

IMPACTOS DAS MUDANÇAS CLIMÁTICAS SOBRE O BEM-ESTAR RELACIONADO À SAÚDE NO BRASIL *

Elvanio Costa de Souza**

Alexandre Bragança Coelho***

João Eustáquio de Lima***

Dênis Antônio da Cunha***

José Gustavo Féres****

Este estudo tem por objetivo avaliar o impacto das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde no Brasil, por meio de equações estimadas para dados em painel e de projeções climáticas. Os resultados indicam que as mudanças climáticas afetam principalmente a mortalidade de crianças e mulheres. A análise procurou também incorporar aos custos de bem-estar o gasto decorrente do consumo adicional de energia para manutenção do conforto térmico e da redução de riscos à saúde. O aumento do consumo residencial anual de energia com as mudanças climáticas foi estimado em aproximadamente 6%. Os resultados sugerem que a perda de bem-estar relacionada à saúde poderá chegar a 4,7% do Produto Interno Bruto (PIB).

Palavras-chave: mudanças climáticas; mortalidade; adaptação; bem-estar.

JEL: D60; I10.

1 INTRODUÇÃO

Evidências científicas indicam que o aumento da concentração de gases de efeito estufa (GEE) na atmosfera tem alterado o clima do planeta, levando a uma elevação dos níveis de temperatura e alterações nos padrões de precipitação. De acordo com o Quarto Relatório de Avaliação do Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas – Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC-AR4) –, projeta-se um aumento da temperatura média global entre 2°C e 4,5°C para o fim do século XXI, com um valor mais provável de 3°C (Meehl e Stocker, 2007). Além disso, a variabilidade da temperatura aumentará, principalmente nos meses de verão, com um aumento concomitante do risco de ondas de calor.

Em relação ao Brasil, projeções apresentadas por Marengo *et al.* (2007) apontam que, até o fim do século, a temperatura média no país poderá elevar-se entre 1,3°C

* Este trabalho contou com o apoio do Núcleo de Estudos em Modelos Espaciais Sistêmicos (Nemesi) – Programa de Apoio a Núcleos de Excelência (Pronex)/Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (FAPERJ). Os autores agradecem os comentários de Eustáquio Reis, bem como o apoio de Márcia Pimentel e Juliana Speranza na elaboração da base de dados. Agradecimentos também aos pareceristas do artigo, cujos comentários e sugestões foram de extrema importância para o aperfeiçoamento do mesmo.

** Professor do Departamento de Economia (DEE) da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: elvanio.souza@ufv.br

*** Professores do Departamento de Economia Rural (DER) da UFV. E-mails: acolho@ufv.br; jelima@ufv.br; denisufv@gmail.com

**** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (Diest) do Ipea. E-mail: jose.feres@ipea.gov.br

e 3,8°C. Entre as regiões brasileiras, o maior aumento de temperatura está previsto para a Amazônia, com variações que podem alcançar 8°C. Além disso, as projeções indicam uma redução de até 20% no volume de chuva nas regiões Norte e Nordeste.

Entre os vários impactos das mudanças climáticas, destacam-se aqueles relacionados à saúde humana. De acordo com Confalonieri e Menne (2007), o clima pode afetar a saúde humana por meio de três mecanismos principais. O primeiro diz respeito aos efeitos diretos dos eventos climáticos extremos, que afetam a saúde por meio de sua ação sobre a fisiologia humana. Um aumento na frequência e/ou intensidade de ondas de calor, por exemplo, poderia levar a uma elevação da mortalidade. Tal fenômeno pôde ser observado no verão europeu de 2003, o qual vitimou 32 mil pessoas (Confalonieri, 2008). O segundo mecanismo refere-se às mudanças no meio ambiente que alteram os determinantes da saúde. Devido aos potenciais efeitos das mudanças climáticas sobre a produção agrícola e os recursos hídricos, prevê-se que, nas próximas décadas, uma parcela significativa da população mundial enfrentará escassez de alimento e água, tendo como consequências o agravamento de problemas relacionados à segurança alimentar e ao aumento do risco de doenças de veiculação hídrica.¹ Alterações no clima afetam, ainda, a ecologia de vetores de agentes infecciosos (mosquitos, por exemplo), alterando a distribuição espacial e a intensidade de transmissão de doenças infecciosas endêmicas, tais como malária e dengue. O terceiro mecanismo envolve os efeitos de eventos climáticos sobre os processos sociais. Secas prolongadas que afetam a produção agrícola de subsistência podem desencadear a migração de grupos populacionais do meio rural para o urbano. Estes deslocamentos tenderiam a acentuar os já graves problemas sociais decorrentes da carência da infraestrutura urbana.²

Este artigo tem como foco o primeiro mecanismo e busca mensurar os efeitos diretos do clima na saúde. De fato, fatores climáticos afetam diretamente a fisiologia humana. Segundo Deschênes e Greenstone (2007), os sistemas de regulação da temperatura corporal permitem que os indivíduos enfrentem variações na temperatura ambiente. Quando uma pessoa se depara com temperaturas altas ou baixas, há um aumento da frequência cardíaca, de modo que o fluxo sanguíneo do corpo para a pele aumenta, levando a respostas termorregulatórias, como suor e tremor. Em dias quentes, a necessidade de regulação da temperatura corporal impõe uma tensão adicional sobre os sistemas cardiovascular e respiratório e há um aumento dos níveis de viscosidade e colesterol do sangue. Com isso, o número de mortes

1. Para uma análise do impacto das mudanças climáticas sobre a produtividade agrícola em regiões que apresentam problemas de insegurança alimentar, ver Lobell *et al.* (2008).

2. Deve-se ressaltar que os efeitos dos três mecanismos sobre a saúde humana sofrem influências modificadoras relacionadas às características ambientais e econômico-institucionais. Desta forma, os impactos do clima sobre a saúde podem ser intensificados ou minimizados conforme as condições geográficas da região, as condições sociais da população, a estrutura do sistema de saúde pública, dentre outros fatores.

relacionadas a doenças cardiovasculares, respiratórias e cerebrovasculares é maior em dias de altas temperaturas.

A exposição a temperaturas muito frias, por sua vez, causa estresse cardiovascular em razão de mudanças na pressão sanguínea, vasoconstrição e aumento da viscosidade do sangue e dos níveis de contagem de células sanguíneas vermelhas, colesterol plasmático e fibrinogênio plasmático. A inspiração de ar frio pode levar à broncoconstrição, aumentando a suscetibilidade a infecções pulmonares. Desse modo, as principais causas de mortalidade em dias frios são as doenças cardiovasculares e respiratórias.

Relativamente poucos trabalhos foram empreendidos para avaliar empiricamente a relação entre mudanças climáticas e seus impactos diretos na saúde humana. Além da questão da disponibilidade de dados, estes trabalhos defrontaram-se com dificuldades metodológicas decorrentes do padrão não linear e da complexidade da dinâmica que caracteriza a relação entre clima e saúde.

Barreca (2009) observa que temperatura e mortalidade não se relacionam linearmente e, em seu estudo, encontra uma relação na forma de J invertido. Assim, tanto altas quanto baixas temperaturas provocam aumento da mortalidade, mas os efeitos de dias extremamente frios são mais nocivos quando comparados aos de dias de calor intenso.

Além desse padrão não linear, a relação entre temperatura e mortalidade é caracterizada por uma dinâmica complexa, com os efeitos de curto prazo de variações climáticas sobre a mortalidade podendo ser bastante distintos dos observados no longo prazo. De acordo com Deschênes e Moretti (2009), há um aumento grande e imediato da mortalidade em dias muito quentes. Entretanto, nas semanas seguintes ao evento, observa-se um declínio acentuado da mesma, que quase compensa o aumento anterior. Isso ocorre porque as altas temperaturas afetam principalmente os indivíduos de saúde debilitada, que teriam morrido poucos dias depois, mesmo na ausência do choque térmico. Desse modo, o principal efeito do evento climático é simplesmente antecipar o momento da mortalidade em uns poucos dias ou semanas (*efeito antecipação*), podendo resultar em um efeito líquido nulo no longo prazo.³

Durante os dias de temperaturas muito frias, também há um aumento imediato da mortalidade, mas não se verifica um declínio compensatório nos dias ou semanas que se seguem ao evento. Pode ocorrer, inclusive, um efeito retardado, com uma maior taxa de mortalidade alguns dias após a incidência da onda de frio.

3. Em inglês, esse fenômeno é chamado de *harvesting effect*, cuja tradução literal seria "efeito colheita". Como esta tradução não faz muito sentido em nosso idioma, optou-se por empregar a expressão *efeito antecipação*, na medida em que as temperaturas extremas antecipam a morte de pessoas com saúde fragilizada.

Isso ocorre porque alguns problemas respiratórios levam tempo para se manifestar. Neste caso, o efeito de longo prazo de temperaturas muito baixas é maior que o de curto prazo.

Além das questões de não linearidade e efeitos dinâmicos que caracterizam as relações entre clima e saúde, estudos econômicos que procuram avaliar os impactos das mudanças climáticas também devem levar em conta as estratégias adaptativas. No caso de temperaturas mais elevadas, os indivíduos podem lançar mão de uma série de adaptações comportamentais, físicas e tecnológicas (Haines *et al.*, 2006). As demandas por ar condicionado e por edificações cujo *design* melhore as condições de conforto térmico deverão aumentar num possível cenário de aquecimento global. Muitas pessoas poderão ainda migrar para regiões menos quentes, como apontam Deschênes e Greenstone (2007). Do ponto de vista de políticas públicas, governantes poderão elaborar planos de ações para hospitais e asilos que visem atender às vítimas durante as ondas de calor. A instalação de sistemas de alerta de calor poderá ajudar as pessoas a adaptar seu comportamento ao clima (Hübler, Klepper e Peterson, 2008). Estas ações adaptativas envolvem custos, e avaliações dos impactos das mudanças climáticas sobre as taxas de mortalidade e morbidade que ignorassem estas estratégias resultariam em uma subestimação dos custos relacionados à saúde.

Os estudos econômicos que analisam os impactos do clima na saúde compreendem sobretudo os casos de países desenvolvidos.⁴ As aplicações feitas para países em desenvolvimento são escassas. Esta lacuna de conhecimento é crítica, uma vez que países em desenvolvimento, por estarem localizados em regiões intertropicais e com baixo nível de desenvolvimento socioeconômico, são particularmente vulneráveis aos efeitos das mudanças climáticas. O Brasil é um caso representativo dos países em desenvolvimento. Possui um alto grau de vulnerabilidade aos impactos das mudanças climáticas sobre a saúde, dadas as suas características geográficas, seu território de tamanho continental, seu perfil climático, sua grande população e seus problemas estruturais e sociais. Além disso, a persistência de doenças infecciosas endêmicas sensíveis a mudanças no clima, como a malária, a dengue e a leptospirose, bem como outros fatores que determinam as condições de saúde da população, contribuem para modelar a vulnerabilidade do país.

Apesar do alto grau de exposição do país aos efeitos das mudanças climáticas, a literatura sobre clima e saúde no Brasil é escassa. Confalonieri, Marinho e Rodriguez (2009) calcularam um índice de vulnerabilidade aos impactos do clima sobre a saúde para as diferentes regiões brasileiras. Os autores concluíram que a região

4. Para o caso dos Estados Unidos, ver Moore (1998), Deschênes e Moretti (2009), Deschênes e Greenstone (2007), Alberine, Mastrangelo e Pitcher (2008), Barreca (2009), e Deschênes, Greenstone e Guryan (2009). Para o caso alemão, ver Hübler, Klepper e Peterson (2008). Para o caso australiano, Nicholls (2009). E, por fim, para o caso espanhol, ver Fernández-Raga, Tomás e Fraile (2010).

Nordeste é a mais vulnerável a possíveis impactos de mudanças climáticas sobre doenças infecciosas tropicais. Já as regiões Sul e Sudeste, devido ao maior nível de desenvolvimento socioeconômico, possuem um menor grau de vulnerabilidade aos efeitos do clima na saúde.

Os estudos que avaliam o impacto do clima sobre a ecologia de vetores de agentes infecciosos limitam-se a análises de natureza regional e concentram-se sobretudo no caso da dengue (Lima, Firmino e Gomes Filho, 2008; Câmara *et al.*, 2009; Souza, Silva e Silva, 2010; Lowe *et al.*, 2012), com pouca atenção dedicada a outras doenças sensíveis a fatores climáticos. A literatura sobre clima e a questão migratória têm ganhado maior expressão no período recente. Os trabalhos de Assunção e Feres (2008), Barbieri *et al.* (2010) e Ferreira Filho e Horridge (2010) avaliam os impactos potenciais das mudanças climáticas nas migrações internas em decorrência da queda da rentabilidade das atividades rurais. Os três estudos apontam para a possibilidade de modificações em relação aos fluxos migratórios atuais, sobretudo na região Nordeste. Por fim, pelo que se tem conhecimento, os estudos de Rosenberg *et al.* (2000) e Schultz *et al.* (2003) são os únicos de abrangência que procuram avaliar os efeitos diretos do clima na saúde aplicados ao caso brasileiro. Os autores estimam o impacto do clima sobre a morbidade de doenças relacionadas ao clima e à mortalidade infantil. Seus resultados mostram que aumentos de temperatura podem levar a maiores taxas de mortalidade infantil, sobretudo nas regiões Norte e Nordeste do país. Já reduções dos níveis pluviométricos acarretariam aumento do número de doenças de veiculação hídrica.

Não obstante a relevância destes primeiros esforços, ainda há uma carência de estudos que mensurem o impacto direto das mudanças climáticas sobre a saúde e os custos econômicos associados a este impacto. Os estudos de Rosenberg *et al.* (2000) e Schultz *et al.* (2003) limitaram-se a avaliar os efeitos de variações marginais de temperatura e precipitação sobre a saúde, e como os próprios autores reconhecem, essa análise deveria ser complementada por exercícios de simulação baseados em projeções de modelos climatológicos para se avaliar os impactos esperados das mudanças climáticas. Além disso, a análise de mortalidade restringe-se ao grupo infantil. Há necessidade de se avaliar outros grupos potencialmente vulneráveis às mudanças climáticas, como os idosos, bem como desagregar o impacto do clima segundo as diferentes causas de mortalidade. Por fim, os estudos basearam-se em dados de *cross-section*, e questões como a não linearidade dos impactos das variáveis climáticas na saúde e a mensuração dos impactos em termos de bem-estar receberam pouca atenção. Verifica-se, portanto, a necessidade de estudos adicionais que deem suporte à formulação de estratégias e medidas de redução de vulnerabilidades relacionadas ao setor saúde.

Este trabalho tem por objetivo desenvolver uma estimativa do impacto das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde no Brasil. Especificamente, pretende: *i)* avaliar o efeito de variações na temperatura sobre a taxa de mortalidade da população, segundo o gênero, a faixa etária e o tipo de doença; *ii)* avaliar o efeito de variações na temperatura sobre o consumo residencial de energia elétrica, devido ao uso de aparelhos que propiciam conforto térmico e reduzem os riscos à saúde, como ar condicionado; *iii)* prever o impacto das mudanças climáticas sobre a mortalidade e o consumo residencial de energia elétrica nos períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099; e *iv)* calcular a disposição a pagar/aceitar da população pelas mudanças climáticas (o impacto das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde).

Para alcançar estes objetivos, propõe-se um modelo econométrico que leve em conta a não linearidade e a complexidade de dinâmica entre clima e saúde. O modelo permite ainda incorporar a questão da adaptação aos impactos das mudanças climáticas.

Além desta introdução, este artigo possui mais quatro seções. A seção 2 descreve o modelo teórico que embasou este estudo. Na terceira seção, apresentam-se a metodologia e a fonte dos dados utilizados. A seção 4 mostra os resultados encontrados, e a quinta seção destaca as principais conclusões.

2 MODELO TEÓRICO

Deschênes e Greenstone (2007), baseando-se na função de produção de saúde formulada por Grossman (2000) e no trabalho de Harrington e Portney (1987), derivaram uma expressão para mensurar os impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde. Esse foi o modelo utilizado neste estudo. A derivação da expressão é descrita a seguir.

Suponha-se a seguinte função de utilidade de um indivíduo representativo:

$$U = U(x_C, s) \quad (1)$$

em que x_C é um bem de consumo composto e s é a taxa de sobrevivência.

A função de produção para a taxa de sobrevivência pode ser expressa por:

$$s = s(x_H, T) \quad (2)$$

em que x_H é um bem privado que aumenta a probabilidade de sobrevivência ($\partial s / \partial x_H > 0$). A energia elétrica é um exemplo de x_H , visto que pode ser usada para ligar aparelhos de ar condicionado, aumentando a sensação de bem-estar e

reduzindo os riscos à saúde em dias quentes.⁵ T é a temperatura ambiente e, para fins de exposição, assume-se que as mudanças climáticas aumentarão as temperaturas apenas no verão, época em que as altas temperaturas são prejudiciais à saúde, tal que $\partial s / \partial T < 0$.

A restrição orçamentária com a qual o indivíduo se depara é dada por:

$$I - x_C - p x_H = 0 \quad (3)$$

em que I é a renda do indivíduo, e os preços de x_C e x_H são 1 e p , respectivamente.

O problema do indivíduo, então, é escolher as quantidades de x_C e x_H que maximizem (1), sujeito a (2) e (3). No equilíbrio, a razão entre as utilidades marginais do consumo dos dois bens deve ser igual à razão entre os preços, ou seja, $[(\partial U / \partial s)(\partial s / \partial x_H)] / [\partial U / \partial x_C] = p$. A solução do problema de maximização mostra que as demandas de x_C e x_H são funções dos preços, da renda e da temperatura. Ela revela, também, a função indireta de utilidade, $V(p, I, T)$, que representa a utilidade máxima que se pode obter dados o preço, a renda e a temperatura.

Pode-se utilizar $V(p, I, T)$ para obter uma expressão que represente o impacto das mudanças climáticas sobre o bem-estar, considerando-se a utilidade e os preços constantes. Como a utilidade é mantida constante, o consumidor deve ser compensado com variações em seu nível de renda I por variações na temperatura T . Dado que a renda é função de T nesta configuração, denotada por $I^*(T)$, para um determinado nível de utilidade e p fixo, há uma $V(I^*(T), T)$ associada.

A derivada total de V , com respeito a T , ao longo de uma curva de indiferença, é:

$$\begin{aligned} dV/dT &= V_I(dI^*(T)/dT) + \partial V/\partial T = 0 \quad \text{ou} \\ dI^*(T)/dT &= -(\partial V/\partial T)/(\partial V/\partial I) \end{aligned} \quad (4)$$

O termo $dI^*(T)/dT$ representa a variação na renda necessária para manter a utilidade constante quando T varia, ou seja, ele mede a disposição a pagar/aceitar para um decréscimo/acréscimo das temperaturas no verão. Teoricamente, ele é a medida correta do impacto das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde.

5. Estudos indicam que o uso de ar-condicionado pode reduzir significativamente os riscos à saúde em dias de temperaturas altas (Semenza *et al.*, 1996). Vale ressaltar que outros bens privados poderiam ser incluídos na análise, tal como o acesso a planos de saúde. No entanto, a falta de dados, em nível municipal, sobre a cobertura populacional dos planos de saúde não permitiu incorporar esta variável na análise empírica. A omissão de dados de plano de saúde pode afetar os resultados. De um lado, possuir plano de saúde provavelmente aumenta a chance de sobrevivência de pessoas afetadas pelo clima. Por outro, representa um custo para o indivíduo. O efeito líquido do plano de saúde sobre o bem-estar relacionado à saúde dependerá da relação entre benefícios e custos.

Utilizando-se as derivadas de V e as condições de primeira ordem do problema de maximização, a expressão da disposição a pagar/aceitar pode ser reescrita como:

$$dI^*(T)/dT = -p[(\partial s/\partial T)/(\partial s/\partial x_H)] \quad (5)$$

Com algumas manipulações algébricas baseadas nas condições de primeira ordem e no fato de que $\partial s/\partial T = ds/dT - (\partial s/\partial x_H)(\partial x_H/\partial T)$, pois $ds/dT = (\partial s/\partial x_H)(\partial x_H/\partial T) + \partial s/\partial T$, obtém-se:

$$dI^*(T)/dT = -(ds/dT)(\partial U/\partial s)/\lambda + p(\partial x_H/\partial T) \quad (6)$$

em que λ é o multiplicador de Lagrange do problema de maximização ou a utilidade marginal da renda.

Da equação (6), a disposição a pagar/aceitar para uma variação na temperatura pode ser inferida de variações em s e x_H . Como o aumento da temperatura eleva o preço efetivo de sobrevivência, conclui-se que $ds/dT \leq 0$ e $\partial x_H/\partial T \geq 0$. Dependendo de fatores exógenos, é possível que haja uma grande variação no consumo de x_H (em detrimento do consumo de x_C) e uma pequena variação em s . Dados os propósitos deste estudo, o mais importante é que o efeito completo de variações exógenas na temperatura sobre o bem-estar reflete-se em variações na taxa de sobrevivência e no consumo de x_H . Vale ainda observar que estimações dos impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde que se limitem a seus efeitos sobre mortalidade – termo $(ds/dT)(\partial U/\partial s)/\lambda$ na equação (6) –, não levando em conta os custos de adaptação às mudanças no clima – termo $p(\partial x_H/\partial T)$ na mesma equação –, resultariam em um viés nos custos estimados.

Todos os componentes da equação (6) podem ser mensurados. A derivada total da função de sobrevivência, com respeito à temperatura (ds/dT), é obtida por meio da estimação de equações epidemiológicas que não controlam x_H . O termo $(\partial U/\partial s)/\lambda$ é o valor da desutilidade de uma variação na taxa de sobrevivência, ou seja, é o valor de uma vida estatística.⁶ Com respeito ao último termo, p é o valor da tarifa de energia elétrica e, estimando-se a relação entre consumo de energia elétrica e temperatura, obtém-se $\partial x_H/\partial T$.

A estratégia empírica deste estudo tem uma ligação direta com a expressão (6), a qual servirá de base para o cálculo da disposição a pagar/aceitar da população

6. O valor de uma vida estatística é uma medida do valor da vida no contexto estatístico de uma população. Uma das formas de se estabelecer este valor é avaliando a relação entre risco de doença (ou mortalidade) no trabalho e nível salarial. A comparação do acréscimo de salário com o acréscimo de risco permite inferir o valor implícito de uma vida estatística.

brasileira pelas mudanças climáticas (o impacto das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde).

3 METODOLOGIA

Nesta seção, apresentam-se, inicialmente, as equações que foram estimadas para avaliar como a mortalidade e o consumo residencial de energia elétrica são afetados por variações na temperatura, além das fórmulas utilizadas para prever o impacto das mudanças climáticas sobre a mortalidade e o consumo de energia elétrica nos períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099. A seguir, discorre-se sobre o método empregado para calcular a disposição a pagar/aceitar da população brasileira pelas mudanças climáticas. Por fim, são apresentadas as fontes dos dados utilizados.

3.1 Taxa de mortalidade

Para avaliar como as variações na temperatura afetam a taxa de mortalidade da população, estimou-se a seguinte equação:

$$Y_{ctd} = \sum_j \theta_{dj} TMEAN_{ctj} + \sum_l \delta_{dl} PREC_{ctl} + \alpha_{cd} + \gamma_{std} + \varepsilon_{ctd} \quad (7)$$

em que Y_{ctd} é a taxa de mortalidade (mortes por 100 mil habitantes) do grupo demográfico d , no município c e no ano t . Foram avaliados os efeitos sobre vinte grupos demográficos, originados da interação entre dez categorias de idade (0-1, 1-4, 5-14, 15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, 65-74 e 75 anos ou mais) e gênero. ε_{ctd} é termo de erro estocástico.

As variáveis $TMEAN_{ctj}$ denotam o número de meses, no ano t e no município c , em que a temperatura média mensal esteve em uma das seis faixas (abaixo de 15°C, 15-18, 18-21, 21-24, 24-27 e acima de 27°C). Essa estratégia de usar faixas de temperatura permite captar as relações não lineares entre temperatura e mortalidade, uma vez que favorece que os efeitos marginais sejam distintos nas diferentes faixas de temperatura. As variáveis $PREC_{ctl}$ indicam o número de meses, no ano t e no município c , em que a precipitação total mensal esteve em uma das oito faixas (abaixo de 50 mm, 50-100, 100-150, 150-200, 200-250, 250-300, 300-350 e acima de 350 mm).

Os termos α_{cd} são um conjunto de efeitos fixos de município por grupo demográfico. Eles captam, para cada grupo demográfico, todos os determinantes da taxa de mortalidade que são invariantes ao longo do tempo, específicos de cada município e não observados. Desse modo, diferenças na qualidade hospitalar permanente ou na saúde geral da população local, por exemplo, não perturbarão os efeitos das variáveis climáticas. Por fim, os termos γ_{std} são efeitos fixos Unidade da

Federação (UF)/ano que variam entre os grupos demográficos. Eles controlam as mudanças temporais na variável dependente que são comuns dentro de um grupo demográfico, em determinada UF. Devido à carência de dados, esses efeitos fixos foram empregados para tentar controlar os determinantes da mortalidade que variam entre as UFs e ao longo tempo, como condições de habitação, de saneamento e de nutrição da população, controle e imunização de doenças epidêmicas, número de leitos hospitalares e de profissionais de saúde por mil habitantes, gasto público com saúde *per capita* etc.

A abordagem utilizada permite identificar o impacto completo das variações na temperatura sobre a taxa de mortalidade da população. Deschênes e Moretti (2009), entre outros autores, sugerem que o efeito completo de dias quentes e frios sobre a mortalidade se estende por um período de aproximadamente trinta dias. Com isso, dado que a equação (7) utiliza a distribuição das temperaturas médias mensais durante o ano, os resultados de sua estimação devem ser livres do efeito antecipação dos períodos de temperatura elevada e dos impactos retardados dos períodos de baixas temperaturas. Assim, os coeficientes θ_{dj} refletem o impacto completo de longo prazo de um mês com a temperatura média em determinada faixa.

A variável $TMEAN_j$ referente à faixa de temperatura 21°C-24°C foi retirada da equação (7) durante sua estimação, de modo que cada coeficiente θ_j representa a variação estimada na taxa de mortalidade, em relação à taxa associada a um mês com temperatura média entre 21°C e 24°C, causada por um mês com temperatura média na faixa j .

Os coeficientes estimados da equação (7) foram utilizados para prever o impacto das mudanças climáticas sobre a mortalidade nos períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099. Para tal, a seguinte fórmula foi empregada:

$$M_{cd} = \frac{POP_{cd}}{100.000} \times \sum_j \hat{\theta}_{dj} \Delta TMEAN_{cj} \quad (8)$$

em que M_{cd} é o número adicional anual de mortes previsto para o grupo demográfico d , no município c ; POP_{cd} é a população média (no período 1980-2002) do grupo demográfico d , no município c ; $\hat{\theta}_{dj}$ são os parâmetros estimados da equação (7) para o grupo demográfico d ; e $\Delta TMEAN_{cj}$ é a diferença entre o número médio de meses por ano que o município c se deparará com temperaturas na faixa j no futuro (2010-2039, 2040-2069 ou 2070-2099) e o número médio de meses por ano em que o município observou temperaturas nesta mesma faixa no período 1980-2002.

As projeções de mudanças climáticas do IPCC são baseadas em diferentes cenários sobre as futuras emissões de GEE, as quais dependem das suposições que se faz a respeito da evolução de variáveis demográficas, tecnológicas e econômicas. As projeções

de temperatura para os períodos 2010-2039, 2040-2069 ou 2070-2099 utilizadas neste trabalho são baseadas em dois cenários elaborados pelo IPCC (2000): A1B e A2.

O uso dos cenários A1B e A2 possibilita avaliar os impactos futuros das mudanças climáticas em contextos de maior ou menor aumento da temperatura. Até meados do século, o cenário A1B é mais pessimista do que o A2, pois pressupõe um crescimento econômico mais rápido e, como consequência, prevê maiores emissões de GEE e elevação das temperaturas. Para a segunda metade do século, o cenário A2 torna-se mais pessimista que o A1B, pois supõe a continuidade do crescimento da população e da economia, tal que as emissões de GEE e os aumentos de temperatura são maiores que os previstos pelo A1B, que considera um declínio da população e a introdução de novas e mais eficientes tecnologias (IPCC, 2000).

3.2 Consumo residencial de energia elétrica

Acredita-se que as pessoas responderão às ameaças causadas pelas mudanças climáticas adquirindo bens que mitigam os danos à saúde. Para se proteger do calor, por exemplo, passarão a usar mais ventiladores e aparelhos de ar-condicionado, o que acarretará um maior gasto com energia elétrica. Num caso extremo, se fosse possível uma proteção completa contra os danos, as mudanças climáticas não teriam efeitos mensuráveis sobre a saúde. Assim, uma análise que focasse apenas os efeitos sobre a saúde concluiria erroneamente que os impactos das mudanças climáticas são nulos.

Dessa forma, a seguinte equação foi estimada para o consumo residencial de energia elétrica:

$$\ln(C_{st}) = \sum_j \theta_j TMEAN_j + \sum_l \delta_l PREC_l + \beta_1 \ln(PIB_{st}) + \beta_2 \ln(TAR_{st}) + \alpha_s + \gamma_t + \varepsilon_{st} \quad (9)$$

em que os subscritos s e t indicam UF e ano, respectivamente; C é o consumo residencial *per capita* de energia elétrica (kWh); PIB é o PIB *per capita* (em reais), TAR é a tarifa de energia elétrica do setor residencial (R\$/kWh); α_s são efeitos fixos das UFs; γ_t são efeitos fixos para os anos; e ε_{st} é o termo de erro estocástico. Exceto pelo fato de que as variáveis temperatura ($TMEAN$) e precipitação ($PREC$) agora são medidas em nível de UF, sua modelagem é idêntica à efetuada na equação (7).

A variável $TMEAN_j$ referente à faixa de temperatura 21°C-24°C foi retirada durante a estimação da equação (9), de maneira que cada coeficiente θ_j representa a variação estimada no consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica, em relação ao consumo associado a um mês com temperatura média entre 21°C e 24°C, causada por um mês com temperatura média na faixa j .

As equações (7) e (9) foram estimadas com dados em painel. Empregou-se o modelo de efeitos fixos, pois este é mais apropriado quando as unidades de corte não são uma amostra aleatória (Greene, 2002). As unidades de corte, neste estudo, são todos os municípios brasileiros, para as equações de mortalidade, e todas as UFs, no caso da equação de consumo de energia.

Assim como no caso da mortalidade, os coeficientes estimados da equação (9) foram utilizados para prever o impacto das mudanças climáticas sobre o consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica nos períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099. A seguinte fórmula foi usada nas previsões:

$$C_s = CMEAN_s \times \sum_j \hat{\theta}_j \Delta TMEAN_{sj} \quad (10)$$

em que C_s é a variação prevista no consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica na UF s ; $CMEAN_s$ é o consumo *per capita* anual médio da UF s no período 1991-2002; $\hat{\theta}_j$ são os coeficientes estimados da equação (9); e $\Delta TMEAN_{sj}$ é a diferença entre o número médio de meses por ano em que a UF s se deparará com temperaturas na faixa j no futuro (2010-2039, 2040-2069 ou 2070-2099) e o número médio de meses por ano em que UF s observou temperaturas nesta mesma faixa no período 1991-2002.

As previsões do impacto das mudanças climáticas sobre o consumo residencial de energia elétrica também foram feitas considerando-se os cenários A1B e A2 do IPCC (2000).

3.3 Disposição a pagar para evitar as mudanças climáticas

O cálculo da disposição a pagar da população para evitar as mudanças climáticas (o impacto das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde) baseia-se na expressão (6). O primeiro termo desta equação, $(ds/dT)(\partial U/\partial s)/\lambda$, indica o valor monetário anual dos impactos diretos das mudanças climáticas sobre a mortalidade; ds/dT corresponde ao número de anos de vida perdidos anualmente por causa das mudanças climáticas. Isso é obtido multiplicando-se o número adicional anual previsto de mortes para o grupo demográfico d – obtido com a equação (8) – por sua respectiva expectativa de vida. As expectativas de vida por grupo demográfico e sexo utilizadas neste cálculo são apresentadas na tabela 1 e fazem referência ao ano de 2002.

$(\partial U/\partial s)/\lambda$ é o valor da desutilidade de uma variação na taxa de sobrevivência, ou seja, é o valor de um ano de vida estatística. A questão da valoração da vida humana gera bastante polêmica. Entretanto, o objetivo do cálculo do valor de uma vida estatística não é encontrar o valor da vida humana, mas tentar estabelecer uma

proxy do custo econômico que a sociedade como um todo pode incorrer devido a uma alteração marginal na expectativa de vida de um indivíduo “estatístico” ou representativo de um determinado grupo que está sendo exposto ao risco de morte. O que se valoriza é a quantia gasta para reduzir o risco ou a quantia que a pessoa necessita como compensação para aceitar o risco.

TABELA 1

Brasil: expectativa de vida, por sexo e faixa etária (2002)

Faixa etária	Expectativa de vida (anos)	
	Homens	Mulheres
0-1	67,9	75,4
1-4	67,3	74,5
5-14	60,7	67,8
15-24	51,3	58,1
25-34	42,8	48,6
35-44	34,4	39,3
45-54	26,5	30,4
55-64	19,4	22,4
65-74	13,4	15,3
75 ou +	9,7	10,8

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2003).

Obs.: O IBGE informa a expectativa de vida para as idades exatas. Calculou-se a expectativa por faixa etária como uma média aritmética das expectativas das idades que compõe cada faixa.

Para o cálculo da disposição a pagar para evitar as mudanças climáticas, utilizou-se o valor de um ano de vida estatística do trabalho de Ortiz, Markandya e Hunt (2009). Para a disposição média a pagar, eles encontraram um valor de um ano de vida estatística igual a US\$ 159.456; para a disposição mediana a pagar, US\$ 61.392.

O segundo termo da expressão (6), $p(\partial x_H / \partial T)$, representa o gasto anual adicional do setor residencial com energia elétrica, em que $\partial x_H / \partial T$ é o consumo adicional previsto – obtido com a equação (10) – e p é a tarifa residencial média de energia elétrica. Somando-se os dois termos da expressão (6), é obtida uma medida monetária dos impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde.

3.4 Fonte de dados

Os dados sobre mortalidade utilizados neste estudo foram extraídos dos arquivos disponibilizados pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (SUS) (Datasus, 2010). Por meio da internet, o Datasus e a Secretaria de Vigilância em Saúde (SVS) fornecem as principais informações para tabulação sobre as bases de dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Cumpre ressaltar que os dados do SIM apresentam problemas de sub-registro e de preenchimento incompleto das informações, principalmente quanto à causa básica de morte. O maior problema de sub-registro ocorre nos municípios menos desenvolvidos que, no caso brasileiro, compreendem os menos populosos. Desse modo, os dados sobre número de óbitos provavelmente são subestimados nos municípios pequenos. O preenchimento incompleto das informações de mortalidade, por outro lado, leva a um aumento do número de óbitos por causas mal definidas, reduzindo a mortalidade para causas específicas (Cavalini, 2007). Sendo assim, o uso dessas informações para analisar a relação entre temperatura e mortalidade pode acarretar algum viés quanto à magnitude dos parâmetros estimados e seus erros-padrão.⁷

Para calcular as taxas de mortalidade de cada grupo demográfico, utilizaram-se os dados de população por faixa etária e sexo dos municípios brasileiros fornecidos pelo Datasus. As informações sobre temperatura e precipitação observadas foram obtidas a partir da base de dados CL 2.0 10' do Climate Research Unit (CRU), da University of East Anglia (UEA) (CRU, 2011). Essas informações estão disponíveis até o ano de 2002.⁸

As informações sobre clima e taxas de mortalidade estão disponíveis em nível municipal. Entretanto, não é possível estimar a equação (7) com dados municipais. As alterações ocorridas no número, área e fronteira dos municípios tornam as comparações intertemporais em nível municipal inconsistentes. Assim, fez-se necessário agregar os municípios em áreas mínimas comparáveis (AMC), por meio da união ou junção das áreas daqueles alterados ou criados. A AMC é a área agregada do menor número de municípios necessários para que as comparações intertemporais sejam geograficamente consistentes (Reis, Pimentel e Alvarenga, 2007).⁹

Uma vez que as informações sobre população municipal (usadas para calcular as taxas de mortalidade) começam em 1980, e os dados climáticos terminam em 2002, a base de dados utilizada para analisar os impactos do clima sobre a mortalidade se estende de 1980 a 2002 (23 anos). Como as unidades de corte são 3.652 AMCs, tem-se um total de 83.996 observações disponíveis para a estimação da equação (7).

7. Os autores agradecem à professora Kenya Noronha do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional de Minas Gerais (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) pelo alerta a respeito dos problemas apresentados pelos dados do SIM.

8. Os dados disponíveis para *download* no site do CRU estão em coordenadas geográficas. Eles foram sobrepostos na malha municipal brasileira de 2000 (disponibilizada pelo IBGE) com o uso do *software* ArcGIS. Utilizaram-se os seguintes critérios quando a correspondência não era unívoca: *i)* para os municípios sem observação, imputou-se o valor do polígono mais próximo ao município; e *ii)* nos municípios com mais de uma observação, efetuou-se a média dos valores. Na sequência, realizou-se a junção dos resultados das duas técnicas em planilha Excel.

9. Os dados de clima foram fornecidos por Eustáquio Reis e a compatibilização das informações de clima e saúde com as áreas mínimas comparáveis foi realizada por Márcia Pimentel, ambos pesquisadores do Ipea, a quem os autores agradecem.

Os dados sobre consumo residencial de energia elétrica (kWh) e Produto Interno Bruto (PIB) por UF foram compilados da base de dados macroeconômicos do Ipeadata (Ipea, 2010). Para o estado do Tocantins, eles só existem a partir de 1989, ano de sua criação. Assim, tornou-se necessário agregar as informações do Tocantins com as de Goiás, estado do qual foi desmembrado. Para o cálculo dos valores *per capita* de consumo de energia e PIB, utilizou-se a população anual fornecida pelo Datasus. As tarifas médias de energia elétrica do setor residencial foram fornecidas pela Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel). Estas informações foram disponibilizadas do ano de 1991 em diante.

Com isso, a base de dados disponível para a estimação da equação (9) é composta por 26 unidades de corte (pois os dados de Tocantins e Goiás estão agregados), observadas ao longo de doze anos (1991-2002), perfazendo um total de 312 observações.

As projeções climáticas foram fornecidas pelo Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos (CPTEC) do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (Inpe). Elas são uma média das projeções de dez Modelos de Circulação Geral – General Circulation Models (GCMs) – do IPCC (2007). Detalhes sobre os GCMs podem ser vistos no anexo A. As projeções são baseadas nos cenários A2 e A1B, que representam especificações do IPCC sobre características socioeconômicas e tecnológicas futuras que determinam concentrações de gases que causam o aquecimento global.

O CPTEC/Inpe disponibilizou dados de projeções climáticas referentes ao valor médio para cada mês do ano ao longo de três períodos de 30 anos: 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099. Ao se trabalhar com dados médios para períodos de tempo em vez de anos específicos, evita-se selecionar uma projeção de um ano *outlier* – contudo, perdem-se informações sobre a variabilidade do clima ao longo dos anos que compõem cada período.

4 RESULTADOS

Nesta seção, faz-se, inicialmente, uma breve descrição dos dados de mortalidade utilizados. A seguir, apresentam-se as estimativas dos impactos das mudanças climáticas sobre a mortalidade e o consumo residencial de energia elétrica no Brasil. Por fim, expõem-se os valores calculados da disposição a pagar da população brasileira para evitar as mudanças climáticas.

4.1 Mortalidade

As principais causas de mortalidade no Brasil, entre 1980 e 2002, em ordem de importância, foram as doenças do aparelho circulatório, as causas externas (acidentes de trânsito, homicídios, suicídios, entre outros), os neoplasmas (tumores), as doenças do aparelho respiratório e as doenças infecciosas e parasitárias. Estas

cinco causas responderam por 62,1% e 64,1% das mortes de mulheres e homens, respectivamente. A tabela 2 apresenta a taxa de mortalidade anual média (mortes por 100 mil habitantes) da população brasileira entre 1980 e 2002, segundo as principais causas de morte, o sexo e a faixa etária.

Exceto no caso de mortes por neoplasmas de pessoas com idade entre 25 e 44 anos, as taxas de mortalidade masculinas são maiores que as femininas, independentemente da faixa etária e da causa de morte. A diferença torna-se mais evidente quando se observam as taxas de mortalidade por causas externas, em que a masculina é 4,8 vezes maior que a feminina para todas as idades e 7,8 vezes maior para a faixa etária 25-34 anos. Ao se considerar todas as idades e todas as causas de morte, a taxa de mortalidade masculina é de 690,6 mortes por 100 mil habitantes, contra 477,3 para o sexo feminino.

Ainda com relação à tabela 2, observa-se que a maior taxa de mortalidade ocorre na faixa de 75 anos ou mais (9.629,6 mortes por 100 mil habitantes para os homens e 8.103,4 para as mulheres). Na sequência, aparece a taxa de mortalidade das crianças com menos de um ano de idade (2.786,1 para as meninas e 3.527,4 para os meninos). A faixa etária 5-14 anos apresenta a menor taxa de mortalidade.

As doenças do aparelho circulatório são a principal causa de morte quando se consideram todas as idades. Para a população masculina como um todo, as causas externas são a segunda principal fonte de mortalidade. Entretanto, elas são a principal causa de morte para os homens entre 5 e 44 anos e respondem por 73% dos óbitos do grupo de 15-24 anos.

As doenças infecciosas, parasitárias e do aparelho respiratório estão entre as principais causas de mortalidade para as crianças de 0 a 4 anos.¹⁰ As doenças do aparelho circulatório começam a ganhar destaque entre as causas de morte a partir do grupo de 25-34 anos de idade. A partir da faixa 45-54, ela é a principal causa de morte, tanto para mulheres como para homens.

Os neoplasmas são a segunda principal causa de morte entre as pessoas com idade entre 55 e 74 anos. A partir dos 75 anos, as doenças do aparelho respiratório passam a ocupar o posto de segunda principal causa de morte no Brasil.

10. Apesar de não constar na tabela, a principal causa de mortalidade das crianças com menos de um ano de idade são as afecções originadas no período perinatal, que envolvem, entre outras, crescimento fetal retardado, má nutrição fetal, prematuridade e trauma de parto.

TABELA 2

Brasil: taxa de mortalidade anual média (mortes por 100 mil habitantes) por causa de morte, sexo e faixa etária (1980-2002)

	Todas as causas		Doenças infecciosas e parasitárias		Neoplasmas		Doenças do aparelho circulatório		Doenças do aparelho respiratório		Causas externas	
	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino
0-1	2.786,1	3.527,4	431,2	543,5	5,3	5,3	16,6	18,8	287,1	362,8	30,7	38,9
1-4	137,7	152,8	26,0	27,7	4,7	5,5	2,8	2,8	24,4	25,6	14,8	21,8
5-14	34,3	51,2	3,0	3,8	3,3	4,2	2,0	2,1	3,0	3,3	11,2	23,8
15-24	66,4	204,9	4,6	6,6	4,6	6,4	6,5	7,8	4,3	5,7	22,9	149,5
25-34	115,2	329,0	10,1	20,2	12,9	10,9	19,5	26,6	7,2	12,0	23,5	182,7
35-44	228,8	503,7	14,6	34,7	42,4	33,4	61,2	92,7	12,9	24,5	23,8	159,9
45-54	492,8	936,5	23,2	51,9	109,0	120,7	165,4	277,5	27,7	51,7	26,0	145,3
55-64	1.054,8	1.849,6	38,7	74,9	212,6	310,1	397,2	678,0	71,4	134,1	30,3	133,8
65-74	2.473,9	3.776,1	71,0	114,2	371,2	591,4	1.023,0	1.479,1	199,8	367,6	48,2	136,5
75 ou +	8.103,4	9.629,6	178,6	223,0	649,9	1.010,0	3.471,4	3.663,4	860,5	1.182,9	133,4	217,0
Todas	477,3	690,6	27,8	41,1	54,7	66,7	145,7	170,7	42,9	58,0	23,8	114,1

Fonte: Datasus (2010). Elaboração dos autores.

Obs.: De 1979 a 1995, as declarações de óbito eram codificadas utilizando-se a 9ª Revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-9). A partir de 1996, passou-se a utilizar a 10ª Revisão (CID-10).

Doenças infecciosas e parasitárias: capítulo I da CID-9 e da CID-10; códigos 001-139 da CID-9 e A00-B99 da CID-10.

Neoplasmas: capítulo II da CID-9 e da CID-10; códigos 140-239 da CID-9 e C00-D48 da CID-10.

Doenças do aparelho circulatório: capítulo VII da CID-9 e IX da CID-10; códigos 390-459 da CID-9 e I00-I99 da CID-10.

Doenças do aparelho respiratório: capítulo VIII da CID-9 e X da CID-10; códigos 460-519 da CID-9 e J00-J99 da CID-10.

Causas externas: capítulo XVII da CID-9 e XX da CID-10; códigos E800-E999 da CID-9 e V01-Y98 da CID-10.

4.2 Impacto das mudanças climáticas sobre a mortalidade

Inicialmente, estimou-se a equação (7) para as principais causas de mortalidade, considerando-se a população como um todo (sem distinção de sexo e faixa etária). Os coeficientes estimados das variáveis de temperatura (*TMEAN*) são apresentados na tabela 3 e no gráfico 1. As equações também incluem variáveis de precipitação (*PREC*) e efeitos fixos para municípios e UF/ano. Essas variáveis são utilizadas como controle, pois o interesse deste estudo é avaliar apenas o impacto da temperatura. Além disso, não há na literatura uma indicação de relação entre nível de precipitação e mortalidade, exceto no caso das mortes por inundações, o que não pode ser inferido com os dados disponíveis.

Como se observa na tabela 3, a relação entre temperatura e mortalidade é mais evidente nas equações de mortalidade por doenças do aparelho circulatório e por todas as causas de morte. Os resultados mostram que, estatisticamente, a relação mais clara entre temperatura e mortalidade se dá para as mortes relacionadas a problemas do aparelho circulatório (os parâmetros das variáveis *TMEAN* são todos estatisticamente diferentes de zero ao nível de 10% de significância).

Observando-se o gráfico 1, percebe-se que temperatura e mortalidade por doenças do aparelho circulatório possuem uma relação não linear na forma de um J invertido, tal que temperaturas mais baixas e mais altas elevam a taxa de mortalidade, mas as primeiras são mais nocivas. Um mês com temperatura média abaixo de 15°C, tudo o mais permanecendo constante, aumenta a taxa anual de mortalidade por doenças do aparelho circulatório em 3,59 mortes por 100 mil habitantes (em relação à taxa de mortalidade relacionada a um mês com temperaturas na faixa de 21°C-24°C). No outro extremo, um mês com temperatura média acima de 27°C aumenta a taxa de mortalidade em 0,66 por 100 mil. Deschênes e Moretti (2009) e Barreca (2009) também encontraram que as baixas temperaturas têm maior impacto que as altas sobre a mortalidade por doenças cardiovasculares nos Estados Unidos.

Como as mortes por doenças do aparelho circulatório respondem por 25% a 30% da mortalidade total no Brasil, isso também confere à relação entre temperatura e mortalidade geral a forma de um J invertido. Um mês com temperatura média abaixo de 15°C eleva a taxa de mortalidade geral em 5,22 mortes por 100 mil habitantes; e um mês com temperatura acima de 27°C, em 1,85. Barreca (2009) também encontrou uma relação na forma de J invertido entre temperatura e mortalidade.

Para as outras causas de morte, a relação entre temperatura e mortalidade apresentou pouca significância estatística. Porém, pode-se observar, pelo formato das curvas, que parece existir uma relação positiva para as mortes por doenças infecciosas, de maneira que uma maior frequência de meses com temperaturas

mais altas eleva a taxa de mortalidade (principalmente na faixa 24°C-27°C), e uma relação negativa para a mortalidade relacionada a doenças respiratórias, de tal modo que as mortes aumentam se o número de meses frios é maior. No caso de mortes por neoplasmas ou causas externas, não houve nenhum parâmetro com significância estatística menor ou igual a 10%. Barreca (2009) e Deschênes e Moretti (2009) também não encontraram evidência de relação entre temperatura e mortes por neoplasmas.

TABELA 3

Brasil: coeficientes estimados para o impacto da temperatura sobre a taxa de mortalidade, segundo as principais causas de morte (1980-2002)

Variável	Infecciosas	Circulatório	Respiratório	Neoplasmas	Causas externas	Todas
$TMEAN_1$	-0,168	3,589***	0,324	-0,410	0,236	5,225**
$TMEAN_2$	-0,261	2,345***	-0,011	0,262	-0,068	2,586*
$TMEAN_3$	-0,101	1,099***	0,154	0,059	0,027	0,823
$TMEAN_5$	0,278***	0,413*	-0,128	0,001	0,029	0,607
$TMEAN_6$	0,204	0,658*	-0,383**	0,060	0,323	1,854*
Constante	21,519***	144,504***	49,798***	60,379***	50,091***	514,619***
R^2 within	0,108	0,095	0,098	0,138	0,062	0,157
R^2 between	0,142	0,452	0,074	0,036	0,056	0,286
R^2 overall	0,118	0,340	0,081	0,008	0,058	0,232
F	15,870***	13,800***	14,300***	20,980***	8,700***	24,500***

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: *Significativo a 10%.

**Significativo a 5%.

***Significativo a 1%.

Obs.: $TMEAN_1$ = número de meses, por ano, com temperatura média abaixo de 15°C.

$TMEAN_2$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 15°C e 18°C.

$TMEAN_3$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 18°C e 21°C.

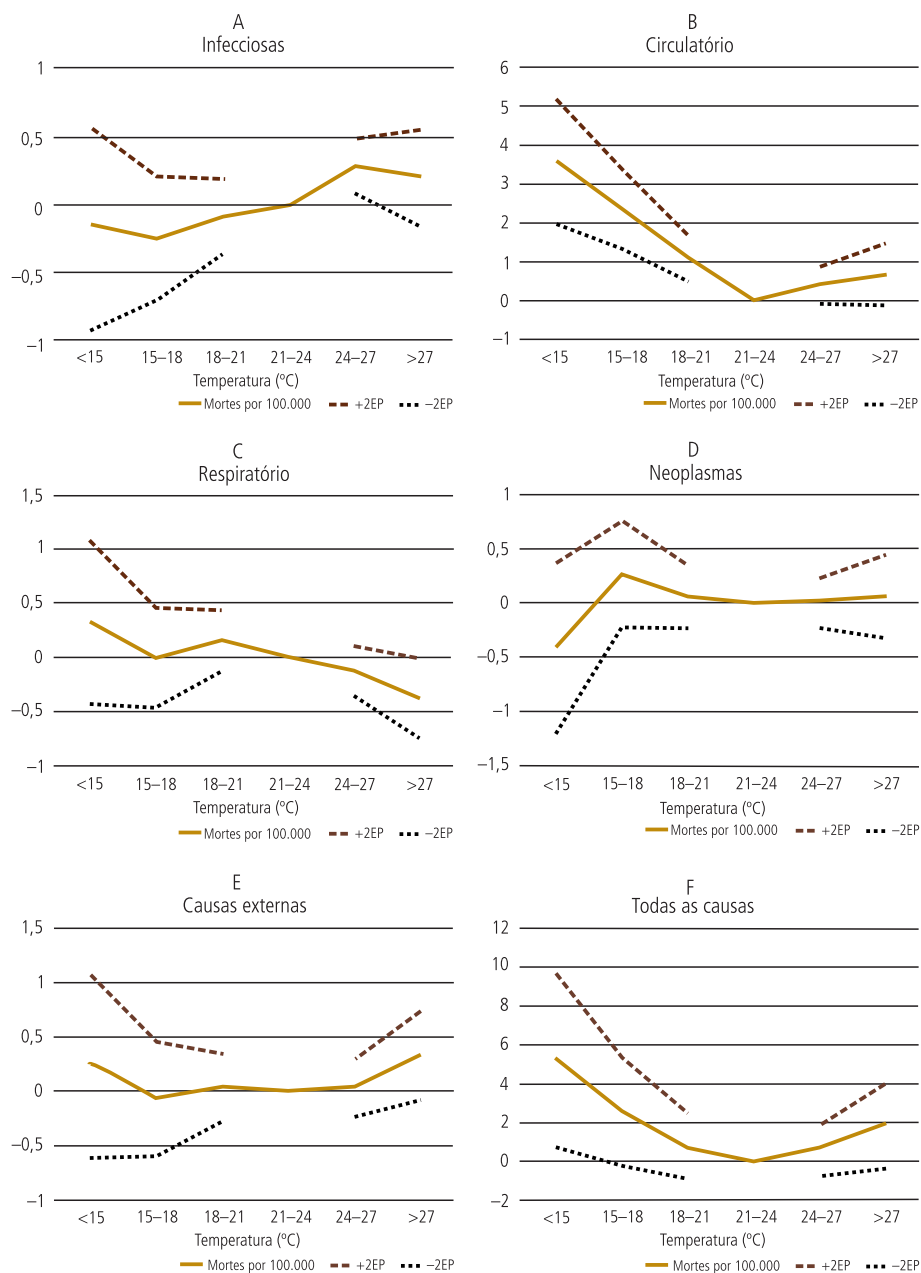
$TMEAN_5$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 24°C e 27°C.

$TMEAN_6$ = número de meses, por ano, com temperatura média acima de 27°C.

As equações estimadas, portanto, parecem descrever o comportamento esperado. Conforme sugerido pela literatura, as baixas temperaturas têm maior efeito de longo prazo sobre a mortalidade. Assim como encontrado por Deschênes e Moretti (2009), as doenças do aparelho circulatório revelam-se o principal canal por meio do qual a temperatura afeta a mortalidade.

GRÁFICO 1

Brasil: coeficientes estimados para o impacto da temperatura sobre a taxa de mortalidade, segundo as principais causas de morte (1980-2002)



Fonte: Resultado da pesquisa.

Obs.: EP = erro-padrão.

A tabela 4 mostra o impacto das temperaturas médias mensais sobre a taxa anual de mortalidade da população brasileira, considerando-se todas as causas de morte. Os resultados são reportados por sexo e faixa etária. A relação entre temperatura e mortalidade é mais clara nas equações para as primeiras e as últimas faixas etárias. No geral, os resultados mostram uma relação não linear em forma de U ou J invertido entre temperatura e mortalidade, de modo que quanto maior a frequência de meses no ano com temperaturas muito baixas ou altas, maior a taxa de mortalidade. Há um maior número de parâmetros significativos para as primeiras faixas etárias (menor que 1 ano, 1-4 e 5-14 anos). A alta vulnerabilidade nas primeiras faixas etárias está em linha com os resultados de Rosenberg *et al.* (2000). Para as faixas etárias 15-24 e 25-34 anos, o impacto da temperatura sobre a mortalidade é praticamente nulo, tanto pela magnitude quanto pela significância dos coeficientes. Os parâmetros tornam-se maiores novamente nas faixas etárias mais elevadas, implicando maiores efeitos de variações na temperatura sobre a mortalidade.

A magnitude dos parâmetros estimados das equações relativas ao sexo masculino é, na maioria da vezes, maior que a dos referentes ao sexo feminino, refletindo o fato de que os homens possuem uma maior probabilidade de morte, independentemente da faixa etária. Temperaturas extremas afetam consideravelmente crianças com menos de 1 ano de idade, principalmente as do sexo masculino. Um mês com temperatura abaixo de 15°C eleva a taxa anual de mortalidade em 121,44 mortes por 100 mil habitantes para os meninos e 14,39 para as meninas (este último não é estatisticamente significativo). No outro extremo, um mês com a temperatura média acima dos 27°C aumenta a taxa de mortalidade em 66,33 para os meninos e 37,41 para as meninas.

Para entender melhor essa diferença no impacto da temperatura sobre a morte de bebês de diferentes sexos, estimaram-se também equações de mortalidade por doenças infecciosas, respiratórias e do aparelho circulatório para crianças com menos de 1 ano de idade (tabela 5).

Conforme os resultados, o maior efeito das temperaturas sobre a taxa de mortalidade dos bebês do sexo masculino parece ter relação com as doenças infecciosas e parasitárias (especialmente as ligadas ao frio), que são a principal causa de morte entre as crianças com menos de 1 ano de idade, depois das afecções originadas no período perinatal (tabela 2). Um mês com temperaturas abaixo de 15°C, por exemplo, eleva a taxa anual de mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias dos bebês masculinos em 31,13 mortes por 100 mil habitantes, contra 21,6 no caso dos femininos.

TABELA 4
Brasil: coeficientes estimados para o impacto da temperatura sobre a taxa de mortalidade (todas as causas de morte), por gênero e faixa etária (1980-2002)

Variável	0-1	1-4	5-14	15-24	25-34	34-44	45-54	55-64	65-74	75 ou +
Feminino										
$TMEAN_1$	14,393	3,030	1,533*	0,466	0,629	7,675**	0,865	4,317	26,238	41,268
$TMEAN_2$	9,967	-2,243	0,624	-0,629	0,346	3,184	2,586	0,016	0,638	3,432
$TMEAN_3$	-1,992	-2,136*	0,636*	-0,623	-0,095	1,663	-4,288**	-3,461	-1,260	-10,589
$TMEAN_4$	14,644	0,132	0,261	0,288	0,943	0,592	1,807	1,866	15,155**	15,593
$TMEAN_5$	37,408**	4,113***	0,274	0,857	1,237	1,673	3,119	-1,658	19,050*	14,007
Constante	1.285,502***	46,940***	19,044***	47,524***	65,510***	155,419***	389,911***	836,416***	1,977,049***	7,069,927***
R^2 within	0,214	0,130	0,023	0,019	0,028	0,028	0,024	0,029	0,044	0,052
R^2 between	0,311	0,249	0,079	0,124	0,140	0,199	0,296	0,378	0,408	0,314
R^2 overall	0,253	0,159	0,025	0,028	0,039	0,050	0,074	0,115	0,145	0,128
F	35,800***	19,590***	3,100***	2,500***	3,790***	3,750***	3,210***	3,870***	6,050***	7,200***
Masculino										
$TMEAN_1$	121,439***	4,499	2,180**	1,696	-0,727	1,659	-20,881***	-16,033	1,382	-53,967
$TMEAN_2$	48,900**	3,135	0,652	-0,777	-0,396	-2,048	-5,604	-5,630	18,100	-3,158
$TMEAN_3$	22,455	1,292	0,123	-1,062	-0,013	-2,580	-1,819	-5,345	3,542	8,688
$TMEAN_4$	16,088	1,054	-0,026	-0,106	0,750	-0,617	-1,431	-6,760*	-8,520	-7,184
$TMEAN_5$	66,333***	4,462***	0,046	1,154	1,089	-2,248	0,677	-13,067**	-8,542	-55,121*
Constante	1.508,333***	49,579***	33,705***	143,526***	223,317***	397,503***	689,881***	1,414,704***	2,990,129***	8,234,289***
R^2 within	0,240	0,130	0,028	0,018	0,027	0,029	0,032	0,036	0,046	0,056
R^2 between	0,303	0,244	0,130	0,024	0,087	0,254	0,288	0,398	0,406	0,280
R^2 overall	0,267	0,159	0,036	0,017	0,039	0,077	0,100	0,157	0,180	0,126
F	41,590***	19,630***	3,750***	2,430***	3,670***	3,950***	4,370***	4,870***	6,300***	7,830***

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: *Significativo a 10%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 1%.

Obs.: $TMEAN_1$ = número de meses, por ano, com temperatura média abaixo de 15°C.

$TMEAN_2$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 15°C e 18°C.

$TMEAN_3$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 18°C e 21°C.

$TMEAN_4$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 24°C e 27°C.

TABELA 5

Brasil: coeficientes estimados para o impacto da temperatura sobre a taxa de mortalidade de bebês e idosos, por gênero e principais causas de morte (1980-2002)

Variável	Circulatório		Infecciosas		Respiratório	
	0-1	75 ou +	0-1	75 ou +	0-1	75 ou +
Feminino						
$TMEAN_1$	-0,513	85,104**	21,564**	0,844	20,447***	-9,850
$TMEAN_2$	0,427	51,974**	9,475	-2,741	7,732*	-1,457
$TMEAN_3$	0,595	27,866**	4,815	-2,330	2,747	0,114
$TMEAN_5$	0,241	2,744	10,251***	-1,305	5,107**	-8,353*
$TMEAN_6$	0,156	7,990	7,095	-3,606	4,829	-8,052
Constante	7,914	2.692,901***	88,229***	168,431***	76,596***	870,456***
R^2 within	0,007	0,038	0,093	0,007	0,052	0,039
R^2 between	0,023	0,551	0,069	0,136	0,214	0,022
R^2 overall	0,007	0,256	0,088	0,024	0,072	0,034
F	0,940	5,180***	13,520***	0,940	7,170***	5,300***
Masculino						
$TMEAN_1$	1,884	78,966**	31,135***	-23,850**	7,652	-12,348
$TMEAN_2$	2,526*	61,591***	15,290**	-10,350*	2,553	-10,614
$TMEAN_3$	2,913***	42,481***	10,327**	0,793	3,124	-2,182
$TMEAN_5$	0,242	18,599*	13,495***	-5,059*	5,845**	-11,930**
$TMEAN_6$	0,380	14,638	8,788	-4,706	4,034	-17,599**
Constante	9,990	2.717,038***	51,281	230,362***	91,867***	1.289,648***
R^2 within	0,009	0,046	0,106	0,008	0,070	0,050
R^2 between	0,029	0,556	0,050	0,147	0,199	0,016
R^2 overall	0,007	0,268	0,092	0,026	0,087	0,019
F	1,140***	6,270***	15,650***	1,070	9,940***	6,960***

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: *Significativo a 10%.

**Significativo a 5%.

***Significativo a 1%.

Obs.: $TMEAN_1$ = número de meses, por ano, com temperatura média abaixo de 15°C.

$TMEAN_2$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 15°C e 18°C.

$TMEAN_3$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 18°C e 21°C.

$TMEAN_5$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 24°C e 27°C.

$TMEAN_6$ = número de meses, por ano, com temperatura média acima de 27°C.

Estudos apontam que os bebês do sexo masculino têm maior probabilidade de morrer que os do sexo feminino. Segundo Ferreira (1990), um dos motivos para essa diferença é que o processo de maturação dos pulmões durante o desenvolvimento fetal é mais lento para o sexo masculino. Além disso, as meninas têm um sistema imunológico mais forte e os meninos têm 60% a mais de chances de nascer prematuros e sofrer de problemas respiratórios e outras complicações. Os meninos tendem a provocar partos com maior risco e dificuldade, por terem o corpo e a cabeça maiores.

Quanto aos idosos, os resultados da tabela 4 indicam que as altas temperaturas têm um efeito positivo sobre a mortalidade feminina (algumas vezes estatisticamente não significativo, como na faixa 75 anos ou mais) e negativo sobre a mortalidade masculina. Como sugerem os resultados reportados na tabela 5, isso parece ter relação com as doenças do aparelho respiratório, que são a segunda principal causa de morte entre as pessoas com 75 anos ou mais (tabela 2). Os idosos do sexo masculino parecem ser mais sensíveis a essas doenças e as temperaturas mais elevadas tendem a beneficiá-los: um mês com temperatura acima de 27°C reduz a taxa de mortalidade deles em 17,60 mortes por 100 mil habitantes, contra 8,05 no caso delas (não significativo estatisticamente, neste último caso).

A tabela 6 mostra as estimativas dos impactos das mudanças climáticas sobre a mortalidade anual no Brasil nos períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099. Estes resultados foram obtidos a partir dos coeficientes estimados da equação (7) e das projeções de variação das temperaturas médias mensais.

Empregando-se a expressão (8), encontrou-se o número anual adicional de mortes devido às mudanças climáticas para cada grupo demográfico de cada AMC nos períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099. A seguir, somou-se o número de mortes de todas as AMCs para cada grupo demográfico, obtendo-se a mortalidade adicional para cada grupo no Brasil como um todo.

Os resultados mostram que o maior aumento no número de mortes anuais nos três períodos é previsto para as crianças com menos de 1 ano de idade. No período 2010-2039, por exemplo, estima-se que haverá cerca de 631 mortes adicionais por ano entre as meninas e 774 entre os meninos (cenário A1B). Entretanto, a maior variação percentual na taxa anual de mortalidade ocorrerá na faixa etária 1-4 anos. Entre 2010 e 2039, por exemplo, o número adicional anual de mortes nesta faixa equivale a um aumento de 4,8% e 2,5% em relação à taxa de mortalidade anual média feminina e masculina, respectivamente, do período 1980-2002 (de acordo com o cenário A1B).

Para algumas faixas etárias (5-14, 35-44 e 55-64), prevê-se que as mudanças climáticas provocarão uma pequena redução no número anual de mortes, tanto para homens quanto para mulheres. Para as faixas etárias 65-74 e 75 anos ou mais, os resultados são diferentes entre homens e mulheres: enquanto para elas está previsto um aumento na mortalidade anual, para eles projeta-se uma redução. Isso ocorre principalmente por causa da relação inversa entre altas temperaturas e mortalidade de idosos do sexo masculino. Como se prevê um aumento na frequência de meses mais quentes no futuro, os resultados deste estudo têm indicado uma queda da mortalidade entre os homens idosos.

TABELA 6

Brasil: estimativa do impacto das mudanças climáticas sobre a mortalidade anual (2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099)

Faixa etária	Feminino				Masculino			
	Mortes anuais		Variação na taxa de mortalidade (%) ¹		Mortes anuais		Variação na taxa de mortalidade (%) ¹	
	A1B	A2	A1B	A2	A1B	A2	A1B	A2
2010-2039								
0-1	631,4	607,9	1,4	1,3	773,6	780,2	1,3	1,3
1-4	424,9	408,2	4,8	4,6	259,1	255,7	2,5	2,5
5-14	-62,0	-55,5	-1,1	-1,0	-82,9	-73,0	-1,0	-0,8
15-24	174,3	165,8	1,8	1,7	251,8	244,1	0,8	0,8
25-34	87,6	83,2	0,6	0,6	129,9	120,3	0,4	0,3
35-44	-132,5	-112,5	-0,7	-0,6	-103,9	-100,3	-0,2	-0,2
45-54	171,9	169,0	0,6	0,6	454,9	416,3	0,8	0,8
55-64	-87,2	-82,9	-0,2	-0,2	-173,1	-171,4	-0,3	-0,2
65-74	214,3	205,4	0,3	0,3	-261,8	-237,9	-0,3	-0,3
75 ou +	39,2	42,8	0,0	0,0	-540,5	-528,5	-0,5	-0,5
Total	1.462,0	1.431,5	0,4	0,4	707,1	705,4	0,1	0,1
2040-2069								
0-1	1.353,2	1.343,6	3,0	3,0	1.783,3	1.794,3	3,0	3,0
1-4	845,3	834,5	9,5	9,3	550,2	552,4	5,4	5,4
5-14	-72,3	-68,8	-1,3	-1,2	-132,2	-128,0	-1,5	-1,5
15-24	381,4	374,2	3,9	3,8	522,5	515,0	1,8	1,7
25-34	253,3	250,2	1,9	1,8	309,7	304,5	0,8	0,8
35-44	-138,0	-126,8	-0,7	-0,6	-232,1	-239,2	-0,5	-0,6
45-54	387,6	384,8	1,3	1,3	722,0	709,2	1,3	1,3
55-64	-143,5	-147,3	-0,3	-0,3	-625,5	-627,1	-0,9	-0,9
65-74	794,1	782,4	1,3	1,2	-672,3	-651,5	-0,8	-0,8
75 ou +	270,9	263,8	0,2	0,2	-1.297,5	-1.289,1	-1,3	-1,3
Total	3.932,0	3.890,6	1,1	1,1	928,1	940,4	0,2	0,2
2070-2099								
0-1	1.984,8	2.296,9	4,4	5,1	2.806,9	3.243,7	4,7	5,5
1-4	1.209,1	1.394,5	13,5	15,6	832,4	953,8	8,2	9,3
5-14	-69,7	-81,0	-1,2	-1,4	-148,6	-154,8	-1,7	-1,8
15-24	554,0	652,5	5,7	6,7	774,6	916,2	2,6	3,1
25-34	394,3	476,2	2,9	3,5	447,1	517,3	1,2	1,4
35-44	-65,5	-49,8	-0,3	-0,2	-370,7	-389,9	-0,9	-0,9
45-54	606,9	790,3	2,1	2,7	889,2	959,9	1,7	1,8
55-64	-221,7	-211,4	-0,5	-0,5	-1.068,9	-1.266,2	-1,5	-1,8
65-74	1.274,6	1.556,2	2,0	2,5	-943,0	-1.085,4	-1,1	-1,3
75 ou +	455,9	606,5	0,4	0,5	-2.016,0	-2.369,4	-2,0	-2,4
Total	6.122,7	7.430,8	1,7	2,1	1.202,9	1.325,2	0,2	0,3

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: ¹Variação percentual anual média na taxa de mortalidade em relação à taxa anual média de mortalidade do período 1980-2002.

Esse impacto benéfico das mudanças climáticas sobre a mortalidade dos idosos masculinos tem um efeito redutor sobre o cômputo geral do número de mortes anuais adicionais para os homens. Como resultado disso, nos três períodos analisados, o número anual adicional de mortes de mulheres é bem superior ao dos homens.

O número adicional anual de mortes previsto para o período 2010-2039 equivale a um aumento de 0,4% e 0,1%, em relação à taxa de mortalidade anual média de homens e mulheres, no período 1980-2002. O número adicional de mortes de mulheres no período 2040-2069 (3.932 por ano, no cenário A1B) será 2,7 vezes maior do que o previsto para o período 2010-2039 (1.462) e, no período 2070-2099, será 4 a 5 vezes maior (6.123). Para os homens, projeta-se um incremento anual no número de mortes menor: 707, em 2010-2039; 928, em 2040-2069; e 1.203, em 2070-2099.

Em 2070-2099, os resultados mostram maiores impactos no cenário A2 que no A1B. Até a metade do século, o cenário A1B prevê maior elevação da temperatura, em razão do crescimento econômico muito rápido. Em meados do século, a população global alcançará um pico, passará a declinar, e novas e mais eficientes tecnologias serão rapidamente introduzidas. O cenário A2, por seu lado, pressupõe um crescimento econômico mais lento, de modo que, inicialmente, haverá menores emissões e elevação da temperatura. Como a população e a economia continuarão crescendo, esse cenário prevê maior nível de emissões e elevação da temperatura nas últimas décadas deste século (IPCC, 2000).

Deschênes e Greenstone (2007) calcularam o impacto estimado das mudanças climáticas sobre a mortalidade anual nos Estados Unidos, no período 2070-2099, aplicando o cenário A1F1 ao modelo Hadley 3. Para esse país, eles encontraram que o maior aumento anual da mortalidade se dará na faixa etária 75 anos ou mais. O número adicional de mortes nessa faixa será quase três vezes maior para o sexo feminino. Entretanto, o impacto sobre os idosos do sexo masculino também é positivo, ainda que menor. No cômputo geral, o aumento anual no número de mortes será semelhante para homens e mulheres, ainda que ligeiramente maior para elas: 17.597 mortes para elas e 17.567 para eles. Isso representará uma elevação anual de 1,8% e 1,6% na taxa de mortalidade de mulheres e homens, respectivamente. No que tange ao sexo feminino, este valor é semelhante ao encontrado com o cenário A1B no presente estudo (aumento de 1,7%).

Uma ressalva deve ser feita aos resultados reportados na tabela 6: se a tendência de envelhecimento da população brasileira se mantiver nos próximos anos, a estimativa do impacto das mudanças climáticas sobre a mortalidade anual total estará superestimada. Neste trabalho, observa-se o que aconteceria se apenas as temperaturas se modificassem e tudo o mais permanecesse constante (a estrutura etária, por exemplo). Como os resultados mostram que as mudanças climáticas afetam principalmente as crianças, o envelhecimento da população tenderia a reduzir os impactos totais.

A tabela 7 apresenta o impacto estimado das mudanças climáticas sobre a taxa anual de mortalidade por UF do Brasil. Os valores mostrados correspondem à variação percentual anual média na taxa de mortalidade nos períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099, em relação à taxa anual média do período 1980-2002. Como se observa, as mudanças previstas na temperatura, *ceteris paribus*, devem levar a um aumento da taxa de mortalidade em quase todo o país, com exceção dos estados do Sul e de São Paulo, que apresentarão uma pequena redução (no último, apenas no período 2010-2039).

TABELA 7

Brasil: estimativa do impacto das mudanças climáticas sobre a taxa de mortalidade, segundo as UFs (2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099)

UFs	2010-2039		2040-2069		2070-2099	
	A1B	A2	A1B	A2	A1B	A2
Rondônia	2,2	2,2	3,1	3,1	3,1	3,1
Acre	2,6	2,6	3,5	3,3	3,7	3,7
Amazonas	3,2	3,2	3,3	3,3	3,3	3,3
Roraima	2,8	2,8	4,2	4,2	4,2	4,2
Pará	1,8	1,7	2,4	2,4	2,4	2,4
Amapá	1,5	0,5	2,7	2,7	2,8	2,8
Tocantins	2,4	2,2	3,2	3,2	3,3	3,3
Maranhão	2,8	2,7	3,0	3,0	3,0	3,0
Piauí	1,6	1,6	1,8	1,8	1,8	1,9
Ceará	0,9	0,9	1,8	1,8	1,9	2,0
Rio Grande do Norte	0,6	0,6	1,0	1,0	1,4	1,5
Paraíba	0,3	0,3	1,0	1,0	1,2	1,4
Pernambuco	0,3	0,3	0,9	0,9	1,2	1,3
Alagoas	0,6	0,5	1,0	0,9	1,3	1,5
Sergipe	0,7	0,7	1,2	1,2	1,6	1,6
Bahia	0,5	0,5	1,3	1,3	2,1	2,3
Minas Gerais	0,0	0,0	0,3	0,3	0,9	1,1
Espírito Santo	0,0	0,0	0,5	0,5	1,1	1,2
Rio de Janeiro	0,2	0,2	0,4	0,4	0,6	0,8
São Paulo	-0,1	-0,1	0,1	0,1	0,3	0,6
Paraná	-0,3	-0,3	-0,4	-0,4	-0,3	-0,2
Santa Catarina	-0,4	-0,4	-0,6	-0,5	-0,6	-0,6
Rio Grande do Sul	-0,4	-0,3	-0,5	-0,5	-0,5	-0,5
Mato Grosso do Sul	0,4	0,4	1,4	1,4	1,9	2,0
Mato Grosso	2,0	2,0	3,0	3,0	3,6	3,6
Goiás	0,3	0,3	1,3	1,2	2,1	2,5
Distrito Federal	0,8	0,8	1,4	1,4	1,9	3,1

Fonte: Resultado da pesquisa.

Obs.: Os valores correspondem à variação percentual anual média na taxa de mortalidade em relação à taxa anual média de mortalidade do período 1980-2002.

O Norte será a região mais afetada e, em especial, o estado de Roraima que, nos períodos 2040-2069 e 2070-2099, experimentará um aumento anual médio na taxa de mortalidade de 4,2%, em relação à taxa anual média do período 1980-2002. No período 2010-2039, o Amazonas será o estado mais atingido, com um aumento de 3,2%. Os estados do Norte se deparam atualmente com uma concentração de temperaturas médias mensais na faixa 24°C-27°C. A previsão é que a temperatura passe a se concentrar mais na faixa acima de 27°C, o que explica o maior aumento da mortalidade nessa região.

No caso dos estados do Sul, haverá um declínio no número de meses com temperaturas médias nas faixas mais perigosas para a saúde (abaixo de 15°C e entre 15°C e 18°C) e um aumento na frequência de meses com temperaturas nas faixas de maior conforto térmico (18°C-24°C). Com isso, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul devem experimentar uma pequena redução na taxa de mortalidade nas próximas décadas, principalmente Santa Catarina. No Centro-Oeste, destaca-se o estado de Mato Grosso, onde a taxa de mortalidade aumentará 2% ao ano (a.a.), no período 2010-2039; 3%, entre 2040 e 2069; e 3,6%, entre 2070 e 2099.

4.3 Estimativa de adaptação: impacto das mudanças climáticas sobre o consumo residencial de energia elétrica

Analisa-se, agora, como variações na temperatura afetam o consumo residencial de energia elétrica. Na tabela 8, apresentam-se os parâmetros estimados da equação (9). Os coeficientes das variáveis *TMEAN_j* indicam a variação estimada no consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica, em relação ao consumo associado a um mês com temperatura média entre 21°C e 24°C, causada por um mês com temperatura média na faixa *j*.

Inicialmente, cumpre destacar que a elasticidade-renda do consumo de energia foi estimada em 0,116, indicando que uma elevação de 10% no PIB *per capita* (mantendo-se as demais variáveis constantes) provoca um aumento de 1,16% no consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica, em média. A elasticidade-preço encontrada foi de -0,015, o que mostra que um aumento de 100% na tarifa reduz o consumo em 1,5% (este parâmetro não foi significativo a 10%).

A tabela 8 mostra que a relação entre temperatura e consumo residencial de energia elétrica no Brasil é positiva e relativamente linear, de tal maneira que baixas temperaturas reduzem o consumo, e altas temperaturas o elevam. Assim, no Brasil, não ocorre o mesmo que em países que experimentam temperaturas mais frias no inverno, como os Estados Unidos. Deschênes e Greenstone (2007), por exemplo, encontraram uma relação em forma de U para os Estados Unidos, de modo que o consumo de energia aumenta tanto em dias muito frios quanto naqueles mais quentes. Oliveira, Silveira e Braga (2000), ao analisarem a sazonalidade do con-

sumo de energia elétrica no Brasil para o período 1976-1997, encontraram que o setor residencial apresenta maiores consumos no verão e menores no inverno, corroborando que a relação entre consumo e temperatura é relativamente linear.

TABELA 8

Brasil: coeficientes estimados da equação de consumo *per capita* de energia elétrica no setor residencial (1991-2002)

Variável	Coeficiente estimado
$TMEAN_1$	-0,013
$TMEAN_2$	-0,004
$TMEAN_3$	0,004
$TMEAN_5$	0,001
$TMEAN_6$	0,015***
$\ln (PIB)$	0,116***
$\ln (TAR)$	-0,015
Constante	5,631***
R^2 within = 0,902	
R^2 between = 0,583	
R^2 overall = 0,333	
$F = 95,980***$	

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: *Significativo a 10%.

**Significativo a 5%.

***Significativo a 1%.

Obs.: 1. A equação também inclui variáveis para precipitação e efeitos fixos para as Unidades da Federação e os anos.

2. $TMEAN_1$ = número de meses, por ano, com temperatura média abaixo de 15°C.

$TMEAN_2$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 15°C e 18°C.

$TMEAN_3$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 18°C e 21°C.

$TMEAN_5$ = número de meses, por ano, com temperatura média entre 24°C e 27°C.

$TMEAN_6$ = número de meses, por ano, com temperatura média acima de 27°C.

Os resultados indicam que um mês com temperatura média abaixo de 15°C provoca, em média, uma redução no consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica de 1,3% (não significativo). No outro extremo, um mês com temperatura média acima de 27°C eleva o consumo em 1,5%.

Como a relação entre temperatura e consumo de energia é relativamente linear e os GCMs preveem uma redução na frequência de meses frios e um aumento concomitante na de meses quentes, a tendência é que haja uma elevação do consumo no território brasileiro nos próximos anos. A tabela 9 mostra qual será o impacto estimado das mudanças climáticas sobre o consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica nos períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099.

Conforme mostra a tabela 9, o consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica no Brasil poderá crescer 5,4 kWh no período 2010-2039; entre 9,6 kWh e 9,7 kWh, no período 2040-2069; e de 17,8 kWh a 26,5 kWh, entre 2070 e 2099.

Esse aumento, cumpre enfatizar, se deve apenas às variações no clima. Novamente, os impactos são ligeiramente maiores no cenário A1B, para os períodos 2010-2039 e 2040-2069; e no A2, para o período 2070-2099. Ressalta-se que estas previsões podem estar superestimando o consumo futuro, pois não levam em consideração alterações que possivelmente ocorrerão, como a construção de casas com maior conforto térmico e/ou o surgimento de novas tecnologias de arrefecimento que consomem menos energia por unidade de tempo.

TABELA 9

Brasil: estimativa do impacto das mudanças climáticas sobre o consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica (2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099)

	2010-2039		2040-2069		2070-2099	
	A1B	A2	A1B	A2	A1B	A2
Consumo adicional (kWh)	5,4	5,4	9,7	9,6	17,8	26,5
Variação (%) ¹	1,3	1,3	2,3	2,3	4,2	6,3

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: ¹Variação percentual em relação ao consumo anual *per capita* médio do período 1991-2002 (420,8 kWh).

4.4 Disposição a pagar para evitar as mudanças climáticas

Multiplicando-se o número adicional previsto de mortes anuais (colunas “Mortes anuais” da tabela 6) de cada grupo demográfico por sua respectiva expectativa de vida (tabela 1), encontra-se a variação anual prevista nos anos de vida destes mesmos grupos. Para cada período, multiplicou-se a variação anual nos anos de vida (considerando-se ambos os sexos e todas as idades) pelo valor de um ano de vida estatística. Os resultados são reportados na tabela 10. Os cálculos são feitos para três períodos (2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099), dois diferentes cenários (A1B e A2) e três diferentes valores de um ano de vida (US\$ 61.392 e US\$ 159.456, retirados do trabalho de Ortiz, Markandya e Hunt (2009); e um valor intermediário, de US\$ 100.000).

Entre 2010 e 2039, estima-se uma perda anual de US\$ 10,5 bilhões relativa às mortes adicionais provocadas pelas mudanças climáticas, considerando-se o cenário A1B e o valor de um ano de vida estatística igual a US\$ 61.392. Quando se considera o valor de um ano de vida igual a US\$ 159.456, as perdas anuais são de US\$ 27,28 bilhões, no cenário A1B; e de US\$ 26,80 bilhões, no A2.

Nos períodos seguintes, uma vez que no geral se prevê um aumento do número adicional de mortes anuais da população (tabela 6), as perdas monetárias irão aumentar. No período 2070-2099, elas poderão chegar a US\$ 107,59 bilhões anuais, quando se considera o maior valor para um ano de vida e o cenário A2. Deschênes e Greenstone (2007), considerando o valor de um ano de vida estatística igual a US\$ 100.000, encontraram perdas anuais de US\$ 40 bilhões, no cenário A2; e US\$ 110 bilhões, no A1F1, para o período 2070-2099. Se este mesmo valor

de um ano de vida for usado para o Brasil, as perdas anuais no fim do século serão de US\$ 57,63 bilhões (cenário A1B); e US\$ 67,47 bilhões (cenário A2).

TABELA 10

Brasil: perdas anuais devido ao impacto das mudanças climáticas sobre a mortalidade (2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099)

(Em US\$ bilhões)

Período	Valor de um ano de vida estatística (US\$)	Cenário	
		A1B	A2
2010-2039	61.392	10,50	10,32
	100.000	17,11	16,80
	159.456	27,28	26,80
2040-2069	61.392	23,36	23,26
	100.000	38,05	37,90
	159.456	60,67	60,43
2070-2099	61.392	35,38	41,42
	100.000	57,63	67,47
	159.456	91,89	107,59

Fonte: Resultado da pesquisa.

Cumpra ainda ressaltar que os valores previstos das perdas nos períodos 2010-2039 e 2040-2069 são maiores no cenário A1B. No período 2070-2099, entretanto, os valores do cenário A2 superam os do A1B. Isso ocorre porque o cenário A1B gera previsões de maior perda de anos de vida, nos dois primeiros períodos; e menores, no último.¹¹

A tabela 11 apresenta as previsões de gasto anual adicional com energia elétrica do setor residencial, nos períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099. Os resultados são mostrados para os cenários A1B e A2. Estes resultados foram obtidos multiplicando-se o consumo anual adicional previsto para o Brasil pelo valor da tarifa média de energia elétrica residencial no país em 2010 (R\$ 300,00 ou US\$ 189,94).¹²

Os resultados indicam que as mudanças climáticas provocarão um aumento anual médio no gasto residencial com energia elétrica de cerca de US\$ 164,03 milhões (cenário A1B), ou US\$ 162,78 milhões (cenário A2), entre 2010 e 2039. No período 2040-2069, este aumento quase dobrará em relação ao de 2010-2039 (gasto anual adicional de US\$ 294,81 milhões, no cenário A1B; e de US\$ 291,56

11. Os resultados mostrados na tabela 10 não levam em consideração as mudanças na expectativa de vida que ocorrerão no futuro. O aumento da expectativa de vida da população eleva o valor *per capita* das perdas monetárias anuais resultantes do impacto das mudanças climáticas sobre a mortalidade (o número de anos de vida perdidos, de cada indivíduo que falece, aumenta). Isso elevaria o valor total das perdas monetárias anuais. Contudo, como enfatizado anteriormente, a tendência ao envelhecimento da população brasileira reduziria o efeito das mudanças climáticas sobre a mortalidade anual total. Assim, o efeito líquido das alterações na expectativa de vida e na estrutura etária da população sobre o valor monetário das perdas anuais dependerá da importância relativa dos dois fatores no futuro.

12. O consumo anual adicional previsto para o Brasil corresponde à multiplicação dos valores previstos de consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica (tabela 9) pela população brasileira média no período 1991-2002.

milhões, no A2). Entre 2070 e 2099, o cenário A2 gera previsões de gastos maiores que o A1B, dado que supõe maiores aumentos na temperatura (US\$ 539,23 milhões, no cenário A1B; e US\$ 803,29 milhões, no A2).

TABELA 11

Brasil: projeções do gasto anual adicional com energia elétrica do setor residencial (2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099)

(Em US\$ bilhões)

Período	Cenário	
	A1B	A2
2010-2039	164,03	162,78
2040-2069	294,81	291,56
2070-2099	539,23	803,29

Fonte: Resultado da pesquisa.

A disposição a pagar para evitar as mudanças climáticas é encontrada, de acordo com a expressão (6) do modelo teórico, somando-se o valor das perdas de vidas (tabela 10) com o valor do gasto adicional com energia elétrica para proteger a saúde (tabela 11). Estes resultados são reportados na tabela 12. Assim como na tabela 10, para cada período, são mostrados valores que variam dependendo do valor de um ano de vida e do cenário considerado.

TABELA 12

Estimativa da disposição anual a pagar da população brasileira para evitar as mudanças climáticas (2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099)

(Em US\$ bilhões)

Período	Valor de um ano de vida estatística (US\$)	Cenário	
		A1B	A2
2010-2039	61.392	10,67	10,48
	100.000	17,27	16,97
	159.456	27,44	26,96
2040-2069	61.392	23,66	23,56
	100.000	38,35	38,19
	159.456	60,97	60,72
2070-2099	61.392	35,92	42,23
	100.000	58,17	68,28
	159.456	92,43	108,39

Fonte: Resultado da pesquisa.

Quando se considera o menor valor da vida estatística, a disposição a pagar da população brasileira para evitar as mudanças climáticas (o impacto das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde) é estimada em US\$ 10,67 bilhões anuais, no cenário A1B; e US\$ 10,48 bilhões, no A2, para o período 2010-2039.

Considerando-se que o PIB brasileiro em 2010 foi de R\$ 3,675 trilhões (US\$ 2,326 trilhões), estas estimativas correspondem a cerca de 0,5% do PIB.

No outro extremo, levando-se em consideração um ano de vida estatística igual a US\$ 159.456, a disposição a pagar para evitar as mudanças climáticas no período 2070-2099 chegará a US\$ 92,43 bilhões por ano (4% do PIB), no cenário A1B; ou US\$ 108,39 bilhões por ano (4,7% do PIB), no cenário A2. Deschênes e Greenstone (2007) encontraram valores de US\$ 145 bilhões (cenário A1F1) e US\$ 55 bilhões (cenário A2) para a disposição anual a pagar, nos Estados Unidos, no período 2070-2099, o que representa 1,1% e 0,4% do PIB americano, respectivamente. Considerando-se o valor de um ano de vida utilizado por eles (US\$ 100 mil), a disposição anual a pagar, no Brasil, entre 2070 e 2099, será de US\$ 58,17 bilhões, no cenário A1B (2,5% do PIB) e de US\$ 68,28 bilhões, no A2 (2,9% do PIB). Assim, observa-se que os valores encontrados para o Brasil são maiores em termos de proporção do PIB.

Algumas advertências a respeito destes resultados devem ser feitas. Em primeiro lugar, as estimativas para os períodos 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099 pressupõem algumas suposições fortes: as previsões de mudanças climáticas estão corretas; os preços relativos permanecerão constantes (tarifas de energia e preços dos serviços médicos, por exemplo); as tecnologias médicas e as relacionadas à energia elétrica serão as mesmas; e as características demográficas da população brasileira, tais como estrutura de idade, expectativa de vida e sua distribuição geográfica, permanecerão inalteradas.

Em segundo lugar, estes resultados não refletem o impacto completo das mudanças climáticas sobre a saúde. As mudanças nos níveis de temperatura deverão também alterar a incidência de morbidades, o que não foi captado neste estudo. As mudanças climáticas podem, ainda, afetar a saúde humana por meio de outros canais, como alterações no ambiente de vetores de doenças infecciosas (malária e dengue, por exemplo) e efeitos de eventos climáticos extremos (inundações, secas, tempestades etc.). Essas questões também não foram analisadas.

Por fim, as estimativas provavelmente superestimam o impacto das mudanças climáticas sobre a mortalidade e o consumo residencial de energia elétrica. A estratégia empírica deste trabalho se baseia em flutuações interanuais no clima (e não em mudanças permanentes), e as estimativas derivam de modelos de equilíbrio parcial. Os agentes se adaptam, e o modelo não capta estas adaptações. Os indivíduos provavelmente adquirirão novos bens que lhes protejam das variações na temperatura e construirão casas com maior conforto térmico. As novas tecnologias de arrefecimento que surgirão no futuro provavelmente consumirão menos energia por unidade de tempo. Mudanças climáticas permanentes deverão ocasionar alguma migração, especialmente de pessoas que vivem na região Nordeste, pois

esta poderá se tornar árida. Além disso, ainda que o consumo de energia elétrica provavelmente capture boa parte dos gastos para preservar a saúde, as mudanças climáticas poderão induzir outras formas de adaptação, como, por exemplo, praticar exercícios em recintos fechados, em vez de ao ar livre, e mudar a hora do dia em que se sai de casa. Ao não considerar essas possíveis adaptações, este trabalho pode estar superestimando os impactos das mudanças climáticas sobre a mortalidade.¹³

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve por objetivo desenvolver uma estimativa do impacto das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde no Brasil. Por meio de estimações de equações de mortalidade, com dados em painel, e de projeções climáticas, encontrou-se que as mudanças no clima afetam a mortalidade no Brasil, mas este efeito é bastante heterogêneo, dependendo do sexo e da idade dos indivíduos.

Os resultados encontrados assemelham-se aos de estudos feitos para outros países, entretanto, algumas diferenças merecem destaque. No Brasil, os maiores aumentos no número anual de mortes estão previstos para as crianças com menos de 1 ano de idade, enquanto nos Estados Unidos, por exemplo, o maior impacto se dá sobre os idosos. Em relação aos idosos, os resultados para os Estados Unidos indicam maior mortalidade para ambos os sexos, embora bem maior para as mulheres. No caso do Brasil, prevê-se um aumento da mortalidade das mulheres idosas e uma redução da mortalidade dos idosos do sexo masculino.

Ainda que a mortalidade infantil tenha diminuído nas últimas décadas, as crianças ainda necessitam de bastante atenção, principalmente porque se prevê que elas serão o grupo mais afetado pelas mudanças climáticas no Brasil. O poder público deverá dirigir sua atenção principalmente para as populações da região Norte, do Maranhão, do Mato Grosso e do Distrito Federal, pois serão as mais afetadas pelos impactos das mudanças climáticas sobre a mortalidade. Isso implica facilitar o acesso a tecnologias que mitigam os danos causados pelas altas temperaturas (como o ar-condicionado), ampliar o acesso à energia elétrica, instituir tarifas de energia mais baixas para as pessoas mais carentes e/ou em épocas de maior calor e melhorar a infraestrutura de saúde para o atendimento das vítimas do clima.

Devido ao uso de aparelhos que protegem a saúde dos efeitos danosos do clima, o consumo residencial anual *per capita* de energia elétrica no Brasil poderá crescer nos anos seguintes. Entre 2070 e 2099, por exemplo, previu-se um aumento anual de 17,8 kWh a 26,5 kWh. Assim, para que o bem-estar econômico e social não seja comprometido pela inconstância no fornecimento de energia elétrica, o Estado deveria tanto promover o aumento de sua oferta quanto implantar políticas de gestão da demanda.

13. Os autores são gratos aos pareceristas pelas considerações a respeito da superestimação de resultados quando não se incorporam todas as possíveis formas de adaptação nas estimativas.

Algumas limitações deste trabalho merecem ser destacadas, notadamente devido à carência de dados. Alguns importantes condicionantes da mortalidade não puderam ser incorporados nas estimações, como as diferenças municipais em termos de gastos com saúde, saneamento, número de profissionais de saúde e de leitos hospitalares, presença de ar-condicionado nos lares etc. Com isso, tentou-se captar sua influência por meio da inclusão de efeitos fixos para municípios e UF/ano. O uso de dados de temperaturas médias mensais talvez não capte impactos de choques térmicos de curta duração. Assim, o melhor seria usar dados de temperaturas médias diárias, bem como informações sobre a variabilidade da temperatura. Além disso, para uma avaliação mais completa dos impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde, também deveria ser analisado o efeito do clima sobre a morbidade.

Diante disso, havendo uma maior disponibilidade de informações no futuro, sugere-se que novos trabalhos possam ser realizados para analisar os impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde no Brasil, de modo a encontrar resultados que complementem os deste estudo.

ABSTRACT

This study aimed at assessing the health-related welfare impacts of climate change in Brazil. By analyzing a panel of Brazilian municipalities, we found that climate change affects mostly children and women mortality rates. Welfare cost estimates also incorporate additional energy-related expenditures aimed to maintain thermal comfort and to preserve individuals' health. Adaptation to new climate conditions may increase annual residential energy consumption by around 6%. Our results suggest that health-related welfare impacts could reach 4.7% of Brazilian GDP.

Keywords: climate change; mortality; adaptation; welfare.

REFERÊNCIAS

ALBERINE, A.; MASTRANGELO, E.; PITCHER, H. Climate change and human health: assessing the effectiveness of adaptation to heat waves. *In*: AERE WORKSHOP, 2008, Berkeley. **Anais...** Berkeley: Association of Environmental and Resource Economists, 2008. Disponível em: <<http://www.aere.org/meetings/2008AEREWorkshop.php>>. Acesso em: 9 mar. 2010.

ASSUNÇÃO, J.; FERES, F. C. **Climate migration. Background paper for World Bank flagship report on climate change in Latin America Low Carbon, high growth**: Latin America responses to climate change. World Bank Latin American and Caribbean Studies, 2008.

BARBIERI, A. F. *et al.* Climate change and population migration in Brazil's Northeast: scenarios for 2025-2050. **Population and environment**, v. 31, p. 344-370, 2010.

BARRECA, A. **Climate change, humidity, and mortality in the United States**. New Orleans: Tulane University, May 2009. 50 p. (Tulane Economics Working Paper Series, n. 906).

CÂMARA, F. P. *et al.* Clima e epidemias de dengue no estado do Rio de Janeiro. **Revista da sociedade brasileira de medicina tropical**, v. 42, n. 2, p. 137-140, mar./abr. 2009.

CAVALINI, L. T. Correção de sub-registros de óbitos e proporção de internações por causas mal definidas. **Saúde pública**, v. 41, n. 1, p. 85-93, 2007.

CONFALONIERI, U. E. C. Mudança climática global e a saúde humana no Brasil. **Parcerias estratégicas**, n. 27, p. 323-349, 2008.

CONFALONIERI, U. E. C.; MARINHO, D. P.; RODRIGUEZ, R. E. Public health vulnerability to climate change in Brazil. **Climate research**, Oldendorf (Luhe), v. 40, n. 2 e 3, p. 175-186, Dec. 2009.

CONFALONIERI, U. E. C.; MENNE, B. Human health. *In*: PARRY, M. L. *et al.* (Ed.). **Climate change 2007: impacts, adaptation and vulnerability**. Cambridge (UK): Cambridge University Press, 2007. p. 391-432.

CRU – CLIMATIC RESEARCH UNIT. **Norwich**: CRU. Disponível em: <<http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/hrg/>>. Acesso em: 15 fev. 2011.

DATASUS – DEPARTAMENTO DE INFORMÁTICA DO SUS. **Mortalidade**: download de arquivos. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/sim/dados/indice.htm>>. Acesso em: 2 ago. 2010.

DESCHÊNES, O.; GREENSTONE, M. **Climate change, mortality, and adaptation**: evidence from annual fluctuations in weather in the US. Cambridge: National Bureau of Economic Research, June 2007. (NBER Working Paper Series, n. 13.178). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w13178>>. Acesso em: 9 mar. 2010.

DESCHÊNES, O.; GREENSTONE, M.; GURYAN, J. Climate change and birth weight. **American economic review**, Pittsburgh, v. 99, n. 2, p. 211-217, May 2009.

DESCHÊNES, O.; MORETTI, E. Extreme weather events, mortality, and migration. **The review of economics and statistics**, Cambridge, v. 91, n. 4, p. 659-681, Nov. 2009.

FERNÁNDEZ-RAGA, M.; TOMÁS, C.; FRAILE, R. Human mortality seasonality in Castile-León, Spain, between 1980 and 1998: the influence of temperature, pressure and humidity. **International journal of biometeorology**, Berlin/Heidelberg, v. 54, Jan. 2010.

FERREIRA, C. E. C. **Mortalidade infantil e desigualdade social em São Paulo**. 1990. 47 f. Tese (Doutorado em Saúde Pública) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 1990.

FERREIRA FILHO, J. B. S.; HORRIDGE, M. J. **Climate change impacts on agriculture and internal migrations in Brazil**. *In*: CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS, 13., 2010. Conference Papers, 2010.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2002. 1.024 p.

GROSSMAN, M. The human capital model. *In*: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. **Handbook of health economics**. Amsterdam: North-Holland, 2000. v. 1A.

HAINES, A. *et al.* Climate change and human health: impacts, vulnerability, and mitigation. **Harben lecture**, Londres, v. 367, p. 2.101-2.109, June 2006.

HARRINGTON, W.; PORTNEY, P. R. Valuing the benefits of health and safety regulation. **Journal of urban economics**, v. 22, n. 1, p. 101-112, July 1987.

HÜBLER, M.; KLEPPER, G.; PETERSON, S. Costs of climate change: the effects of rising temperatures on health and productivity in Germany. **Ecological economics**, Amsterdam, v. 68, n. 1 e 2, p. 381-393, Dec. 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Tábuas completas de mortalidade – 2002**. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadevida/2002/default.shtm>>. Acesso em: 4 jul. 2011.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Base de dados macroeconômicos do Ipea – Ipeadata**. Brasília: Ipea. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 9 ago. 2010.

IPCC – INTERNATIONAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. **Special report on emissions scenarios**. Cambridge (UK): Cambridge University Press, 2000.

_____. **Climate change 2007: synthesis report**. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. In: CORE WRITING TEAM; PACHAURI, R. K.; REISINGER, A. (Ed.). Geneva: IPCC, 2007. 104 p.

LIMA, E. A.; FIRMINO, J. L. M.; GOMES FILHO, M. F. A relação da previsão de precipitação pluviométrica e casos de dengue nos estados de Alagoas e Paraíba Nordeste do Brasil. **Revista brasileira de meteorologia**, v. 23, n. 3, p. 264-269, 2008.

LOBELL, D. B. *et al.* Prioritizing climate change adaptation needs for food security in 2030. **Science**, v. 319, n. 607, p. 607-610, 2008.

LOWE, R. *et al.* The development of an earlier warning system for climate-sensitive disease risk with a focus on dengue epidemics in Southeast Brazil. **Statistics in medicine**, doi: 10.1002/sim.5549, 2012.

MARENGO, J. A. *et al.* **Caracterização do clima atual e definição das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do século XXI**. Brasília: Ministério do Meio Ambiente (MMA), Secretaria de Biodiversidade e Florestas (SBF), Diretoria de Conservação da Biodiversidade (DCBio), 2007. 50 p.

MEEHL, G. A.; STOCKER, T. F. Global climate projections. In: SOLOMON, S. *et al.* (Ed.). **Climate change 2007: the physical science basis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2007. p. 747-846.

MOORE, T. G. Health and amenity effects of global warming. **Economic inquiry**, Oxford, v. 36, n. 3, p. 471-488, July 1998.

NICHOLLS, N. Estimating changes in mortality due to climate change. **Climatic change**, New York, v. 97, n. 1 e 2, p. 313-320, Nov. 2009.

OLIVEIRA, A. de; SILVEIRA, G. B. da; BRAGA, J. de M. Diversidade sazonal do consumo de energia elétrica no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, p. 211-258, ago. 2000.

ORTIZ, R. A.; MARKANDYA, A.; HUNT, A. Willingness to pay for mortality risk reduction associated with air pollution in São Paulo. **Revista brasileira de economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 1, p. 3-22, jan./mar. 2009.

REIS, E.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. I. **Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000**. 2007. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/doc/AMC-1872-2000.doc>>. Acesso em: 18 ago. 2010.

ROSENBERG, E. *et al.* **Health, climate and development in Brazil**: a cross-section analysis. Inter-American Development Bank, Research Network, 2000 (Working Paper, R-386).

SCHULTZ, P. *et al.* **Health and climate change in the developing world**: the impact of global warming on Brazilian morbidity patterns. New Haven: Yale University, 2003 (Discussion Paper).

SEMENZA, J. C. *et al.* Heat-related deaths during the July 1995 heat wave in Chicago. **New England journal of medicine**, n. 335, p. 84-90, 1996.

SOUZA, S. S.; SILVA, I. G.; SILVA, H. H. G. Associação entre incidência de dengue, pluviosidade e densidade larvária de *Aedes aegypti*, no estado de Goiás. **Revista da sociedade brasileira de medicina tropical**, v. 43, n. 2, p. 152-155, 2010.

(Originais submetidos em 8 de dezembro de 2011. Última versão recebida em 18 de março de 2013. Aprovada em 16 de abril de 2013).

ANEXO

QUADRO A.1

GCMs utilizados na construção da base de dados das projeções climáticas do IPCC (2007)

Nome do GCM	Nome do centro que o produziu	País
CNRM_CM3	Meteo-France/Centre National de Recherches Meteorologiques, the third version of the ocean-atmosphere model (CM3 Model)	França
CSIRO Mark 3.0	CSIRO Atmospheric Research	Austrália
GFDL_CM2.1	Geophysical Fluid Dynamics Laboratory of the National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA)	Estados Unidos
GISS_ER	NASA Goddard Institute for Space Studies, ModelE20/Russell	Estados Unidos
IPSL_CM4	IPSL/LMD/LSCE	França
MIROC3.2_medres	Center for Climate System Research, University of Tokyo (CCSR)/National Institute for Environmental Studies (NIES)/Frontier Research Center for Global Change, Japan Agency for Marine-Earth Science and Technology (FRCGC), medium resolution	Japão
MPI_ECHAM5	Max Planck Institute for Meteorology	Alemanha
MRI_CGCM2.3.2a	Meteorological Research Institute	Japão
UKMO_HADCM3	Hadley Center for Climate Prediction and Research/Met Office	Reino Unido
UKMO_HADGEM1	Centre Global Environmental Model, version 1 (HadGEM1)/Met Office	Reino Unido

Fonte: CPTEC/Inpe.

