análise mais profunda para o caso aqui estudado. Logo, os resultados aqui apresentados ainda não são suficientes para comprovar a existência deste comportamento, embora apontem para essa direção.

Tabela 6: Estimação por Pannel da relação entre os PIB per capita da Agropecuária, da Indústria e dos Serviços e a mortalidade infantil entre os anos 2000 e 2010

Variáveis	Variável dependente: Óbitos per capita (Óbitos/População*100.000)		
	(1)	(2)	(3)
Log do PIB per capita da Agropecuária	1.232 (0.240)***		
Log do PIB per capita da Indústria		1.707 (0.445)***	
Log do PIB per capita dos Serviços			7.424 (1.328)***
Reversão à Média	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Log do Gasto com Saúde per capita	-0.049 (0.133)	-0.060 (0.134)	-0.099 (0.134)
Efeitos fixos de tempo e município	Sim	Sim	Sim
Reversão à média	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim
Ponderação	Sim	Sim	Sim
Tendências temporais lineares de microrregião	Sim	Sim	Sim
Observações	51,802	51,802	51,802
R ²	0.291	0.291	0.293
Número de Municípios	5,559	5,559	5,559

Nota: As colunas reportam os resultados para as regressões com a variável dependente sendo Óbitos per capita (Óbitos/População*100.000) e as variáveis independentes de interesse os logs dos PIB per capita da Agropecuária, da Indústria e dos Serviços, respectivamente nas colunas (1), (2) e (3). Todas as colunas utilizam um conjunto de *clusters* de município. O controle de reversão à média é a interação entre a quantidade de nascimentos no ano inicial (2000) e o tempo. A ponderação é feita pela quantidade de nascimentos no ano t. O controle para tendências temporais lineares de microrregião é a interação entre efeitos fixos de microrregião e o tempo. A amostra inclui municípios brasileiros com dados de PIB divulgados entre os anos 2000 e 2010. Os erros padrões robustos são apresentados entre parênteses: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Através da tabela 7, onde apresentamos os resultados das regressões dividindo a amostra dos municípios, é possível perceber que o coeficiente do PIB per capita dos Serviços

é muito maior nos municípios mais pobres do que nos mais ricos, enquanto nas outras variáveis os valores são apenas levemente superiores. Isso fortalece ainda mais a hipótese de

Tabela 7: Estimação por Painel da relação entre os PIB per capita da Agropecuária, da Indústria e dos Serviços e a mortalidade infantil entre os anos 2000 e 2010 (amostra dividida entre municípios mais pobres e mais ricos)

Variável Dependente: Óbitos per capita (Óbitos/População*100000)			
Municípios mais pobres			
Variáveis Independentes:	PIB da Agropecuária	PIB da Indústria	PIB dos Serviços
	(1)	(2)	(3)
Log da Variável per capita	1.683 (0.644)***	2.971 (0.895)***	23.305 (3.171)***
L.Log da Variável per capita	0.264 (0.634)	-1.114 (0.851)	-1.351 (2.060)
L2.Log da Variável per capita	-0.668 (0.618)	0.889 (0.708)	2.542 (1.616)
Efeitos fixos de tempo e município	Sim	Sim	Sim
Reversão à média	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim
Ponderação	Sim	Sim	Sim
Tendências temporais lineares de microrregião	Sim	Sim	Sim
Observações	25,372	25,372	25,372
R ²	0.259	0.260	0.267
Número de Municípios	2,767	2,767	2,767
Municípios mais ricos			
Variáveis Independentes:	PIB da Agropecuária	PIB da Indústria	PIB dos Serviços
	(4)	(5)	(6)
Log da Variável per capita	1.050 (0.262)***	1.299 (0.443)***	1.501 (1.181)
L.Log da Variável per capita	-0.121 (0.256)	0.444 (0.612)	2.700 (1.194)**
L2.Log da Variável per capita	0.760 (0.257)***	-0.505 (0.473)	0.772 (1.044)
Efeitos fixos de tempo e município	Sim	Sim	Sim
Reversão à média	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim
Ponderação	Sim	Sim	Sim
Tendências temporais lineares de microrregião	Sim	Sim	Sim
Observações	26,410	26,410	26,410
R ²	0.378	0.378	0.378
Número de Municípios	2,790	2,790	2,790

Nota: As colunas reportam os resultados para as regressões com a variável dependente sendo Óbitos per capita (Óbitos/População*100.000) e as variáveis independentes de interesse os logs dos PIB per capita da Agropecuária, da Indústria e dos Serviços, respectivamente nas colunas (1) e (4), (2) e (5), e (3) e (6). Todas as colunas utilizam um conjunto de *clusters* de município. O controle de reversão à média é a interação entre a quantidade de nascimentos no ano inicial (2000) e o tempo. A ponderação é feita pela quantidade de nascimentos no ano t. O controle para tendências temporais lineares de microrregião é a interação entre efeitos fixos de microrregião e o tempo. A amostra inclui municípios brasileiros com dados de PIB divulgados entre os anos 2000 e 2010 e é dividida entre municípios mais ricos e mais pobres com base no PIB per capita do ano 2000. Os erros padrões robustos são apresentados entre parênteses: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

que a maior penetração da mulher no mercado de trabalho no setor de serviços faz com que alterações tanto na oferta de trabalho quanto no nível de salários causem um aumento da participação feminina na mão-de-obra, acarretando cuidados mais precários com a sua própria saúde e de seus filhos. Porém, conforme mencionamos anteriormente, os resultados apresentados apenas sugerem esta interpretação, sendo necessária análise mais extensa para comprová-la.

Os resultados apresentados nessa seção estão de acordo com trabalhos citados na revisão de literatura, tendo inclusive conclusões bastante parecidas com o artigo de Rios e Carvalho (1997), embora analisando uma área geográfica muito maior e mais heterogênea. Outro trabalho que utilizou dados do Brasil foi o de Schady e Smitz (2009), porém sem conseguir chegar a nenhuma conclusão sobre o caso brasileiro, uma vez que encontrou resultados em direções opostas ao usar modelagens alternativas, além de nenhum deles ter sido significativo estatisticamente. Também já foram encontrados resultados que apontam na mesma direção deste trabalho em outros países em desenvolvimento, como na Colômbia e no Chile (Miller e Urdinola, 2007 e Ortega e Reher, 1997).

Novamente, sendo a relação entre renda e saúde sempre alvo de discussão, e não havendo qualquer consenso quanto aos efeitos dessa relação, principalmente em países de nível médio de renda, é importante que cada caso seja tratado individualmente para evitar o risco de que generalizações sejam feitas erroneamente.

3.2 Robustez e heterogeneidades

Nesta seção apresentaremos uma caracterização mais completa da relação entre renda e mortalidade infantil no Brasil, assim como um exercício de robustez para testar os resultados já apresentados na seção anterior. Para isso, dividimos a variável “Óbitos” em diversas outras variáveis, agrupadas por sexo, idade da mãe e pela causa da morte. Com essas novas variáveis dependentes, buscamos mostrar que a relação positiva encontrada entre a renda e os óbitos infantis existe de fato, comparando os coeficientes com diferentes especificações.

Primeiramente, apresentamos uma tabela com regressões por sexo da criança e idade da mãe. Para facilitar a análise, dividimos as idades em 3 grupos: até 19 anos, de 20 a 30 anos e de 31 em diante. Os resultados das regressões por sexo podem ser vistas nas colunas (1) e (2) da tabela 8, sendo a primeira dos óbitos masculinos e a segunda, dos femininos. Já nas colunas (3), (4) e (5), são expostos os resultados por idade da mãe. Analisando os coeficientes em cada grupo, vemos que o efeito do PIB per capita é mais forte nos óbitos masculinos do que femininos, com um acréscimo de aproximadamente 3,2 óbitos por 100.000 habitantes para cada 1% de aumento do PIB per capita, enquanto a variação dos óbitos femininos fica próxima de 2,5 por 100.000 habitantes. Essa diferença pode ser explicada pelo fato de que os homens têm saúde comprovadamente mais frágil que as mulheres em todos os estágios da vida, inclusive no período perinatal (Kraemer, 2000). Isso foi estudado inclusive utilizando o caso brasileiro, tendo sido evidenciado que o sexo masculino possui realmente maior probabilidade de morrer ao longo da vida, com as mulheres alcançando nas últimas décadas inclusive uma maior esperança de vida. Esse resultado é consistente com a literatura sobre o tema, principalmente nas regiões mais desenvolvidas, onde há uma convergência para o cenário de países industrializados, o que pode ser causado pelo processo de urbanização e industrialização do Brasil durante o final do século passado (Aquino et al., 1990).

Já as regressões separadas pela idade da mãe sugerem que há um efeito mais intenso entre os 20 e 30 anos. Nesta faixa etária, o coeficiente encontrado foi 2,23, enquanto os valores para mães de até 19 anos e de 31 em diante são, respectivamente, 1,37 e 2,05. Esses resultados continuam de acordo com a hipótese do custo de oportunidade, uma vez que no intervalo entre 20 e 30 anos é quando ocorre a maior parte da entrada da mulher na atividade econômica, assim como na maternidade (Camarano, Mello e Kanso, 2006). Um maior número de mães desta faixa etária pode decidir ingressar no mercado, o que causaria um aumento na mortalidade dos recém-nascidos inclusive maior do que em mães mais velhas, que têm naturalmente uma gravidez de maior risco. Já as mães mais jovens, pertencentes a uma faixa etária com menor inserção na atividade econômica, não são tão afetadas pelo aumento do custo de oportunidade de não trabalhar, o que explica o coeficiente menor neste grupo.

A segunda tabela desta seção (tabela 9) se refere à divisão dos óbitos infantis pelas 5 principais causas de morte infantil no período 2000-2010. São elas: doenças infecciosas e parasitárias, doenças do aparelho respiratório, problemas gerados no perinatal, malformação congênita e deformidades, e sintomas, sinais e achados anormais, não necessariamente

ordenados por relevância. Com os resultados em mãos, é possível confirmar a estabilidade dos sinais dos coeficientes.

Tabela 8: Estimação por Painel da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010 (amostra dividida por sexo do nascido e idade da mãe)

Agrupamento:	Variável dependente: Óbitos per capita divididos por sexo e idade da mãe				
	Masculinos (1)	Femininos (2)	Até 19 anos (3)	De 20 a 30 anos (4)	31 anos ou mais (5)
Log do PIB per capita	3.237 (0.586)***	2.501 (0.455)***	1.370 (0.342)***	2.234 (0.470)***	2.057 (0.544)***
L.Log do PIB per capita	0.448 (0.600)	0.589 (0.443)	0.599 (0.358)*	0.624 (0.546)	-0.185 (0.622)
L2.Log do PIB per capita	0.252 (0.478)	0.007 (0.380)	0.321 (0.290)	0.516 (0.408)	-0.587 (0.497)
Reversão à Média	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	-0.000 (0.000)***
Log do Gasto com Saúde per capita	-0.102 (0.089)	0.018 (0.075)	-0.027 (0.051)	-0.021 (0.071)	-0.046 (0.097)
Efeitos fixos de tempo e município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Reversão à média	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ponderação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Tendências temporais lineares de microrregião	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	51,802	51,802	51,802	51,802	51,802
R ²	0.213	0.174	0.090	0.115	0.327
Número de Municípios	5,559	5,559	5,559	5,559	5,559

Nota: As colunas reportam os resultados para as regressões com diferentes variáveis dependentes e a variável independente de interesse sendo o logs do PIB per capita. Na coluna (1), a variável dependente é a quantidade de óbitos infantis masculinos per capita. Na coluna (2), utilizamos os óbitos infantis femininos. Nas colunas (3), (4) e (5), dividimos a amostra pela idade da mãe nas faixas 0-19, 20-30 e 31+, respectivamente. Todas as colunas utilizam um conjunto de *clusters* de município. O controle de reversão à média é a interação entre a quantidade de nascimentos no ano inicial (2000) e o tempo. A ponderação é feita pela quantidade de nascimentos no ano t. O controle para tendências temporais lineares de microrregião é a interação entre efeitos fixos de microrregião e o tempo. A amostra inclui municípios brasileiros com dados de PIB divulgados entre os anos 2000 e 2010. Os erros padrões robustos são apresentados entre parênteses: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Nas colunas (1), (2) e (4) da tabela 9, obtemos valores pequenos, embora ainda positivos e significativos estatisticamente, o que sugere que a causalidade existe, embora tenha seu impacto reduzido para esses grupos. Já na coluna (5), que é destinada aos óbitos por causa indeterminada, o PIB per capita contemporâneo não apresenta significância, embora a segunda defasagem do mesmo seja significativa ao nível de 5% e tenha sinal negativo, diferindo dos demais resultados. Uma possível interpretação para esse coeficiente é que o aumento da renda pode fazer com que sejam adquiridos equipamentos médicos e laboratoriais mais avançados, o que pode diminuir a quantidade de óbitos com causa indefinida.

Já o resultado mais interessante da tabela vem da coluna (3), onde regredimos os óbitos causados por problemas do perinatal como variável dependente. Aqui, obtemos coeficiente significativo e positivo, condizente com o que já havia sido exposto na seção anterior. O valor do coeficiente, de 3,33, sugere que um aumento do PIB per capita gera um

acréscimo maior na quantidade de óbitos por essa causa de morte do que em todas as outras analisadas. Isso é compatível com o argumento já utilizado anteriormente da seletividade dos nascimentos. Neste caso, com um aumento na renda, mães mais pobres que em condições normais não conseguiriam dar a luz passam a terminar com sucesso o período de gestação. Porém, esse nascimento é de alto risco de morte, o que aumenta a quantidade de óbitos gerados por problemas no perinatal. Essa compatibilidade fortalece ainda mais esse argumento, que parece se adequar bem ao caso brasileiro.

Tabela 9: Estimação por Painel da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010 (amostra dividida pelas 5 principais causas de morte)

Agrupamento:	Variável dependente: Óbitos per capita divididos por causa da morte				
	Doenças Infecciosas e Parasitárias	Doenças do Aparelho Respiratório	Problemas gerados no Perinatal	Malformação Congênita e Deformidades	Sintomas, Sinais e Achados Anormais
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log do PIB per capita	0.425 (0.168)**	0.694 (0.157)***	3.330 (0.584)***	0.627 (0.216)***	0.416 (0.268)
L.Log do PIB per capita	-0.078 (0.185)	0.224 (0.182)	0.610 (0.571)	0.184 (0.228)	0.001 (0.273)
L2.Log do PIB per capita	0.100 (0.182)	0.021 (0.154)	0.456 (0.465)	0.201 (0.192)	-0.637 (0.257)**
Reversão à Média	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)***	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Log do Gasto com Saúde per capita	0.003 (0.029)	-0.023 (0.027)	-0.095 (0.097)	-0.006 (0.033)	0.057 (0.041)
Efeitos fixos de tempo e município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Reversão à média	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ponderação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Tendências temporais lineares de microrregião	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	51,802	51,802	51,802	51,802	51,802
R ²	0.128	0.065	0.177	0.032	0.266
Número de Municípios	5,559	5,559	5,559	5,559	5,559

Nota: As colunas reportam os resultados para as regressões com diferentes variáveis dependentes e a variável independente de interesse sendo o logs do PIB per capita. Nesta tabela, utilizamos uma fragmentação da variável Óbitos pelas 5 principais causas de morte entre os anos 2000 e 2010. São elas: doenças infecciosas e parasitárias, doenças do aparelho respiratório, problemas gerados no perinatal, malformação congênita e deformidades, e sintomas, sinais e achados anormais. A quantidade de óbitos infantis por essas causas de morte estão nas colunas de (1) a (5) respectivamente, nesta ordem. Todas as colunas utilizam um conjunto de *clusters* de município. O controle de reversão à média é a interação entre a quantidade de nascimentos no ano inicial (2000) e o tempo. A ponderação é feita pela quantidade de nascimentos no ano t . O controle para tendências temporais lineares de microrregião é a interação entre efeitos fixos de microrregião e o tempo. A amostra inclui municípios brasileiros com dados de PIB divulgados entre os anos 2000 e 2010. Os erros padrões robustos são apresentados entre parênteses: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Por fim, testamos se a causalidade apresentada entre a renda e a mortalidade infantil é robusta. Para isso, trocamos as defasagens do PIB per capita municipal pelo valor nos dois períodos seguintes ao tempo t . Ou seja, a equação do modelo neste caso seria a seguinte:

$$M_{mit} = \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{it+1} + \beta_3 \ln Y_{it+2} + \lambda Z_{it} + \delta_t + \alpha_i + \mu_m \cdot t + M_{2000i} \cdot t + \mathcal{E}_{mit} \quad (2)$$

Esse mecanismo, que funciona como teste placebo, nos ajuda a verificar se os resultados apresentados neste trabalho representam realmente um efeito causal da renda na mortalidade infantil ou se os resultados são inconsistentes. Na tabela 10 abaixo, apresentamos as regressões feitas utilizando como base a equação (2). Como podemos observar, os coeficientes do PIB per capita no ano seguinte e no segundo ano seguinte ao ano t apresentam significância em algumas especificações. Porém, ao incluir as tendências de tempo específicas de microrregião, na coluna (5), ambos os coeficientes se tornam estatisticamente insignificantes. Isso mostra que controlar essas tendências é, de fato, o foco da obtenção de uma causalidade robusta.

Tabela 10: Estimação por Painel da relação entre PIB per capita e mortalidade infantil entre 2000 e 2010, nos períodos t , $t+1$ e $t+2$

Variáveis	Variável Dependente: Óbitos per capita (Óbitos/População*100000)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log do PIB per capita	7.113 (1.059)***	6.969 (1.068)***	6.431 (1.095)***	8.511 (1.214)***	9.071 (1.070)***
Log do PIB per capita - Um ano depois	0.161 (1.020)	-2.337 (1.136)**	-1.825 (1.204)	-1.404 (1.085)	-1.102 (0.934)
Log do PIB per capita - Dois anos depois	0.668 (0.910)	1.271 (0.919)	1.106 (0.957)	-1.778 (0.993)*	-0.626 (0.920)
Reversão à Média		-0.004 (0.002)**	-0.003 (0.002)*	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Log do Gasto com Saúde per capita			0.346 (0.270)	-0.011 (0.192)	0.070 (0.155)
Efeitos fixos de ano e município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Reversão à média	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Ponderação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Tendências temporais lineares de microrregião	Não	Não	Não	Não	Sim
Observações	55,494	49,989	46,585	46,585	46,585
R ²	0.048	0.051	0.053	0.201	0.308
Número de Municípios	5,564	5,564	5,558	5,558	5,558

Nota: As colunas reportam os resultados para as regressões com a variável dependente sendo Óbitos per capita (Óbitos/População*100.000) e a variável independente principal de interesse o log do PIB per capita (PIB/População) no período t e nos dois períodos posteriores ($t+1$ e $t+2$). Todas as colunas utilizam um conjunto de *clusters* de município. O controle de reversão à média é a interação entre a quantidade de óbitos infantis no ano inicial (2000) e o tempo. A ponderação é feita pela quantidade de nascimentos no ano t . O controle para tendências temporais lineares de microrregião é a interação entre efeitos fixos de microrregião e o tempo. A amostra inclui os municípios brasileiros com dados de PIB divulgados entre os anos 2000 e 2010. Os erros padrões robustos são apresentados entre parênteses: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Como foi visto na literatura relacionada, não há um consenso sobre como a atividade econômica afeta a saúde infantil. Bhalotra (2007) e Pritchett e Summers (1996 *apud* Bhalotra, 2007) encontraram uma relação inversa entre choques econômicos e taxas de mortalidade, enquanto Miller e Urdinola (2007), Ortega e Reher (1997) e Rios e Carvalho (1997) apresentam uma relação direta entre a renda e a mortalidade na Colômbia, no Chile e no Brasil (São Paulo), respectivamente. Ainda há trabalhos que obtiveram resultados em direções

opostas ao utilizar diferentes regiões, como é o caso de Paxson e Schady (2005), que utilizaram diversos países em desenvolvimento em seu estudo.

Com tantos dados divergentes, como esclarecer, então, a real causalidade entre as variáveis? De fato, ainda estamos longe de uma unanimidade sobre os determinantes da saúde e do bem-estar e dos comportamentos das populações, o que torna ainda mais latente a importância de se obter mais evidências empíricas sobre esses assuntos. Com este trabalho, esperamos contribuir para o debate com o estudo do caso brasileiro ao longo dos anos 2000-2010. Com a análise realizada, mostramos que o Brasil se enquadra no modelo populacional Malthusiano, no qual a atividade econômica afeta diretamente tanto a quantidade de nascimentos quanto de óbitos, esta segunda sendo a ferramenta de controle populacional, segundo Malthus (1798). Também indicamos que o aumento da renda não necessariamente está relacionado com uma melhora das condições de saúde infantil, muito embora as evoluções ao longo do tempo dessas variáveis nos levem a pensar isso em um primeiro momento.

CONCLUSÃO

Procuramos neste trabalho apurar a relação entre o PIB e os óbitos de crianças com menos de um ano durante a primeira década dos anos 2000. Utilizamos os dados municipais anuais de produção, mortalidade infantil e natalidade para observar o comportamento das variáveis de interesse ao longo desses 11 anos e extrair conclusões que indicassem causalidade entre elas. Atestamos uma forte correlação negativa entre a renda e a saúde infantil, avaliada através da mortalidade. Argumentamos que a fonte da causalidade apresentada é ter condicionado os dados em tendências de tempo específicas de microrregião, o que garante a análise de choques idiossincráticos da renda. Esse resultado foi provado estável através de diversos testes de robustez e heterogeneidades, onde foram utilizadas diferentes especificações e dados segmentados. Mas como um aumento na renda pode causar uma piora nas condições de saúde de recém-nascidos? Esse resultado que parece contraintuitivo em um primeiro momento é consistente com a literatura relacionada, já sendo inclusive encontrado utilizando dados passados no caso brasileiro.

Ao investigarmos as causas dessa relação, observamos que o aumento da renda gera uma seletividade de nascimentos de maior risco, acarretando uma maior quantidade de óbitos infantis. Isso foi testado ao verificarmos que o número de nascimentos cresce mais com uma variação positiva na renda em municípios mais pobres, onde a probabilidade de sobrevivência da criança é menor, do que em municípios mais ricos. Além disso, os resultados sugerem que, quando há um aumento na renda, o custo de oportunidade de não trabalhar cresce, devido ao aumento dos salários, fazendo com que mulheres que antes não trabalhavam passem a se inserir no mercado, tendo menos tempo para dedicar à saúde própria e dos filhos. Esses fatores fazem com que crianças que já são mais frágeis naturalmente fiquem mais debilitadas, aumentando bastante a probabilidade de falecimento. Também averiguamos que o maior efeito entre os tipos de PIB na mortalidade é de serviços, área que oferece maiores salários e possui maior participação feminina historicamente, o que pode indicar que as mães deixam de cuidar de sua saúde durante a gravidez, afetando com isso a saúde do feto. Essa hipótese demanda maior atenção e análise, servindo de sugestão para futuros trabalhos sobre o tema.

Ao mesmo tempo, o aumento dos salários gera um aumento da renda, efeito que é mais intenso em municípios mais pobres. Com esse fator, diversas mulheres que não conseguiriam completar a gravidez em condições normais o fazem. Como essas mães são em geral mais pobres, o recém-nascido sofre um risco maior de morte, principalmente por complicações geradas no perinatal. Os argumentos utilizados mostram que, ao contrário do que sugeriria o senso comum, o fato de que um aumento da renda piore condições de saúde é razoável e já foi estudado por diversos autores. De acordo com os resultados encontrados aqui, o Brasil demonstra comportamento parecido com países de alta renda, com a mortalidade infantil sendo pró-cíclica, com o principal efeito causador disso sendo a seletividade de nascimentos de alto risco, com a fecundidade crescendo mais em municípios mais pobres e mães com gravidez de risco conseguindo ter seus filhos, que acabam não resistindo aos primeiros meses de vida.

Visto isso, acreditamos ter atingido os objetivos propostos neste trabalho, contribuindo de forma relevante para o debate acerca da relação muitas vezes controversa entre flutuações econômicas e saúde infantil. No cenário atual da discussão, onde há ausência de qualquer consenso, este estudo se faz importante no sentido de fornecer expressiva evidência empírica sobre o tema na realidade brasileira. Ademais, apresentamos um dos primeiros trabalhos do gênero no Brasil com todo o território e analisado a nível municipal e anual em um período mais recente, servindo como parâmetro para obras futuras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AQUINO, E. M. L. et al., Mortalidade feminina no Brasil: sexo frágil ou sexo forte?, *Cad. Saúde Pública* vol.7 no.2, Rio de Janeiro, Abril/Junho. 1991.

BHALOTRA, S., Fatal Fluctuations? Cyclicalities in Infant Mortality in India, *Journal of Development Economics*. 2009.

CAMARANO, A. A.; MELLO, J. L.; KANSO, S., Do nascimento à morte: principais transições, In: CAMARANO, A. A. (Org.) *Transição para a vida adulta ou vida adulta em transição?*, IPEA, 2006.

CUTLER, D.; DEATON, A.; LLERAS-MUNEY, A., The determinants of mortality, *Journal of Economic Perspectives*, 20(3), Summer. 2006.

DEATON, A., Global patterns of income and health: Facts, interpretations and policies, *WIDER Annual Lecture*, September, Helsinki: WIDER. 2006.

DEHEJIA, R.; LLERAS-MUNEY, A., Boom, busts, and babies' health, *Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, Vol. 199(3). 2004. p. 1091-1130

DEPARTAMENTO DE INFORMÁTICA DO SISTEMA ÚNICO DE SAÚDE (DATASUS). *Brasil: Ministério da Saúde – Secretaria Executiva*. 2013. Disponível em: www.datasus.gov.br. Acesso: 03.11.2013

HSIAO, C., Panel Data Analysis - Advantages and Challenges. *Working Paper 0649, Institute of Economic Policy Research (IEPR)*, 2006

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)*. 2013. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 03.11.2013

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA (IPEA). IPEADATA: Banco de Dados do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada. *Regional*. 2013. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 03.11.2013

JACINTO, P. A.; OLIVEIRA, C. A.; TEJADA, C. A. O., Determinantes da fertilidade: Uma evidência empírica para quantidade VS qualidade para os municípios brasileiros. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2008. Salvador. *Anais...* Salvador, 2008. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807211454190-.pdf>. Acesso em 14.12.2013

KIELING, R. I. Janela de oportunidade demográfica: Um estudo sobre os impactos econômicos da transição demográfica no Brasil. 2009. 102 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. 2009

KRAEMER, S., The Fragile Male. No prelo. 2000. Disponível em: <http://clinmed.netprints.org/cgi/content/full/2000080008v1>. Acesso em 14.12.2013

MENEZES, T. A.; UCHOA, F., Mortalidade Infantil, saneamento básico e o impacto da saúde sobre o crescimento econômico brasileiro. In: XXXIX Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2011. Foz do Iguaçu. *Anais...* Foz do Iguaçu, 2011. Disponível em: <http://anpec.org.br/encontro/2011/inscricao/arquivos/000-5878a904f5f7a41f452f94d64d7f108a.pdf>. Acesso em 14.12.2013

MILLER, G.; URDINOLA, B. P., Cyclicalities, Mortality and the Value of Time: The Case of Coffee Price Fluctuations and Child Survival in Colombia, *Journal of Political Economy*, 2010

ORTEGA, O.; REHER, D., Short-term economic fluctuations and demographic behaviour: some examples from 20th-century South America, In: TAPINOS, G.; MASON, A.; BRAVO, J. (Org.). *Demographic responses to economic adjustment in Latin America*, 1997, p. 129–155.

PAXSON, C.; SCHADY, N., Child health and economic crisis in Peru, *World Bank Economic Review* 19(2), 2005. p. 203-223

RIOS, N.; CARVALHO, J., Demographic consequences of structural adjustment: the case of Brazil, In: TAPINOS, G.; MASON, A.; BRAVO, J. (Org.). *Demographic responses to economic adjustment in Latin America*, Editora Clarendon, 1997. p. 174–198.

SCHADY, N.; SMITZ, M., Aggregate Economic Shocks and Infant Mortality: New Evidence for Middle-Income Countries, *Economics Letters* 108, 2009. p. 145-148. Disponível em: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/4922>. Acesso em 14.12.2013.

SOARES, R. R., Health and the evolution of welfare across Brazilian municipalities, *Journal of Development Economics*, v. 84, 2007, p. 590-608