

# RECESSÕES ECONÔMICAS REDUZEM A TAXA DE MORTALIDADE? EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

## Resumo

Este artigo analisa a relação entre taxa de emprego e taxa de mortalidade no Brasil durante o período de 1981-2002. A fundamentação teórica tem como base a literatura sobre condições macroeconômicas e saúde, enfatizando a existência de duas hipóteses controversas. A hipótese de Ruhm sugere que elevadas taxas de desemprego estão associadas com menor taxa de mortalidade e vice versa, resultado oposto do trabalho anterior de Brenner. Para estimar o impacto do emprego sobre a mortalidade utilizou-se a metodologia proposta por Ruhm (2000). Controlando para efeitos específicos em um modelo de dados de painel estático e dinâmico encontramos evidências de que a taxa de mortalidade total é maior nas recessões, ou seja, quando as condições macroeconômicas melhoram ocorre uma queda na taxa de mortalidade. Este resultado sugere que aceitamos a hipótese de Brenner em oposição a de Ruhm.

**Palavras chave:** emprego, taxa de mortalidade, flutuações econômicas, saúde, GMM, efeitos fixos.

## Abstract

The paper investigates the relationship between employment rate and mortality rate in Brazil during the period 1981-2002. It briefly reviews the literature on macroeconomic conditions and health, emphasizing the existence of two controversial hypothesis. The Ruhm's Hypothesis suggest that high unemployment rates associated with lower mortality and vice versa stands in stark contrast to Brenner's earlier work, who found the opposite effect. The paper follows the methodology put forward Ruhm (2000) to estimate the impact of employment on mortality rate. Controlling for a state-specific effects using a static and dynamic panel data model, we find evidence that total mortality rate is higher in recessions, i.e. when improved the condition macroeconomics occur a fall in mortality rate. This result suggests that we accept the Brenner's hypothesis in opposite to Ruhm's hypothesis

**Key words:** employment, mortality rate, economics fluctuations, health, GMM, fixed effects.

## 1. Introdução

Instabilidades ou recessões econômicas contribuem para uma melhora na saúde? Na literatura econômica uma série de estudos realizados a partir da década de 70 demonstra que a resposta a essa indagação não possui um consenso e que as evidências sustentam duas hipóteses controversas. A hipótese de Brenner sugere que as recessões e outras fontes de instabilidade econômica têm um impacto negativo sobre a saúde da população, aumentando a mortalidade em geral bem como a mortalidade atribuída a causas específicas como as causadas por problemas cardiovasculares, cirrose, suicídios, homicídios entre outras e a morbidade<sup>1</sup>, medida, por exemplo, pela incidência do alcoolismo e hospitalizações em instituições psiquiátricas. Em oposição a essa hipótese, recentemente tem sido evidenciada a hipótese de Ruhm<sup>2</sup>, a qual mostra as recessões econômicas contribuindo para uma melhora na saúde e conseqüente redução da mortalidade.

---

<sup>1</sup> Morbidade: diz respeito ao estado de saúde dos indivíduos vivos. Usualmente, nos países desenvolvidos, ela é avaliada através de índices de anos de vida ajustados a qualidade de vida, denominados QALYs. Eles são construídos a partir de pesquisas específicas onde o indivíduo avalia o seu estado de saúde. No Brasil não existe QALYs.

<sup>2</sup> Embora na literatura econômica o termo hipótese de Ruhm não seja tão explícito, cunha-se esse termo aqui com base nos resultados oriundos de uma série de estudos entre desemprego e mortalidade, cuja relação se mostrou negativa, ou seja, ao ocorrer um aumento no desemprego ocorre uma redução na mortalidade. Essa hipótese tem evidências nos

Em uma análise pormenorizada desses estudos é possível constatar algumas semelhanças. Ao considerar os dados é comum observar que os estudos foram realizados apenas para uma amostra de países desenvolvidos como, por exemplo, para os Estados Unidos, Suécia e para os países da OCDE. Em nenhum dos estudos verificou-se o uso de uma amostra de países em desenvolvimento, aspecto que não deixa de ser curioso. Como *proxies* da saúde, considerou-se mortalidade devida a todas as causas, seja ela separada por gênero ou idade, seja mortalidade devida a causas específicas<sup>3</sup>. Com relação a equação utilizada para testar se instabilidade econômica ou recessão afeta a saúde, empregou-se a mesma especificação para todo o conjunto de trabalhos. Por outro lado, a diferença encontrada está no método econométrico utilizado.

Nesse sentido, as evidências empíricas favoráveis à hipótese de Brenner estão apoiadas em análises de dados agregados de séries de tempo específicos a uma localização enquanto que a hipótese de Ruhm tem evidências com base em modelos com a estrutura de dados em painel para controlar para as localizações geográficas múltiplas em diversos pontos no tempo. Entretanto, qual dessas metodologias é a mais adequada para estimar a relação entre o desemprego e a mortalidade? Para Sogaard (1992) e Wagstaff (1985), os resultados encontrados com o uso de séries de tempo são sensíveis a escolha dos países, aos períodos e apresentam problemas com variáveis omitidas que estão espuriamente correlacionadas com os regressores que, de certa forma, comprometem as evidências favoráveis à hipótese de Brenner.

Assim, ao considerar o fato de que em nenhum dos estudos verificou-se o uso de uma amostra de países em desenvolvimento e que a evidência favorável a uma das duas hipóteses está no método empregado, que evidências encontraríamos ao estender esses estudos para países em desenvolvimento? Será que ao empregar o método recomendado por Ruhm (2000) para controlar os problemas com variáveis omitidas os resultados irão validar a sua hipótese? Nesse sentido, o objetivo do presente trabalho é analisar empiricamente a relação entre as condições macroeconômicas, medida pelo razão emprego/população e a saúde, expressa por meio da taxa de mortalidade, usando dados brasileiros em nível estadual no período 1981-2002 numa estrutura de dados em painel.

A despeito dos estudos realizados no Brasil sobre mortalidade, como o de Andrade e Lisboa (2001b), que apresentou uma análise sobre a qualidade do sistema de saúde brasileiro, em particular, a evolução das principais causas de mortalidade nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais no período de 1981-1995; Figueiredo, Noronha e Andrade (2003), que analisou o impacto da saúde sobre o crescimento econômico para os estados brasileiros na década de 90; Cavalcanti (2003) em que apesar da queda acentuada do valor do salário mínimo real e do aumento do número de horas trabalhadas para se adquirir a Ração Essencial Mínima (REM), mostrou que houve queda significativa das taxas de mortalidade infantil por deficiências nutricionais, no estado de São Paulo, para o período pós década de 70, indicando que tal redução não foi devida a recessões econômicas; Sousa (2005), que verificou quais eram os fatores determinantes do *status* de saúde, através da taxa mortalidade infantil, da região nordeste do Brasil para o período 1991 a 2000; Mendonça e Motta (2005), que apresentaram uma análise da mortalidade infantil e saneamento no Brasil, a principal contribuição deste trabalho para a literatura pode ser vista pela necessidade de buscar evidências sobre a relação entre desemprego e mortalidade para países em desenvolvimento.

Assim, além dessa introdução, o trabalho está organizado em quatro seções. Na próxima, é apresentada uma revisão teórica e empírica sobre a relação entre condições macroeconômicas e

---

estudos de Ruhm (2000), Ruhm (2003), Ruhm (2004), Johannson (2004), Neumayer (2004) e Gertdham e Ruhm (2004), entre outros.

<sup>3</sup> Normalmente nesses estudos as causas pesquisadas são as mortes oriundas de neoplasma maligno, doenças cardiovasculares, pneumonia, doenças crônicas, mortes por acidentes de trânsito, suicídio, homicídio e mortalidade infantil.

saúde. Na terceira, descreve-se a metodologia utilizada no estudo. Na seção seguinte, são apresentadas e discutidas as evidências a partir da análise de dados em painel. A última seção é reservada às considerações finais do trabalho.

## 2. Impactos das flutuações econômicas sobre a saúde: uma breve revisão

O estudo dos efeitos macroeconômicos sobre a saúde da população data da década de 70 e tem sido desenvolvido em duas direções distintas, porém complementares. Uma delas está direcionada ao desenvolvimento de modelos teóricos, enquanto a outra, e talvez a mais complexa, acrescenta a base empírica a essas formulações. A seguir uma breve revisão da literatura em termos teóricos e empíricos.

### 2.1 Teoria

Embora seja possível encontrar na literatura econômica teorias do impacto das flutuações econômicas sobre as condições de saúde, elas podem ser reunidas em dois grupos. O primeiro foca os aspectos sociais e psicológicos das dificuldades causadas pelas recessões econômicas. Os efeitos específicos mais analisados e citados são:

- i) as perdas materiais associadas com o desemprego e a insegurança material para esses que ainda tem emprego, mas estão em risco de perdê-lo durante as recessões, reduzem as despesas relacionadas à saúde pessoal e possivelmente são levados a dietas não-saudáveis;
- ii) o estresse, a ansiedade e as dificuldades psicológicas ligadas a perda de trabalho ou temor da perda de trabalho afetam negativamente a saúde, tendo em vista que grande parte dos indivíduos afetados recorre à medicação, álcool e outras drogas que aliviam seu estresse e depressão (Novo, Hammarstrom e Janlert (2001));
- iii) os desempregados não apenas perdem materialmente, mas também perdem potencialmente o acesso a redes sociais, auto-estima, autoconfiança, uma estrutura de vida programada, um senso de identidade e possivelmente um propósito para suas vidas (Brenner e Mooney (1983));
- iv) os desempregados sofrem de deterioração da saúde física e mental e do bem-estar (Wadsworth, Montgomery e Bartley (1999)).

O segundo grupo usa um modelo explicitamente econômico de maximização de utilidade. Neste modelo uma expansão econômica pode ter efeitos negativos enquanto uma recessão pode ter efeitos positivos sobre a saúde devido a quatro motivos:

- i) nas expansões econômicas os custos de oportunidade do lazer aumentam quando os indivíduos trabalham mais e ganham mais. Como consequência, menos tempo será alocado na atividade que preserva a saúde e a *checkups* médicos. Além disso, menos tempo fica disponível para cozinhar em casa com baixas calorias e carnes de melhor qualidade e serão consumidos alimentos mais ricos em calorias (Chou, Grossmann e Saffer (2002));
- ii) o estresse relacionado ao trabalho aumentará durante períodos de expansão econômica, particularmente se aumentam as horas de trabalho e a pressão no trabalho. Enquanto alguns indivíduos podem recorrer a maior uso de tabaco, álcool, medicação e drogas para enfrentar o estresse em tempos de recessão econômica, também podem igualmente recorrer aos mesmos meios de alívio aparente para enfrentar o estresse dos períodos de expansão econômica;
- iii) aumentam os acidentes relacionados ao trabalho em períodos de expansão econômica (Tapia Granados (2002)). Alguns setores, que tendem a se mover pró-ciclicamente como a construção, são particularmente propensos a altas taxas de acidentes;

iv) os aumentos temporários na renda devidos a expansão econômica poderiam aumentar o consumo de bens que deterioram a saúde, tais como o álcool e tabaco (Ruhm e Black, 2002).

A seguir é descrito um modelo econômico padrão.

### 2.1.1 O modelo econômico de saúde de Ruhm

Dada a relevância das discussões que geraram a hipótese Ruhm, a seguir é apresentado brevemente um modelo econômico de saúde desenvolvido por Ruhm (2000) que tem sido utilizado para fundamentar os recentes estudos sobre macroeconomia e saúde. Trata-se de um modelo simples em que mostra a relação potencial entre as condições macroeconômicas e a saúde, dando ênfase à divisão do tempo entre os usos de mercado e as atividades não relacionadas ao mercado.

Considera-se que os indivíduos maximizam a seguinte função utilidade:

$$U(H, Z) \quad \text{com} \quad U_H > 0, \quad U_{HH} < 0 \quad \text{e} \quad U_Z > 0, \quad U_{ZZ} < 0 \quad (1)$$

onde  $H$  = saúde;

$Z$  = bem de consumo composto.

Pode-se definir a seguinte função saúde:

$$H(B, R, M) \quad \text{com} \quad H_B > 0, \quad H_R > 0 \quad \text{e} \quad H_M > 0 \quad (2)$$

onde  $B$  = estado de saúde básico (*baseline status*)<sup>4</sup>;

$R$  = tempo de não-trabalho;

$M$  = cuidados médicos.

Os indivíduos enfrentam duas restrições:

i) restrição orçamentária:

$$Y = WL = P_Z Z + P_M M \quad (3)$$

onde  $Y$  = renda;

$W$  = salário por hora;

$P_Z$  = preço do bem de consumo;

$P_M$  = preço da assistência médica.

ii) restrição de tempo:

$$R = T - L \quad (4)$$

onde  $T$  = horas totais disponíveis;

$L$  = horas de trabalho.

Considerando a função utilidade e as duas restrições, o problema de otimização a ser resolvido pelo indivíduo é:

$$\text{Max}_{M, R, Z} \quad U[H(M, R, B), Z] \quad (5)$$

$$\text{sujeita a} \quad W(T - R) = P_Z Z + P_M M \quad (6)$$

As condições de primeira ordem implicam escolher  $M$ ,  $R$  e  $Z$  tal que

$$\frac{U_H H_M}{P_M} = \frac{U_H H_R}{W} = \frac{U_Z}{P_Z} \quad (7)$$

<sup>4</sup> Estado de saúde inicial ou 'dotação' de saúde de cada indivíduo.

A equação (7) mostra que no ponto de ótimo, a melhora na saúde associada a última unidade monetária gasta em assistência médica ou tempo de lazer fornece a mesma utilidade marginal que a unidade monetária final gasta no bem de consumo.

Supondo uma recessão econômica, qual o seu efeito sobre o modelo? Ela pode afetar a saúde no mínimo em três formas:

- i) o preço relativo da assistência médica pode mudar, ou seja, um aumento em  $P_M$  reduz a quantia ótima de assistência médica e o nível de saúde;
- ii) o estado de saúde básico pode aumentar ou diminuir devido a mudanças no estresse ou tomada de risco. Uma queda em  $B$  pode levar a um aumento do nível desejado de assistência médica, porém, geralmente, não o suficiente para restaurar o estado de saúde básico a seu nível prévio; e, por fim,
- iii) o salário provavelmente se reduz. Se predominar o efeito substituição, a redução do salário,  $W$ , diminui as horas trabalhadas desejadas. Isto melhora a saúde porque reduz os custos temporais da assistência médica e outras atividades que preservam a saúde, mas também reduz a renda a qual opera na direção oposta. Assim, o efeito global sobre a saúde é ambíguo.

Ao supor que o bem de consumo tem um efeito direto sobre a saúde, a função de produção da saúde passa a ser:

$$H = H(M, R, B, Z) \quad (8)$$

cujas solução é dada por:

$$\frac{U_H H_M}{P_M} = \frac{U_H H_R}{W} = \frac{U_H H_Z + U_Z}{P_Z} \quad (9)$$

O consumo de  $Z$  passa a ter um efeito indireto sobre a utilidade, através de seu impacto sobre a saúde. Uma queda em  $W$  leva a uma queda em  $M$  e  $Z$ . Se  $H_Z > 0$ , é mais provável (do que quando  $H_Z = 0$ ) que  $H$  diminua. Inversamente, se  $H_Z < 0$ , uma queda na renda potencial provavelmente resulte numa melhora da saúde.

A dinâmica no modelo também foi observada em Ruhm (2000) tendo como base o modelo de Grossman (1972). Para tanto, ele assumiu que o estado básico de saúde  $B$ , é uma função dos investimentos prévios em cuidados médicos (descontando a depreciação do capital saúde, que é sujeita a uma taxa exógena ou em função da idade do indivíduo) e um termo de erro contemporâneo. Assim, o estado básico no período atual depende das seqüências de investimentos médicos e dos choques. Como resultado, as recessões econômicas têm efeitos persistentes sobre a saúde. Mudanças na renda e nos preços monetários ou temporais afetam os cuidados médicos no período atual, mas também influenciam a saúde básica futura.

### 2.1.2 Uma avaliação

As duas perspectivas e as teorias associadas a elas, não são necessariamente inconsistentes entre elas, ao invés disso, podem capturar dois aspectos diferentes de um impacto complexo das flutuações econômicas sobre a saúde e mortalidade. Segundo Neumayer (2004), se os dois efeitos são aproximadamente iguais em força, a análise empírica pode fracassar em achar qualquer efeito estatisticamente significativo. Se um efeito é mais forte do que o outro, é possível encontrar um efeito positivo ou negativo estatisticamente significativo. Ainda se esse for o caso, isso não implica que o outro efeito seja inexistente. Em vez disso, simplesmente significa que um efeito é muito mais forte do que o outro e, portanto, o efeito total vai numa direção.

## 2.2 Evidência empírica

A literatura empírica sobre como as condições macroeconômicas afetam a saúde inclui investigações da mortalidade oriunda de todas as causas (total) para grupos específicos de idade e para mortalidade para causas específicas, por exemplo, doenças cardiovasculares, fatalidades por pneumonia, mortalidade por câncer, cirrose, acidentes de carros, suicídios, homicídios e mortalidade infantil. Ainda existem estudos que consideram as mortalidades por gênero para ver se há diferenças entre sexos. Normalmente nesses estudos as mortes específicas analisadas cobrem aproximadamente de 70% a 90% da mortalidade total dependendo do ano. A considerar os métodos econométricos empregados visando encontrar evidências empíricas, esses estudos podem ser classificados entre os que foram desenvolvidos utilizando séries de tempo e aqueles que empregaram dados de painel. A seguir apresenta-se uma breve revisão dos estudos que empregaram esses métodos.

### 2.2.1 Estudos usando dados de séries temporais

Nos estudos com dados agregados de séries de tempo, usualmente a especificação empregada para examinar a relação entre macroeconomia e saúde possui a seguinte forma:

$$H_t = \alpha + X_t\beta + E_t\gamma + \varepsilon_t \quad (10)$$

onde  $H_t$  representa uma medida de saúde (algumas *proxies* de mortalidade),  $E_t$  é uma variável que representa as condições de mercado (a taxa de desemprego e a razão emprego-população) e  $X_t$  é um vetor de variáveis explicativas, incluindo gastos do governo e renda. O impacto da instabilidade econômica ou recessões econômicas pode ser mensurado pelo coeficiente que corresponde a taxa de desemprego na equação (10). Se o resultado apresentado for negativo as evidências serão favoráveis a uma relação contra-cíclica, ou seja, aumentos na taxa de desemprego contribuem para reduzir a taxa de mortalidade. Caso contrário trata-se de uma relação pró-cíclica.

**Quadro 1:** Efeitos macroeconômicos sobre a mortalidade estimados usando séries de tempo

Referência	Âmbito do estudo: amostra	Principais resultados
Brenner e Mooney (1982)	Inglaterra, País e Gales e Escócia, 1955-1976	- Relação positiva entre desemprego e mortalidade em todas as regiões estudadas e para ambos sexos - Crescimento econômico é responsável para reduzir no longo prazo a mortalidade por doenças cardiovasculares para ambos sexos
Brenner (1987)	Escócia, 1952-1983	- Relação positiva entre desemprego e mortalidade - aumento na renda per capita real contribui para reduzir a mortalidade, ou seja, o efeito renda é positivo
Brenner (1987)	Suécia, 1950-1980	- Relação positiva entre desemprego e mortalidade total para todas as idades e ambos sexos
Brenner (1987)	Austrália, Canadá, Inglaterra, País de Gales, Dinamarca, Alemanha Ocidental, Finlândia, França, Suécia e Estados Unidos.	- Relação positiva entre desemprego e mortalidade por doenças do coração para todos os países estudados - Relação negativa entre a tendência de crescimento econômico e mortalidade em oito países
Forber e McGregor (1987)	Escócia, pós-guerra	- Relação positiva entre desemprego e mortalidade por doenças do coração e câncer para os homens no curto prazo. No longo prazo essa relação passa a ser negativa
Brenner (1997)	Alemanha Ocidental, 1951-1989	- Relação positiva entre desemprego e mortalidade por doenças do coração - Os efeitos renda são negativos

O Quadro 1 apresenta um sumário de alguns estudos encontrados na literatura econômica que empregaram essa especificação. As análises realizadas tiveram como objetivo verificar os efeitos das deteriorações das condições econômicas sobre a saúde. A variável dependente não se restringiu apenas a taxa de mortalidade total, mas também a mortalidade devida a causas específicas. Como *proxies* de condições econômicas empregou-se taxa de desemprego, taxas de fracassos empresariais e quedas na renda per capita real, sendo que essa variável foi substituída por uma tendência de crescimento econômico. Os resultados mostram que o crescimento econômico tem um papel fundamental na redução da mortalidade total e também da mortalidade ocasionada por causas específicas (como as doenças cardiovasculares). Em contraste, as recessões econômicas (taxa de desemprego) estão relacionadas a aumentos na mortalidade total para todas as faixas etárias, em ambos os sexos e para as principais causas de morte. Em suma, o principal resultado desses estudos é evidência de uma correlação positiva entre a atividade macroeconômica e a mortalidade, bem como às mortes devidas a diferentes causas.

### 2.2.2 Estudos usando dados em painel

Apesar das evidências favoráveis a hipótese de Brenner segundo Sogaard (1992) e Wagstaff (1985), elas são sensíveis a escolha dos países, períodos de tempo e as *proxies* de saúde. Mais recentemente, soma-se a essas críticas o problema oriundo do viés de variáveis omitidas. Nesse sentido, para Ruhm (2000), Johansson (2004), Neumayer (2004) e Gerdtham e Ruhm (2004) esses problemas podem ser solucionados com o uso de modelos com a estrutura de dados em painel para localizações geográficas múltiplas em diversos pontos no tempo. A especificação básica utilizada tem a seguinte forma:

$$M_{it} = \alpha_t + X_{it} \beta + E_{it} \gamma + C_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

onde  $M_{it}$  representa o logaritmo natural da taxa de mortalidade no país  $i$  no tempo  $t$ ,  $E_{it}$  é a taxa de desemprego (às vezes, crescimento no PIB real ou razão emprego e população),  $X_{it}$  é um vetor de variáveis explicativas (usualmente, renda per capita, faixa etária, e distribuição por sexo da população, também, educação e raça/etnia),  $\alpha_t$  é o intercepto específico ao ano e controla os fatores variáveis no tempo que influenciam a saúde através de todo o país,  $C_i$  é o efeito-fixo do país e controla as características invariantes no tempo que são diferentes entre países (por exemplo, alguns instituições específicas ao país) e  $\gamma$  captura o impacto dos desvios dentro do país nas condições econômicas.

É importante mencionar que nos modelos em que a variável renda encontra-se entre os regressores a interpretação é mais complicada, uma vez que o crescimento econômico permanente pode melhorar a saúde, enquanto os aumentos transitórios não necessariamente. Além disso, como as rendas diminuem durante as recessões temporárias, a sua inclusão provavelmente absorva e, possivelmente, explique uma parcela do efeito macroeconômico.

Alguns modelos partem da especificação básica, equação (11), e incluem um vetor de tendências temporais lineares específicas ao país ( $C_i * T$ ) para captar os fatores que variam dentro dos países ao longo do tempo como, por exemplo, o nível de educação e mudanças tecnológicas. Para tanto, a equação. (11) toma a seguinte forma:

$$M_{it} = \alpha_t + X_{it} \beta + E_{it} \gamma + C_i + C_i * T + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

As regressões, geralmente, são estimadas por Mínimos Quadrados Ponderados (MQP) e as observações são ponderadas pela raiz quadrada da população do país com vistas a eliminar problemas de heterocedasticidade. Entretanto, essa prática não descarta o uso de dados não ponderados ou mesmo a adoção de autocorrelação de primeira ordem com coeficientes AR (1) específicos ao país.

O Quadro 2 apresenta um sumário de alguns estudos utilizando modelos de dados em painel encontrados na literatura sobre o tema e que empregaram a especificação básica expressa nas equações (11) e (12). A variável dependente utilizada foi a mudança na taxa de mortalidade total oriunda de todas as causas e para causas específicas. Entre os regressores considerou-se a taxa de desemprego, renda per capita, taxa de crescimento econômico e horas trabalhadas. Os resultados mostraram que os efeitos renda são mistos e inconsistentes, ou seja, coeficiente positivo e negativo e, às vezes, não significativo estatisticamente. Em todos os casos o impacto do desemprego sobre a mortalidade foi negativo, sugerindo uma relação contra-cíclica.

**Quadro 2:** Efeitos macroeconômicos sobre a mortalidade estimados usando dados em painel com efeitos fixos específicos a localização

Referência	Âmbito do estudo: amostra	Principais resultados
Ruhm (2000)	50 estados dos Estados Unidos e o Distrito de Columbia 1972-1991	- Elasticidade-desemprego da mortalidade total = -0,04 - Os modelos dinâmicos geralmente produzem maiores efeitos no meio prazo - Os efeitos da renda são mistos e inconsistentes.
Johannsson (2003)	23 países da OCDE 1960-1997	- Elasticidade-desemprego da mortalidade total = -0,4 - A mortalidade total esta negativamente relacionada com a renda per capita e as horas trabalhadas
Neumayer (2004)	16 estados da Alemanha 1980-2000	- Elasticidade-desemprego da mortalidade = -1,1 - Os modelos dinâmicos geralmente produzem maiores efeitos no longo prazo - Os efeitos da renda são mistos e inconsistentes.
Gerdtham e Ruhm (2004)	23 países da OCDE 1960-1997	Elasticidade-desemprego da mortalidade total = -0,02 - Os modelos dinâmicos geralmente produzem maiores efeitos no longo prazo em alguns casos menores impactos em outros casos

Em suma, dessa breve revisão empírica resumida nos resultados apresentados no Quadro 1 e no Quadro 2, observa-se que todos os estudos são referentes a países desenvolvidos e em todos os casos e que método econométrico empregado tem sido responsável para validar ora hipótese de Brenner, ora a hipótese de Ruhm.

### 3. Metodologia econométrica

Embora o uso das séries de tempo tenha melhorado as estimativas para a relação entre as condições macroeconômicas e a saúde quando comparado aos estudos iniciais que se preocupavam em encontrar apenas correlações entre essas duas variáveis, eles não conseguiram superar os problemas oriundos da maioria dos trabalhos com respeito ao uso de dados agregados para uma única localização geográfica. Segundo Stern (1983) essa falta de robustez não surpreende ao considerar que qualquer série de tempo “longa” pode gerar estimativas viesadas por causa das variáveis omitidas que estão espuriamente correlacionadas com as condições econômicas, afetando a saúde. Nas pesquisas mais recentes, dentre as quais as de Ruhm (2000), Ruhm (2004), Gerdtham e Ruhm (2004) e Neumayer (2004), o problema de viés de variáveis omitidas tem sido em parte solucionado com a estimação de dados de painel. Considerando que essa técnica permite obter resultados satisfatórios, esse é o procedimento a ser adotado no presente trabalho.

O modelo a seguir visa verificar o tipo de relação existente entre condições macroeconômicas (expressa na variável emprego), renda e *status* de educação e a taxa de mortalidade total, tendo como base a literatura sobre flutuações econômica e saúde. Para tanto o modelo será estimado com base na estrutura de painel com dados estaduais para o período 1981-2002 numa versão estática com efeitos contemporâneos e numa versão dinâmica, a qual permite



verificar os efeitos defasados do emprego sobre a mortalidade. No contexto estático, o modelo pode ser expresso na seguinte forma:

$$M_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

onde  $\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$ .

$M_{it}$  representa o logaritmo da taxa de mortalidade total (considerando todas as causas) para o estado  $i$  no ano  $t$ ;  $X_{it}$  representa o vetor de variáveis explicativas, incluindo a taxa de emprego, renda e o *status* de educação de cada estado, também em logaritmo. Como pode ser observado no modelo de dados em painel, o erro  $\varepsilon_{it}$  é composto por dois termos, em que o  $\alpha_i$  é o termo estocástico inerente às unidades individuais e  $u_{it}$  é um distúrbio estocástico. Supõe-se que  $\alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2)$ ,  $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ ,  $E[u_{it}\alpha_i] = 0$  e  $E[u_{it}x_{it}] = 0$ .

A equação (13) pode ser estimada por meio do estimador de efeitos fixos e aleatórios. A escolha por um deles vai depender do efeito individual  $\alpha_i$ , a qual pode ser ou não correlacionado com o vetor de variáveis explicativas. Recomenda-se o uso do teste de Hausman para verificar a existência de correlação entre o efeito individual e os regressores. A hipótese nula é de não correlação entre  $\alpha_i$  e as variáveis explicativas. Caso haja correlação, a estimação deve ser feita a partir do estimador de efeito fixo (LSDV ou *within*)<sup>5</sup>. Para tanto, faz-se uma transformação na equação (13), visando eliminar o efeito do componente não observado  $\alpha_i$ . Ou seja, estima-se um modelo de regressão formulado em termos da média do grupo:

$$\bar{M}_i = \alpha + \bar{X}_i\beta + \bar{\varepsilon}_i \quad (14)$$

onde  $\bar{M}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T M_{it}$ ,  $\bar{X}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T X_{it}$ , e  $\bar{\varepsilon}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$ . Ao subtrair a equação (14) da (13) para cada  $t$ , o resultado é uma equação que expressa os desvios da média do grupo dada por:

$$M_{it} - \bar{M}_i = \beta_1(X_{it} - \bar{X}_i) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad (15)$$

Ao descontar o efeito temporal da equação (13), foi retirado o efeito específico a cada estado  $\alpha_i$ . Ao estimar a equação (15) por mínimos quadrados ordinários (MQO) obtém-se o estimador *within*. Observa-se que a variação empregada para identificar os coeficientes é aquela que ocorre dentro dos grupos uma vez que as diferenças entre os grupos foram eliminadas ao subtrair as médias de cada grupo. O estimador *between* é obtido por meio da equação (14) e reflete apenas a variação entre as observações de *cross-section*. Caso não haja correlação entre o  $\alpha_i$  e as variáveis explicativas, o modelo com efeitos aleatórios deve ser adotado. O termo  $\alpha_{it}$  passa a ser um erro aleatório não-observável que responde por diferenças individuais no comportamento dos estados.

Dado que nossa amostra cobre todos os estados do Brasil (exceto Tocantins pela sua recente criação) ao invés de uma amostra aleatória, imagina-se que a especificação mais adequada seja a do estimador de efeitos fixos. Além disso, se os efeitos individuais representam variáveis omitidas, é provável que essas características específicas aos estados estejam correlacionadas com outros regressores. Isso, certamente, será possível confirmar por meio do teste de Hausman.

Se a relação que está sendo modelada exhibe aspectos dinâmicos, o modelo dinâmico com efeitos fixos é talvez o mais correto a ser especificado. A principal característica desse modelo é a presença de variáveis defasadas entre os regressores. A equação (13) pode ser transformada no seguinte modelo dinâmico com efeitos fixos:

$$M_{it} = \alpha + \delta M_{i,t-1} + X_{it}\beta + \varepsilon_t \quad (16)$$

<sup>5</sup> Tanto o estimador de *Least Squares Dummies Variables* (LSDV) ou *within* pode ser empregado na estimação da equação (13). No texto damos atenção ao estimador *within* que pode ser encontrado em Wooldridge (2002).

onde  $\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$  e  $|\delta| < 1$

O efeito contemporâneo das variáveis explicativas sobre a variável dependente é simplesmente dado por  $\beta$ , enquanto o efeito de longo prazo pode ser calculado como  $\frac{\beta}{1-\delta}$ . A estimação da equação (16), seja por Mínimos quadrados ordinários ou por um estimador de efeitos fixos ou de primeiras diferenças apresenta problemas. O estimador de MQO será seriamente viesado em virtude da correlação da variável dependente defasada com o efeito específico individual. Uma vez que  $M_{it}$  é uma função de  $\alpha_i$ ,  $M_{it-1}$  também é função de  $\alpha_i$ . Portanto  $M_{it-1}$ , um regressor do lado direito, é correlacionado com o termo erro. Isso fornece um estimador de MQO viesado e inconsistente mesmo se o  $u_{it}$  é não correlacionado serialmente. O mesmo é verdadeiro para o estimador de efeitos fixos e de primeiras diferenças.

Uma forma de resolver esse problema é utilizar o método de estimação com variáveis instrumentais. Anderson e Hsiao (1981) propuseram um estimador de primeiras diferenças com variáveis instrumentais, cujos instrumentos são:

$$\tilde{Z}_{1it} = (M_{it-2}, X_{it} - X_{it-1}) \quad (17)$$

ou

$$\tilde{Z}_{2it} = (M_{it-2} - M_{it-3}, X_{it} - X_{it-1}) \quad (17')$$

Obviamente, a variável  $M_{it-2}$  e  $\Delta M_{it-2} = M_{it-2} - M_{it-3}$  são instrumentos válidos uma vez que eles são correlacionados com  $M_{it-1} - M_{it-2}$ , mas são não correlacionados com o termo  $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$  dado a não autocorrelação de  $u_{it}$ . Uma importante vantagem desse procedimento é a possibilidade de inserir mais defasagens no modelo a ser estimado. Segundo Baltagi (2003), o estimador de Anderson e Hsiao (1981) permite obter estimativas consistentes, mas não necessariamente eficientes dos parâmetros uma vez que ele não faz uso de todas as condições dos momentos e não leva em consideração a estrutura diferenciada dos resíduos.

Arellano e Bond (1991) mostram que um estimador mais eficiente pode ser obtido do uso de instrumentos adicionais cuja validade está baseada na condição de ortogonalidade entre os valores da variável dependente  $M_{it}$  e os erros  $\varepsilon_{it}$ . Assim, eles propõem um estimador de variáveis instrumentais generalizados que pode ser definido como:

$$\hat{\gamma}_1 = (\Delta \tilde{X}' P_{\tilde{Z}} \Delta \tilde{X})^{-1} (\Delta \tilde{X}' P_{\tilde{Z}} \Delta M) \quad (18)$$

onde:  $P_{\tilde{Z}} = \tilde{Z} \Gamma \tilde{Z}'$  com  $\Gamma = (\tilde{Z} \Psi \tilde{Z}')^{-1} = \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{Z}_i' \Sigma_D \tilde{Z}_i \right)^{-1}$

$\tilde{Z}$  e  $\Delta \tilde{X}$ <sup>6</sup> são definidos como:

$$\Delta \tilde{X} = [\Delta M_{t-1}, \Delta X] \quad (19)$$

$$e \tilde{Z} = \begin{bmatrix} M_{i0} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & X_{i2} - X_{i1} & 0 & 0 \\ 0 & M_{i0} & M_{i1} & 0 & 0 & 0 & 0 & X_{i3} - X_{i2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & M_{i0} & M_{i1} & M_{i2} & 0 & 0 & X_{i4} - X_{i3} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Esse estimador  $\hat{\gamma}_1$  permite aplicarmos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) ao modelo:

<sup>6</sup> Para o caso em que se deseja estimar um modelo de efeitos fixos usando dados de painel cobrindo cinco períodos de tempo.

$$\tilde{Z}'\Delta M = \tilde{Z}'\Delta M_{t-1}\delta + \tilde{Z}'\Delta X\beta + \tilde{Z}'\Delta\varepsilon \quad (21)$$

Assim, se os  $\varepsilon_{it}$ 's são não-autocorrelacionados, este estimador é o mais eficiente dentro da classe dos estimadores de variáveis instrumentais usando valores defasados de  $M_{it}$  como instrumentos. Se existe alguma dúvida sobre a estrutura dos erros, é possível utilizar o estimador *twostep* dos Métodos dos Momentos Generalizados (GMM):

$$\hat{\gamma}_2 = (\Delta\tilde{X}'P_Z^*\Delta\tilde{X})^{-1}(\Delta\tilde{X}'P_Z^*\Delta M) \quad (22)$$

onde:  $P_Z^* = \tilde{Z}\Gamma Z'$  com  $\Gamma = \left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^N \tilde{Z}_i'e_i e_i'\tilde{Z}_i\right)^{-1}$

onde  $e_i$  é um vetor de erros não especificados do modelo diferenciado. Esse estimador de GMM é consistente apenas se não há presença de autocorrelação serial de segunda ordem no termo erro da equação em primeiras diferenças, ou seja, ele exige  $E[\Delta u_{it}\Delta u_{it-2}] = 0$ . Uma forma simples para validar os instrumentos (e as restrições de momentos) é aplicar o teste para correlação serial de segunda ordem nesses resíduos. Entretanto, qual a vantagem em utilizar  $\hat{\gamma}_2$  em vez de  $\hat{\gamma}_1$  se eles são equivalentes assintoticamente se o  $u_{it}$  é  $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ ? Ao utilizar  $\hat{\gamma}_2$  não é necessário conhecer a distribuição dos componentes de  $\varepsilon_{it}$ ,  $\alpha_i$  e  $u_{it}$ . No presente trabalho será apresentada a versão *one step* homocedástica, *one step* robusta e a *twostep*.

#### 4. Estimação do modelo e análise dos resultados

Nessa seção serão apresentados os resultados obtidos na estimação das equações (13) e (16). A amostra consiste de dados dos 26 estados brasileiros (isto é, todos os estados da federação, exceto o estado de Tocantins em virtude da sua recente criação) no período 1981-2002, cuja finalidade é examinar a relação entre as condições macroeconômicas e as fatalidades. Para tanto, as informações sobre a taxa de mortalidade (*Mort*) foram obtidas junto ao Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) que é alimentado pelas declarações de óbito (atestados de óbito), de preenchimento compulsório em todo o país. Os dados da taxa de mortalidade são disponibilizados pelo DATASUS ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)) e correspondem a mortes por 100000. Trata-se de uma variável agregada uma vez que na sua construção considerou-se a mortalidade oriunda de todas as causas.<sup>7</sup> Com relação às condições macroeconômicas, a literatura econômica sugere o emprego (*Emprego*), renda média (*Renda*) e quanto as variáveis socioeconômicas uma variável que representa o *status* de educação, podendo ser a escolaridade (*Escolar*) ou mesmo a taxa de analfabetismo (*Analf*).

Em virtude da importância da variável *Emprego* deve ser destacado que ela corresponde ao percentual da população com carteira assinada. Embora outras variáveis possam desempenhar essa função, Ruhm (2000) argumenta que o seu uso pode ser justificado por ser uma medida eficiente das condições do mercado de trabalho para os grupos que estão entrando e saindo da força de trabalho. O *status* da educação pode ser representado pela escolaridade medida em média de anos de estudos ou mesmo pela taxa de analfabetismo. Para manter a homogeneidade de fonte, elas foram obtidas junto ao Ipeadata ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)).

<sup>7</sup> No Brasil o período de 1980-1998 caracterizou-se por elevados coeficientes de mortalidade por doenças do aparelho circulatório e outras doenças crônico-degenerativas e pela diminuição da mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias, padrão comum em muitos países em desenvolvimento. Uma especificidade ao caso brasileiro é o aumento da já elevada mortalidade por causas externas (acidentes de trânsito e violência), ver Duncan *et al.* (2004).

A Tabela 1 apresenta as correlações entre as variáveis. Uma simples observação mostra que existe uma alta correlação entre as variáveis explicativas. Por exemplo, a taxa de analfabetismo e escolaridade apresenta um coeficiente de correlação de -0,8806, enquanto a correlação entre *Emprego* e a escolaridade é de 0,9192. Por isso, seria prudente que esse dois pares de variáveis não apareçam juntos na mesma equação a ser estimada uma vez que podem dar origem ao problema de multicolinearidade. Observa-se ainda que a correlação entre a taxa de mortalidade e as variáveis explicativas é mais sensível para a variável renda média.

**Tabela 1:** Correlação entre as variáveis: dados agregados – 1981 - 2002

	<i>Mort</i>	<i>Analf</i>	<i>Renda</i>	<i>Emprego</i>	<i>Escolar</i>
<i>Mort</i>	1,0000				
<i>Analf</i>	-0,1232	1,0000			
<i>Renda</i>	0,2450	-0,7473	1,0000		
<i>Emprego</i>	0,1075	-0,8057	0,6848	1,0000	
<i>Escolar</i>	0,0883	-0,8806	0,7988	0,9192	1,0000

Fonte: Datasus e Ipeadata. Cálculos do autor.

Tendo em vista a correlação entre a variável taxa de analfabetismo e escolaridade e dessas com o *Emprego*, torna-se prudente fazer a escolha entre elas e verificar qual deverá ser incorporada na equação (13). Um instrumento que pode ser empregado nessa escolha é o teste de Davidson e Mackinnon para *nonnested hypothesis*<sup>8</sup>. O resultado para esse teste pode se visto na Tabela 2. Observa-se que os coeficientes das variáveis  $\ln \hat{mort}_{analf}$  e  $\ln \hat{mort}_{escolar}$  são estatisticamente diferentes de zero, sugerindo que  $H_0$  e  $H_1$  da estatística de teste é aceitável, o que permite inferir que não é possível identificar qual das duas é a melhor para estimar a relação entre condições econômicas e saúde. De qualquer forma, os resultados para ambas foram satisfatórios, não invalidando a escolha da taxa de analfabetismo ou a para a variável média de anos de escolaridade. Contudo, como incluir as duas variáveis na equação (13) pode gerar problemas de multicolinearidade faz-se necessário adotar outro critério para a escolha. Embora não tenhamos optado em fazer a escolha com base no coeficiente de correlação, os valores apresentados na Tabela 2 podem servir como um segundo critério, ou seja, a variável a ser escolhida deverá ser aquela cuja correlação com o emprego seja a menor possível. Trata-se de uma forma de minimizar os problemas que podem advir em escolher uma variável com alta correlação. Por esse critério, como a correlação entre taxa de analfabetismo com emprego é menor em relação a apresentada pela escolaridade e emprego, optou-se pela variável taxa de analfabetismo.

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos para os modelos estáticos em que apenas os efeitos contemporâneos são considerados. Embora o modelo estimado incorpore as variáveis *dummies* específicas a localização, apenas os coeficientes da variável taxa de analfabetismo, renda e emprego são apresentados, enquanto os coeficientes das *dummies* (para os estados) foram suprimidos<sup>9</sup>. Numa inspeção dessa Tabela nota-se que o coeficiente da variável emprego apresenta sinal negativo e é significativo estatisticamente, relatando que a taxa de mortalidade total decresce com o aumento no nível de emprego. Esse resultado confirma a hipótese de Brenner, cuja idéia sugere que a instabilidade econômica tem um impacto negativo sobre a saúde da população, aumentando a mortalidade. Esse resultado não é compartilhado em Ruhm (2000), que utilizou o desemprego como uma *proxy* para condições macroeconômicas e obteve um sinal positivo.

Como foi mencionado na seção 2, os resultados das pesquisas realizadas para verificar a relação entre condições macroeconômicas e saúde são sensíveis a escolha dos países e aos períodos de tempo. Por exemplo, Brenner (1971, 1987) empregou uma série de tempo para os Estados

<sup>8</sup> Para uma exposição didática do teste de Davidson e Mackinnon para *nonnested hypothesis*, ver Maddala (1992) e Greene (2000).

<sup>9</sup> A Tabela 6 no apêndice apresenta as estimativas para as *dummies* de Estados.

Unidos e Suécia, enquanto Ruhm (2000) utilizou dados para os estados americanos mais o Distrito de Columbia e recentemente empregou o mesmo estudo para os países da OCDE. No caso de Neumayer (2004) as informações utilizadas no seu estudo são para os estados da Alemanha Ocidental até 1990 e todos os 16 estados da Alemanha a partir de 1991. Enquanto o primeiro obteve uma relação negativa entre emprego e taxa de mortalidade, os três últimos trabalhos obtiveram uma relação positiva. De qualquer forma, esses resultados mostram que o tema ainda merece muita pesquisa.

**Tabela 2:** Resultados do teste de Davidson e Mackinnon para *nonnested hypotheses*

Variável	Especificação com <i>Analf</i>		Especificação com <i>escolar</i>	
	Coefficientes	P-Value	Coefficientes	P-Value
<i>Constante</i>	0,1764 (2,0108)	0,930	-0,0498 (2,3193)	0,983
<i>Analf</i>	0,0052 (0,0311)	0,867	-	-
<i>Renda</i>	0,0041 (0,0432)	0,923	0,0196 (0,0508)	0,699
<i>Emprego</i>	-0,0013 (0,0559)	0,981	0,0856 (0,0650)	0,189
<i>Escolar</i>	-	-	-0,1082 (0,0766)	0,159
$\ln \hat{mort}_{analf}$	-	-	1,0280*** (0,4033)	0,011
$\ln \hat{mort}_{escolar}$	0,9652*** (0,3643)	0,008	-	-
$R^2 - overall$	0,01	-	0,005	-
Teste F(4,464)	13,66	0,000	15,47	0,000
No. observações	494	-	494	-
No. grupos	26	-	26	-

Fonte: Datasus e Ipeadata.

Obs.: (\*) significante a 10%, (\*\*) significante a 5% e (\*\*\*) significante a 1%. Os desvios-padrões estão entre parênteses.

**Tabela 3:** Resultados para o estimador de efeitos fixos (a) e aleatórios (b)

Variável	(a)	(b)
<i>Constante</i>	5,4783*** (0,1986)	5,4244*** (0,2039)
<i>Analf</i>	0,0522*** (0,0257)	0,0519*** (0,0256)
<i>Renda</i>	0,0871*** (0,0300)	0,0975*** (0,0298)
<i>Emprego</i>	-0,1211*** (0,0331)	-0,1174*** (0,0330)
N	494	494
Teste F (3, 465)	15,68 Prob (0,0000)	-
Teste Wald	-	45,08 Prob (0,0000)
Teste de Hausman:	$\chi^2 = 12,26$ Prob(0,0066)	

Fonte: Datasus e Ipeadata.

Obs.: (\*) significante a 10%, (\*\*) significante a 5% e (\*\*\*) significante a 1%. Os desvios-padrões estão entre parênteses.

Com relação a variável *Renda*, observa-se que o coeficiente obtido fica próximo de zero, porém ele é significativo estatisticamente. O sinal positivo indica que quanto maior o nível de renda da população, maior será a taxa de mortalidade. Esse resultado não invalida a hipótese de Brenner, uma vez que na literatura econômica o resultado encontrado é ambíguo e inconsistente quando a

renda é incluída como uma covariada adicional na pesquisa. Nesses estudos, a renda é, às vezes, positiva e, em outras, negativamente relacionada à mortalidade<sup>10</sup>. Se por um lado, cuidado com a saúde pode ser considerado um bem normal e, conseqüentemente, a taxa de mortalidade deveria apresentar uma redução porque os indivíduos passam a gastar mais com seguro saúde devido a um aumento da renda média, por outro, muitos perigos associados ao estilo de vida podem ser prejudiciais, por exemplo, são considerados como bens normais os gastos no consumo de bebidas e cigarros.

A estimativa para o *status* de educação representada na variável taxa de analfabetismo apresenta resultados satisfatórios, ou seja, os sinais estão de acordo com o esperado, indicando que a relação entre analfabetismo e taxa de mortalidade é positiva. A implicação econômica para esse resultado é que quanto maior a taxa de analfabetismo, maior será a taxa de mortalidade.

A relação entre emprego e a taxa de mortalidade varia entre os estados, sendo que o resultado não é significativo para os Estados Ceará e Distrito Federal. Em alguns desses lugares o aumento no nível do emprego, para o período analisado, reduz a taxa de mortalidade, o que sugere que expansão econômica contribui para redução da mortalidade, o que não ocorre para os estados do Mato Grosso, Pará, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Acre, Alagoas, Amapá, Bahia, Goiás, Maranhão, Minas Gerais e Mato Grosso do Sul.

Em termos gerais, os resultados apresentados para o modelo estático estão de acordo com os encontrados na literatura econômica sobre o tema. Inclusive o estimador mais adequado para estimar a equação (13) é o de efeitos fixos como pode ser observado pelo resultado do teste de Hausman na Tabela 4. A escolha desse estimador não causa surpresa uma vez que estamos utilizando uma amostra com todos os estados do Brasil ao invés de uma amostra aleatória como foi mencionado na seção anterior acerca da metodologia.

A vantagem dos modelos estáticos é permitir conhecer qual o impacto contemporâneo das condições macroeconômicas sobre a taxa de mortalidade, porém peca quando necessitamos conhecer o processo de ajustamentos. Para fornecer informações sobre a dinâmica de processo de ajuste, foi inserida na equação (13) uma defasagem para a variável dependente e para as variáveis explicativas. Embora essa nova equação possa ser estimada via mínimos quadrados ordinários (MQO), ou pelos estimadores de efeitos fixos e aleatórios, o seu uso apresenta problemas por causa da inclusão da variável dependente defasada, cuja correlação do regressor com o termo erro gera um estimador viesado e inconsistente. Uma maneira de contornar esse problema é utilizar o estimador GMM de Arellano e Bond (1991). A idéia básica desse estimador é a utilização das variáveis dependentes anteriores como instrumentos válidos e não apenas  $lnmort_{it-2}$ . A principal justificativa para o seu uso se deve ao fato de que se trata de estimador mais eficiente do que o de primeiras diferenças junto com erros padrões robusto à heterocedasticidade.

A Tabela 4 apresenta os resultados para a equação (16) para três versões do estimador GMM de Arellano e Bond (1991). A coluna (e) mostra as estimativas do modelo dinâmico para a versão *one-step* e homocedástico, enquanto que a coluna (f) mostra a versão robusta a heterocedasticidade. Observa-se que os coeficientes obtidos são idênticos como deveriam, diferenciando apenas quanto aos desvios padrões por causa da hipótese de homocedasticidade admitida na coluna (e). Segundo Arellano e Bond (1991) a presença de heterocedasticidade pode ser evidenciada por meio do teste de Sargan, ou seja, caso esse teste venha rejeitar a hipótese nula de que não há *over-identification* dos instrumentos utilizados na regressão, há indícios da presença de heterocedasticidade o que pode ser comprovado ao observar o resultado desse teste. A presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos diferenciados não implica que as estimativas são inconsistentes, o que ocorreria apenas na presença de autocorrelação de segunda ordem, além disso, ela é importante para validar os instrumentos. Com relação as estimativas encontradas para o

---

<sup>10</sup> Segundo Neumayer (2004), os resultados da renda média sobre a taxa de mortalidade são ambíguos. Em Sousa (2005) a ‘mortalidade infantil’ apresenta relação negativa com ‘renda *per capita*’ para os estados da região nordeste do Brasil, uma vez que a faixa etária considerada é mais vulnerável às condições socioeconômicas da família.

emprego observa-se que elas são significativas estatisticamente e o sinal esperado é negativo. Tal resultado reforça os indícios de que a taxa de mortalidade decresce com o aumento do emprego, como foi apresentado pelos modelos estáticos.

Apesar da estimativa da taxa de analfabetismo mostrar-se estatisticamente significativa, o sinal dela não está de acordo com o esperado, ou seja, positivo. No caso particular da renda média (como pode ser visto na Tabela 6 no apêndice) essa se mostrou não estatisticamente significativa. Como mencionado anteriormente, utilizando o argumento de Neumayer (2004), segundo Ruhm (2002) a renda pode, às vezes, apresentar uma estimativa com sinal positivo e significativa, ou apresentar-se com um coeficiente com sinal negativo e significativa e, freqüentemente, pode também ser não significativa.

**Tabela 4:** Modelos dinâmicos: resultados da estimação dinâmica do efeito do emprego sobre taxa de mortalidade: GMM

Variável	Homocedástico (e)	Robusto (f)	<i>Twostep</i> (g)
<i>Constante</i>	-0,0019 (0,0014)	-0,0019 (0,0034)	-0,0010 (0,0015)
<i>lnmort</i>	0,5673*** (0,0607)	0,5673*** (0,0986)	0,5978*** (0,0628)
<i>Analf</i>	-0,0865*** (0,0312)	-0,0865*** (0,0295)	-0,0762*** (0,0206)
<i>Emprego</i>	-0,3106*** (0,0654)	-0,3106*** (0,0799)	-0,3285*** (0,0425)
N	364	364	364
Teste Wald	119,63	71,65	191,46
Autocorrelação 1ª.	-7,15	-3,84	-3,85
Auocorrelação 2ª.	2,02	1,48	1,44
Teste de Sargan	$\chi^2(14) = 75,75$ Prob (0,0000)		$\chi^2(14) = 23,17$ Prob (0,0575)

Fonte: Datasus e Ipeadata. Cálculos do autor.

Obs.: (\*) significante a 10%, (\*\*) significante a 5% e (\*\*\*) significante a 1%. Os desvios-padrões estão entre parênteses.

## 5. Discussão: instabilidades ou recessões econômicas melhoram a saúde?

Na seção anterior foram apresentadas evidências de que as condições macroeconômicas estão diretamente ligadas à taxa de mortalidade de forma que ao ampliar o nível de emprego na economia, ocorre a redução na taxa de mortalidade, independente do modelo utilizado seja o modelo estático ou o dinâmico. Embora esse resultado não seja similar ao apresentado por Ruhm (2000) ele está de acordo com a hipótese de Brenner.

No entanto, qual o tamanho desse efeito? A Tabela 5 resume o percentual da taxa de mortalidade que decresce com um aumento de um ponto percentual no taxa de emprego para os modelos estáticos e dinâmicos. Como pode ser visto o efeito do emprego sobre a taxa de mortalidade corresponde a -0,12% para os modelos estáticos. O maior impacto ficou por conta dos modelos dinâmicos de curto prazo propostos por Arellano e Bond (1991), cuja percentual alcança -0,31% e -0,32% para as versões *one step* homocedástico e o robusto à heterocedasticidade e *twostep* respectivamente. Observa-se uma alteração na relação de longo prazo uma vez que o coeficiente encontrado tem o sinal positivo. Um resultado semelhante foi apresentado por Forber e McGregor (1987) ao estudar mortalidade no pós-guerra para a Escócia.

Como foi mencionados na seção 2, os dois grupos que analisam a relação entre condições macroeconômicas e saúde não são necessariamente inconsistentes entre eles, ou seja, é perfeitamente aceitável que os efeitos do emprego sejam negativos ou positivos. Os estudos que apresentaram que uma redução do desemprego deteriora a saúde (aumenta a mortalidade) são

aqueles realizados para países desenvolvidos em que se espera que o efeito-renda predomine e, portanto, que o efeito total seja negativo. Isto é, quando os indivíduos encontram emprego, aumenta a sua renda e, por conseguinte, a sua demanda por saúde (isto é aderem a planos de saúde, fazem exames médicos), mas também aumentam o seu consumo de bens normais que deterioram a saúde como o do álcool (e adicionalmente passam a consumir bebidas mais forte como uísque), o das drogas (e novamente drogas mais pesadas), e dirigem mais e carros mais potentes e (que aumentam o número de acidentes). Esses efeitos podem ser visto na pesquisa de Ruhm (2004) com microdados.

**Tabela 5:** Variações percentuais na mortalidade devido a um aumento de um ponto percentual no emprego e na taxa de analfabetismo

Variáveis	Estático	Dinâmica de curto prazo <sup>1</sup>			Dinâmica de longo prazo <sup>2</sup>
		(e)	(f)	(g)	
<i>Emprego</i>	-0,12%	-0,31%	-0,31%	-0,32%	0,05%
<i>Analf</i>	0,05%	-0,08%	-0,08%	-0,07%	0,04%
<i>Renda</i>	0,08%	-	-	-	-0,16%

Fonte: Datasus e Ipeadata. Cálculo do autor.

1- As estimativas para *Renda* não consta em virtude delas não se mostrarem significativas estatisticamente.

2- As estimativas para dinâmica de longo prazo foram obtidas a partir do modelo autoregressivo. Ver Tabela 7 no Apêndice.

Neste trabalho as evidências encontradas mostraram que os efeitos são positivos, isto é, aumentos no emprego melhoram a saúde (ou seja, reduzem a mortalidade). Uma explicação possível e plausível é que em países subdesenvolvidos, como é o caso do Brasil, espera-se que predomine o efeito benéfico do aumento do emprego sobre a renda dos indivíduos, isto é, eles passem a demandar mais bens saudáveis como ingressar em planos de saúde, se alimentar mais, embora não necessariamente melhor.

Embora esse resultado não seja definitivo, uma vez que é necessário estender este estudo para a mortalidade oriunda de causas específicas, ele permite mostrar a importância das políticas públicas de geração de empregos, que não apenas contribui para retirar o indivíduo da situação de desempregado, mas contribui para melhorar a sua qualidade de vida e, conseqüentemente, reduzir a mortalidade. Mesmo que no Brasil haja uma rede de proteção social para proteger o indivíduo desempregado, cujo um dos instrumentos seja, por exemplo, o seguro desemprego, certamente nada substitui a segurança de estar empregado e poder usufruir uma renda certa e segura.

## 6. Considerações finais

O estudo sobre os efeitos macroeconômicos sobre a saúde da população nos últimos anos deu origem a duas hipóteses. A primeira, a de Brenner, afirma que as recessões e outras fontes de instabilidade econômica têm um impacto negativo sobre a saúde da população, aumentando a mortalidade; enquanto que a segunda, a de Ruhm, sugere que as recessões econômicas melhoram a saúde e reduzem a mortalidade. Ao considerar que os estudos foram realizados para uma amostra de países desenvolvidos e a diferença no método econométrico empregado é que tem contribuído para validar ora a hipótese de Brenner, ora a hipótese de Ruhm, o presente trabalho teve como objetivo analisar empiricamente a relação entre as condições macroeconômicas e a taxa de mortalidade, usando dados brasileiros em nível estadual no período 1981-2002 numa estrutura de dados em painel.

A evidência obtida foi favorável à hipótese Brenner em que as recessões econômicas tendem a aumentar as taxas de mortalidade. Embora esse resultado a primeira vista pareça contraditório, ele não é inconsistente (parafrazeando Neumayer (2004)). Ao fazer um paralelo com os estudos que



encontraram evidências favoráveis a hipótese de Ruhm, percebe-se que esses foram aplicados para informações de países desenvolvidos, enquanto que no presente trabalho aplicou-se a mesma metodologia a um país em desenvolvimento. Além disso, considerando o atual estágio de desenvolvimento brasileiro, o efeito positivo dos aumentos do emprego (acesso a melhores cuidados médicos, planos de saúde, alimentação, etc.) sobre a saúde compensam mais do que os possíveis efeitos negativos (em termos de aumentos de alcoolismo, acidente de carro, falta de tempo para dedicar-se a atividades saudáveis, etc.).

Assim, se as recessões econômicas reduzem a taxa de mortalidade no Brasil, as evidências encontradas no presente estudo permitem afirmar que não. Entretanto, se faz necessário aprofundar as pesquisas, estendendo as evidências para as mortalidades oriundas de causas específicas como, por exemplo, doenças coronárias, cirrose, acidente de carros, separadas por gêneros e por faixas etárias. Se possível, estender também em nível de microdados. Além disso, para tornar os resultados robustos é necessário fazer a inclusão de outros determinantes socioeconômicos na estimação da equação da mortalidade, o que deve ser o objetivo de futura pesquisa.

## 7. Referências Bibliográficas

- ANDERSON, T. W., HSIAO, C. Estimation of dynamic model with error components, **Journal of the American Statistical Association**, v. 76, p. 598-606, 1981.
- ANDRADE, M.; LISBOA, M. A economia da saúde no Brasil. In LISBOA, M. & MENEZES-FILHO, N. (orgs.): **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001a.
- ANDRADE, M.; LISBOA, M. Mortalidade nos estados Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais. **Estudos Econômicos**, v. 31, n. 1, 2001b.
- ARELLANO, M., BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations, **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**, Second edition, John Wiley & Sons, Ltd. New York, 2003.
- BRENNER, H & MOONEY, A. Unemployment and health in the context of economic change. **Social Science and Medicine**. v. 17, n. 16, p. 1125-1138, 1983.
- BRENNER, H. & MOONEY, A. Economic change and sex-specific cardiovascular mortality in Britain 1955-1976. **Social Science Medicine**. v. 16, n. 4, p. 431-442, 1982.
- BRENNER, H. Economic change, alcohol consumption and heart disease mortality in nine industrialized countries. **Social Science Medicine**. v. 25, n. 2, p. 119-132, 1987.
- BRENNER, H. Economic instability, unemployment rates, behavioral, and mortality rates in Scotland, 1952-1983. **International Journal Health Services**. v. 17, n. 3, p. 475-487, 1987.
- BRENNER, H. Heart disease mortality and economic changes including unemployment in western Germany 1951-1989. **Acta Physiol Scandinaviann Supplement**. n. 640, p. 149-152, 1997.
- BRENNER, H. Relation of economic change to Swedish health and social well-being, 1950-1980. **Social Science Medicine**, v. 25, n. 2, p. 183-195, 1987.
- CAVALCANTI, Nicanor Ferreira. Condições socioeconômicas, programas de complementação alimentar e mortalidade infantil no Estado de São Paulo (1950 a 2000). **Saúde e sociedade**, v. 12, n. 1 jan-jul, 2003.
- CHOU, S.; GROSSMAN, M.; SAFFER, H. An economic analysis of adult obesity: results from the behavioral risk factor surveillance system. **NBER Working Paper**, n. 9247, 2002.

- DEATON, A. Health, inequality, and economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 41, n. 1, p. 113-58, 2003.
- DUNCAN, B. B., SCHMIDT, M. I., GIUGLIANI, E. R. J. Medicina ambulatorial: condutas clínicas em atenção primária, Terceira edição, Editora Artes Médicas, Porto Alegre, 2004.
- FIGUEIREDO, L. & NORONHA, K. & ANDRADE, M. Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros. **Texto para discussão**, n. 219, UFMG/Cedeplar, 2003.
- FORBES, J. F. & MCGREGOR, A. Male unemployment and cause-specific mortality in postwar Scotland. **International Journal Health Services**. v. 17, n. 2, p. 233-240. 1987.
- GERDTHAM, U. & JOHANNESSON, M. A note on the effect of unemployment on mortality. **Journal of Health Economics**, v. 22, n. 3, p. 505-518, 2003.
- GERDTHAM, U. & RUHM, C. Deaths rise in good economic times: evidence from the OECD. **Mimeo**, Lund University, June 2004.
- GREENE, W. **Econometric analysis**. Prentice Hall, New York, 2000.
- GROSSMAN, Michael. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political Economy**, v. 80, n. 2, p.223-255, 1972.
- JOHANNESSON, E. A note on the impact of hours worked on mortality in OECD countries. **The European Journal of Health Economics**, v. 5, n. 4, p. 335-340, 2004.
- MADDALA, G.S. **Introduction to econometrics**. Second edition. Prentice Hall, New York. 1992.
- MENDONÇA, M.; MOTTA, R. Saúde e saneamento no Brasil. **Texto para discussão**, n. 1081, IPEA, 2005.
- NEUMAYER, E. Recessions Lower (Some) Mortality Rates: Evidence from Germany. **Social Science & Medicine**, v. 58, n.6, p.1037-1047, 2004.
- NORONHA, K.; ANDRADE, M. A importância da saúde como um dos determinantes da distribuição de rendimentos e pobreza no Brasil. Anpec, 2004.
- NOVO, M.; HAMMMARSTROM, A.; JANLERT, U. Do high levels of unemployment influence the health of those who are not employed? A gendered comparison of young men and women during boom and recession. **Social Science & Medicine**, v. 53, n.3, p. 293-303, 2001.
- RUHM, C. Are Recessions Good For Your Health? **Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 2, p. 617-650, 2000.
- RUHM, C. Good times make you sick. **Journal of Health Economics**, v. 22, n. 4, p. 637-658, 2003.
- RUHM, C. Healthy living in hard times. **Mimeo**, August, 2004.
- RUHM, C.; BLACK, W. Does drinking really decrease in bad times? **Journal of Health Economics**, v. 21, n. 4, p. 659-678, 2002.
- RUHM, Christopher. Macroeconomic conditions, health and mortality. **NBER Working Paper**, n. 11007, 2004.
- SOGAARD, J. Econometric critique of the economic change model of mortality. **Social Science Medicine**, v. 34, n. 9, p. 947-957, 1992.
- SOUSA, T. R. V. S. **Um estudo do status de saúde nos estados da região nordeste do Brasil, através da taxa de mortalidade infantil, no período 1991-2000**: uma investigação por dados em painel. 2005. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia - Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2005.

STEWART, J. The impact of health status on the duration of unemployment spells and the implications for studies of the impact of unemployment on health status. **Journal of Health Economics**, v. 20, n. 5, p. 781-796, 2001.

TAPIA-GRANADOS, J. Economics, demography, and epidemiology: an interdisciplinary glossary. **Journal of Epidemial Comunnity Health**, v. 57, 2003.

TAPIA-GRANADOS, J. Mortality and economic fluctuations in Sweden, 1800-1998. **Working paper**, Ann-Arbor: University of Michigan, 2002.

WAGSTAFF, A. Time series analysis of the relationship between unemployment and mortality: a survey of econometric critiques and replications of Brenner's studies, **Social Science & Medicine**, v. 21, n. 9, p. 985-996, 1985.

WASWORTH, M. & MONTGOMERY, S. & BARTLEY, M. The persisting effect of unemployment on health and social well-being in men early in working life. **Social Science & Medicine**, v. 48, n.10, p. 1491-1500, 1999.

WOOLDRIDGE, J.. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Massachusetts: MIT Press, 2001.

## Apêndice

**Tabela 6:** Modelos dinâmicos: Resultados da estimação dinâmica do efeito do emprego sobre taxa de mortalidade: GMM

Variável	Homocedástico (e)	Robusto (f)	<i>Twostep</i> (g)
<i>Constante</i>	-0,0019 (0,0035)	-0,0019 (0,0035)	-0,0010 (0,0015)
<i>Lnmort</i>	0,5617*** (0,0620)	0,5617*** (0,1023)	0,5831*** (0,0607)
<i>Analf</i>	-0,0833*** (0,0314)	-0,0833*** (0,0299)	-0,0675*** (0,0194)
<i>Renda</i>	0,0093 (0,0229)	0,0093 (0,0261)	0,0095 (0,0119)
<i>Emprego</i>	-0,3173*** (0,0680)	-0,3173*** (0,0788)	-0,3355*** (0,0425)
N	364	494	494
Teste Wald	120,05	77,91	234,63
Autocorrelação 1ª.	-7,09	-3,76	-3,76
Auocorrelação 2ª.	1,93	1,45	1,38
Teste de Sargan	$\chi^2(14) = 77,17$ Prob (0,0000)		$\chi^2(14) = 23,91$ Prob (0,0470)

Fonte: Datasus e Ipeadata. Cálculos do autor.

Obs.: (\*) significante a 10%, (\*\*) significante a 5% e (\*\*\*) significante a 1%. Os desvios-padrões estão entre parênteses.

**Tabela 7:** Modelo autoregressivo para mortalidade

Variável	Coefficiente	P-value
<i>constante</i>	1.7612*** (0.2216)	0.0000
<i>Mort_1</i>	0.7500*** (0.0321)	0.0000
<i>Analf</i>	-0.0417*	0.0970

	(0.0251)	
<i>Analf_1</i>	0.0522***	0.0500
	(0.0265)	
<i>Renda_1</i>	-0.0410***	0.0430
	(0.0202)	
<i>Emprego</i>	-0.1739***	0.0000
	(0.0488)	
<i>Emprego_1</i>	0.1875***	0.0000
	(0.0497)	
N	390	
Teste F (6, 358)	107,76	
R <sup>2</sup> within	0,64	
R <sup>2</sup> between	0,98	
R <sup>2</sup> overall	0,92	

Fonte: Datasus e Ipeadata. Cálculos do autor.

Obs.: (\*) significante a 10%, (\*\*) significante a 5% e (\*\*\*) significante a 1%.