

001 - 800 - 015 - 0

SÉRIE TESES Nº 2

URIEL DE MAGALHÃES

Doutor em Economia
pela Escola de Pós-Graduação em Economia
da Fundação Getúlio Vargas

T/EPGE
M 188d
200,00 c

DEMANDA DE SAÚDE NO BRASIL: DOIS ESTUDOS DE CASO

FGV — Instituto de Documentação
Editora da Fundação Getúlio Vargas
Rio de Janeiro, RJ — 1979

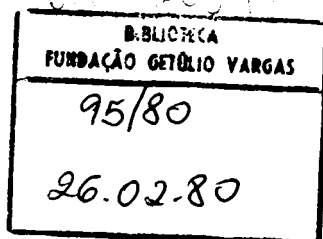
Direitos reservados desta edição à Fundação Getúlio Vargas
Praia de Botafogo, 190 - 22253
CP 9.052-20.000
Rio de Janeiro - Brasil

É vedada a reprodução total ou parcial desta obra

Copyright © da Fundação Getúlio Vargas

1ª edição - 1979

FGV - Instituto de Documentação
Diretor: *Benedicto Silva*
Editora da Fundação Getúlio Vargas
Chefia: *Mauro Gama*
Coordenação editorial: *Washington Serdeira Garcia*
Supervisão gráfica: *Helio Lourenço Netto*
Supervisão de editoração: *Maria Regina de Lima Renzo*
Capa: *Leon Algami*
Composição: *Compotextos Ltda.*
Impressão: *Cia. Brasileira de Artes Gráficas*



Magalhães, Uriel de.

Demanda de saúde no Brasil: dois estudos de caso. - Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1979.
viii, 104p.: il. -

Publicada anteriormente como tese de doutorado da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas.
Inclui índice.
Bibliografia: p. 99-100.

1. Investimentos na saúde - Modelos matemáticos. 2. Saúde - Brasil.
3. Assistência médica - São Paulo - Casos estudados. 4. Assistência médica - São Paulo - Casos estudados. I. Fundação Getúlio Vargas. II. Título.

CDD 338.4361
CDU 61.00312

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer, inicialmente, ao Dr. Julian Magalhães Chacel, do IBRE/FGV, bem como ao Dr. Carlos Antonio Rocca, da FIFE/USP, pela possibilidade que tive em utilizar os dados, respectivamente, da *Pesquisa sobre consumo alimentar* (outubro/dezembro de 1973) e dos *Orçamentos familiares na cidade de São Paulo* (abril de 1971/outubro de 1972).

Aos Profs. Marc Nerlove, da Northwestern University, e Carlos Geraldo Langoni, da EPGE, devo agradecer a presteza e acuidade com que leram e comentaram uma versão inicial da tese. Aos professores da EPGE, de um modo geral, quero agradecer as diversas críticas e sugestões que, sem dúvida, foram muito importantes para a apresentação deste trabalho. Ao programador Alexandre Tardin e a Paulo Alves, da EPGE, devo agradecer pela eficiente, paciente e meticulosa assistência que me prestaram.

Por último e, certamente, o mais importante, quero agradecer aos membros do meu comitê de tese, constituído pelos Profs. José Luiz Carvalho, Paulo Rabello de Castro, Edy Luiz Kogut e Antonio Carlos Braga Lemgruber, que além da valiosa orientação técnica em todas as fases desta pesquisa, foram extremamente generosos em me conceder um ativo bem mais importante, posto que de valor inestimável — o encorajamento pessoal.

SUMÁRIO

Agradecimentos *V*

Introdução *I*

1. Demanda de saúde – relações fundamentais do modelo básico *3*
 - 1.1 O modelo-investimento *10*
 - 1.2 O modelo-consumo *20*
2. O modelo: limitações, adaptação, extensões e problemas de estimação com base nas características da amostra disponível *29*
 - 2.1 Limitações *29*
 - 2.2 Adaptação *32*
 - 2.3 Extensões *33*
 - 2.4 Problemas de estimação *37*
3. Análise dos resultados encontrados *47*
 - 3.1 A amostra dos conjuntos habitacionais no Rio de Janeiro *47*
 - 3.2 A amostra de orçamentos familiares para a cidade de São Paulo *66*
 - 3.3 Os resultados encontrados por Grossman, em seu estudo original *70*
4. Resumo e conclusões *75*
 - 4.1 Aspectos relevantes para uma política nacional de saúde *76*

Anexo A: Simbologia *79*

Anexo B: Estatísticas básicas sobre as variáveis utilizadas no estudo *81*

Anexo C: Resultados suplementares *85*

Bibliografia *97*

Índice analítico *99*

INTRODUÇÃO

O reconhecimento da importância da qualidade da força de trabalho na promoção do crescimento econômico dirige boa parte dos esforços, na área de pesquisa econômica, para o estudo da rentabilidade privada e social de investimentos em educação, nutrição e saúde. Embora as pesquisas na área de educação, beneficiando-se de um corpo de teoria já bastante desenvolvido, venham sendo realizadas com crescente frequência e profundidade, o mesmo não ocorre com estudos nas áreas afins de nutrição e saúde, em boa medida pelas dificuldades de quantificação, nos estudos empíricos, das variáveis básicas envolvidas.

O presente estudo refere-se em princípio às demandas de saúde e cuidados médicos, sendo a última derivada diretamente da primeira, conforme o modelo básico.

Adotou-se, como moldura teórica básica para a análise, o modelo de Gary Becker sobre o comportamento da unidade familiar como produtora-consumidora de bens. Neste enfoque, as decisões dentro da família seriam tomadas com o objetivo de maximizar a satisfação coletiva de seus membros, tomadas em conjunto as suas restrições de renda e tempo disponível. Restrições *técnicas* adicionais seriam dadas pelas *funções de produção familiares*, isto é, a forma específica pela qual os bens de mercado e o tempo dos diversos membros da família poderiam ser combinados de modo a se obter, como *produtos finais*, os bens de valor efetivo (utilidade) para o consumidor.

Note-se que a aplicação desse enfoque para a análise, por exemplo, do problema do objetivo-educação, na família, é bem mais simples do que no caso do objetivo-saúde. O *produto* gerado, no primeiro caso, pode ser medido de forma razoavelmente precisa por *proxies* tais como o número de anos de escolaridade, eventualmente corrigidos pela qualidade das escolas frequentadas, ou por outro expediente semelhante. No caso do objetivo-saúde, a melhor aproximação para o *produto* conseguido parece estar relacionada com o *tempo saudável* disponível, para todo e qualquer tipo de atividade — inclusive aquelas voltadas para a própria *produção* de saúde, tais como lazer, consultas médicas e outras. Que unidade de tempo usar para medir o *produto* gerado? Que unidade de tempo usar para medir os insumos de tempo e de bens de mercado empregados num dado *momento* de produção? Que *proxy* utilizar para medir *tempo saudável*? As respostas a essas perguntas serão ainda motivo de longa discussão acadêmica.

A presente pesquisa, sem dúvida alguma limitada por dificuldades de ordem metodológica e empírica, tem como objetivo identificar a significância de certas variáveis que possam ser utilizadas como sina-

lizadoras de decisões de alocação de recursos para o setor saúde. A apresentação do modelo teórico obedece a uma visão microeconômica da demanda individual de saúde. O estudo empírico restringe-se aos casos específicos de duas amostras, uma relativa aos conjuntos habitacionais da cidade do Rio de Janeiro, no período outubro/dezembro de 1973, outra relativa a orçamentos familiares para a cidade de São Paulo, no período abril de 1971/outubro de 1972.

Os capítulos 1 e 2 apresentam o modelo que será utilizado no estudo empírico, explorando suas variantes e limitações, bem como propondo algumas extensões. No capítulo 3, após o ajustamento das variáveis do modelo teórico às particulares características das amostras disponíveis, apresentam-se os resultados estimados, em seguida analisados à luz das previsões do modelo básico e das formulações teóricas subsidiárias. Seguem-se conclusões gerais do estudo, com ênfase nas implicações para uma política nacional de saúde.

1. DEMANDA DE SAÚDE

RELAÇÕES FUNDAMENTAIS DO MODELO BÁSICO

Grossman (1972a, 1972b), desenvolvendo uma metodologia na linha do trabalho clássico de Becker (1965), abordou o tema, ressaltando de início a diferença entre o capital-saúde e as demais formas de capital humano. Em particular, frisa que o estoque de conhecimento de um indivíduo afeta sua produtividade não só no mercado de trabalho como também fora dele, enquanto seu estoque de saúde determina a quantidade total de tempo que poderia despendar produzindo rendimentos monetários e *commodities* (bens) à Becker.

Dentro dessa visão do comportamento do consumidor, Grossman supõe que os indivíduos nascem com um determinado estoque inicial de saúde, que se deprecia ao longo do tempo — a uma taxa crescente, pelo menos após determinada idade — e que pode ser aumentado via investimento. A morte ocorre quando o estoque cai abaixo de certo nível, e uma das principais características do modelo é a de que os indivíduos *escolhem* seu período de vida. Os investimentos brutos em capital-saúde são determinados a partir de funções de produção na unidade familiar (domésticas), cujos insumos incluem o próprio tempo do indivíduo e bens de mercado usados em atividades tais como cuidados médicos, dieta, exercícios físicos, recreação e outros. A função de produção individual depende, também, do nível de educação — variável exógena, nesse modelo — que influencia a eficiência no processo de produção. O nível de renda é também considerado exógeno.

Os consumidores demandariam saúde por dois motivos. Como bem de consumo, a saúde entraria diretamente em suas funções de preferência, no sentido de que dias de doença constituem uma fonte de *desutilidade*. Como bem de investimento, a saúde determina o volume total de tempo disponível, não só para as atividades ligadas ao mercado de trabalho como para todas as demais. Uma elevação no estoque de saúde aumenta o tempo disponível para essas atividades, e o valor monetário desse tempo *adicional* é um índice de retorno a um investimento em saúde. Note-se que o modelo de Grossman se restringe à análise do comportamento de indivíduos na força de trabalho.

Ceteris paribus, independentemente dos aspectos de consumo e investimento inerentes ao bem-saúde, a quantidade demandada de saúde estaria correlacionada negativamente com seu preço-sombra, segundo a teoria tradicional de comportamento do consumidor. A análise de Grossman enfatiza o fato de que o preço-sombra de saúde depende de muitas outras variáveis além do preço de mercado dos cuidados médicos. Alterações nessas variáveis modificam a quantidade ótima de

saúde e alteram a demanda derivada de investimento bruto em saúde, medida, por exemplo, em termos de gastos com tratamento médico. Grossman demonstra que o preço-sombra se eleva com a idade do indivíduo, caso a taxa de depreciação do estoque de saúde aumente no decorrer da vida, e cai de acordo com o nível educacional, caso os indivíduos com maior escolaridade sejam produtores de saúde mais eficientes. Grossman demonstra que, sob certas condições, uma elevação no preço-sombra pode levar, simultaneamente, a uma redução na quantidade de saúde demandada e a uma elevação na quantidade demandada de tratamento médico.

Vejamos, a seguir, de forma breve, as principais equações do modelo de Grossman, cuja estrutura será utilizada, a seguir, para testes empíricos.

a) Função de utilidade intertemporal do consumidor

$$U = U(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (1)$$

sendo:

i = período (0, 1, 2, ..., n);

H_0 = estoque inicial de saúde, quando o indivíduo começa a tomar suas próprias decisões;

H_i = estoque de saúde no período i ;

ϕ_i = fluxo de serviço por unidade de estoque no período i ;

$h_i = \phi_i H_i$ = consumo total de *serviços de saúde* no período i ;

Z_i = consumo total de outro bem qualquer no período i ;

n = tempo de vida do indivíduo.

b) Identidade

$$H_{i+1} - H_i = I_i - \delta_i \cdot H_i \quad (2)$$

sendo:

I_i = investimento bruto em saúde;

δ_i = taxa de depreciação durante o período i (exógena, porém podendo variar com a idade do indivíduo).

Portanto, a variação no estoque de saúde entre um período e outro deve igualar o investimento bruto realizado no período, deduzida a depreciação do estoque, que também ocorre a cada período.

- c) Funções de produção (relativas a investimentos brutos¹ em saúde e à produção dos demais bens)

$$\begin{aligned} I_i &= I_i(M_i, TH_i; E_i), \\ Z_i &= Z_i(X_i, T_i; E_i); \end{aligned} \quad (3)$$

sendo:

M_i = despesas médicas;

X_i = insumos de bens na produção do bem Z_i ;

TH_i e T_i = insumos de tempo;

E_i = estoque de capital humano.²

Assim, as funções de produção relativas aos bens produzidos na unidade familiar têm como argumentos os bens de mercado e o tempo do indivíduo. A educação entra como uma espécie de *parâmetro tecnológico*.

A hipótese básica do modelo é de que todas as funções de produção são homogêneas de grau 1, em relação aos insumos de bens e de tempo. Logo:

$$I_i = M_i g(t_i; E_i)$$

sendo

$$t_i = \frac{TH_i}{M_i}$$

$$\frac{\partial I_i}{\partial TH_i} = \frac{\partial g}{\partial t_i} = g', \quad \text{produtividade marginal do tempo do indivíduo com relação ao investimento bruto em saúde.}$$

$$\frac{\partial I_i}{\partial M_i} = g - t_i g', \quad \text{produtividade marginal dos cuidados médicos com relação ao investimento bruto em saúde.}$$

¹ Quer consideremos o bem-saúde como puramente de investimento, consumo, ou uma combinação de ambos os aspectos, sempre se pode falar de uma função de investimento bruto em saúde, já que essa é tomada como um bem durável.

² Nesse modelo, o estoque de capital humano não inclui o capital-saúde. Para Grossman, o primeiro afeta a produtividade do indivíduo nas atividades domésticas e no mercado de trabalho, enquanto o segundo determina o tempo total que o indivíduo poderá utilizar em qualquer tipo de atividade.

d) Restrição orçamentária relativa aos bens de mercado³

$$\sum_{i=0}^n \frac{P_i M_i + F_i X_i}{(1+r)^i} = \sum_{i=0}^n \frac{W_i TW_i}{(1+r)^i} + A_0 \quad (4)$$

sendo:

P_i e F_i = preços de M_i e X_i , respectivamente;

W_i = salário;⁴

TW_i = número de horas de trabalho;

A_0 = renda de propriedade, descontada para o período inicial;

r = taxa de juros (o modelo supõe que o mercado de capitais é perfeito).

Portanto, a igualdade impõe que os gastos com serviços médicos e com os demais bens e serviços adquiridos no mercado, descontados para o período inicial (primeiro termo da relação), devem absorver toda a renda (salarial ou de propriedade) do indivíduo, descontada para o período inicial da análise (segundo termo da relação).

e) Restrição de tempo

$$TW_i + TL_i + TH_i + T_i = \Omega \quad (5)$$

sendo:

Ω = quantidade total de tempo disponível num dado período;

TL_i = tempo não-disponível para as atividades no mercado de trabalho e fora dele, devido a doença.

f) Hipótese⁵

$$\frac{\partial TL_i}{\partial H_i} < 0$$

³ Note-se que n (tempo de vida do indivíduo), a rigor, é endógeno, neste modelo, conforme veremos mais adiante.

⁴ Note-se que W_i , nesse modelo, possui apenas uma dimensão temporal (ano, mês, dia, hora), não variando conforme outros parâmetros (horas noturnas, feriados etc.).

⁵ Ver equação (12), adiante.

Se Ω fosse medido em dias ($\Omega = 365$ dias, caso o ano seja o período relevante) e ϕ_i definido como o fluxo de dias de saúde por unidade de H_i , h_i corresponderia ao número total de dias de saúde num determinado ano. Então:

$$TL_i = \Omega - h_i \quad (6)$$

g) Restrição de riqueza máxima do indivíduo (substituindo-se TW_i dado pela equação (5), na equação (4).

$$\begin{aligned} \sum_{i=0}^n \frac{P_i M_i + F_i X_i + W_i (TL_i + TH_i + T_i)}{(1+r)^i} &= \quad (7) \\ &= \sum_{i=0}^n \frac{W_i \Omega}{(1+r)^i} + A_0 = R \end{aligned}$$

Assim, de acordo com a equação (7), a *riqueza máxima* (segundo termo da igualdade anterior) equivale ao valor presente dos rendimentos que um indivíduo obteria, se passasse todo seu tempo (Ω) trabalhando, mais a riqueza não-humana, descontada para o período inicial da análise. Parte dessa riqueza é gasta (primeiro termo da igualdade) na aquisição de bens de mercado, parte dela é *gasta* no tempo de produção relativo a atividades fora do mercado de trabalho (inclusive, produção de saúde), e parte dela, ainda, é *gasta* devido a doença.

As quantidades de equilíbrio de H_i e Z_i podem ser determinadas a partir da maximização da função de utilidade dada pela equação (1) sujeita às restrições dadas pelas equações (2), (3) e (7).⁶ Uma vez que o estoque de saúde inicial (H_0), bem como as taxas de depreciação, são dados, as quantidades ótimas de investimento bruto determinam as quantidades ótimas de capital-saúde. Note-se que, embora temporal, o modelo é estático, já que admite ajuste total dentro de cada unidade de tempo.

As condições de primeira ordem para otimização do investimento bruto no período ($i - 1$) são:⁷

⁶ E, ainda, à restrição de que $H_n \leq H_{min}$ (= morte). Temos, também, que ter $X_i, M_i \geq 0$, com P_i e F_i positivos e dados.

⁷ Grossman (1972a), p. 4.

$$\frac{\pi_i - 1}{(1+r)^{i-1}} = \frac{W_i G_i}{(1+r)^i} + \frac{(1 - \delta_i) W_{i+1} G_{i+1}}{(1+r)^{i+1}} + \dots \quad (8)$$

$$+ \frac{(1 - \delta_i) \dots (1 - \delta_{n-1}) W_n G_n}{(1+r)^n} + \frac{U h_i}{\lambda} G_i + \dots$$

$$+ (1 - \delta_i) \dots (1 - \delta_n - 1) \frac{U h_i}{\lambda} G_n$$

$$\pi_{i-1} = \frac{P_{i-1}}{g - t_{i-1} \cdot g'} = \frac{W_{i-1}}{g'} \quad (9)$$

sendo:

$$U_{h_i} = \frac{\partial U}{\partial h_i} = \text{utilidade marginal dos dias de saúde;}$$

$$\lambda = \text{utilidade marginal da riqueza;}$$

$$G_i = \frac{\partial h_i}{\partial H_i} = - \frac{\partial TL_i}{\partial H_i} = \text{produtividade marginal do estoque de saúde na produção de dias de saúde;}$$

$$\pi_{i-1} = \frac{dC_{i-1}}{dI_{i-1}} \quad (\text{onde } C_i = P_i M_i + W_i TH_i) = \text{custo marginal do investimento bruto em saúde no período } (i-1).$$

A equação (8) simplesmente estabelece que o valor presente do custo marginal do investimento bruto no período $(i-1)$ deve igualar o valor presente dos benefícios marginais. Os benefícios marginais descontados, na idade i , são iguais a:

$$G_i \left[\frac{W_i}{(1+r)^i} + \frac{U h_i}{\lambda} \right]$$

Duas magnitudes monetárias são necessárias para se converter o produto marginal do capital-saúde, G_i (isto é, o aumento no número de dias de saúde causado por um aumento de uma unidade no estoque de saúde), em termos de valor, já que os consumidores demandam saúde por duas razões básicas. O salário, descontado, mede o valor monetário do incremento de uma unidade no volume total de tempo disponível para atividades no mercado de trabalho e fora dele, ao passo que o termo $\frac{Uh_i}{\lambda}$ mede o equivalente monetário do aumento em

utilidade devido ao incremento de uma unidade no tempo com saúde que o consumidor pode gozar.

A equação (9), por sua vez, representa a condição de minimização de custo. A cada idade, o incremento no capital-saúde devido a cada cruzeiro gasto em cuidados médicos deve igualar o incremento no capital-saúde devido a cada cruzeiro *gasto* com o tempo do próprio indivíduo usado no processo de produção.

Com o objetivo de se examinar as forças que afetam a demanda de saúde e o investimento bruto, é necessário transformar-se a equação (8) numa forma um pouco distinta da anterior.⁸

$$G_i \left[W_i + \frac{Uh_i}{\lambda} (1+r)^i \right] = \pi_{i-1} (r - \bar{\pi}_{i-1} + \delta_i) \quad (10)$$

onde:

$\bar{\pi}_{i-1}$ = percentual de variação no custo marginal entre os períodos $(i-1)$ e i .

A equação (10) implica que o valor não descontado do produto marginal do estoque ótimo de capital-saúde, em qualquer ponto no tempo, deve igualar o preço de oferta do capital

$$\pi_{i-1}(r - \bar{\pi}_{i-1} + \delta_i)$$

Este último engloba componentes de juros, depreciação e ganhos de capital, podendo ser interpretado como o *rental price* ou *user-cost* do capital-saúde.

A equação (10) pode ser ligeiramente modificada, dividindo-se ambos os lados pelo custo marginal do investimento bruto, π_{i-1} :

$$\gamma_i + a_i = r - \bar{\pi}_{i-1} + \delta_i \quad (10')$$

⁸ Ver Grossman (1972b), p. 229

onde:

$$\gamma_i = (W_i G_i) / \pi_{i-1}$$

representa a taxa de retorno monetário marginal do investimento em saúde, enquanto que

$$a_i = \frac{\frac{U h_i}{\lambda} (1+r)^i G_i}{\pi_{i-1}}$$

é a taxa de retorno não-pecuniário. Portanto, em equilíbrio, a taxa de retorno total do investimento em saúde deve igualar o *user-cost* do capital-saúde em termos de preço do investimento bruto. Este *custo* é definido como a soma da taxa de juros *real* (isto é, descontado o *ganho de capital*) com a taxa de depreciação.

1.1 O modelo-investimento

A fim de contrastar o conceito de capital-saúde com outras formas de capital humano, Grossman desenvolve diversas implicações de seu modelo considerando unicamente o componente de investimento (ignorando, portanto, os aspectos de consumo).⁹ Nesse caso, se a utilidade marginal dos dias de saúde (ou a *desutilidade* marginal dos dias de doença) fosse igualada a zero, a condição (10'), que estabelece a quantidade ótima de capital-saúde no período *i*, se reduziria a:

$$\frac{W_i G_i}{\pi_{i-1}} = \gamma_i = r - \pi_{i-1} + \delta_i \quad (11)$$

O gráfico 1 ilustra a determinação do estoque ótimo de capital-saúde em qualquer idade *i*. A curva de demanda, *MEC*, representa a relação entre o estoque de saúde e a taxa de retorno de um investimento realizado – ou melhor, representa a eficiência marginal do capital-saúde, γ_i . A curva de oferta, *S*, representa a relação entre o estoque de saúde e o custo do capital, $r - \pi_{i-1} + \delta_i$. Já que, por hipótese, o custo do capital independe de seu estoque, a curva de oferta é infinitamente elástica. Caso a curva *MEC* seja decrescente (o que acontecerá se e somente se

$$\frac{\partial G_i}{\partial H_i} = \frac{\partial^2 h_i}{\partial H_i^2} < 0$$

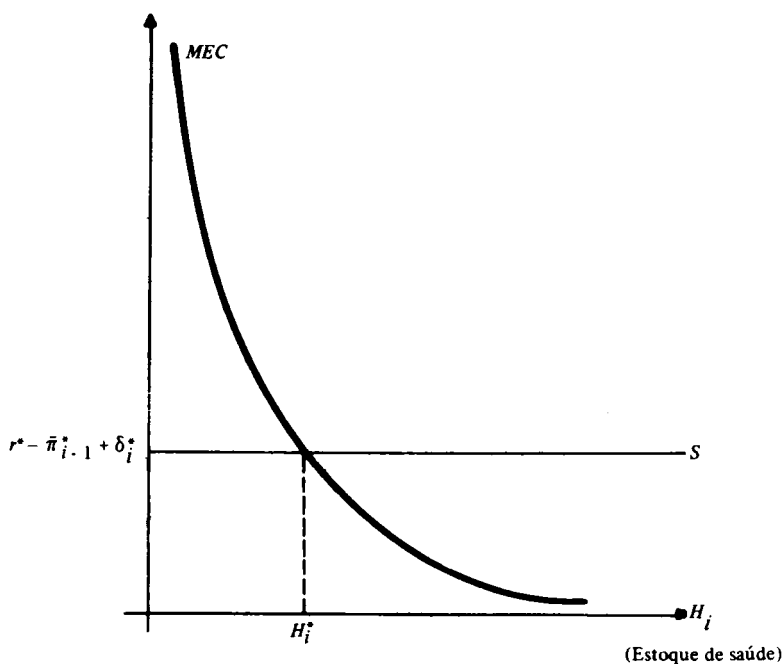
⁹ Portanto, a_i , em (10'), é igual a zero.

isto é, o produto marginal do capital-saúde for decrescente), o estoque de equilíbrio será dado por H_i , onde as curvas de oferta e demanda se interceptam.

Gráfico 1
Determinação do estoque ótimo de
capital-saúde em qualquer idade i

γ_i (taxa de retorno do investimento em saúde);

$r - \pi_{i-1} + \delta_i$ (preço do investimento bruto em saúde).



Fonte: Grossman (1972 a) p. 12

O gráfico 2 apresenta uma relação plausível entre o estoque de saúde e o número de dias de saúde, na hipótese de que

$$\frac{\partial^2 h_i}{\partial H_i^2} < 0$$

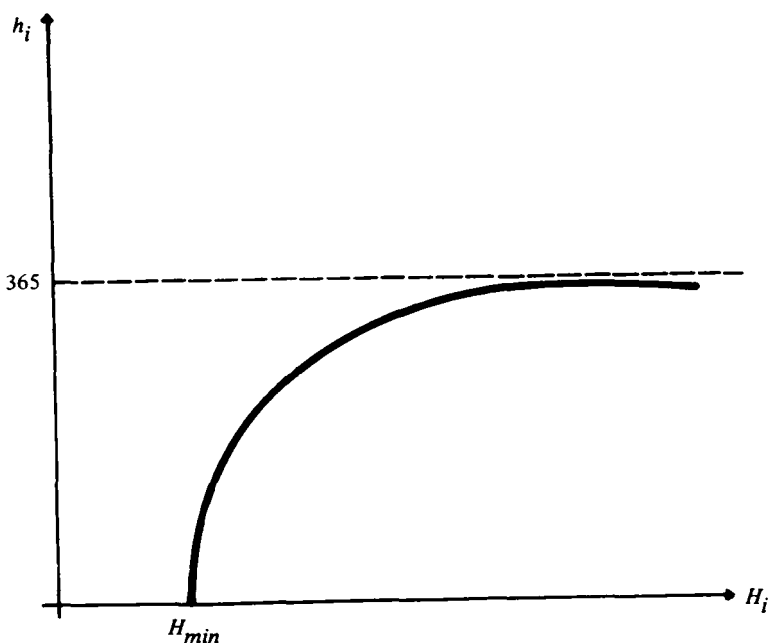
Esta relação poderia ser denominada *função de produção de dias de saúde*. A primeira derivada da curva, em qualquer ponto, fornece a produtividade marginal do capital-saúde. O número de dias de saúde é igual a zero quando se alcança o estoque H_{min} , de forma que

$$\Omega = TL_i = 365$$

é uma definição alternativa de *morte*. A partir de H_{min} , o tempo com saúde do indivíduo se eleva a uma taxa decrescente e, pouco a pouco, se aproxima assintoticamente do limite superior de 365 dias, à medida que o estoque cresce.

Gráfico 2

Relação empírica proposta entre
o estoque de saúde e o número de dias de saúde



Fonte: Grossman (1972 a), p. 13

Note-se que uma das implicações do modelo de Grossman¹⁰ é a de que, se a elasticidade (ϵ) da curva *MEC* fosse menor que 1, o investimento bruto e a taxa de depreciação estariam correlacionados positivamente ao longo da vida do indivíduo, ao passo que o investimento bruto e o estoque de saúde estariam negativamente correlacionados. Ou melhor, dada uma curva de demanda relativamente inelástica, os indivíduos desejariam compensar parte da redução em seu capital-saúde, causada por um aumento na taxa de depreciação, por uma elevação em seus investimentos brutos. Na verdade, a própria relação entre o estoque de saúde e o número de dias de saúde sugere que ϵ seja inferior a 1. Uma equação geral para a função de produção de dias de saúde apresentada no gráfico 2 seria:

$$h_i = 365 - BH_i^{-C} \quad (12)$$

onde B e C são constantes positivas. Se (12) fosse a função de produção, a produtividade marginal do capital-saúde seria:

$$G_i = BCH_i^{-C-1}$$

ou,
$$\log G_i = \log BC - (C + 1) \cdot \log H_i$$

Como

$$\gamma_i = \log G_i + \log W_i - \log \pi_i$$

usa-se a equação para $\log G_i$ de forma a obter-se a curva *MEC* correspondente a essa função de produção, que seria dada por:

$$\log \gamma_i = \log BC - (C+1) \log H_i + \log W_i - \log \pi_i \quad (13)$$

Assim, em termos logarítmicos, a taxa de retorno monetário marginal de um investimento em saúde é função crescente do nível salarial do indivíduo e decrescente do estoque de saúde e de seu preço-sombra. Note-se que esse último também incorpora, indiretamente, o nível salarial do indivíduo, como medida do custo de oportunidade do tempo gasto na produção de saúde.

A elasticidade dessa curva seria dada, então, por:

¹⁰ Grossman (1972a). cap. 2, p. 13-8.

$$\epsilon = \frac{-\partial \log H_i}{\partial \log \gamma_i} = \frac{1}{1+C} < 1$$

já que

$$C > 0$$

1.1.1 A formulação empírica do modelo-investimento

Resolvendo-se a equação (13) em termos de $\log H_i$ e substituindo-se

$$r - \tilde{\pi}_i + \delta_i$$

por γ_i (conforme a versão do modelo onde a variável-tempo é tomada como contínua), obtém-se a função de demanda de estoque de saúde:

$$\log H_i = B' + \epsilon \log W_i - \epsilon \pi_i - \epsilon \log (r - \tilde{\pi}_i + \delta_i), \quad (14)$$

sendo:

$$B' = \frac{(\log BC)}{(1 + C)}$$

Suponha-se que $\tilde{\pi}_i$ seja positiva e constante, e que a taxa de juros *real*

$$(r - \tilde{\pi}_i)$$

seja nula.¹¹ Nesse caso, a equação (14) se reduziria a

$$\log H_i = B' + \epsilon \log W_i - \epsilon \log \pi_i - \epsilon \log \delta_i \quad (15)$$

Assim, o estoque de capital-saúde variaria diretamente com o salário do indivíduo (W_i) e inversamente com relação ao preço-sombra da produção de saúde (π_i) e à taxa de depreciação do estoque (δ_i), ao longo do tempo.

Embora as variáveis idade e educação não apareçam na equação anterior, estão implicitamente incluídas, já que a taxa de depreciação e o custo marginal do investimento não são diretamente observáveis e torna-se necessário desenvolvermos expressões para essas variáveis. Assim, seja:¹²

¹¹ A hipótese de que a taxa de juros *real* seja nula pode ser justificada pela observação empírica de que o salário se eleva com a idade, pelo menos durante a maior parte do ciclo de vida produtiva do indivíduo. Se W_i crescesse a uma taxa constante \bar{W} , então $\tilde{\pi}_i = K \cdot \bar{W}$ (sendo K a fração do custo total do investimento bruto referente ao tempo), para todo i . Assim, essa hipótese implica ter-se $r = K \bar{W}$. Eliminando-se a taxa de juros *real* e postulando-se que H_i seja pequena com relação a δ_i , $\log H_i$ e $\log M_i$ tornam-se funções lineares da idade.

Obs.: O sinal - sobre uma variável indica uma taxa de variação.

¹² Nas equações que se seguem, substituiu-se i por ID para representar a variável-idade, de forma a se evitar dificuldades de notação para o leitor.

$$\log \delta_i = \log \delta_0 + \delta \cdot ID \quad (16)$$

Portanto, supõe-se que a taxa de depreciação varie, ao longo do tempo, segundo uma relação linear com a idade do indivíduo, sendo que essa relação será tão mais pronunciada quanto maior for o percentual de variação na taxa de depreciação ao longo do tempo.¹³

Uma equação para o custo marginal poderia ser desenvolvida a partir da função de produção do investimento bruto em saúde. Supondo-se que seja do tipo Cobb-Douglas, teríamos:

$$\log I_i = r_H \cdot E_i + \alpha_1 \log M_i + (1 - \alpha_1) \cdot \log TH_i \quad (17)$$

sendo:

r_H = variação percentual no investimento bruto dada pela variação de uma unidade em E_i (estoque de *capital humano*, medido pelo nível educacional);

$\alpha_1 = (1-K)$ = fração referente aos cuidados médicos no custo total do investimento, ou melhor, a elasticidade do investimento bruto com relação aos cuidados médicos.

Com essa função de produção, a elasticidade de substituição entre cuidados médicos e tempo é igual a 1. Logo, K independe dos preços dos insumos.

Grossman¹⁴ demonstra que as equações (15), (16) e (17) geram a seguinte forma reduzida das curvas de demanda de capital-saúde e de cuidados médicos, respectivamente:¹⁵

$$\log H_i = (1-K) \epsilon \log W_i - (1-K) \epsilon \log P_i + r_H \epsilon E_i - \delta \epsilon ID - \epsilon \log \delta_0 \quad (18)$$

sendo:

P_i = preço dos cuidados médicos.

Veremos, pois, que, em termos logarítmicos, se $K < 1$, o estoque de saúde do indivíduo varia diretamente com seu nível salarial e de

¹³ A rigor, Grossman deveria, ainda, incluir uma hipótese de comportamento para o fato de que o custo de aumentar (ou mais apropriadamente, impedir que diminua) o estoque de saúde em uma unidade torna-se, também, crescente com a idade do indivíduo.

¹⁴ Grossman (1972a). Apêndice D, seção 1.

¹⁵ Nas equações (17), (18) e (19), o termo constante foi omitido porque estamos tomando as variáveis como desvios com relação a suas respectivas médias. Note-se que o modelo de Grossman supõe ajustamento instantâneo de estoque (isto é, dentro da própria unidade de tempo).

escolaridade e inversamente com sua idade, com a taxa de depreciação de seu estoque de saúde no período inicial da análise, bem como com relação ao preço dos cuidados médicos.

$$\log M_i = [(1 - K) \epsilon + K] \log W_i - [(1 - K) \epsilon + K] \quad (19)$$

$$\begin{aligned} & \cdot \log P_i + r_E (\epsilon - 1) E_i + \bar{\delta} (1 - \epsilon) ID + \\ & + (1 - \epsilon) \log \delta_0 + \log (1 + \bar{H}_i / \delta_i) \end{aligned}$$

sendo r_E a variação percentual na *riqueza máxima*, em termos reais, dada pela variação de uma unidade em E_i .

Nesse caso vemos que, embora as elasticidades salário e preço dos cuidados médicos tenham o mesmo sinal esperado que o indicado para a demanda de estoque de saúde (para $K < 1$), o mesmo não ocorre com relação às variáveis educação, idade e taxa de depreciação do estoque de saúde no período inicial da análise (caso $\epsilon < 1$).

Grossman assinala que, embora fosse possível, ainda, propor uma curva de demanda do tempo usado na produção de saúde (TH_i), os dados com relação a esse insumo não estariam, em geral, disponíveis. As equações (14) e (17) compõem as relações estruturais básicas do modelo de investimento em saúde, ao passo que as equações (18) e (19) são aquelas que deveriam realmente ser estimadas de forma a se testar as implicações do modelo.

Caso o valor absoluto da taxa percentual de investimento líquido fosse pequeno, com relação à taxa de depreciação, o último termo em (19) poderia ser ignorado. Se P_i , preço do tratamento médico, não variasse ao longo das unidades de observação, as equações a serem estimadas seriam:

$$\log H_i = B_W \log W_i + B_E E_i + B_{ID} ID + U_1 \quad (18')$$

$$\log M_i = B_{WM} \log W_i + B_{EM} E_i + B_{IDM} ID + U_2 \quad (19')$$

sendo:

$$B_W = \epsilon (1 - K) \text{ etc;}$$

$$U_1 = - \epsilon \log \delta_0;$$

$$U_2 = (1 - \epsilon) \log \delta_0;$$

Variáveis exógenas ¹⁶

W, E, ID

Variável não-observável

δ_0

Sinais esperados

$$B_W > 0$$

$$B_E > 0$$

$$B_{ID} < 0$$

$$B_{WM} > 0$$

Além disso, se $\epsilon < 1$, isto é, se a demanda de estoque de saúde for inelástica,

$$B_{EM} < 0 \text{ e } B_{IDM} > 0$$

Se $(\log \delta_0)$ não fosse correlacionada com as variáveis independentes em (18') e (19'), U_1 e U_2 , termos aleatórios, não seriam correlacionados com essas variáveis. Nesse caso, essas equações poderiam ser estimadas por mínimos quadrados ordinários (OLS).

Há dois procedimentos empíricos, apresentados por Grossman, de forma a testar se o modelo puramente de investimento representa de forma mais adequada o comportamento dos indivíduos com relação à saúde que um modelo puramente de consumo (que poderia ser derivado, também, como caso especial da condição de equilíbrio do modelo de Grossman). Em primeiro lugar, Grossman demonstra que o salário teria um efeito positivo sobre a demanda por saúde, no modelo-investimento, desde que K fosse menor que 1. Por outro lado, teria um efeito positivo, no modelo-consumo, somente se saúde fosse um bem relativamente intensivo em *insumos-mercadorias*, isto é, $K < \bar{K}$ (onde \bar{K} é a intensidade média de utilização do fator tempo na produção doméstica), o que é uma exigência mais restritiva. Portan-

¹⁶ Na verdade, num modelo mais completo, seria extremamente importante que pelo menos algumas dessas variáveis fossem consideradas endógenas.

to, se a elasticidade-salário computada for positiva, quanto maior o seu valor, maior a probabilidade de que o modelo-investimento seja preferível ao modelo-consumo.

Um outro teste possível para verificar essa hipótese seria supor-se que a taxa de juros (preferência intertemporal do indivíduo) não depende da riqueza. Nesse caso, a saúde teria uma elasticidade-riqueza igual a zero no modelo-investimento. No entanto, teria uma elasticidade-riqueza positiva no modelo-consumo, caso fosse um bem superior. Assim ($\log R$), o logaritmo de *riqueza máxima*, deveria ser introduzido no conjunto das variáveis independentes das curvas de demanda de saúde e tratamento médico, que, então, ficariam:

$$\log H_i = B_R \log R + B_W \log W_i + B_E E_i + B_{ID} ID + U_1 \quad (18'')$$

$$\log M_i = B_{RM} \log R + B_{WM} \log W_i + B_{EM} E_i + B_{IDM} ID + U_2 \quad (19'')$$

Se as elasticidades-riqueza de H e M não fossem significativamente diferentes de zero, teríamos uma evidência a favor do modelo-investimento.¹⁷

Além das equações (18'') e (19''), poderia ser estimada a função-investimento, dada pela equação (17). Pela estimação dessa última, a hipótese de que os indivíduos de maior nível educacional são mais eficientes na produção de saúde poderia ser testada diretamente. Note-se, porém, que a função de produção contém duas variáveis para as quais não se dispõe de dados — o investimento bruto e o insumo de tempo. Mas, já que

$$\log I_i = \log H_i + \log (\tilde{H}_i + \delta_i)$$

e já que

$$\tilde{H}_i / \delta_i$$

¹⁷ A saúde também teria uma elasticidade-riqueza positiva no modelo-investimento, no caso de indivíduos fora da força de trabalho. Para esses, um aumento na riqueza elevaria a razão (bens de mercado/tempo de consumo), a produtividade marginal do tempo de consumo, e seu preço-sombra. Assim, a taxa de retorno monetário de um investimento em saúde se elevaria. Porém, como o trabalho empírico de Grossman se limitou a indivíduos participantes da força de trabalho, um aumento na riqueza não alteraria o preço-sombra de seu tempo.

por hipótese, é pequeno, chega-se a:¹⁸

$$\log H_i = \alpha \log M_i + r_H E_i - \delta_i ID - \log \delta_0$$

Portanto, a produção de saúde seria função direta do insumo referente a cuidados médicos, bem como do nível de escolaridade do indivíduo, e inversa com relação a sua idade e à taxa de depreciação de seu estoque de saúde no momento inicial da análise.

No entanto, como nos adverte Grossman, a equação (20) não poderia ser estimada por mínimos quadrados ordinários, já que $(\log M_i)$ e $(\log \delta_0)$, o termo aleatório, são correlacionados. A partir da curva de demanda por tratamento médico — equação (19) — vê-se que:

$$COV(\log M_i, \log \delta_0) = (1 - \epsilon) \sigma^2 \log \delta_0$$

Assim, dado $\epsilon < 1$, $\log M_i$ e $\log \delta_0$ seriam correlacionados positivamente. Já que uma elevação na taxa de depreciação diminui a quantidade demandada de capital-saúde, o coeficiente de M_i teria um viés *para baixo*. Se a variável riqueza fosse incluída no conjunto de variáveis exógenas, a função de produção estaria *mais que identificada*, e poderia ser ajustada pelo método de mínimos quadrados de dois estágios (TSLS).¹⁹ Mediante esta técnica, computar-se-iam, inicialmente, os valores estimados para $\log M_i$, os quais, por definição, não são correlacionados com $\log \delta_0$. Por último, usar-se-iam esses valores estimados para a estimação da função de produção.

Por outro lado, note-se que o estoque de saúde é um conceito teórico, difícil de ser quantificado empiricamente. Porém, o *tempo com saúde* produzido pelo capital-saúde pode ser medido sem mais problemas. Se TL_i for o tempo (em dias) não-disponível para atividades, no mercado de trabalho ou fora dele, devido a doença, então

¹⁸ Neste ponto, para que possamos trabalhar apenas com o insumo de tratamento médico (já que o insumo de tempo é, em geral, de difícil observação), precisamos supor proporções fixas na produção de saúde. Assim, o coeficiente α , na equação (20), refletiria a elasticidade do investimento bruto ou do capital-saúde com relação aos dois insumos. Com retornos constantes de escala, o verdadeiro valor de α deveria ser 1.

¹⁹ A função de produção fica mais que identificada porque o número de variáveis exógenas excluídas (R e W) excederia o número de variáveis endógenas incluídas no sistema (H e M) menos uma. Se riqueza não fosse incluída, entre as variáveis exógenas, o número de variáveis exógenas excluídas (W) seria igual ao número de variáveis endógenas incluídas (H e M) menos uma, a função de produção seria *exatamente identificada* e, ainda assim, poderia ser estimada por TSLS.

$$h_i = 365 - TL_i$$

Considerem-se, então, os resultados que seriam obtidos se o tempo com saúde, ou seu complemento, servissem de variável dependente na curva de demanda. Pela equação (12), teríamos:

$$- \log TL_i = - \log B + C \log H_i \quad (21)$$

Substituindo-se, então ($\log H_i$), da equação (21), na equação (18), tem-se:²⁰

$$\begin{aligned} - \log TL_i = & CB_R \log R + C(1-K) \epsilon \log W_i + C r_H \epsilon E_i - C \delta \epsilon ID \\ & - C \epsilon \log \delta_0 \end{aligned} \quad (22)$$

Enquanto a equação (18) nos dá uma curva de demanda do estoque de saúde, a equação (22) apresenta uma curva de demanda do fluxo de serviços gerado pelo capital-saúde. Os coeficientes estimados pela equação (22) seriam maiores, iguais ou menores que os coeficientes correspondentes na equação (18) na medida em que C fosse maior, igual ou menor que 1.

Duas outras variáveis independentes, segundo Grossman, deveriam ser introduzidas nas curvas de demanda (18''), (19'') e (22). Assim, para se testar a hipótese de que as mulheres seriam mais eficientes na produção de saúde que os homens (ou vice-versa), uma *dummy* para sexo (S_i) deveria ser incluída. Por outro lado, a variável *tamanho da família* (FS_i) também deveria ser incluída, já que, se as variáveis dependentes referem-se a indivíduos, a renda familiar *per capita* seria uma melhor *proxy* para riqueza que a simples renda familiar.²¹

1.2 O modelo-consumo

Embora Grossman tenha realizado seu estudo empírico tomando por base o modelo-investimento — tendo obtido resultados relativamente bons, para estudos em *cross-section* desta natureza — parece-nos que, como dispomos de uma amostra extremamente particularizada para indivíduos de renda muito baixa, deveríamos testar se os dados disponíveis não se ajustariam com mais propriedade ao mode-

²⁰ A equação (22) pressupõe que a variável riqueza seja uma das variáveis independentes na equação (18), bem como que todas as variáveis estejam expressas como desvios em relação a suas respectivas médias.

²¹ Na amostra de Grossman, o cálculo da variável *riqueza* foi feito por meio da renda familiar, já que não dispunha de dados mais elaborados sobre os recursos disponíveis aos indivíduos.

lo-consumo de Grossman — bastante semelhante à análise da demanda de bens *duráveis* de consumo realizada por Gilbert Ghez.²²

Abandonando uma apresentação formal do modelo-consumo de demanda de saúde de Grossman (1972a), analisaremos aqui apenas os seus principais aspectos e implicações — comparando-o ao modelo-investimento, já apresentado no item anterior.

Assim, a equação (10), vista anteriormente, na hipótese de que o custo do capital fosse elevado com relação à taxa monetária de retorno de um investimento em saúde, e se $\pi_i - 1 = 0$ (para qualquer i), poderia ser escrita da seguinte forma:

$$\frac{U h_i G_i}{\lambda} = \frac{U H_i}{\lambda} = \frac{\pi(r + \delta_i)}{(1 + r)^i} \quad (23)$$

Pela equação (23), o equivalente monetário da utilidade marginal do capital-saúde no período i deve igualar o *user-cost* descontado de H_i .

A equação básica para análise da demanda ao longo do ciclo de vida — resultado da divisão da condição de equilíbrio para H_{i+1} pela condição de equilíbrio para H_i — é:

$$\frac{U H_{i+1}}{U H_i} = (1 + r)^{-1} \cdot \frac{(r + \delta_{i+1})}{(r + \delta_i)} \quad (24)$$

ou melhor, a taxa marginal de substituição entre H_i e H_{i+1} deve igualar a razão entre o *user-cost* descontado de H_{i+1} com relação ao *user-cost* descontado de H_i .

A caracterização da trajetória do capital-saúde ao longo do ciclo de vida do indivíduo necessita de certas hipóteses relativas à função-utilidade: a) essa função deve atender à condição fraca para separação entre H_i e H_{i+1} — isto é, a taxa marginal de substituição entre H_i e H_{i+1} depende apenas desses dois estoques e é independente dos demais H s e dos demais bens produzidos na unidade familiar; b) não há uma preferência intertemporal para o bem-saúde, por parte do indivíduo, isto é,

²² A theory of life cycle consumption, tese doutoral não-publicada, Universidade de Colúmbia, 1970. cap. 1. Uma síntese do modelo de Ghez pode ser encontrada em Becker & Ghez. 1975. cap.2.

$$\frac{UH_{i+1}}{UH_i} = m = 1$$

sempre que

$$H_{i+1} = H_i$$

De modo análogo ao modelo-investimento, uma correlação positiva entre a taxa de depreciação e a idade do indivíduo dá origem a uma estruturação do estoque de saúde consistente com um período finito de vida. Assim, se a taxa de juros for igual a zero, a razão relativa ao *user-cost* descontado seria igual a

$$\frac{\delta_{i+1}}{\delta_i}$$

que é maior que 1. Portanto,

$$\frac{UH_{i+1}}{UH_i}$$

deverá ser maior que 1, o que implica H_{i+1} inferior a H_i . Portanto, o estoque de saúde cairia, continuamente, ao longo do ciclo de vida, já que o preço da saúde no próximo período, em termos de seu preço atual, é sempre maior que 1. Por outro lado, se a taxa de juros for positiva, H_{i+1} deverá ser superior a H_i , mesmo que

$$\delta_{i+1} > \delta_i$$

Porém, se δ_i crescesse a uma taxa constante, o *user-cost* descontado se elevaria ao longo do tempo.²³ Uma vez que essa razão entre preços se eleva ao longo do tempo, o mesmo deve acontecer com a taxa marginal de substituição entre H_{i+1} e H_i . A convexidade das curvas de indiferença implica que

$$\frac{H_{i+1}}{H_i}$$

²³ Grossman (1972a). p. 33, nota 3.

deva cair com a idade. O estoque de capital-saúde se elevaria nos períodos iniciais, atingindo, porém, um máximo no ponto a partir do qual o efeito-depreciação passaria a superar o efeito-taxa de juros. A partir daí, H_i declinaria até o ponto em que a morte é escolhida.

A taxa de variação percentual no estoque de capital-saúde ao longo do ciclo de vida é dada por:

$$\dot{H}_i = \sigma(\log m + \log(1+r) - s_i \delta) \quad (25)$$

onde σ é a elasticidade de substituição, no consumo, entre H_i e H_{i+1} :

$$\sigma = \frac{\partial (\log H_i / H_{i+1})}{\partial (\log UH_{i+1} / UH_i)}$$

e s_i é a participação relativa da depreciação no custo do capital-saúde.

A equação (25) engloba um efeito de preferência intertemporal, um efeito-juros e um efeito-depreciação. Se a preferência intertemporal fosse pelo presente, a utilidade marginal de H_i excederia a utilidade marginal de H_{i+1} caso

$$H_i = H_{i+1}$$

Nesse caso, $\log m < 0$ e H_i , decresceria mais rapidamente, de forma que a morte ocorreria mais cedo, caso houvesse preferência pelo presente.²⁴ Por outro lado, a preferência pelo futuro torna $\log m > 0$ e aumenta o intervalo de tempo durante o qual H se eleva. Ainda pela equação (25), vê-se que H_i alcança seu ponto máximo quando

$$\log m + \log(1+r) = s_i \delta$$

Note-se que, embora a demanda por capital-saúde decresça após certo ponto do ciclo de vida, o investimento bruto tenderia a estar correlacionado positivamente com a idade caso a elasticidade de substituição entre o estoque de saúde atual e futuro fosse inferior à unidade (Grossman, 1972a). Assim, se o estoque de saúde atual e futuro fossem substitutos relativamente fracos, o indivíduo teria um incentivo a

²⁴ Talvez um argumento suficiente — pelo menos nesse modelo — para frear a *impaciência humana*, como diria I. Fisher.

compensar parte da redução em seu estoque de saúde, causada por uma elevação na taxa de depreciação, por meio de um aumento em seus investimentos brutos. Como pondera Grossman, há, na verdade, uma certa razão em supormos que a elasticidade de substituição seja relativamente baixa, pelo menos na vizinhança de H_{min} . Caso a elasticidade de substituição fosse constante, teria que ser baixa em todas as fases do ciclo de vida, e não apenas próximo de H_{min} .

Do exposto, já poderíamos assinalar as duas principais diferenças entre o modelo-investimento (item 1.1) e o modelo-consumo de Grossman:

1. No modelo-consumo, mesmo se a taxa de depreciação se elevar continuamente com a idade, a existência de preferência temporal pelo futuro ou uma taxa de juros positiva poderiam fazer com que o estoque de capital-saúde se elevasse, durante um certo tempo.
2. No modelo-consumo, a elasticidade de substituição entre a saúde no presente e no futuro — ao invés da elasticidade da curva *MEC* — é que determina: a) o grau de resposta do estoque de saúde a uma variação na taxa de depreciação; b) o comportamento do investimento bruto em saúde ao longo do ciclo de vida.

Parece-nos importante, também, analisar a influência da eficiência do indivíduo, dentro e fora do mercado de trabalho, em suas implicações sobre a demanda de saúde.

Seja uma curva de demanda de saúde *cross-section*, no modelo-consumo dada por:

$$H = H(R^*, Q^*) \quad (26)$$

sendo:

$$R^* = \frac{R}{Q}, \text{ a riqueza máxima (full-wealth) do indivíduo em termos reais;}$$

$$Q^* = \frac{\pi(r + \delta)}{Q}, \text{ o user-cost relativo ou preço-sombra da saúde;}$$

$$\log Q = w \log \pi(r + \delta) + (1 - w) \log q, \text{ o logaritmo de uma média geométrica ponderada entre o preço do bem-saúde e o preço do bem composto } Z - \text{ sendo que os pesos } w \text{ e } (1 - w)$$

são as participações respectivas desses bens na riqueza total e q é o preço de Z .

Uma queda no preço-sombra relativo do bem-saúde induziria os consumidores a substituírem por H o bem composto Z . Além disso, se saúde não é um bem inferior, um incremento na riqueza máxima em termos reais aumentaria a demanda.

Diferenciando-se a equação (26), com relação ao salário, mantendo-se R^* constante, tem-se:²⁵

$$e_{H,W} = \frac{dH}{dW} = -e_H (K - \bar{K}) \quad (27)$$

sendo:

e_H = elasticidade-preço da demanda de saúde.

Como e_H é positiva, por definição, vemos que

$$e_{H,W} \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} 0$$

na medida em que K (fração do custo total do investimento bruto em saúde referente ao tempo) $\begin{matrix} > \\ < \end{matrix} \bar{K}$ (intensidade-tempo média dos bens produzidos na unidade familiar).

Note-se, pois, que o sinal da elasticidade-salário é ambíguo, já que uma elevação no salário aumenta o custo marginal de Z . Portanto, tanto π como o nível geral de preços estão correlacionados positivamente com W . Se o custo referente ao tempo fosse relativamente mais importante na produção do bem-saúde do que na produção de um bem representativo de toda a produção doméstica, então, o preço relativo da saúde elevar-se-ia juntamente com o salário do indivíduo — o que reduziria a quantidade demandada.²⁶

²⁵ A equação correspondente, no caso da elasticidade-salário da demanda de cuidados médicos é:

$$e_{M,W} = K \cdot \sigma_p - (K - \bar{K}) e_H$$

Vê-se que $e_{M,W}$ pode ser positiva, mesmo se $K > \bar{K}$, desde que

$$K \sigma_p > (K - \bar{K}) e_H$$

sendo σ a elasticidade de substituição entre gastos médicos e o próprio tempo do indivíduo na produção de saúde.

²⁶ Na realidade, parece haver uma grande flexibilidade quanto à escolha de quais as horas do dia e, mesmo, quais os dias da semana que poderiam ser alocados para a produção de saúde, de forma a minimizar o custo de oportunidade desse tempo com relação às outras atividades do indivíduo.

É importante frisar que a ambigüidade do efeito-salário, aqui, contrasta fortemente com o efeito análogo no modelo-investimento — onde o salário deveria ser correlacionado positivamente com a saúde, desde que K fosse inferior a 1. Uma interpretação plausível, para esse resultado teórico, seria o fato de que o modelo-investimento deve ajustar-se muito mais a indivíduos de alta renda, onde saúde, educação e outras formas de capital humano são complementares. No caso de indivíduos de baixa renda, saúde e educação — por exemplo — devem ser substitutos, em face de menor *folga* de renda e maior prioridade (talvez, apenas pelos resultados mais *visíveis* via mercado de trabalho) que assumiriam, nesse caso, para o indivíduo, os gastos com educação.

Passemos, então, ao estudo dos efeitos de variações na produtividade fora do mercado de trabalho, associada à variável educação. Na medida em que E influencia a produtividade em todas as atividades domésticas, altera os custos marginais de todos os bens produzidos na unidade familiar. Dado um efeito neutro, a redução percentual no custo marginal do bem composto Z seria $-r_Z$. O efeito da variável escolaridade sobre a média geométrica ponderada que representa o nível geral de preços seria dado por:²⁷

$$\dot{Q} = -r_E = - (w r_H + (1 - w) r_Z)$$

Assim, mantendo-se constante a riqueza máxima em termos nominais, o termo r_E pode ser interpretado como a variação percentual na riqueza máxima real devida a uma variação na produtividade doméstica associada à variável educação. Representa, portanto, o *retorno não-monetário* a um investimento em educação, conforme analisado por Robert Michael (1972).

Uma variação em E dá origem a um efeito-riqueza e a um efeito-substituição, que se refletem sobre a demanda por saúde. Diferenciando-se a equação (26) com relação a E , mantendo-se constantes a riqueza máxima em termos nominais e o salário do indivíduo, chega-se a:

$$\dot{H} = r_E \cdot \eta_H + e_H (r_H - r_E) \quad (28)$$

O primeiro termo à direita da equação (28) representa o efeito-riqueza (η_H é a elasticidade-riqueza da demanda de saúde), enquanto o segundo termo representa o efeito-substituição. Se o efeito-produtividade da variável E sobre a função referente ao investimento bruto

²⁷ O acento circunflexo, sobre qualquer variável, indica a variação percentual nessa variável em função de uma variação unitária em E .

em saúde fosse igual ao efeito-produtividade médio nas atividades domésticas, teríamos que:

$$r_H = r_E$$

e H refletiria apenas o efeito-riqueza — nesse caso, uma variação em E seria neutra, com relação a todos os bens produzidos na unidade familiar. Se

$$r_H > r_E$$

haveria um viés, do efeito-produtividade, favorável ao bem-saúde — nesse caso, seu preço relativo cairia e tanto o efeito-riqueza quanto o efeito-substituição atuariam no mesmo sentido, de forma que um aumento em E elevaria, necessariamente, a demanda de saúde. Se

$$r_H < r_E$$

porém, o viés do efeito-produtividade seria desfavorável ao bem-saúde — nesse caso, seu preço relativo subiria e o efeito-riqueza atuaria no sentido oposto ao do efeito-substituição.

Num procedimento análogo, com relação à curva de demanda de cuidados médicos, obtém-se:

$$M = r_E (\eta_H - 1) + (r_H - r_E) (e_H - 1) \quad (29)$$

Vê-se, portanto, pela equação (29), que o sinal do coeficiente de E , na demanda de cuidados médicos, depende, fundamentalmente, da magnitude das elasticidades riqueza e preço (isto é, se maiores, iguais ou inferiores a 1) e da intensidade relativa do efeito-eficiência entre a produção de saúde e a produção dos demais bens na unidade familiar (isto é, se $r_H < r_E$).

Poderíamos, então, sintetizar as duas principais distinções do efeito-eficiência na produção doméstica, entre o modelo-investimento e o modelo-consumo:

1. O efeito-riqueza não é relevante no modelo-investimento, já que um aumento na riqueza, sem ser acompanhado de alterações na taxa de juros e na taxa de depreciação, não alteraria a igualdade entre o custo do capital e a taxa de retorno de um investimento em saúde.²⁸

²⁸ Note-se que a saúde teria uma elasticidade-riqueza positiva no modelo-investimento caso uma elevação no nível de riqueza estivesse associada a taxas de juros mais baixas. Porém, a análise de variações no nível de educação supõe que a riqueza, em termos nominais, seja mantida constante. Portanto, não se poderia justificar a correlação positiva entre saúde e educação em termos de uma associação entre riqueza e taxa de juros.

2. A discussão quanto à neutralidade ou não de uma variação em E com relação aos diversos bens produzidos domesticamente é irrelevante, no que diz respeito ao efeito sobre a demanda de saúde, no modelo-investimento. Neste, desde que a taxa de juros seja independente do nível de educação, H e E seriam correlacionados positivamente.

2. O MODELO: LIMITAÇÕES, ADAPTAÇÃO, EXTENSÕES E PROBLEMAS DE ESTIMAÇÃO COM BASE NAS CARACTERÍSTICAS DA AMOSTRA DISPONÍVEL

2.1 Limitações

O modelo básico de demanda de saúde, desenvolvido por Grossman e apresentado, de forma sintética, no capítulo 1, possui diversas limitações, algumas das quais já apontadas ligeiramente e que serão aqui reunidas, recebendo comentários adicionais quando se julgar necessário. Assim, temos:

1. As hipóteses de retornos constantes de escala e ausência de produção conjunta na unidade familiar.
2. A ausência de *risco* no processo de produção de saúde (o qual, uma vez incorporado ao modelo, seria função inversa da utilização de insumos informacionais específicos para o caso de saúde).
3. O ajustamento imediato (isto é, dentro de um mesmo período) entre estoque efetivo e estoque desejado de saúde.
4. O período de vida é exógeno. Na verdade, deveria ser endógeno — função do estoque de saúde.
5. O mercado de capitais é perfeito. Essa limitação do modelo não nos parece tão séria quanto no caso da análise da demanda de educação, onde o processo de produção se estende, de forma contínua, por longos períodos, em geral envolvendo um grande custo de oportunidade para o indivíduo, em termos de sua alocação de tempo. Devemos ainda considerar que as externalidades geradas são muito mais intensas no caso de saúde que no caso de educação, justificando que a tendência lógica seja para uma participação relativa cada vez maior daquele item, com relação a esse último, nos gastos do Governo — que, portanto, estaria engajado num processo maciço de redistribuição de recursos, para esse fim, entre os diversos grupos sociais, já que os grupos de menor renda seriam os mais beneficiados, por serem os usuários típicos de tais serviços.
6. O custo marginal de produção de saúde deveria aumentar, ao longo do tempo, não apenas em face da elevação na taxa de depreciação do estoque de saúde (como supôs Grossman), mas também pela neces-

sidade cada vez maior de recursos para impedir determinada queda no estoque de saúde (mantendo as defesas biológicas), entre um período e outro (independentemente dos aumentos no salário).

7. Apresentação dos aspectos de consumo e investimento inerentes ao bem-saúde de forma dicotômica.

8. As variáveis *W* e *E* são consideradas exógenas. Seria importante não só torná-las endógenas, como também considerar *E* como função do estoque de saúde nas fases de infância e juventude do indivíduo (Grosman, 1973). Não disporíamos, no entanto, dos dados relativos a essa última variável, bem como daqueles relativos às novas variáveis exógenas que se tornariam necessárias para a identificação do modelo (como, por exemplo, variáveis relativas ao *background* familiar do indivíduo — entre as quais o nível de escolaridade dos pais — e à habilidade inata do indivíduo, mensurável por meio de *proxies* tais como testes de inteligência).

Algumas observações mais extensas se fazem necessárias a respeito das duas primeiras restrições do modelo apresentadas.

A aplicação do enfoque de função de produção doméstica torna-se factível se impusermos as hipóteses de retornos constantes de escala e ausência de produção conjunta na unidade familiar. Caso essas condições não sejam satisfeitas, os preços das *commodities* (bens) dependem da própria estrutura de preferências da família, e, portanto, deixam de representar o papel tradicional dos preços na teoria do consumidor — isto é, não mais incorporam todas as informações relevantes quanto às restrições com que se depara a família. Portanto, se a tecnologia doméstica apresentar retornos não-constantes de escala, ou produção conjunta, a utilização de funções de demanda baseadas nos preços dos bens produzidos na família seria inapropriada.²⁹

É interessante notar ainda que, a rigor, quando a produção de um bem qualquer envolve um insumo de tempo da família, o processo de produção apresentaria características de produção conjunta, dado que a família deriva utilidade ou *desutilidade* não só do tempo que dedica a cada atividade, como também do próprio bem efetivamente gerado pela atividade em questão. Sob o ponto de vista mais estrito, tecnicamente, o tempo dedicado pela família a uma determinada atividade é tanto um insumo como um bem e, se a atividade também gera outros bens, simultaneamente, há um caso de produção conjunta.

²⁹ A demonstração analítica destes aspectos pode ser encontrada em Pollak e Wachter (1975). O enfoque alternativo, permitindo a presença de retornos não-constantes de escala ou produção conjunta, seria analisar a demanda por bens em termos dos preços dos insumos-mercadorias, e não em termos dos preços dos bens.

Na realidade, Grossman não introduziu diretamente esse aspecto em seu modelo básico, apresentado no capítulo 1.³⁰

Outro aspecto a considerar é que o modelo de Grossman não foi desenvolvido com o objetivo de incorporar os princípios da escolha envolvendo o risco, por parte do consumidor. Os indivíduos conseguem prever perfeitamente as variações na taxa de depreciação ao longo do tempo e, portanto, têm conhecimento pleno de quando vão morrer. Se quiséssemos tornar o modelo mais compatível com a realidade, deveríamos incorporar a ele um elemento de incerteza. Grossman propõe que a maneira mais simples de fazê-lo seria postularmos que um determinado indivíduo se defronta com uma distribuição de probabilidades de suas taxas de depreciação, a cada período. Assim, num dado período, eventos *favoráveis* levariam a uma taxa de depreciação menor que eventos *desfavoráveis*. Note-se que, ainda assim, o estoque de saúde tenderia a decrescer ao longo da vida, já que as taxas de depreciação se elevam com a idade.

O valor monetário do excesso de tempo perdido com doença mais investimento bruto mede a *perda* associada a situações desfavoráveis. Como essa perda poderia ser reduzida via uma elevação no estoque de saúde, os indivíduos teriam um incentivo a manter estoques excedentes em conjunturas relativamente favoráveis, nas quais a taxa de retorno a uma elevação em H_t deve ser inferior ao custo do capital. Desse modo, parte da demanda de capital-saúde refletiria uma demanda de seguro-saúde contra perdas em conjunturas desfavoráveis.

Na realidade, os consumidores poderiam, ainda, financiar o valor monetário de suas perdas por meio da aquisição de seguro-saúde no mercado (na hipótese de que o Estado não o ofereça compulsoriamente, como no Brasil). Um estudo de Becker & Ehrlich (1972) sugere que o seguro-saúde de mercado e o estoque de saúde deveriam ser substitutos, isto é, uma elevação no seguro-saúde elevaria a perda ótima e reduziria o estoque de saúde. Note-se, no entanto, que é duvidoso conseguirem os indivíduos, de algum modo, segurar-se contra todas as perdas via mercado. É importante não esquecermos que um seguro *total* deveria financiar não apenas o valor monetário do *excesso* de investimento bruto e de perda de tempo dedicado ao trabalho em conjunturas em que as taxas de depreciação são elevadas, porém financiaria ainda o valor monetário do tempo perdido que se referiria a atividades fora do mercado. Conclui-se que a demanda de capital-saúde pode ser bastante elevada, mesmo quando o seguro de mercado for disponível.

³⁰ Ele o fez, porém, de forma isolada, em outra oportunidade. Ver Grossman (1971).

2.2 Adaptação

No Brasil, embora o seguro-INPS* seja compulsório, tendendo a abranger toda a população assalariada (e seus dependentes), cobre somente parte da perda *salarial* do indivíduo, durante o período da doença³¹ (e, sem dúvida, a assistência médica *básica*, pela rede hospitalar que mantém convênio com o Instituto), não abrangendo, explicitamente, nem a perda relativa a atividades fora de mercado nem aquela correspondente ao *excesso* de investimento bruto em saúde que, normalmente, ocorreria em situações de doença do indivíduo — o que faz com que a análise de Grossman seja aplicável mesmo para casos como o brasileiro.³² Embora a primeira dessas duas últimas perdas não possa (até agora) ser ressarcida ao indivíduo, a outra o poderia, certamente — via um seguro-saúde adicional no mercado privado.

Grossman faz, em seu estudo (1972a), ligeira referência a uma tentativa que realizou (em algumas das regressões estimadas) de padronizar sua análise com relação aos efeitos da incerteza — por uma variável *dummy*, que indicaria a presença ou ausência de seguro-saúde (no caso, referia-se apenas ao ressarcimento dos rendimentos do indivíduo durante o período de doença). Essa variável, segundo ele, estaria relacionada com o período de doença do indivíduo não apenas por seu efeito com relação a perdas potenciais, como também em face da sua influência sobre a probabilidade de que uma dada perda ocorresse. A teoria sugere que, se o prêmio de seguro pago por um indivíduo for fixo, ele pode ter um incentivo a aumentar sua probabilidade de perda (Becker & Ehrlich, 1972). Segundo os resultados apresentados por Grossman, essa variável apresentou sinal negativo na demanda de saúde e positivo na demanda de cuidados médicos, conforme esperado.

Para o caso brasileiro, a normalização para o tipo de seguro mencionado seria, certamente, desnecessária, já que toda a população

* N. do A.: Atual Instituto Nacional de Assistência Médica da Previdência Social — Inamps, com a alteração estabelecida pela Lei n.º 6.439, de 1 de setembro de 1977.

³¹ O auxílio-doença, atualmente, depende do preenchimento das seguintes condições por parte do segurado: pelo menos 12 contribuições mensais e mais de 15 dias sem poder trabalhar por motivo de doença. O valor do auxílio-doença é o seguinte: 70% do salário-benefício mais 1% desse salário para cada ano completo de filiação, até o máximo de 20% de aumento. Salário-benefício é a média salarial dos últimos 12 meses.

³² Sobretudo para o caso de indivíduos de baixa renda, como os da amostra relativa aos conjuntos habitacionais, no Rio de Janeiro, com que se trabalhará — para esses indivíduos, as atividades domésticas e o *excesso* de investimento bruto em saúde para se curarem de uma doença são extremamente importantes.

urbana, teoricamente, gozaria de seus benefícios. Seria talvez válido tentar-se uma normalização relativa a seguros privados unicamente destinados ao ressarcimento de despesas médicas. Preferimos, no entanto, fazê-lo com o sentido de uma extensão do modelo de Grossman, e no contexto específico de contribuições posteriores de outros pesquisadores do assunto.³³

Apresentaremos, então, algumas dessas extensões ao modelo básico que nos parecem passíveis de serem introduzidas e testadas com base na amostra disponível.

2.3 Extensões

Para todas as equações da forma reduzida do modelo de Grossman, utilizaremos, como *proxy* para a variável relativa ao estoque de capital humano do indivíduo, não apenas a variável *educação formal*, como, também, a variável *informação* (construída em função dos gastos com jornais, revistas e livros da família). Na realidade, o desejável seria a introdução de uma variável relativa à informação especificamente relacionada a higiene e cuidados pessoais — a qual, no entanto, foi impossível de isolar, dada a amostra com que se trabalhou. Testou-se, ainda, a possibilidade de substituição entre essas duas variáveis, a partir da introdução, nas equações estimadas, da variável-produto (*educação x informação*). O nível de escolaridade do cônjuge foi, também, introduzido nos testes empíricos.

No caso específico da função de produção de capital-saúde, à Grossman, aprimoraremos, também, a formulação empírica. Grossman não dispunha de nenhuma *proxy* para o tempo gasto na produção de saúde, e assim adotou a hipótese de proporções fixas entre essa variável e a variável gastos médicos. No nosso caso, utilizaremos a variável *tempo despendido na prática de esportes* (na hipótese de que seja uma função crescente de gastos com esporte — dado efetivamente disponível) como *proxy* para o tempo despendido na produção de saúde.

Ainda com relação à função de produção, e num enfoque de *produção conjunta*, introduziremos os insumos gastos com fumo e gastos com bebidas alcoólicas — *benéficos* quando entram na produção dos bens *prazer de fumar e prazer de beber*, e *maléficos* no caso presente do bem-saúde. Caso o sinal encontrado para os coeficientes dessas variáveis seja negativo (comprovando a hipótese de que seriam *maléficos* na

³³ É importante, também, não esquecermos que uma grande limitação do modelo de Grossman, para uma análise da demanda de saúde, é a hipótese de ajustamento instantâneo entre estoque e fluxo. Na verdade, o processo de produção de saúde seria mais realisticamente descrito por uma inevitável defasagem — em face de custos de ajustamento de diversas naturezas — entre o estoque desejado e o estoque efetivamente alcançado, num dado período.

produção de saúde), teríamos uma explicação para um possível sinal negativo para a variável renda, na curva de demanda de saúde.³⁴ Como insumo benéfico, introduziremos os gastos com alimentação da família.

Em função de um estudo de Morris Silver (1972), por outro lado, decidimos, mantendo a estrutura básica do modelo de Grossman, desdobrar a demanda de cuidados médicos em quatro equações distintas, a saber: despesas médicas com hospitais, despesas com medicamentos, despesas com médicos e despesas com dentistas. Nosso objetivo é uma análise das diferenças (se for o caso) na elasticidade-renda entre os diversos tipos de despesas médicas. Vários estudos empíricos realizados para os Estados Unidos indicam que a elasticidade-renda das despesas médicas é positiva e pouco inferior à unidade, o que já é uma evidência do caráter de *necessidade* de grande parte (senão da maior parte) dos gastos médicos. Se pensarmos em termos de grau de necessidade, parece razoável que esperemos que a elasticidade-renda dos gastos com dentistas seja relativamente alta, enquanto que a elasticidade-renda das despesas com hospitais seja relativamente baixa, em face do caráter de maior urgência destas últimas — hipótese essa que testaremos em nosso estudo.

Outro efeito digno de teste refere-se ao impacto, esperadamente diferenciado, da variável educação, sobre os diversos tipos de gastos médicos caracterizados no parágrafo anterior. Silver encontrou resultados bastante interessantes, nesse particular: o coeficiente estimado para a variável educação foi negativo no caso de despesas com hospitais, positivo no caso de despesas com médicos e remédios, e positivo, mas próximo de zero, no caso de gastos com dentista. Uma possível interpretação para isso seria a de que, quanto maior o nível de educa-

³⁴ De acordo com a análise desenvolvida em Grossman (1971), se a elasticidade-renda líquida (isto é, a que seria observada caso o preço relativo do bem-saúde — com relação a bens do tipo *prazer de fumar*, *prazer de comer* etc. — fosse independente da renda) do bem-saúde fosse inferior às elasticidades-renda líquidas dos bens associados aos insumos conjuntos maléficos na produção de saúde; e se, ainda, as elasticidades-renda líquidas dos bens associadas aos insumos conjuntos benéficos na produção de saúde fossem inferiores às elasticidades-renda líquidas dos bens associadas aos insumos conjuntos maléficos na produção de saúde, então, a elasticidade-renda bruta (efetivamente observada) do bem-saúde seria negativa, já que o efeito-substituição, decorrente da produção conjunta e atuando num sentido perverso com relação à saúde, dominaria o efeito-renda líquido. Mesmo que a elasticidade-renda bruta na produção de saúde fosse negativa, a elasticidade-renda dos cuidados médicos seria positiva, desde que a elasticidade-substituição entre saúde e outros bens fosse inferior à unidade (essa condição é suficiente, mas não necessária). Nesse caso, indivíduos de renda mais elevada teriam um incentivo a compensar parte da redução em saúde causada por uma elevação na utilização dos insumos conjuntos maléficos na produção de saúde por meio de um aumento em seus gastos médicos.

ção do indivíduo, maior ênfase seria dada à medicina preventiva, o que levaria a despesas relativamente baixas com hospitais e dentistas, bem como despesas relativamente elevadas com médicos e remédios.

Ainda utilizando o modelo básico de Grossman introduzimos algumas variáveis exógenas adicionais, na medida da disponibilidade de dados da amostra, procurando aumentar o seu poder explicativo. Assim, uma nova variável criada, *Seg*, referente a prêmios de seguro-saúde e/ou mensalidades pagas a instituições particulares de assistência, foi introduzida nas curvas de demanda de cuidados médicos (Roset & Huang, 1973). É certo que, a rigor, *Seg* deveria referir-se à parcela das possíveis despesas médicas cobertas pela apólice de seguro-saúde, se fosse o caso, porém não dispúnhamos desse dado.³⁵ Adicionalmente, introduziram-se as variáveis (*Seg*, *Y*) e *Seg*², com o objetivo de testar-se o grau de substituição entre *Seg* e *Y*, bem como a hipótese de influência decrescente de *Seg* sobre a variável dependente (coeficiente esperado de *Seg*² negativo), respectivamente. Procuramos, também, testar algumas hipóteses quanto aos fatores que afetam a relação entre renda familiar e despesas médicas, de acordo com um modelo relativamente simples proposto por Andersen & Benham (1970).

No nosso caso, faremos a análise considerando, agregadamente, os quatro tipos de despesas médicas apresentadas (Andersen & Benham fizeram o estudo para as despesas com médicos e com dentistas, isoladamente). Como sempre, nossa análise se limitará aos serviços médicos medidos em cruzeiros, já que não dispomos, em nossa amostra, de indicadores quanto às unidades utilizadas. Uma das limitações desse procedimento é que essa medida nem sempre reflete a quantidade de serviços que as famílias consomem, em face da variação no preço dos serviços médicos de uma família para outra, em função da capacidade de pagar de cada uma.

O modelo de Andersen & Benham se fundamenta na seguinte relação:

Gastos médicos = *f* (renda, preço, qualidade, outras características da família, cuidados preventivos).

Em face das limitações de nossa amostra, não pudemos encontrar *proxies* adequadas para cuidados preventivos. As *proxies* utilizadas para as demais variáveis independentes estão apresentadas neste capítulo. Procurou-se seguir, sempre que possível, as próprias sugestões de Andersen & Benham.

³⁵ A hipótese feita, então, é de que, quanto mais elevados os prêmios, mais abrangente é o seguro e, portanto, menores serão as despesas efetivas, relativas a cuidados médicos, quando esses forem necessários. Já que *M* inclui os resarcimentos via seguro-saúde, o sinal esperado é positivo.

As seguintes proposições foram testadas:³⁶

1. As elasticidades-renda (*simples*) observadas diferem significativamente das elasticidades-renda obtidas, mantendo-se constantes o preço, a qualidade e as características individuais.

$$\eta_y \neq \eta_y / p, q, d$$

2. As estimativas da elasticidade da demanda são mais elevadas com relação à renda permanente (\bar{y}) que com relação à renda observada.

$$\eta_{\bar{y}} / p, q, d > \eta_y / p, q, d$$

Como precisamos obter medidas de renda permanente, e considerando-se que não dispomos do perfil de renda ao longo do tempo, utilizaremos o método de mínimos quadrados de dois estágios, regressando a renda observada com relação às variáveis exógenas do modelo (quadro 1).

A ocorrência de doença age, simultaneamente, elevando os gastos médicos e gerando um componente transitório negativo na renda familiar. Caso esse efeito seja importante, é de se esperar, também, que

$$\eta_{\bar{y}} / p, q, d > \eta_y / p, q, d$$

A teoria da renda permanente supõe que o consumo de bens não-duráveis não está correlacionado com a renda transitória. Porém, a renda transitória pode estar negativamente correlacionada com os gastos médicos, pela variável doença. Andersen & Benham observam, porém, que esta proposição não se aplica ao caso das despesas com dentistas, já que, segundo eles, não estão propriamente associadas à noção de doença (no sentido de que apresentam menor grau de urgência no atendimento).

3. As elasticidades dos gastos médicos (exceto despesas com dentistas, pela razão apontada) com relação à renda permanente são mais elevadas quando se normaliza para o nível de doença da família

$$\eta_{\bar{y}} / p, q, d, D > \eta_{\bar{y}} / p, q, d$$

sendo que D significa doença.

³⁶ Na realidade, testaram-se as proposições apresentadas para uma determinada forma de construção da renda permanente – nesse caso, tomada como função de todas as variáveis exógenas do modelo de Andersen & Benham (ver quadro-síntese ao final deste capítulo).

A hipótese subjacente, aqui, é a de que famílias com baixa renda permanente têm um nível de saúde inferior ao de famílias cuja renda permanente é elevada, em face da incapacidade crônica dos trabalhadores potenciais ou do próprio ambiente insalubre no qual vivem as pessoas de renda mais baixa. A saúde deficiente, por seu lado, leva a uma crescente utilização dos cuidados médicos, fazendo com que as elasticidades-renda pareçam inferiores às que vigorariam caso o nível de saúde fosse levado em consideração.

Vale notar que, pela limitação nos dados já apontada inicialmente, uma proposição adicional fica impossibilitada de ser testada — a de que estimativas de elasticidade-renda relativas aos diversos tipos de gastos médicos seriam mais baixas caso substituíssemos as despesas em cruzeiros (sujeitas, no caso dos cuidados médicos, a uma sensível discriminação de preço entre os consumidores) pela quantidade utilizada de serviços, isto é,

$$\eta_{y^g}^g / p, q, d, D > \eta_{y^q}^q / p, q, d, D$$

onde:

g refere-se a gastos;

q refere-se a quantidade.

2.4 Problemas de estimação

Quanto à estimação, o modelo de Grossman será, inicialmente, testado com base nos dados de uma amostra coletada pelo IBRE/FGV, no período de 10 de outubro a 17 de dezembro de 1973, contendo informações quanto aos gastos mensais de 343 famílias dos conjuntos habitacionais da cidade do Rio de Janeiro — subdivididos em conjuntos *horizontais* (casas — 125 famílias) e conjuntos *verticais* (blocos de apartamentos — 218 famílias).³⁷ Nesta amostra concentraremos a maior parte de nosso estudo empírico.

Em seguida, testaremos, adicionalmente, o modelo de Grossman, com base numa amostra coletada pela FIPE/USP, relativa a orçamentos familiares na cidade de São Paulo³⁸ — de acordo com um

³⁷ Para uma descrição detalhada do esquema de amostragem e das diversas características das famílias, veja-se *Pesquisa sobre consumo alimentar*. IBRE/FGV, Divisão de Estatística e Econometria, jun. 1975. v.1 Algumas informações mais relevantes sobre essa amostra, com ênfase nas variáveis que efetivamente utilizaremos em nosso estudo, estão no item 1 do apêndice B.

³⁸ Para maiores detalhes quanto à amostra de orçamentos familiares de São Paulo, veja-se *Orçamentos familiares na cidade de São Paulo — 1971/72. 1973*. (Série Monográfica do IPE, nº 3). Alguns quadros, porém, fornecendo as informações mais relevantes, estão apresentados no item 2 do anexo B.

levantamento realizado no período de abril de 1971 a outubro de 1972.

As limitações das amostras (*cross-sections* de gastos a nível de famílias) para teste do modelo, as hipóteses que se tornaram necessárias diante dessas limitações, bem como uma descrição das variáveis disponíveis nas amostras e de interesse direto para nossos propósitos estão apresentadas a seguir.

O modelo multiperiódico de Grossman pode ser aplicado a amostras *cross-section* se fizermos a hipótese de que *todos os indivíduos são iguais*, usual na teoria econômica. Por outro lado, um problema mais sério é o fato de o modelo basear-se numa análise a nível do indivíduo, enquanto os dados da amostra, embora discriminando as características individuais dos membros da família, apresentam apenas os gastos mensais agregados da unidade familiar em alimentação, cuidados médicos, informação, etc. — variáveis fundamentais para nossa análise. Uma forma de contornarmos esse problema e, simultaneamente, reconhecermos a importância de todo o contexto familiar na produção de saúde, é supormos que a função de utilidade do modelo de Grossman se refere ao chefe da família. Dessa forma, passaremos a estimar funções de demanda de saúde em que as variáveis dependentes se referirão, de forma compatível com os dados da amostra, a cada unidade familiar, e as variáveis independentes referentes a características individuais (idade, educação, sexo) serão tomadas a partir dos dados relativos aos chefes de família. A variável *W* será o total da renda assalariada da família.

Outro problema sério a ser resolvido é quanto à *proxy* a ser adotada para a variável saúde, que é não-observada. Grossman dispunha, na amostra com que trabalhou, de uma pergunta relativa à auto-avaliação do estado geral de saúde do indivíduo, classificado em quatro categorias possíveis: deficiente, regular, bom e excelente. A resposta dos indivíduos a essa pergunta foi, então, utilizada como um índice do montante de capital-saúde que possuíam. Sem dúvida — e o próprio Grossman o admite —, essa medida da variável *H* é extremamente pobre por dois motivos principais: a) depende de uma avaliação subjetiva, por parte do próprio indivíduo, de seu estado de saúde; b) não se podem quantificar, de forma precisa, as quatro respostas possíveis — teríamos que determinar que quantidade adicional de capital-saúde tem uma pessoa, por exemplo, com saúde *boa* com relação a outra com saúde *regular*.

Embora não se possa alterar o caráter subjetivo da variável saúde, é possível construir uma escala específica para se tentar medi-la. Grossman empregou um procedimento baseado nas seguintes hipóteses: a) já que a unidade de medida do capital-saúde é desconhecida, seria razoável tomar-se os quatro níveis possíveis para o estado de

saúde do indivíduo, conforme disponíveis na amostra com que trabalhou, como medidas de H sob a forma de números-índices (tome-se $H=1$ para representar os indivíduos com saúde deficiente e relacionem-se os outros três níveis com esse, por exemplo); b) a correlação bruta observada entre gastos médicos e o tempo que o indivíduo perde devido a doença é positiva. Pelo modelo, essa correlação reflete a relação positiva entre gastos médicos e a taxa de depreciação.

Com base na hipótese b, Grossman supôs a seguinte relação:

$$H = \alpha M^{-\beta}; \alpha, \beta > 0$$

Então, com

$$M_d, M_r, M_b \text{ e } M_e$$

referindo-se aos gastos médicos *médios* relativos aos indivíduos que declararam ter um nível geral de saúde deficiente, regular, bom e excelente, respectivamente, Grossman expressou o estoque de saúde sob a forma:

$$H_d = 1, H_j / H_d = (M_d / M_j)^\beta, j = r, b, e^{39}$$

Grossman trabalhou, então, com uma série de valores para o capital-saúde conforme gerados por

$$M_d / M_r, M_d / M_b \text{ e } M_d / M_e$$

Observe-se que a variável dependente na curva de demanda de estoque de saúde deveria ser

$$\log H_j / H_d \quad (j = r, b, e)$$

Portanto, o uso de

$$\log M_d / M_j$$

como variável dependente gera coeficientes que superariam, igualariam ou seriam inferiores aos verdadeiros coeficientes, na medida em que β seja maior, igual ou menor que 1. No entanto, como β é uma constante, a estatística t , associada aos coeficientes, não é afetada.

³⁹ Grossman postulou uma relação multiplicativa entre H e M para que a série gerada para o capital-saúde fosse independente das unidades de medida.

Outro aspecto relevante desse procedimento é que, uma vez que os níveis de capital-saúde dependem dos gastos médicos, poder-se-ia pensar que os coeficientes da curva de demanda de estoque de saúde estariam relacionados com os da curva de demanda de serviços médicos — o que não ocorre, porque a relação postulada entre H e M não é aplicada aos dados individuais, e sim, unicamente para construir quatro valores de H a partir dos dados *grupados* por nível de saúde declarado.

Para estudar o efeito de se utilizarem escalas alternativas para medir o capital-saúde, Grossman utilizou, ainda, as seguintes:

deficiente	= 1
regular	= 2
boa	= 3
excelente	= 4
deficiente	= 0
regular	= $M_d - M_r$
boa	= $M_d - M_b$
excelente	= $M_d - M_e$ ⁴⁰

Em nosso caso, não podemos seguir procedimento análogo ao adotado por Grossman, já que não dispomos de nenhuma *proxy* inicial (mesmo subjetiva) para o estado de saúde dos indivíduos na amostra. Resolvemos, então, adotar a seguinte *proxy* para H (com a vantagem de ser mais livre de influências *conjunturais*):

$$\frac{\text{Número de filhos vivos (no momento da aplicação do questionário)}}{\text{Número de filhos nascidos vivos + natimortos}}$$

⁴⁰ Essa última escala pressupõe uma relação linear entre H e M :

$$H = \alpha - \beta \cdot M$$

a partir da qual temos:

$$H_r - H_d = \beta (M_d - M_r) \quad \text{etc.}$$

Para $\beta = 1$, temos o resultado acima. Note-se que esta série *não* é independente das unidades de medida. Além disso, deveríamos adicionar uma constante qualquer aos valores

$$M_d - M_j \quad (j = d, r, b, e)$$

de forma a podermos tomá-los na forma logarítmica.

Testaremos essa formulação nas equações de demanda de saúde a serem estimadas.⁴¹

Outro aspecto relevante para discussão refere-se à *proxy* a ser adotada para a variável *riqueza*. Grossman utilizou a renda familiar (*Y*). No entanto, já que *Y*, *W* e *E*, variáveis independentes que apareceriam nas curvas de demanda de cuidados médicos e capital-saúde, são positivamente correlacionadas, poderemos ter problemas de multicolinearidade e, portanto, de tendenciosidade nos coeficientes estimados. Alternativamente, portanto, pretendemos adotar como *proxy* para a variável *riqueza* a *renda não-salarial da família*.

$$(Otinc = Y - W)$$

A seguir, listamos as variáveis disponíveis nas amostras (além da *proxy* para a variável apresentada anteriormente) e que serão efetivamente utilizadas na estimação do modelo: renda familiar total (*Y*); renda familiar e do chefe da família, respectivamente, proveniente do trabalho assalariado (*WeWCH*); idade (em anos completos) do chefe da família (*ID*); sexo do chefe da família⁴² (*S*); nível de escolaridade do chefe da família (*E*) e do cônjuge (*EC*),⁴³ gastos médicos mensais totais da família (*M*) e desdobrados por hospitais (*MH*), remédios (*MR*), médicos (*MM*) e dentistas (*MD*); tamanho da família (*FS*); auxílio-doença do INPS (dividido por *W*, é uma *proxy* para a variável *TL* – tempo perdido devido à doença),⁴⁴ gastos mensais da família com leitura (*Info*), prática de esportes (*Sport*), fumo (*Fumo*), bebidas alcoólicas (*Alco*) e alimentação dentro e fora do domicílio (*Alime*);

⁴¹ As famílias sem filhos foram, então, eliminadas da amostra. A amostra de orçamentos familiares para São Paulo não dispõe de dados sobre natalidade e mortalidade. Logo, apenas as demandas de cuidados médicos poderão ser estimadas, neste caso. É de supor-se, também, que essa *proxy* para *H* seja mais adequada, realmente, para famílias de baixa renda, como na amostra para o Rio de Janeiro.

Deve-se acrescentar, ainda, que, sem dúvida, os dados sobre mortalidade infantil em famílias de baixa renda estão sujeitos a subestimativas.

⁴² Homem = 0; mulher = 1.

⁴³ Para a amostra dos conjuntos habitacionais do Rio de Janeiro adotou-se a seguinte convenção: *EC* = 0, se o indivíduo for solteiro, casado-separado, ou esteja em qualquer condição semelhante; *EC* = 1 se analfabeto; etc. (Dez níveis distintos, para *E* e *EC*, conforme a codificação da pesquisa original.)

Para a amostra de orçamentos familiares para São Paulo, no entanto, limitamos a amostra aos casos em que, não sendo solteiro, o chefe da família tivesse explicitamente declarado o nível de escolaridade do cônjuge. (Doze níveis distintos para *E* e *EC*, conforme a codificação da pesquisa original.)

⁴⁴ Não-disponível na amostra de orçamentos familiares para São Paulo.

prêmios de seguros (vida, acidentes pessoais) mais mensalidades pagas a instituições particulares de assistência (*Seg*).

Dentro do enfoque básico de Grossman, as principais equações a serem estimadas estão apresentadas a seguir:

a) Demanda de saúde (estoque)

$$\log H (\log Y, \log W, E, EC, Info, Info \cdot E, ID, S, \log FS)$$

b) Demanda de saúde (fluxo)

$$- \log TL (\log Y, \log W, E, EC, Info, Info \cdot E, ID, S, \log FS)$$

c) Demanda de cuidados médicos

$$\log M (\log Y, \log W, E, EC, Info, Info \cdot E, ID, S, \log FS)$$

d) Função de produção de capital-saúde

$$\log H (\log M, E, EC, Info, Info \cdot E, ID);$$

$$\log H (\log M, \log Sport, E, EC, Info, Info \cdot E, ID);$$

$$\log H (\log M, \log Sport, \log Alime, \log Fumo, \log Alco, \\ E, EC, Info, Info \cdot E, ID)$$

e) Demandas de cuidados médicos, desdobrados por tipo

$$\log MH (\log y, \log W, E, EC, Info, Info \cdot E, ID, S, \log FS);$$

$$\log MR (\log Y, \log W, E, EC, Info, Info \cdot E, ID, S, \log FS);$$

$$\log MM (\log Y, \log W, E, EC, Info, Info \cdot E, ID, S, \log FS,$$

$$\log MD (\log Y, \log W, E, EC, Info, Info \cdot E, ID, S, \log FS);$$

f) Demanda de cuidados médicos, considerando a variável *Seg* (seguro-saúde, extra-INPS) entre as independentes (formulação à Roset & Huang)

$$\log M (\log Y, \log Y^2, \log WCH, E, EC, INFO, INFO \cdot E, ID, S, \log FS,$$

$$\log Seg, \log Seg \cdot Y, \log Seg^2)$$

Observações:

1. Testaremos a hipótese de que as unidades familiares em que

$$TL = 0$$

fazem parte de um universo distinto daquelas em que

$$TL > 0$$

o que poderia ser realizado dividindo-se a amostra em dois grupos e testando-se a diversidade dos coeficientes estimados para um e outro grupo, ou introduzindo-se uma variável *dummy* (*TLD*) nas equações estimadas (evidentemente, a curva de demanda de *fluxo* de saúde não estaria incluída neste teste).

2. Com relação às curvas de demanda de saúde e cuidados médicos, pretende-se, ainda, reestimá-las substituindo-se a variável *Y* por

$$(Y - W) = Otinc$$

conforme já analisado anteriormente, neste capítulo.

Quanto ao modelo de Andersen & Benham, já proposto neste capítulo, temos que as variáveis independentes são as apresentadas no quadro 1.

Algumas considerações tornam-se necessárias, com relação ao quadro de variáveis apresentado a seguir. Para efeito da estimação das quatro funções de demanda de cuidados médicos, notamos que, exceto pela variável qualidade, temos exatamente as mesmas variáveis já apresentadas para uma das especificações dentro do esquema de Grossman. A contribuição adicional, no caso, deve-se à utilização do conceito de renda permanente, de forma a se testar as proposições de Andersen & Benham. Note-se que o fato de se trabalhar, nesse modelo, basicamente com as mesmas variáveis utilizadas no modelo de Grossman, nos permite uma justificativa teórica bem mais razoável, para as variáveis do quadro 1, do que a simples explicação em termos *ambientais*, apresentada por Andersen & Benham, embora eles tenham explicitamente advertido para a fraqueza de sua argumentação, em termos econômicos:

“... servem como medidas aproximadas de outras condições, tais como atitudes e valores quanto à saúde e cuidados médicos, recursos financeiros da família, disponibilidade de serviços de saúde, bem como doença *antecipada* e *observada* — as causas mais imediatas do consumo de cuidados médicos.”⁴⁵

⁴⁵ Andersen & Benham (1970), p. 81

Quadro 1
Modelo de Andersen & Benham
Variáveis independentes

Variável	Proxies e sua descrição
Renda familiar (y)	Total da renda proveniente ou não do trabalho assalariado ($\log Y$)
Preço (p)	Seg = prêmios de seguros pessoais (vida, acidentes pessoais) mais mensalidade pagas a instituições particulares de assistência
Qualidade (q)	$Qual$ { 1 = no caso de famílias que declararam gastos com os serviços de curativos ou práticos. 0 = qualquer outro caso
Outras características da família (d)	ID = idade do chefe (em anos completos)
	S = sexo do chefe { 0 = homem 1 = mulher
	E = nível de escolaridade do chefe
	EC = nível de escolaridade do cônjuge
	$\log Fs$ = Tamanho da família
	$Apos^*$ = { 1 = chefe aposentado 0 = caso contrário
	$Nwork^*$ = número de pessoas assalariadas na família

* Essas duas últimas variáveis serão utilizadas apenas no cômputo da renda permanente (YP)

A variável qualidade deveria, em princípio, estar inversamente relacionada com as despesas médicas, se pudéssemos manter constante o preço por unidade de serviço prestado. Mesmo que possamos supor que a *proxy* para qualidade por nós utilizada, extremamente precária, dê alguma indicação de diferenças de qualidade, há certas razões que sugerem que o sinal a ser encontrado para o coeficiente dessa variável seja negativo (correlação positiva com as despesas médicas); no caso, indica que as famílias que estão se utilizando de serviços de melhor qualidade têm, também, um gasto total maior com cuidados médicos. Em primeiro lugar, essa medida está correlacionada com o preço, já que um especialista tende a cobrar mais caro por unidade de serviço prestado. Além disso, não há qualquer evidência empírica conclusiva de que a utilização de serviços de melhor qualidade resulta num acesso menos freqüente (ou menos intensivo) a tais serviços. Portanto, torna-se difícil anteciparmos o sinal do coeficiente a ser estimado para a variável qualidade.

3. ANÁLISE DOS RESULTADOS ENCONTRADOS

Apresentamos, a seguir, os principais resultados da estimação do modelo de demanda de saúde — incluindo suas extensões — descrito nos capítulos anteriores. Inicialmente, analisaremos os resultados da amostra dos conjuntos habitacionais da cidade do Rio de Janeiro; em seguida, os resultados obtidos com a amostra de orçamentos familiares para a cidade de São Paulo e, finalmente, para efeito de comparação, apresentaremos os resultados originalmente obtidos por Grossman.

3.1 A amostra dos conjuntos habitacionais no Rio de Janeiro

O estudo foi realizado tomando-se todas as famílias disponíveis na amostra, quer o chefe fosse economicamente ativo ou não, mesmo quando não se tinha nenhum outro membro da família recebendo renda proveniente do trabalho assalariado. Esse procedimento se justifica pelo fato de que, em se tratando de uma amostra de famílias de renda muito baixa, de um modo geral, é de se esperar que o modelo-consumo se ajuste melhor aos dados.

Ao proceder-se às estimativas, alguns problemas foram surgindo, quanto a certas variáveis da amostra que se pretendia, em princípio, utilizar — conforme o estabelecido no capítulo 2. Assim, um primeiro problema refere-se à variável *outras rendas da família* (*Otinc*). As observações dessa variável, computadas por diferença ($Y - W$), apresentaram valores estranhos e, ao se investigar seus valores diretamente nos questionários originais, constatou-se não serem confiáveis esses dados (além de ser extremamente raro encontrar-se um valor positivo qualquer para *Otinc*, nessa amostra em particular).⁴⁶ Portanto, a variável Y (renda familiar total) foi tomada de forma idêntica à variável W (renda familiar apenas referente ao trabalho assalariado), constituindo-se, pois, na mesma variável, doravante designada por W .

A curva de demanda de cuidados médicos relativos a hospitais não pode ser estimada, já que todas as observações relativas à variável dependente eram nulas.⁴⁷

Quanto às variáveis relativas ao modelo de Andersen & Benham, *Qual* (*dummy* relativa à qualidade dos serviços médicos recebidos)

⁴⁶ Apenas 1,56% e 0,95% do total das rendas relativas aos conjuntos verticais e horizontais, respectivamente, referiam-se a negócios ou aluguel de vagas e recebimentos de pensionistas. Ver *Pesquisa sobre consumo alimentar*. FGV, Divisão de Estatística e Econometria, jun. 1975, v. 1, p. 92 e 93.

⁴⁷ Provavelmente como efeito da ação do INPS e do baixo nível de renda das famílias amostradas.

não pode ser incluída nas regressões estimadas, já que, também para essa variável, todas as observações foram nulas.

A tabela 1 apresenta alguns dados relativos à distribuição dos gastos médicos, na amostra total e nos conjuntos horizontais e verticais, separadamente, que nos parecem extremamente úteis na caracterização dos gastos com tratamento médico nas camadas mais pobres da população urbana.

Pode-se observar, claramente, que os gastos médicos, nessa amostra, só têm uma expressão ponderável — mesmo levando-se em consideração o nível de renda extremamente baixo dessa população — na faixa mais elevada.

$$(M \geq \bar{M} + \frac{\sigma_M}{2})$$

onde representam aproximadamente 12% de renda média, para a amostra total.

Esta é uma forte evidência de que, nos estratos mais baixos de renda, os gastos médicos são insignificantes, já que os gastos preventivos nunca estão entre as prioridades mais importantes para o consumidor. Os conjuntos verticais (apartamentos) apresentaram médias de gastos com tratamento médico ligeiramente superiores às médias para os conjuntos horizontais (casas), o que reflete, nesse caso, o nível de renda um pouco mais elevado daqueles, com relação aos últimos.^{4 8}

Passemos, então, aos principais aspectos apontados pelo estudo empírico. Os resultados foram, de um modo geral, bastante fracos nessa amostra — o que pode ser explicado não só pela má qualidade dos dados por serem os elementos amostrados usuários típicos do INPS, como, também, pelo número de observações relativamente pequeno. Analisaremos, inicialmente, as demandas de estoque de saúde, conforme as estimativas apresentadas na tabela 2.

As elasticidades-salário foram positivas, exceto no que se refere aos conjuntos horizontais — embora apresentando baixo nível de significância. Os coeficientes de *E* e *EC* apresentaram sinal positivo, exceto quanto à variável *E*, no caso dos conjuntos verticais, sendo que o de *EC* apresentou maior nível de significância, sobretudo no caso dos conjuntos horizontais. Os coeficientes de *Info* também apresentaram sinal positivo, embora com níveis de significância inferiores aos de *E* e *EC*.

Interpretemos, então, esses resultados à luz do modelo-consumo, apresentado no item 2.1. Tem-se que, conforme reproduzido a seguir, o efeito-substituição puro de uma variação no salário se relacio-

^{4 8} Ver anexo B, item 1.

Tabela 1
A distribuição dos gastos médicos (M), na amostra dos
conjuntos habitacionais no Rio de Janeiro
(out./dez. 1973)

Faixas			Número de casos nessa faixa			Média de M nessa faixa (em Cr\$ de 1973)		
Amostra total	Conjuntos verticais	Conjuntos horizontais	Amostra total	Conjuntos verticais	Conjuntos horizontais	Amostra total	Conjuntos verticais	Conjuntos horizontais
$\bar{M} = 21,82$ $\sigma_M = 29,54$	$\bar{M} = 24,04$ $\sigma_M = 10,45$ $M < \bar{M} - \sigma_M/2$	$\bar{M} = 17,96$ $\sigma_M = 27,37$	$n = 343$	$n = 218$	$n = 125$			
$M < 7,05$	$M < 18,81$ $\bar{M} - \sigma_M/2 \leq M < \bar{M}$	$M < 4,27$	215	158	80	0,39	2,53	0,06
$7,05 \leq M < 21,82$	$18,81 \leq M < 24,04$ $\bar{M} \leq M < \bar{M} + \sigma_M/2$	$4,27 \leq M < 17,96$	47	12	12	14,34	21,08	9,58
$21,82 \leq M < 36,59$	$24,04 \leq M < 29,27$ $M \geq \bar{M} + \sigma_M/2$	$17,96 \leq M < 31,64$	19	5	9	27,00	27,20	22,88
$M \geq 36,59$	$M \geq 29,27$	$M \geq 31,64$	62	43	24	100,24	103,53	79,95

M , σ_M : média e desvio-padrão, respectivamente, da distribuição de gastos médicos.

Tabela 2
Demanda de estoque de saúde

Variável dependente: $\log H = \log \frac{\text{número de filhos vivos}}{\text{número de filhos nascidos vivos e natimortos}}$

Variáveis explicativas	Amostra total		Conjuntos verticais		Conjuntos horizontais	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>log W</i>	0,01816	0,250	0,04456	0,600	-0,09618	-0,598
<i>E</i>	0,00869	0,528	-0,00765	-0,502	0,03923	1,017 ^d
<i>EC</i>	0,02074	1,481 ^c	0,01179	0,934	0,05449	1,539 ^c
<i>Info</i>	0,00048	0,305	*		0,00734	0,637
<i>Info.E</i>	0,00006	0,136	0,00013	0,928	-0,00163	-0,546
<i>ID</i>	-0,00237	-1,369 ^c	-0,00390	-2,500 ^a	0,00225	0,507
<i>S</i>	0,14341	2,097 ^a	0,05200	0,766	0,31545	2,138 ^a
<i>Log FS</i>	0,26411	2,695 ^a	0,21485	2,197 ^a	0,39799	1,945 ^b
<i>TLD</i>	0,05066	0,595	-0,07020	-0,718	0,12657	0,794
Constante	1,48177		1,71034		1,07952	
		<i>n</i> = 310			<i>n</i> = 112	
		<i>R</i> ² = 0,04925			<i>R</i> ² = 0,07044	
		<i>F</i> = 1,72660			<i>F</i> = 1,79028	
		Erro-padrão = 0,31258			Erro-padrão = 0,23357	
					Erro-padrão = 0,41940	

Nota: caso $t \geq 1,000$, $t \geq 1,282$, $t \geq 1,645$ e $t \geq 1,960$, o coeficiente será significativamente diferente de zero a um nível de significância de 16, 10, 5 e 2,5, respectivamente, num teste unilateral.

*Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

a, b, c, d: o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

na inversamente com a participação (K) do insumo *tempo* no investimento bruto em saúde:

$$e_{H, W} = -e_H (K - \bar{K})$$

Assim, se o custo referente ao tempo fosse relativamente mais importante na produção de saúde do que na produção doméstica dos outros bens, em média (isto é, se $K > \bar{K}$), o preço relativo do bem-saúde se elevaria com W , de forma que $e_{H, W}$ seria menor que zero. A evidência encontrada, no entanto, foi no sentido contrário, embora com baixo nível de significância — o que nos parece bastante razoável, já que, no caso de famílias de renda muito baixa, há, provavelmente, outras prioridades de produção doméstica, que não a saúde, absorvendo a maior parte do tempo dos membros da família, em suas ocupações caseiras.

Conforme vimos, também, no item 2.1, esse é um dos pontos de contraste entre o modelo-consumo e o modelo-investimento à Grossman, já que, neste último, o sinal esperado de W seria positivo (caso $K < 1$).

Quanto aos coeficientes de E e EC , por outro lado, temos que, se tomarmos o modelo-consumo, a variação percentual no estoque de saúde com relação à variável escolaridade (como *proxy* para o *estoque de conhecimento* do indivíduo) seria dada por:⁴⁹

$$\hat{H} = r_E \cdot \eta_H + e_H (r_H - r_E)$$

Vemos que \hat{H} será maior que zero, conforme sugerido pelo teste empírico, desde que r_H seja maior que r_E , isto é, E seria tendenciosa no sentido de uma maior eficiência na produção de saúde, com relação à produção dos demais bens, na unidade familiar. Mesmo que

$$r_H < r_E$$

no entanto, H poderá ser positiva, desde que o efeito-renda ($r_E \cdot \eta_H$), supere o efeito-substituição,

$$e_H (r_H - r_E)$$

em valor absoluto. Também o coeficiente da variável *Info* — que foi por nós introduzida no modelo como uma *proxy* alternativa, com relação a E e EC , no que diz respeito à eficiência na produção domé-

⁴⁹ Cf. item 1.2.

tica — *mutatis mutandis*, mostrou que, provavelmente, a última é maior para o caso do bem-saúde do que para os demais bens produzidos na família, dentro do modelo-consumo.

Passemos a analisar, então, os coeficientes das demais variáveis das curvas de demanda de estoque de saúde, conforme a tabela 2. O coeficiente de *Info.E* apresentou-se como positivo, o que é evidência de complementaridade entre as variáveis *Info* e *E*, exceto, porém, no caso dos conjuntos horizontais, onde há evidência de substituição possível.

O coeficiente da variável *ID* apresentou-se com sinal negativo, exceto para o caso dos conjuntos horizontais, com nível de significância bastante razoável, comparativamente aos das outras variáveis explicativas — o que pode ser evidência de melhora no nível geral de saúde entre gerações, sobretudo tendo em vista que muitos indivíduos, nessa amostra, provêm do meio rural (34% das famílias, na amostra total).

Embora tenha um caráter *ad hoc* no modelo, o coeficiente da variável *S* apresentou sinal positivo, isto é, se o chefe da família for do sexo feminino, a demanda de estoque de saúde da família é muito maior do que no caso contrário. O nível de significância do coeficiente foi também bastante elevado, para os padrões dessa análise. Na verdade, a variável *S* capta efeitos não explicados pelas demais variáveis independentes utilizadas. No entanto, a evidência contraria o resultado esperado: se o chefe é mulher, é bastante provável que não haja marido presente; logo, a mulher teria que se dedicar a atividades no mercado de trabalho e fora dele, o que implica, *ceteris paribus*, menores cuidados com relação aos filhos, caindo a demanda de estoque de saúde, de acordo com a *proxy* aqui utilizada. Se nesta amostra o fato do chefe da família ser mulher não implicar sua maior dedicação à atividade no mercado de trabalho, o que a evidência empírica sugere é que as mulheres são produtoras de saúde mais eficientes do que os homens.

Por sua vez, o coeficiente de *FS* apresentou sinal positivo — um resultado espúrio, já que essa variável deve estar relacionada positivamente com a *proxy* adotada para *H*, simplesmente pelo fato de que um aumento na fecundidade, principal componente de um aumento no tamanho da família, deve traduzir-se numa elevação na relação número de filhos vivos/número de filhos gerados — na hipótese, bastante plausível, de que um aumento na fecundidade não seja acompanhado por um aumento na mortalidade infantil.

Finalmente, o coeficiente de *TLD* apresentou sinal positivo, contrariamente ao que seria esperado, embora com baixo nível de significância. Novamente, aqui, o problema parece estar na *proxy* adotada para *H*. Como esta se correlaciona fortemente com *FS*, a evidência encontrada indica no sentido de uma correlação positiva entre

TLD e *FS* — o que nos parece razoável, já que um dos componentes de *FS* é o número de pessoas economicamente ativas da família, que se correlaciona direta e fortemente com *TL*.

Embora as demandas de fluxo de saúde só se apliquem ao modelo-investimento, apresentamos a seguir as estimativas realizadas, já que obtivemos alguns resultados interessantes (como o sinal do coeficiente da variável *FS*) e, também, porque se constituem num teste de validade do modelo-consumo para a amostra em questão.

Pela tabela 3, as elasticidades-salário apresentaram sinal positivo, exceto para os conjuntos verticais (onde o nível de significância foi, no entanto, o mais baixo). A variável *E* apresentou sinal negativo e elevado nível de significância, sobretudo no caso dos conjuntos horizontais. Essa é uma forte evidência contrária ao modelo-investimento! A variável *EC*, porém, apresentou sinal positivo e bom nível de significância. O coeficiente da variável *Info* apresentou baixo nível de significância. O coeficiente de *Info . E*, positivo, indica uma certa evidência de complementaridade entre *Info* e *E*. O coeficiente da variável *ID*, de um modo geral, apresentou sinal negativo, com nível de significância relativamente alto.

A variável *S* apresentou coeficiente positivo e a variável *FS* coeficiente negativo (exceto para os conjuntos horizontais) — conforme o que seria esperado para a última. Como os coeficientes da demanda de fluxo de saúde estão diretamente relacionados aos coeficientes da demanda de estoque,⁵⁰ vemos que uma *proxy* para estoque de saúde mais ligada à noção de *tempo perdido* parece que, ao contrário da *proxy* por nós utilizada, geraria, conforme esperado, um coeficiente negativo para *FS* na demanda de estoque.⁵¹

Passemos, agora, a uma análise das *demandas de cuidados médicos*, tomados como um todo. Os coeficientes estimados, neste caso, são extremamente importantes, já que a variável dependente é efetivamente observada. A tabela 4 sintetiza os principais resultados encontrados.

Conforme se pode observar, a elasticidade-salário apresentou sinal positivo, com bom nível de significância. O sinal, no caso, é perfeitamente compatível com a expressão já apresentada anteriormente para a elasticidade-salário na demanda de cuidados médicos,⁵² reproduzida a seguir:

⁵⁰ Cf. item 1.1.

⁵¹ Realizamos, ainda, a estimação da demanda de fluxo de saúde para a amostra total, e para os conjuntos horizontais e verticais, separadamente, substituindo a variável *FS* pela variável *Nwork/FS* — *proxy* para a “*probabilidade da família apresentar, entre seus recebimentos, quantia referente ao auxílio-doença do INPS*”. O sinal encontrado foi negativo, conforme esperado, sendo a magnitude do coeficiente e seu nível de significância superiores ao da variável *FS*.

⁵² Cf. item 1.2.

Tabela 3
Demanda de fluxo de saúde

Variável dependente: $-\log TL = -\log \frac{\text{auxílio doença do INPS}}{W}$

Variáveis explicativas	W		Conjuntos verticais		Conjuntos horizontais	
	Coef	t	Coef	t	Coef	
log W	0,07506	0,665 _a	-0,07997	-0,585	0,20720	0,984 _a
E	-0,05300	-2,182 _a	-0,01662	-0,570 _d	-0,13497	-2,817 _d
EC	0,04356	2,071	0,02525	1,102	0,04452	1,041
Info	*		0,00028	0,120	-0,00275	-0,164
Info.E	0,00031	1,148 ^d	0,00015	0,234	0,00159	0,367
ID	-0,00501	-1,876 ^b	0,00091	0,314	-0,01564	-2,885 ^a
S	0,21329	2,077 ^a	0,13309	1,101 ^d	0,24242	1,304 ^c
log FS	-0,04029	-0,284	-0,13672	-0,847	0,19520	0,743 ^d
Constante	-0,29478		0,03633		-0,21851	
		n = 343			n = 125	
		R ² = 0,3801			R ² = 0,12076	
		F = 1,89097			F = 1,99158	
		Erro-padrão = 0,52015			Erro-padrão = 0,62003	

*Significa um valor de t muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 4
Demanda de cuidados médicos (total)

Variáveis explicativas	Amostra total		Conjuntos verticais		Conjuntos horizontais	
	Coef	t	Coef		Coef	t
<i>log W</i>	0,40563	2,448 ^a	0,53407	2,264 ^a	0,24149	0,025
<i>E</i>	0,02557	0,687	-0,00944	-0,187	0,08317	1,360 ^c
<i>EC</i>	0,05232	1,681 ^b	0,06243	1,576 ^c	0,03671	0,692
<i>Info</i>	-0,00437	-1,150 ^d	-0,00459	-1,147 ^d	-0,02295	-1,109 ^d
<i>Info.E</i>	0,00113	1,076 ^d	0,00101	0,909	0,00629	1,175 ^d
<i>ID</i>	0,00782	1,989 ^a	0,00775	1,553 ^c	0,01071	1,547 ^c
<i>S</i>	0,08376	0,568	-0,06545	-0,313	0,24452	1,058 ^d
<i>log FS</i>	*		0,12250	0,439	-0,20210	-0,621
<i>TLD</i>	0,26050	1,301 ^c	0,42209	1,410 ^c	0,04055	0,143
Constante	-1,23324		-1,40723		-1,09670	
	<i>n</i> = 343		<i>n</i> = 218		<i>n</i> = 125	
	<i>R</i> ² = 0,05730		<i>R</i> ² = 0,08119		<i>R</i> ² = 0,07402	
	<i>F</i> = 2,53792		<i>F</i> = 2,04213		<i>F</i> = 1,02143	
	Erro-padrão = 0,76685		Erro-padrão = 0,77167		Erro-padrão = 0,76537	

*Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

$$e_{M, W} = K \cdot \sigma_p - (K - \bar{K}) \cdot e_H$$

Ora, como a evidência — embora fraca — a partir das curvas de demanda de estoque de saúde é de que $K < \bar{K}$ (isto é, a produção de saúde, para uma amostra de famílias de baixa renda como essa, seria menos intensiva em tempo que a produção dos demais bens na unidade familiar, em média), tem-se que

$$e_{M, W} > 0$$

necessariamente.

Os coeficientes de E e EC apresentaram, de um modo geral, sinal positivo (exceto para o caso do coeficiente de E nos conjuntos verticais), com bom nível de significância — sendo EC a variável de significância mais pronunciada, quer na amostra como um todo, quer nos conjuntos verticais, em particular. O sinal encontrado para os coeficientes dessas variáveis é perfeitamente compatível com a expressão analítica,⁵³ para o efeito da variável escolaridade na demanda de cuidados médicos, reproduzida a seguir:

$$\hat{M} = r_E (\eta_H - 1) + (r_H - r_E) (e_H - 1)$$

Vê-se que \hat{M} pode ser maior que zero qualquer que seja a intensidade relativa do efeito-eficiência entre a produção de saúde e a produção dos demais bens na unidade familiar — isto é, quer r_H seja maior, menor ou igual a r_E .

Deve-se notar que o sinal positivo encontrado para a variável escolaridade, na demanda de cuidados médicos (total), é uma forte evidência favorável ao modelo-consumo, já que tal resultado só poderia ocorrer, no modelo-investimento, caso a demanda de estoque de saúde fosse elástica (isto é, $\epsilon > 1$) — o que invalidaria a relação empírica entre o estoque de saúde do indivíduo e sua idade, sugerida por Grossman.⁵⁴

O coeficiente da variável *Info*, por outro lado, apresentou sinal negativo, com razoável nível de significância. A partir dos resultados encontrados para a demanda de estoque de saúde, a evidência empírica é de que

$$r_{Info/H}$$

⁵³ Cf. item 1.2.

⁵⁴ Cf. final do item 1.1.

seja maior que

$$r_{Info/Z}$$

— isto é mais *informação* aumenta mais a eficiência na produção de saúde do que na produção dos demais bens na unidade familiar, em média. Se impusermos essa condição na expressão desenvolvida para \hat{M} , *mutatis mutandis*, veremos que \hat{M} pode, realmente, ser maior que zero, dependendo apenas das magnitudes de η_H e de e_H .

O coeficiente da variável *Info.E* apresentou sinal positivo — evidência de *complementaridade* entre *Info* e *E*. A variável *ID* apresentou, também, sinal positivo, com elevado nível de significância, se comparado aos das outras variáveis explicativas, resultado esse que nos parece extremamente importante, pois confirma a hipótese de elevação nos gastos médicos na família na medida em que aumenta a idade do chefe (tomada, aqui, como *proxy* para o *envelhecimento* da própria unidade familiar).

O coeficiente da variável *S* também foi positivo, exceto para o caso dos conjuntos verticais. A variável *FS* apresentou sinal positivo, tanto para a amostra total como para o caso dos conjuntos verticais, e negativo para o caso dos conjuntos horizontais — revelando, pois, que a prioridade dada aos gastos médicos é tanto menor quanto menor a renda média da comunidade.

A variável *TLD* — *dummy* para captar os casos de famílias em que se pode identificar o recebimento de auxílio-doença do INPS — apresentou sinal positivo, com bom nível de significância.

Estimou-se, ainda, a demanda de cuidados médicos, introduzindo-se a variável *Seg* — relativa aos eventuais gastos com seguro-saúde no mercado privado — como variável explicativa. A tabela 5 apresenta os resultados encontrados.

Na formulação apresentada aqui, a variável *Seg* mostrou-se muito pouco significativa, sendo que, para o caso dos conjuntos horizontais, seu sinal foi até mesmo contrário ao esperado. O problema, neste caso, parece estar relacionado ao *excesso* de variáveis explicativas introduzidas na equação estimada — levando não só à inevitável perda de eficiência dos coeficientes estimados, como, ainda, à presença de multicolinearidade, num grau prejudicial à estimação.⁵⁵

O coeficiente da variável *Seg.W* positivo, evidencia a complementaridade entre *Seg* e *W*, tendo sido elevado o seu nível de significância. Por outro lado, o coeficiente de *Seg*², negativo, indica uma

⁵⁵ Veja-se a estimação da demanda de cuidados médicos conforme sugerida por Morris Silver, onde a variável *Seg* apresentou bom resultado, e que será apresentada a seguir, neste item.

Tabela 5
 Demanda de cuidados médicos – introdução
 dos gastos com seguros privados como variável explicativa
 (Formulação à Roset & Huang)

Variáveis explicativas	Amostra total		Conjuntos verticais		Conjuntos horizontais	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t
$\log W$	*		0,56653	1,853 ^b	-0,15891	-0,571
$\log WCH$	0,08239	0,904	-0,13010	-0,653	0,17508	1,701 ^b
E	0,04226	1,196 ^d	*		0,11572	2,100 ^a
EC	0,04102	1,327 ^c	0,06226	1,647 ^b	*	
$Info$	-0,00066	-0,468	-0,00154	-1,000 ^d	-0,00101	0,229
ID	0,00938	2,392 ^a	0,00720	1,496 ^c	0,01264	2,000 ^a
S	0,03739	0,258	-0,08936	-0,427	0,09255	0,479
$\log FS$	*		0,12111	0,419	-0,27119	-0,851
$\log W^2$	0,08745	0,933	*		*	
$\log Seg$	*		*		-1,22421	-1,386 ^c
$\log Seg \cdot W$	0,25452	2,222 ^a	0,21713	1,519 ^c	0,45906	1,800 ^b
$\log Seg^2$	-0,28722	-1,537 ^c	-0,22217	-0,988	*	
Constante	-0,85889		-1,14402		-0,34891	
	$n = 343$		$n = 218$		$n = 125$	
	$R^2 = 0,08266$		$R^2 = 0,09823$		$R^2 = 0,13446$	
	$F = 3,33391$		$F = 2,51741$		$F = 1,98496$	
	Erro-padrão = 0,75761		Erro-padrão = 0,76448		Erro-padrão = 0,73997	

*Significa um valor de t muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

^a, ^b, ^c, ^d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Obs: a presença de W e WCH , numa mesma equação estimada, gerou, como se pode observar, sérios problemas de multicolinearidade.

importância decrescente para os gastos com seguro-privado na explicação das despesas médicas.

Quanto às hipóteses formuladas por Morris Silver, no que diz respeito à demanda de cuidados médicos, foram testadas, com base na amostra disponível. A tabela 6 sintetiza os principais resultados, para a amostra total.⁵⁶

Tendo em vista apenas os coeficientes estimados, tem-se:

$$\eta_y \neq \eta_y / p, q, d \quad e$$

$$\eta_y / p, q, d > \eta_y / p, q, d^{57}$$

Contrariamente, porém, a uma das hipóteses formuladas, observou-se que

$$\eta_y / p, q, d, D < \eta_y / p, q, d^{58}$$

No entanto, as diferenças nos coeficientes estimados não apresentaram significância, aos níveis usuais. Por outro lado, podemos observar, ainda na tabela 6, que a variável *Seg* apresentou o sinal esperado, com um bom nível de significância.

Passemos, então, à análise das curvas de demanda de cuidados médicos, especificados agora segundo tipos de gastos — isto é, relativos a médicos (*MM*), remédios (*MR*) e dentistas (*MD*), separadamente — conforme as estimativas apresentadas na tabela 7, para a amostra total.⁵⁹

As elasticidades-salário apresentaram sinal positivo, conforme esperado, e um bom nível de significância, relativamente às demais variáveis. Os coeficientes de *E* e *EC*, nas demandas de *MR* e *MM*, apresentaram sinal positivo, com bom nível de significância, sendo porém *EC* a variável mais fortemente significante. Já no caso da demanda de *MD*, os coeficientes de *E* e *EC* apresentaram sinal negativo. Conforme já vimos, anteriormente, para o caso da demanda de cuidados médicos (total), a variação percentual nos gastos médicos, para uma dada variação percentual em *E* ou *EC*, pode ser positiva, negativa ou nula, qualquer que seja a intensidade relativa do efeito-eficiência entre a produção de saúde e a produção dos demais bens na unidade familiar (isto é, quer $r_H \geq r_E$).⁶⁰

⁵⁶ Para os resultados encontrados com a estimação, separadamente, das demandas relativas aos conjuntos horizontais e verticais, ver anexo C, item 1.

⁵⁷ Ver as regressões 1 a 3 da tabela 6.

⁵⁸ Ver as regressões 3 e 4 da tabela 6.

⁵⁹ Para os resultados encontrados com a estimação, separadamente, das demandas relativas aos conjuntos horizontais e verticais, ver anexo C, item 1.

⁶⁰ Ver capítulo 1.

Tabela 6
Demanda de cuidados médicos (amostra total)
Teste das hipóteses de Morris Silver

Variáveis explicativas	Regressão 1		Regressão 2		Regressão 3		Regressão 4	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
log <i>W</i>	0,47865	3,154 ^a	0,34685	2,149 ^a				
log <i>W</i> permanente ¹					0,83149	1,973 ^a	0,78516	1,855 ^b
<i>E</i>			0,03570	1,006 ^d	0,01500	0,382	0,01250	0,318
<i>EC</i>			0,05120	1,668 ^b	0,03564	1,070 ^d	0,04147	1,232 ^d
<i>ID</i>			0,00737	1,904 ^b	0,00674	0,162	0,00633	1,594 ^c
<i>S</i>			0,07274	0,500	0,07768	0,515	0,09773	0,644
log <i>FS</i>			*		-0,11888	-0,523	-0,10871	-0,476
<i>TLD</i>							0,22972	1,148 ^d
log <i>Seg</i>			0,00388	2,242 ^a	0,00362	2,068 ^a	0,00376	2,148 ^a
Constante	-0,78183		-1,06994		-2,27248		-2,16934	
<hr/>								
	<i>n</i> = 343		<i>n</i> = 343		<i>n</i> = 343		<i>n</i> = 343	
	<i>R</i> ² = 0,02835		<i>R</i> ² = 0,06273		<i>R</i> ² = 0,06116		<i>R</i> ² = 0,06485	
	<i>F</i> = 9,94987		<i>F</i> = 3,74820		<i>F</i> = 3,11740		<i>F</i> = 2,89522	
	Erro-padrão = 0,77051		Erro-padrão = 0,76236		Erro-padrão = 0,76414		Erro-padrão = 0,76378	

¹ Construída conforme especificado no item 2.1.

* Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

^a, ^b, ^c, ^d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 7
**Demandas de cuidados médicos relativo a médicos, remédios;
e dentistas, separadamente (amostra total)**

Variáveis explicativas	Médicos (<i>MM</i>)		Remédios (<i>MR</i>)		Dentistas (<i>MD</i>)	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>log W</i>	0,10122	1,394 ^c	0,31273	1,973 ^a	0,10829	1,466 ^c
<i>E</i>	0,00618	0,385	0,03118	0,891	-0,01130	-0,692
<i>EC</i>	0,01707	1,271 ^d	0,03984	1,359 ^c	-0,00231	-0,168
<i>Info</i>	-0,00069	-1,420 ^c	-0,00338	-0,946	-0,00096	-0,574
<i>Info . E</i>	0,00011	0,244	0,00047	0,474	0,00082	1,782 ^b
<i>ID</i>	-0,00018	-0,105	0,00862	2,317 ^a	-0,00137	-0,787
<i>S</i>	0,05681	0,865	0,04210	0,293	-0,02490	-0,372
<i>log FS</i>	-0,04974	-0,553	-0,03606	-0,183	0,06110	0,667
<i>TLD</i>	0,11215	1,300 ^c	0,21471	1,140 ^d	0,13311	1,516 ^c
Constante	-0,31836		-0,95692		-0,24853	
	<i>n</i> = 343		<i>n</i> = 343		<i>n</i> = 343	
	<i>R</i> ² = 0,02239		<i>R</i> ² = 0,04786		<i>R</i> ² = 0,04990	
	<i>F</i> = 0,84758		<i>F</i> = 1,86003		<i>F</i> = 1,94342	
	Erro-padrão = 0,33025		Erro-padrão = 0,72081		Erro-padrão = 0,33625	

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Os coeficientes da variável *Info* apresentaram sinal negativo, nas demandas de *MR*, *MM* e *MD*, tendo um nível de significância mais elevado no caso de *MM* — o que é evidência de maior eficácia na utilização de serviços médicos, com relação aos demais gastos com saúde, dado maior grau de informação geral.

A variável *Info . E*, cujos coeficientes apresentaram sinal positivo, mostra uma certa complementaridade entre educação e informação nas demandas *MR*, *MM* e *MD* — sendo o nível de significância maior no caso da última. Por outro lado, a variável *ID* — idade do chefe — apresentou coeficientes com sinais distintos, nas demandas de diferentes tipos de cuidados médicos. Assim, o coeficiente estimado apresentou sinal positivo na demanda de *MR* — o que, em geral, está associado aos elevados gastos médicos relativos a remédios com os próprios membros *adultos* da família, de idade mais avançada, interpretando-se *ID* como uma *proxy* para a idade média dos adultos. Por sua vez, o coeficiente estimado para *ID* apresentou sinal negativo na demanda de *MD* — o que nos parece razoável, já que os maiores gastos com dentistas estão associados à existência de filhos jovens, que, por outro lado, se relaciona inversamente com a idade do chefe. Quanto à demanda de *MM*, o coeficiente da variável *ID* não foi significativamente diferente de zero.

Foram, também, dignos de nota os sinais encontrados para a variável tamanho da família (*FS*). O coeficiente apresentou sinal negativo na demanda de *MM*, já que os gastos com médicos estão, realmente, mais relacionados com os cuidados com pessoas de idade mais avançada — e *FS* tem, como componente fundamental, o número de crianças na família. Por outro lado, o coeficiente de *FS* foi positivo, apresentando maior nível de significância na demanda de *MD*, provavelmente porque, como vimos, uma elevação em *FS* é indicação de maior número de crianças na família — e elas são os usuários mais frequentes dos serviços de dentistas. Quanto à demanda de *MR*, o coeficiente de *FS* foi não-significativamente diferente de zero.

Os coeficientes da variável *TLD*, *dummy* relativa à existência de auxílio-doença entre os recebimentos da família, apresentaram sinais positivos, nas demandas dos três tipos de cuidados médicos, conforme esperado, tendo, também, bom nível de significância.

Embora o modelo-investimento de Grossman seja menos adequado à amostra-em questão, apresentamos, na tabela 8, os resultados encontrados na estimação de formulações alternativas para a função de produção de saúde na unidade familiar — já que a diferença entre os modelos-consumo e investimento desenvolvidos por Grossman, para o bem-saúde, refere-se ao processo de maximização, embora ambos pressuponham a produção doméstica do bem.

Tabela 8
Função de produção de saúde – formulações alternativas (amostra total)

Variável dependente: $\log H = \log$ número de filhos vivos
número de filhos nascidos vivos e natimortos

Variáveis explicativas	Regressão 1		Regressão 2		Regressão 3	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>E</i>	0,00924	0,494	0,00937	0,498	0,01327	0,709
<i>EC</i>	0,00463	0,370	0,00493	0,394	0,00774	0,610
<i>Info</i>	0,00084	1,400 ^c	0,00084	1,400 ^c	0,00006	0,030
<i>Info. E</i>			*		0,00019	0,387
<i>ID</i>	-0,00207	-0,990	-0,00201	-0,961	-0,00097	-0,407
$\log M$	0,04849	0,323	0,04295	0,286	-0,09264	-0,450
$\log Sport$			0,01492	0,191	0,00847	0,107
$\log Alime$					0,05332	0,664
$\log Fumo$					0,01929	0,986
$\log Alco$					0,00722	0,240
Constante	1,87993		1,87942		1,73829	
	$R^2 = 0,01834$		$R^2 = 0,01837$		$R^2 = 0,02336$	
	$F = 1,13610$		$F = 0,94499$		$F = 0,71503$	
	Erro-padrão = 0,31553		Erro-padrão = 0,31604		Erro-padrão = 0,31734	

* Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

^c o coeficiente é significativo ao nível de 10%, respectivamente, num teste unilateral.

Embora Grossman não tenha apresentado uma função de produção, na formulação de seu modelo-consumo, isso se deve unicamente ao fato de ter partido de um modelo já existente para a análise da demanda de bens duráveis de consumo, integrando-o na estrutura básica de seu modelo de demanda de saúde, sem explicitar, no entanto, hipóteses quanto à produção doméstica do bem, nesse caso. Esse aspecto, sem dúvida, não era tão fundamental no modelo-consumo quanto no modelo-investimento.

Nas duas primeiras regressões apresentadas, relativas a duas diferentes formulações para a função de produção de saúde, na amostra total,⁶¹ vemos que os coeficientes de *E*, *EC* e *Info* apresentaram sinal positivo, sendo os de *Info* os mais fortemente significativos. Os coeficientes das variáveis *ID* e *M* também apresentaram sinais idênticos aos esperados. No caso específico da variável *M*, porém, podemos ter perturbações referentes à correlação positiva que se deve esperar entre a *proxy* adotada para *H* e a variável *FS*. Para um mesmo nível médio de saúde na família, *ceteris paribus*, quanto maior *FS*, maior será o valor de *M*. O coeficiente da variável *Sport* também apresentou o sinal esperado, isto é, positivo, embora com nível de significância muito baixo.

Já no caso da terceira formulação apresentada para a função de produção, os sinais dos coeficientes das variáveis *M*, *Fumo* e *Alco* foram contrários aos esperados mas estatisticamente não-significantes.

A título de ilustração, estimamos ainda as demandas de insumos (benéficos e maléficos) na produção de saúde — isto é, as demandas de bebidas alcoólicas, fumo, alimentação e esportes, apresentadas na tabela 9 no que se refere à amostra total.⁶²

Um resultado importante refere-se ao sinal positivo encontrado, de um modo geral, para os coeficientes das variáveis *E* e *EC*, nas demandas estimadas. Essa é uma forte evidência favorável à relação entre a eficiência dos tomadores de decisões na família e a aquisição de bens por parte da unidade familiar, segundo os estudos de Robert Michael (1972), onde, num modelo tipicamente de *consumo*, um nível educacional mais elevado implica maior *poder de compra* para a família.

⁶¹ Para as diferentes formulações da função de produção, ver capítulo 2. Para os resultados encontrados com a estimação, separadamente, das funções de produção relativas aos conjuntos horizontais e verticais, ver anexo C, item 1.

⁶² Para os resultados encontrados com a estimação, separadamente, das demandas de insumos na produção de saúde relativas aos conjuntos horizontais e verticais, ver anexo C, item 1.

Tabela 9
(Demandas de insumos (benéficos e maléficos)
na produção de saúde (amostra total))

Variáveis explicativas	Demanda-álcool		Demanda-fumo		Demanda-alimento		Demanda-esporte	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>W</i>	0,04122	0,584	0,07721	0,677	0,12199	3,170 ^a	0,02659	1,071 ^d
<i>E</i>	*		0,03796	0,750	0,04613	2,699 ^a	0,01413	1,282 ^c
<i>EC</i>	0,07278	2,757 ^a	0,03602	0,826	0,00741	0,503	-0,00712	-0,749
<i>Info</i>	0,00519	1,642 ^c	0,00281	0,539	0,00410	2,329 ^a	0,00036	0,315
<i>Info . E</i>	-0,00090	-1,034 ^d	-0,00127	-0,875	-0,00075	-1,530 ^c	-0,00018	-0,562
<i>ID</i>	-0,00061	-0,187	0,00350	0,634	-0,00069	-0,368	-0,00037	-0,308
<i>S</i>	0,14344	1,090 ^d	-0,18193	-0,857	-0,01594	-0,222	-0,04009	-0,867
<i>log FS</i>	0,04122	0,584	0,28956	1,013 ^d	0,48834	5,059 ^a	-0,05157	-0,828
<i>TLD</i>	0,15620	0,909	-0,31983	-1,149 ^d	0,09829	1,045 ^d	-0,02253	-0,371
Constante	-0,13084		1,09581		1,64139		0,04018	
$R^2 = 0,04497$			$R^2 = 0,03103$		$R^2 = 0,17565$		$R^2 = 0,01768$	
$F = 1,96594$			$F = 1,18502$		$F = 7,88398$		$F = 0,66598$	
Erro-padrão = 0,66133			Erro-padrão = 1,06562		Erro-padrão = 0,36002		Erro-padrão = 0,23215	

* Significa um valor de *t* muito baixo para ser introduzido na equação estimada.

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

3.2 A amostra de orçamentos familiares para a cidade de São Paulo

Para efeito de comparação com os resultados apresentados para a amostra dos conjuntos habitacionais da cidade do Rio de Janeiro, analisamos, a seguir, os resultados encontrados na estimação das diversas formulações relativas à demanda de cuidados médicos, com a amostra de orçamentos familiares para a cidade de São Paulo, mencionada no capítulo anterior.⁶³

Esta comparação torna-se especialmente importante dado que a amostra, ora em estudo, apresenta uma variância de renda bem superior à estudada no item 3.1. As estimativas apresentadas aqui restringem-se, porém, aos parâmetros das demandas de cuidados médicos, dado que, nessa amostra, não se dispõe de informações relativas à natalidade e mortalidade dentro das unidades familiares, nem tampouco de dados explícitos quanto aos auxílios-doença concedidos pelo INPS — o que torna impossível a utilização de *proxies* para as variáveis dependentes nas curvas de demanda de estoque e fluxo de saúde, respectivamente.

A amostra original compreende 2.380 famílias. Eliminaram-se, porém, aquelas cuja renda provém unicamente da aposentadoria, de forma a ter sempre unidades com algum grau de atividade econômica, conforme sugerido no modelo original de Grossman. Ao contrário da convenção adotada para a codificação da variável *EC* na amostra dos conjuntos habitacionais do Rio de Janeiro — em que o código 0 era adotado quando não houvesse declaração do nível de escolaridade do cônjuge — só se aceitaram como observações válidas para a análise as famílias em que *E* e *EC* foram explicitamente declarados. Note-se, porém, que, adotando essa alternativa, passamos a ter o inconveniente de trabalharmos com a grande maioria dos chefes de família — aqui definidos como o principal arrimo econômico — do sexo masculino, já que é razoável que, se a mulher for o *chefe*, não tenha cônjuge (nem *EC*, portanto) declarado.⁶⁴

No entanto, como a análise do coeficiente da variável *S* não pode ser feita, sob aspecto econômico, dentro do modelo teórico básico, captando apenas, eventualmente, os efeitos de outras variáveis não incorporadas explicitamente na análise, não nos preocupamos muito com esse efeito colateral indesejável de uma codificação um pouco mais rigorosa dos dados. Em função das restrições impostas, trabalhamos com uma subamostra de 1.901 famílias.

⁶³ Descrita em suas principais características no anexo B, item 2.

⁶⁴ Ver a média da variável *S*, para essa amostra, no anexo B, item 2.

A tabela 10, a seguir, apresenta os resultados encontrados com relação à formulação básica para a demanda de cuidados médicos (no total e desdobrados com respeito a remédios, médicos, dentistas e hospitais).

Como se pode observar, os níveis de significância de cada variável são, em geral, mais elevados que na amostra dos conjuntos habitacionais da cidade do Rio de Janeiro. Os R^2 e F 's são, também, mais elevados — sobretudo os últimos.

As variáveis E , EC e $Info$ apresentaram, de um modo geral, coeficientes de sinal positivo e com bom nível de significância, o que parece ser uma evidência favorável ao modelo-consumo.⁶⁵

Por meio do sinal negativo encontrado para o coeficiente da variável ($Info \cdot E$), tem-se uma evidência favorável à tese da possibilidade de substituição entre as variáveis $Info$ e E para o caso em estudo — ao contrário da evidência de complementaridade entre $Info$ e E , para famílias pobres, encontrada no caso da amostra dos conjuntos habitacionais do Rio de Janeiro.

O coeficiente da variável ID apresentou o sinal esperado (positivo) e, para a variável S — sexo do chefe da família — a evidência, embora não explicada pelo modelo, é de que, quando o chefe é mulher, diminuem os gastos médicos (sendo, porém, baixo o nível de significância), talvez porque as mulheres sejam produtores de saúde mais eficientes.⁶⁶

A variável FS apresentou coeficiente com sinal positivo, de um modo geral, sendo o nível de significância mais elevado no caso das demandas de cuidados médicos relativos a remédios e dentistas — o que nos parece razoável para um dado nível de renda, já que o principal componente de FS é o número de crianças na família, para as quais esses gastos são os prioritários.

A seguir apresentaremos as formulações para a demanda de cuidados médicos, em que a variável Seg (gastos com seguro-saúde extra-INPS) é introduzida.

Novamente os níveis de significância de cada variável independente, bem como os R^2 e F 's, são, em geral, mais elevados do que no caso da amostra dos conjuntos habitacionais da cidade do Rio de Janeiro.

Da tabela 11 vale a pena destacar o coeficiente encontrado para a variável Seg , positivo, conforme esperado, e com bom nível de significância. O coeficiente da variável Seg^2 , positivo e significativo, revela a importância crescente dos gastos com seguro-saúde privado, nesta amostra, na explicação dos gastos médicos. Já o coeficiente de ($Seg \cdot Y$),

⁶⁵ Ver a discussão deste aspecto no item 2.1 e no item 3.1.

⁶⁶ Ver comentários à tabela 2.

Tabela 10
Demanda de cuidados médicos – formulação básica

Variáveis explicativas	Total		Remédios		Médicos		Dentistas		Hospitais	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>log Y</i>	0,62561	7,982 ^a	0,27973	3,961 ^a	0,52288	8,430 ^a	0,27721	4,548 ^a	0,12876	2,987 ^a
<i>E</i>	0,02925	0,913	-0,01749	-0,606	0,01552	0,613	0,02593	1,041 ^d	0,03925	2,229 ^a
<i>EC</i>	0,08890	2,650 ^a	0,06697	2,210 ^a	0,04809	1,813 ^b	0,05101	1,957 ^b	0,02059	1,116 ^d
<i>Info</i>	0,00839	1,819 ^b	0,00473	1,134 ^d	0,00502	1,372 ^c	0,01094	3,044 ^a	0,00733	2,883 ^a
<i>Info.E</i>	-0,00068	-1,035 ^d	-0,00030	-0,512	-0,00032	-0,622	-0,00069	-1,345 ^c	-0,00058	-1,603 ^c
<i>ID</i>	0,00644	1,588 ^c	0,00409	1,122 ^d	0,00056	0,176	0,00634	2,012 ^a	0,00374	1,676 ^b
<i>S</i>	-0,55532	-0,676	-0,52362	-0,708	-0,26028	-0,401	-0,58696	-0,923	-0,26176	-0,580
<i>log FS</i>	0,26873	2,316 ^a	0,13733	1,314 ^c	-0,15974	-1,741 ^b	0,22920	2,541 ^a	0,02722	0,426
Constante	-2,34515		-0,02285		-2,79875		1,68626		-0,81725	
	<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901	
	<i>R</i> ² = 0,11663		<i>R</i> ² = 0,03461		<i>R</i> ² = 0,10108		<i>R</i> ² = 0,08176		<i>R</i> ² = 0,05282	
	<i>F</i> = 31,22461		<i>F</i> = 8,47967		<i>F</i> = 26,59379		<i>F</i> = 21,05664		<i>F</i> = 13,18774	
	Erro-padrão = 2,00362		Erro-padrão = 1,80422		Erro-padrão = 1,58385		Erro-padrão = 1,55726		Erro-padrão = 1,10142	

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 11
Demandas de cuidados médicos (total)
Formulações complementares

Variáveis explicativas	Regressão 1		Regressão 2		Regressão 3		Regressão 4	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
log Y	0,61993	7,864 ^a	0,86022	14,926 ^a	0,65681	8,613 ^a		
log YP							0,04028	0,118
E	0,01852	0,573			0,01495	0,443	0,10809	1,811 ^b
EC	0,08535	2,546 ^a			0,09454	2,827 ^a	0,15907	3,257 ^a
Info	0,00822	1,774 ^b						
Info.E	-0,00069	-1,033 ^d						
ID	0,00562	1,384 ^c			0,00064	1,594 ^c	0,01587	2,418 ^a
S	-0,55707	-0,679			-0,61013	-0,743	-0,37154	-0,439
log FS	0,25839	2,229 ^a			0,26153	2,254 ^a	0,52765	2,829 ^a
log Seg	*				0,09046	2,459 ^a	0,12164	2,957 ^a
log Seg ²	0,18230	2,145 ^a						
log Seg. Y	-0,8908	-1,671 ^b						
log Y2	*							
Constante	-2,24259		-3,53336		-2,47493		0,45278	
	n = 1.901		n = 1.901		n = 1.901		n = 1.901	
	R ² = 0,12050		R ² = 0,10501		R ² = 0,11618		R ² = 0,08155	
	F = 25,89575		F = 22,80917		F = 35,54858		F = 24,01106	
	Erro-padrão = 2,00028		Erro-padrão = 2,01304		Erro-padrão = 2,00360		Erro-padrão = 2,04248	

*Significa um valor de t muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

negativo, apresenta certa evidência da possibilidade de substituição entre *Seg* e *Y*, ao contrário do resultado encontrado no caso da amostra dos conjuntos habitacionais do Rio de Janeiro, onde a evidência foi de complementaridade entre as duas variáveis, com relação à sua influência sobre os gastos médicos.

3.3 Os resultados encontrados por Grossman, em seu estudo original

É importante frisar que Grossman, *a priori*, tomou o modelo-investimento como aquele que deveria se ajustar melhor aos dados de que dispunha. Em suas próprias palavras, assim justificou essa decisão:

“A estimação tendo por base o modelo-investimento, e não o modelo-consumo, é enfatizada uma vez que o primeiro dá origem a resultados esperados bastante precisos, com base numa análise relativamente simples e em hipóteses não muito restritivas. Por exemplo, se utilizarmos o modelo-investimento, não precisamos saber se o processo de produção de saúde é relativamente intensivo em tempo ou não, para prevermos o efeito de um aumento no nível salarial sobre a demanda de saúde. Por outro lado, não temos que saber se variações no nível educacional são ou não neutras, com relação à produção doméstica dos diversos bens, para que possamos determinar o sinal da correlação entre saúde e educação. Além do mais, o grau de resposta da quantidade demandada de saúde a variações em seu preço-sombra, bem como o comportamento do investimento bruto em saúde, dependem, fundamentalmente, de um único parâmetro — a elasticidade da curva *MEC*. No modelo-consumo, por outro lado, três parâmetros são relevantes: a própria elasticidade-preço da saúde, a elasticidade de substituição entre saúde no presente e no futuro, bem como a elasticidade-riqueza.”⁶⁷

A justificativa de Grossman nos parece relativamente fraca, não só em função da evidência empírica conseguida por nós para o Rio de Janeiro e São Paulo, com amostras de características inteiramente distintas, como também em função dos próprios resultados empíricos encontrados por Grossman, que passamos a descrever de forma sucinta.

Grossman trabalhou com os dados de uma pesquisa sobre condições de saúde realizada em 1963 pelo National Opinion

⁶⁷ Grossman (1972a). p. 39.

Research Center e pelo Center for Health Administration Studies, da Universidade de Chicago. Foram obtidas informações sobre 2.367 famílias, contendo 7.803 pessoas. Conforme apresentamos no capítulo 1, Grossman limitou-se a estudar o caso dos indivíduos presentes na força de trabalho. Deu ênfase especial ao subconjunto formado pelas pessoas de cor branca, que tivessem declarado algum período de inatividade devido a doença, durante o ano de 1963, o que representa uma subamostra de 558 casos. Os principais resultados encontrados por ele para esta subamostra foram:⁶⁸

a) Demanda de estoque de Saúde

$$\bar{R}^2 = 0,171$$

$$1nH = 0,004 \ 1nY + 0,127 \ 1nW + 0,025E - 0,009ID - 0,092S - 0,018 \ 1nFS$$

(0,09) (2,41) (4,05) (-6,23) (-1,90) (-0,45)

b) Demanda de fluxo de saúde

$$\bar{R}^2 = 0,087$$

$$-1nTL = 0,280 \ 1nY + 0,554 \ 1nW + 0,046E - 0,006ID + 0,01S + 0,251 \ 1nFS$$

(-2,03) (4,01) (2,87) (-1,67) (0,08) (2,46)

c) Demanda de cuidados médicos

$$\bar{R}^2 = 0,063$$

$$1nM = 0,701 \ 1nY - 0,170 \ 1nW + 0,009E + 0,016ID + 0,597S - 0,122 \ 1nFS$$

(3,36) (-0,81) (0,35) (2,66) (3,10) (-0,79)

d) Funções de produção (investimento bruto) de saúde

Utilizando mínimos quadrados de dois estágios

$$\bar{R}^2 = 0,168$$

$$1nH = 0,170 \ 1nM + 0,029E - 0,012ID - 0,248S$$

(3,13) (4,93) (-6,52) (-4,78)

Utilizando mínimos quadrados ordinários

$$\bar{R}^2 = 0,203$$

$$1nH = -0,60 \ 1nM + 0,036E - 0,007ID - 0,117S$$

(-5,84) (6,73) (-5,02) (-2,83)

⁶⁸ Entre parênteses, apresentamos o valor da estatística t . \bar{R}^2 refere-se ao R^2 ajustado pelo número de graus de liberdade. Os interceptos não foram apresentados. Os dados são referentes a cada indivíduo.

Observamos que os coeficientes da variável idade são negativos tanto na demanda de estoque de saúde quanto na de fluxo. O sinal, no caso, foi exatamente o esperado, segundo o modelo-investimento, caso as taxas de depreciação se elevassem com a idade do indivíduo, bem como se a elasticidade da curva *MEC* fosse inferior à unidade.⁶⁹

Os coeficientes das variáveis *E* e *W*, nas curvas de demanda de estoque e fluxo de saúde, apresentaram, também, o sinal esperado.

Devemos notar, porém, que, segundo o modelo-investimento, uma elevação em *W* deveria aumentar não só a demanda de saúde, como também a demanda de cuidados médicos. Como podemos observar, no entanto, a elasticidade-salário na demanda de cuidados médicos é negativa, embora não-significativa. O coeficiente da variável *E*, nesse caso, também não apresentou o sinal esperado, segundo o modelo-investimento.

Grossman sugere que erros de medida poderiam ser a explicação para os sinais encontrados, para essas variáveis, na curva de demanda de cuidados médicos. Em seu apêndice D, item 2, indica que esses coeficientes são perturbados por erros de medida por dois motivos principais. Em primeiro lugar a renda salarial está sujeita a sofrer sensíveis erros aleatórios de observação. Em segundo lugar, tomando-se o nível de educação como constante, o nível salarial deve estar correlacionado positivamente com outros fatores determinantes da eficiência do indivíduo, tais como habilidade inata. Sob certas condições, pode-se provar que esses dois efeitos levam a uma tendenciosidade, na elasticidade-salário estimada para saúde, e agem em sentidos opostos; os erros de medida levam a uma tendência *para baixo*, enquanto que habilidade leva a uma tendência *para cima*, sendo que o efeito líquido fica indeterminado. De forma semelhante, o coeficiente da variável educação na curva de demanda de saúde é tendencioso em sentidos opostos. Por outro lado, as mesmas duas fontes de tendenciosidade operam na *mesma* direção sobre qualquer dos dois coeficientes que se tome na curva de demanda de cuidados médicos. Em particular, a tendência é *para baixo* no caso da elasticidade-salário e *para cima* no caso do coeficiente da variável educação.

Conforme pudemos observar no caso da amostra total dos conjuntos habitacionais no Rio de Janeiro, no entanto, os coeficientes de *E* e *EC* estimados foram, ambos, positivos (sendo o

⁶⁹ Grossman estudou a elasticidade da curva *MEC*, para essa subamostra, tendo encontrado o valor 0,5 como estimativa aproximada.

de *EC* mais significativa), o que foi por nós interpretado como uma evidência favorável ao modelo-consumo. Essa evidência foi também confirmada no caso da amostra de orçamentos familiares para a cidade de São Paulo.⁷⁰

Passemos à análise dos resultados encontrados por Grossman quanto à variável renda. A elasticidade-renda apresentou-se como positiva e pouco significativa na demanda de estoque de saúde e negativa e significativa na demanda de fluxo de saúde. A elasticidade-renda, na demanda de cuidados médicos, apresentou sinal positivo e com bom nível de significância. Devemos acrescentar, no entanto, que, segundo estimativas suplementares feitas por Grossman, quando a variável *W* é omitida, nas demandas de estoque e fluxo de saúde, as elasticidades-renda, no caso, passam a ser positivas e significantes, estatisticamente.

Ora, o modelo-consumo prevê uma correlação positiva entre saúde e renda, enquanto o modelo-investimento prevê uma correlação nula. A questão que surge, então, naturalmente, segundo os resultados encontrados por Grossman é: como interpretar a elasticidade-renda negativa, na demanda de fluxo de saúde? Grossman lembra que talvez esse seja um resultado espúrio, já que, se a renda salarial é uma das variáveis independentes, não faz sentido incluímos a renda total como variável explicativa adicional. Ele argumenta, porém, que essas variáveis não são, de modo algum, tão fortemente correlacionadas a ponto de que os resultados encontrados sejam prejudicados por problemas de multicolinearidade. Além do mais, Grossman mostra que a elasticidade-salário bruta (isto é, sem incluir *Y* como variável independente), na demanda de cuidados médicos, é muito inferior à elasticidade-renda bruta (isto é, sem incluir *W* como variável independente), o que sugere que a renda total tem um efeito, no modelo, que, pelo menos em parte, é independente do efeito relativo à renda salarial. Resultado que, aliás, também foi encontrado por nós, no caso da amostra dos orçamentos familiares para a cidade de São Paulo, onde encontramos uma elasticidade-salário bruta de 0,04041 e uma elasticidade-renda bruta de 0,72382.⁷¹

Se os aspectos de consumo inerentes ao bem-saúde fossem de alguma forma relevantes, uma interpretação do coeficiente negativo para a variável renda, no caso da demanda de fluxo de saúde, sugeriria que se trata de um bem inferior. Grossman, no entanto, conforme foi adiantado no capítulo 2, fazendo a hipótese de produção conjunta na unidade familiar, justifi-

⁷⁰ Ver item 3.3 e anexo C, item 2.

⁷¹ Ver anexo C, item 2.

ca o sinal encontrado para o coeficiente em questão provando que, se outros insumos de bens, além de cuidados médicos, entram na função de produção de saúde, alguns deles com produtividade marginal negativa (o que se justifica pela hipótese de produção conjunta), e se a soma das elasticidades-renda dos insumos prejudiciais à saúde for superior à soma das elasticidades-renda dos insumos benéficos, o preço-sombra da saúde estaria correlacionado positivamente com a renda. Essa seria, também, uma explicação para o sinal positivo do coeficiente da variável renda, encontrado no caso da estimação da demanda de cuidados médicos — indivíduos com rendas mais elevadas reduziram a demanda de saúde e, simultaneamente, aumentariam a demanda de cuidados médicos. O modelo-investimento ainda poderia, pois, ser sugerido como o mais adequado.

Como vimos em nossos resultados para a amostra dos conjuntos habitacionais no Rio de Janeiro, essa hipótese não pode ser confirmada, para os dados de que dispúnhamos,⁷² o que nos levou a optar pelo modelo-consumo, como o de melhor suporte empírico. Devemos observar, ainda, que o próprio Grossman não testou sua hipótese com os dados da amostra básica com que trabalhou, mas indiretamente, pela estimação de uma demanda de estoque de saúde, onde a variável dependente foi aproximada pela taxa de mortalidade em 48 estados dos Estados Unidos (tomados como unidades básicas de observação) e onde o preço de cigarros (insumo prejudicial à saúde, por hipótese) foi incluído entre as variáveis independentes, apresentando sinal negativo, conforme esperado.⁷³

⁷² Resultado válido, também, para a amostra de orçamentos familiares para a cidade de São Paulo, na qual não houve diferença estatisticamente significativa entre a soma das elasticidades-renda dos insumos benéficos e a dos insumos prejudiciais à saúde.

⁷³ Grossman (1972a). cap. 4.

4. RESUMO E CONCLUSÕES

Limitações dos dados disponíveis, sobretudo no que diz respeito à amostra dos conjuntos habitacionais na cidade do Rio de Janeiro, refletem-se em resultados empíricos relativamente pobres.

Tanto com relação à amostra dos conjuntos habitacionais na cidade do Rio de Janeiro, quanto à amostra de orçamentos familiares para a cidade de São Paulo, na qual a renda média é bem superior à primeira, os resultados encontrados apresentam-se mais favoráveis ao modelo-consumo de Grossman que, por sua vez, é uma adaptação, para o caso específico da demanda de saúde, de um modelo mais geral relativo à demanda de bens duráveis de consumo. Isso representa um reconhecimento dos aspectos de investimento inerentes à demanda de saúde.

As elasticidades salário e renda, a nível familiar, apresentaram sinal positivo, sendo inferiores a 1 e com bom nível de significância no que diz respeito às demandas de cuidados médicos, em ambas as amostras. Na amostra para São Paulo, o fato de se ter coeficientes para a variável *renda salarial* inferiores aos da variável *outras rendas*, nas demandas de cuidados médicos, representa uma forte evidência favorável ao modelo-consumo.⁷⁴

Os coeficientes das variáveis relativas aos níveis de escolaridade do chefe da família, de seu cônjuge, bem como dos gastos com informação da família, apresentaram, de um modo geral, sinal positivo e razoável nível de significância, tanto nas demandas de saúde (estoque e fluxo), quanto nas demandas de cuidados médicos, nas duas amostras. A evidência empírica aponta, ainda, no sentido de que a influência da variável escolaridade do cônjuge é maior que a das duas outras variáveis adotadas como *proxy* para o *estoque de conhecimento* existente na família. Por outro lado, um coeficiente positivo para essas variáveis é uma boa indicação de que são mais importantes em seus efeitos sobre a produção de saúde do que com relação à produção dos demais bens na unidade familiar.

A idade do chefe da família apresentou sinal negativo, com nível de significância razoável, na demanda de fluxo de saúde (amostra para a cidade do Rio de Janeiro) e sinal positivo e bastante significativa das demandas de cuidados médicos, em ambas as amostras.

⁷⁴ Ver item 3.3 e anexo C, item 2.

Obteve-se, também, evidência de que o tamanho da família influencia negativamente a demanda de fluxo de saúde (amostra para a cidade do Rio de Janeiro) e positivamente, com bom nível de significância, as demandas de cuidados médicos, quer no total, quer separadamente, no que se refere a médicos, remédios, dentistas e hospitais (amostra para a cidade de São Paulo).

Por outro lado, enquanto os resultados encontrados apontam no sentido de uma complementaridade entre as variáveis informação e educação, bem como entre as variáveis seguro-saúde e renda familiar, nas demandas de cuidados médicos, no caso da amostra para a cidade do Rio de Janeiro, os resultados são exatamente opostos, isto é, apontam no sentido de possibilidade de substituição entre essas variáveis, no caso das demandas de cuidados médicos da amostra para a cidade de São Paulo.

A variável seguro-saúde privado, embora apresentando sinal positivo e significativo, conforme se deveria esperar, no caso das demandas de cuidados médicos, em ambas as amostras, revelou uma influência decrescente sobre os gastos médicos, quanto maior fosse o prêmio do seguro, no caso da amostra para a cidade do Rio de Janeiro, tendo, porém, uma influência crescente sobre as despesas médicas, na amostra para a cidade de São Paulo, onde a renda média é bem mais elevada.

4.1 Aspectos relevantes para uma política nacional de saúde

A evidência empírica de que a variável *educação* dos pais tem um efeito relativamente mais forte na produção doméstica do bem-saúde do que na produção dos demais bens dentro da unidade familiar, combinada com resultados no mesmo sentido no que diz respeito à variável *informação* (mesmo numa *proxy* tão geral quanto a disponível na amostra), bem como a evidência de complementaridade, entre essas duas variáveis, para indivíduos de baixa renda, aponta no sentido prioritário que deve assumir uma política, por parte do setor público, voltada para a oferta de insumos informacionais de caráter específico, que possam vir a aumentar o nível de eficiência do processo de produção de saúde na família. Aliás, uma estratégia desejável seria atingir não apenas os tomadores de decisões em última instância (pais) mas, também, aproveitando-se o próprio currículo escolar, reforçar tentativas ainda incipientes de atingir os próprios filhos — que, parece-nos, seriam talvez mais suscetíveis de absorver e adotar rapidamente hábitos *novos*, com sua consequência natural de *desequilíbrio* no quadro de relações familiares.

Note-se, porém, que a importância da variável *educação* dos pais cresce, quando se observa a complementaridade entre renda e cobertura do seguro-saúde na demanda de cuidados médicos e a importância crescente da renda e decrescente da cobertura do seguro-saúde, com relação a essa demanda, para indivíduos de renda baixa, como no caso dos conjuntos habitacionais na cidade do Rio de Janeiro. Uma elevação no nível de escolaridade dos pais tem efeito não só na produtividade doméstica, mas também na produtividade no mercado de trabalho (associada à renda monetária auferida pela unidade familiar).

A proposição teórica, corroborada pela evidência empírica, de que o custo de manutenção do capital-saúde se eleva rapidamente com a idade dos indivíduos, indica que o setor público deveria concentrar-se nos gastos com medicina preventiva, de maior ganho social, e com medicina curativa *básica*, deixando aos próprios indivíduos a opção de adquirirem seguros-saúde mais amplos no próprio mercado privado.

Outro aspecto de particular relevância para o caso brasileiro é a evidência favorável a uma política de racionalização do tamanho da família — por meio de uma interação da oferta pública de informação específica, nesse particular, conjugada a uma elevação no nível médio de educação da população — de forma a procurar melhorar o nível de saúde da unidade familiar nos estratos de renda mais baixos. Essa recomendação se baseia nos resultados encontrados (sinais negativo e positivo para os coeficientes da variável *tamanho da família* nas curvas de demanda de saúde e cuidados médicos, respectivamente) de que a *rationale* de ter mais filhos como forma de ter mais *tempo* disponível, na família, para ser alocado às atividades domésticas e do mercado de trabalho, tem limites à sua validade: o *tempo saudável per capita* na família tende a diminuir, e, a partir de certo número de filhos, é possível que até mesmo o *tempo saudável total* da unidade familiar venha a cair.

Outra orientação geral de política particularmente importante é sugerida pela própria formulação teórica do modelo-consumo de Grossman. É de se esperar que a elasticidade de substituição do estoque de capital-saúde de um indivíduo ao longo do ciclo de vida seja relativamente baixa. Pelo menos, parece haver concordância geral de que seja inferior à elasticidade de substituição na aquisição de insumos educacionais e informacionais, ao longo do período de vida do indivíduo — exceto, talvez, para o caso de educação primária. Aceitando-se essas premissas, vê-se claramente a elevada prioridade que assumiriam os gastos públicos — e mesmo privados — com o binômio nutrição-

saúde, em termos de política social, sujeita à restrição orçamentária do Governo.

Quanto às imperfeições do mercado de capitais, que a rigor deveriam ser incorporadas ao modelo básico, parecem ter muito menos importância, conforme comentamos no capítulo 2, no caso da demanda de saúde, do que no caso da demanda de educação. No caso do bem saúde, a demanda ocorre motivada, basicamente, pela consideração das possíveis perdas em conjunturas desfavoráveis para o indivíduo. As perdas potenciais de maior valor podem ser ressarcidas (por seu próprio caráter de maior raridade) pelo seguro-saúde, quer a nível público (seguro social básico), quer a nível privado (seguro complementar). Na verdade, para o caso do *excesso* de investimento bruto em saúde, em situações desfavoráveis mais comuns (dietas especiais, cuidados médicos intensivos etc.), não cobertas pelos tipos de seguro-saúde existentes, o indivíduo deveria depender, basicamente, de seus próprios fundos, minorando a necessidade de manter grande volume de recursos financeiros em caixa através da autoproteção. Poder-se-ia, talvez, pensar na criação de um fundo de poupança forçada específico, para aqueles que estivessem na força de trabalho, com contribuições periódicas tanto de empregados quanto de empregadores; ou, eventualmente, a utilização, nesses casos, dos recursos de fundos de poupança forçada já existentes.

ANEXO A

SIMBOLOGIA (itens 1.1 e 1.2)

n	= tempo de vida do indivíduo;
i, ID	= idade;
H_0	= estoque de saúde herdado;
H_i	= estoque de saúde no período i ;
H_{min}	= estoque de saúde que caracteriza a <i>morte</i> do indivíduo – no conceito relativo ao modelo;
ϕ_i	= fluxo de serviços por unidade do estoque ou número de dias com saúde por unidade do estoque;
h_i	= número total de dias com saúde no período i ;
Z_i	= consumo de um bem composto no período i ;
I_i	= investimento bruto em saúde;
δ_i	= taxa de depreciação;
M_i	= cuidados médicos;
TH_i	= insumo de tempo na função de investimento bruto;
\bar{X}_i	= insumo de bens na produção de Z_i ;
T_i	= insumo de tempo na produção de Z_i ;
E_i	= estoque de capital-humano;
$g \cdot t_i \cdot g'$	= produtividade marginal dos cuidados médicos na fun- ção de produção referente ao investimento bruto;
g'	= produtividade marginal do tempo;
P_i	= preço dos cuidados médicos;
F_i	= preço de X_i ;
W_i	= salário;
A_0	= estoque inicial de ativos;
r	= taxa de juros;
TW_i	= horas de trabalho;
TL_i	= tempo perdido devido a doença;
Ω	= extensão (constante) do período básico;
R	= riqueza máxima (<i>full-wealth</i>);
G_i	= produtividade marginal do capital-saúde;
Uh_i	= utilidade marginal dos dias de saúde;
λ	= utilidade marginal da riqueza;
π_i	= custo marginal do investimento bruto em saúde;
$\tilde{\pi}_i$	= taxa de variação percentual no custo marginal;
q_i	= custo marginal de Z_i ;

γ_i	= taxa de retorno monetária de um investimento em saúde ou eficiência marginal do capital-saúde;
a_i	= taxa de retorno <i>psíquica</i> de um investimento em saúde;
s_i	= participação relativa da depreciação no custo do capital-saúde;
ϵ	= elasticidade da curva <i>MEC</i> ;
α_1	= fração do custo total do investimento bruto em saúde referente aos cuidados médicos.
K	= fração do custo total do investimento bruto em saúde referente ao fator tempo;
$e_{H,W}$	= elasticidade de H com relação a W ;
$e_{M,W}$	= elasticidade de M com relação a W ;
σ_p	= elasticidade de substituição entre gastos médicos e o próprio tempo do indivíduo na produção de saúde;
r_H	= variação percentual no investimento para uma unidade de variação em E ;
UH_i	= utilidade marginal de H_i ;
m	= índice de preferência intertemporal;
σ	= elasticidade de substituição entre H_{i+1} e H_i ;
R^*	= riqueza máxima (<i>full-wealth</i>) em termos reais;
Q^*	= <i>user-cost</i> ou preço-sombra da saúde;
Q	= nível geral de preços, composto por uma média geométrica ponderada;
e_H	= elasticidade-preço da demanda de saúde;
η_H	= elasticidade-riqueza da demanda de saúde;
$\frac{K}{K}$	= intensidade média de utilização do fator tempo na produção doméstica;
r_Z	= variação percentual na produtividade marginal dos insumos de bens ou de tempo, na função de produção de Z , para uma variação unitária em E ;
r_E, r_{Info}	= variação percentual na riqueza máxima (<i>full-wealth</i>) em termos reais, para uma variação unitária em E , ou em <i>Info</i> , respectivamente.

ANEXO B
ESTATÍSTICAS BÁSICAS SOBRE AS VARIÁVEIS
UTILIZADAS NO ESTUDO

1. A amostra dos conjuntos habitacionais na cidade do Rio de Janeiro

Tabela 1
Estatísticas básicas sobre as variáveis utilizadas

Variável	Amostra total		Conjuntos verticais		Conjuntos horizontais	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
<i>W</i>	818,367	524,694	913,293	483,841	857,896	635,626
<i>E</i>	3,636	1,348	3,890	1,224	3,192	1,441
<i>EC</i>	2,822	1,81	3,060	1,755	2,408	1,854
<i>ID</i>	40,644	11,752	39,743	11,555	42,216	11,972
<i>S</i>	0,155	0,362	0,124	0,330	0,208	0,408
<i>FS</i>	5,936	2,903	5,991	2,901	5,840	2,917
<i>Nwork</i>	1,609	0,917	1,587	0,918	1,648	0,918
<i>TL</i>	14,950	74,154	11,317	71,229	21,288	78,890
<i>TLD</i>	0,047	0,211	0,032	0,177	0,072	0,260
<i>Info</i>	10,921	29,853	14,229	35,144	5,152	15,614
<i>Apos</i>	0,146	0,353	0,151	0,359	0,136	0,344
<i>Alme</i>	405,650	355,601	453,440	386,808	322,304	275,518
<i>Sport</i>	0,656	3,846	0,862	4,228	0,296	3,051
<i>Alco</i>	20,819	133,274	31,023	166,233	3,024	11,310
<i>Fumo</i>	198,650	309,665	238,394	365,921	129,336	150,119
<i>H4</i>	0,850	0,240	0,850	0,227	0,849	0,262
<i>M</i>	21,828	61,894	24,046	69,993	17,960	44,371
<i>MR</i>	16,359	54,000	18,931	65,430	11,872	22,772
<i>MM</i>	1,915	11,547	1,982	12,186	1,800	10,384
<i>MD</i>	3,554	26,926	3,133	22,810	4,288	32,988
<i>Seg</i>	4,236	23,991	5,454	29,623	2,112	6,681

Nota: sempre que pertinente, as variáveis estão medidas em cruzeiros de 1973.

Tabela 2
Distribuição da renda

Classes de renda (em salários mínimos)	Amostra total	Número de famílias		Amostra total	Porcentagem	
		Conjuntos verticais	Conjuntos horizontais		Conjuntos verticais	Conjuntos horizontais
Todas as classes	345	218	127	100,0	100,0	100,0
0 – 1,00	24	5	19	7,0	2,3	15,0
1,00 – 1,50	40	20	20	11,6	9,2	15,7
1,50 – 2,25	66	34	32	19,1	15,6	25,2
2,25 – 3,50	104	80	24	30,1	36,7	18,9
3,50 – 5,25	72	51	21	20,9	23,3	16,5
5,25 – 8,00	33	24	9	9,6	11,0	7,1
8,00 – 12,00	4	3	1	1,1	1,4	0,8
12,00 – 18,00	2	1	1	0,6	0,5	0,8

Fonte: Pesquisa sobre consumo alimentar. IBRE/FGV, Divisão de Estatística e Econometria, jun. 1975, v. I, p.87-8.

2. Amostra de orçamentos familiares para a cidade de São Paulo.

Tabela 3
Estatísticas básicas sobre as variáveis utilizadas

Variável	Média	Desvio-padrão
<i>Y</i>	1.990,613	2.283,009
<i>W</i>	1.624,603	1.938,072
<i>Otinc</i>	366,010	1.206,650
<i>E</i>	3,302	2,201
<i>EC</i>	2,881	1,950
<i>ID</i>	42,484	12,155
<i>S</i>	0,003	0,056
<i>FS.</i>	4,645	1,986
<i>Nwork</i>	1,896	1,096
<i>Info</i>	10,484	30,955
<i>Apos</i>	0,086	0,281
<i>Alime</i>	493,903	284,353
<i>Sport</i>	6,467	30,729
<i>Alco</i>	6,042	30,365
<i>Fumo</i>	46,571	55,540
<i>M</i>	92,532	327,018
<i>MH</i>	17,772	231,707
<i>MR</i>	30,263	95,630
<i>MM</i>	20,121	77,085
<i>MD</i>	24,376	125,705
<i>Seg</i>	7,733	37,326

Tabela 4
Distribuição da renda

Classes de renda (em salários mínimos)	Número de famílias	Porcentagem
Todas as classes	1.901	100,0
0 – 1,00	13	0,7
1,00 – 1,50	36	1,8
1,50 – 2,25	116	6,1
2,25 – 3,50	285	14,9
3,50 – 5,25	406	21,3
5,25 – 8,00	401	21,0
8,00 – 12,00	266	13,9
12,00 – 18,00	180	9,5
18,00 – ou mais	198	10,4

ANEXO C
RESULTADOS SUPLEMENTARES

1. A amostra dos conjuntos habitacionais na cidade do Rio de Janeiro

Tabela 1
Demandas de cuidados médicos, desdobradas por remédios, médicos e dentistas
(Conjuntos verticais)

Variáveis	Remédios		Médicos		Dentistas	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t
log W	0,30312	1,355 ^c	0,09969	0,991	0,26468	2,792 ^a
E	-0,0793	-0,166	0,01971	0,951	-0,01057	-0,547
EC	0,04892	1,302 ^c	0,01533	0,897	0,00617	0,482
Info	-0,00352	-0,928	*	*	-0,00131	-0,818
Info . E	0,00031	0,295	-0,00005	-0,277	0,00076	1,727 ^b
ID	0,00846	1,788 ^b	-0,00123	-0,572	*	*
S	-0,08963	-0,453	0,04464	0,495	*	*
log FS	0,05967	0,225	-0,04922	-0,409	0,07483	0,685
TLD	0,45625	1,607 ^c	0,13621	1,054 ^d	-0,05634	-0,469
Constante	-0,68452		-0,31560		-0,78332	
		n = 218			n = 218	
		R ² = 0,06456			R ² = 0,02925	
		F = 1,59500			F = 2,91230	
		Erro-padrão=0,73188			Erro-padrão=0,31044	

* Significa um valor de t muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 2
Demandas de cuidados médicos, desdobradas por remédios, médicos e dentistas
(Conjuntos horizontais)

Variáveis explicativas	Remédios		Médicos		Dentistas	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>log W</i>	0,26450	1,113 ^d	0,12947	1,139 ^d	0,02770	0,221
<i>E</i>	0,07553	1,397 ^c	-0,00720	-0,270	-0,01280	-0,448
<i>EC</i>	0,02338	0,484	0,02283	0,989	-0,01771	-0,833
<i>Info</i>	-0,02118	-1,120 ^d	-0,00904	-1,004 ^d	*	*
<i>Info.E</i>	0,00589	1,204 ^d	0,00217	0,931	0,00142	2,535 ^a
<i>ID</i>	0,01117	1,828 ^b	0,00192	0,637	-0,00513	-1,549 ^c
<i>S</i>	0,18902	0,901	0,08078	0,803	*	*
<i>log FS</i>	-0,16347	-0,551	-0,06371	-0,450	0,02768	0,186
<i>TLD</i>	*	*	0,07352	0,598	0,02812	2,098 ^a
Constante	-1,15815		-0,45745		0,23740	
	<i>n</i> = 125		<i>n</i> = 125		<i>n</i> = 125	
	<i>R</i> ² = 0,07825		<i>R</i> ² = 0,03805		<i>R</i> ² = 0,09374	
	<i>F</i> = 1,23093		<i>F</i> = 0,50549		<i>F</i> = 1,72892	
	Erro-padrão = 0,69958		Erro-padrão = 0,33309		Erro-padrão = 0,36672	

* Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

a, *b*, *c*, *d* o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 3
Funções de produção de capital-saúde
(Conjuntos verticais)

Variáveis explicativas	Regressão 1		Regressão 2		Regressão 3	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>E</i>	-0,00705	-0,440	-0,00704	-0,440	-0,00610	-0,371
<i>EC</i>	*		*		0,00318	0,232
<i>Info</i>	0,00066	0,532	0,00066	0,532	0,00060	0,410
<i>Info.E</i>	0,0002	0,057	0,00002	0,057	0,00001	0,026
<i>ID</i>	-0,00432	-2,634 ^a	-0,00431	-2,628 ^a	-0,00411	-2,086 ^a
<i>log M</i>	0,13257	1,462 ^c	0,13232	1,460 ^c	0,10263	0,590
<i>log Sport</i>			*		-0,00878	-0,135
<i>log Alltime</i>					0,02111	0,255
<i>log Fumo</i>					-0,02807	-1,369 ^c
<i>log Alco</i>					-0,00514	-0,204
Constante	2,00038		2,00044		2,00023	
<hr/>						
	<i>n</i> = 218		<i>n</i> = 218		<i>n</i> = 218	
	<i>R</i> ² = 0,04583		<i>R</i> ² = 0,04580		<i>R</i> ² = 0,05346	
	<i>F</i> = 1,84453		<i>F</i> = 1,84330		<i>F</i> = 1,05609	
	Erro-padrão = 0,23479		Erro-padrão = 0,23479		Erro-padrão = 0,23696	

* Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

A estimação foi feita por mínimos quadrados de dois estágios.

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 4
Funções de produção de capital-saúde
(Conjuntos horizontais)

Variáveis explicativas	Regressão 1		Regressão 2		Regressão 3	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>E</i>	0,04806	0,983	0,05060	1,036 ^d	0,04837	1,040 ^d
<i>EC</i>	0,00753	0,292	0,00670	0,257	*	
<i>Info</i>	0,00692	0,511	0,00636	0,469	0,00686	0,532
<i>Info.E</i>	-0,00125	-0,353	-0,00113	-0,318	-0,00131	-0,388
<i>ID</i>	0,00335	0,622	0,00357	0,662	0,00268	0,525
<i>log M</i>	-0,09912	-0,295	-0,12628	-0,380	-0,09401	-0,322
<i>log Sport</i>			0,06543	0,246	0,03248	0,123
<i>log Alime</i>					*	
<i>log Fumo</i>					0,06671	1,793 ^b
<i>log Alco</i>					0,02494	0,233
Constante	1,58172		1,58188		1,53157	
	<i>n</i> = 125		<i>n</i> = 125		<i>n</i> = 125	
	<i>R</i> ² = 0,02348		<i>R</i> ² = 0,02463		<i>R</i> ² = 0,5357	
	<i>F</i> = 0,42075		<i>F</i> = 0,37512		<i>F</i> = 0,72872	
	Erro-padrão = 0,42665		Erro-padrão = 0,42844		Erro-padrão = 0,42408	

* Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

A estimação foi feita por mínimos quadrados de dois estágios.

a, *b*, *c*, *d* o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 5
Demandas de insumos benéficos e maléficos na produção de saúde
(Conjuntos verticais)

Variáveis explicativas	Demanda-Álcool		Demanda-Fumo		Demanda-Alimento		Demanda-Esporte	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>log W</i>	-0,02392	-0,159	0,24496	1,197 ^d	0,18934	2,648 ^a	0,01159	0,216
<i>E</i>	-0,03475	-0,704	0,02580	0,385	0,04553	1,949 ^b	0,01649	0,946
<i>EC</i>	0,08174	2,102 ^a	0,03088	0,585	0,01556	0,845	-0,01225	-0,891
<i>Info</i>	0,00449	1,154 ^d	0,00229	0,434	0,00338	1,836 ^b	0,00042	0,304
<i>Info.E</i>	-0,00074	-0,685	-0,00154	-1,047 ^d	-0,00065	-1,274 ^d	-0,00026	-0,684
<i>ID</i>	-0,00548	-1,109 ^d	0,00076	0,113	0,00148	0,629	-0,00106	0,605
<i>S</i>	0,18921	0,933	-0,10882	-0,385	0,02831	0,286	-0,05802	-0,788
<i>log FS</i>	*		0,78577	2,148 ^a	0,52260	4,088 ^a	-0,05094	-0,534
<i>TLQ</i>	0,27052	0,919	-0,15676	-0,392	0,02908	0,208	*	
Constante	0,29460		0,51269		1,30371		0,14982	
<hr/>								
	<i>n</i> = 218		<i>n</i> = 218		<i>n</i> = 218		<i>n</i> = 218	
	<i>R</i> ² = 0,04029		<i>R</i> ² = 0,05300		<i>R</i> ² = 0,15128		<i>R</i> ² = 0,01921	
	<i>F</i> = 1,09669		<i>F</i> = 1,29355		<i>F</i> = 4,11954		<i>F</i> = 0,51180	
	Erro-padrão = 0,76009		Erro-padrão = 1,02942		Erro-padrão = 0,35970		Erro-padrão = 0,26883	

* Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 6
Demandas de insumos benéficos e maléficos na produção de saúde
(Conjuntos horizontais)

Variáveis explicativas	Demanda-Álcool		Demanda-Fumo		Demanda-Alimento		Demanda-Esporte	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>log W</i>	0,03557	0,608	-0,12818	-0,828	0,09038	1,800 ^b	0,01382	0,658
<i>E</i>	0,03642	1,161 ^d	-0,01181	-0,138	0,02328	0,840	0,00383	0,331
<i>EC</i>	0,06034	2,030 ^a	0,07912	0,999	-0,01206	-0,469	0,00558	0,519
<i>Info</i>	0,01256	1,090 ^d	-0,00835	-0,273	0,01296	1,310 ^c	0,00046	0,111
<i>Info.E</i>	0,00347	-1,160 ^d	0,00324	0,409	-0,00291	-1,132 ^d	0,00025	0,233
<i>ID</i>	0,00850	2,341 ^a	0,01073	1,083 ^d	-0,00555	-1,728 ^b	0,00091	0,678
<i>S</i>	0,13941	1,132 ^d	-0,21170	-0,634	-0,06883	-0,636	-0,02188	-0,483
<i>log FS</i>	-0,25354	-1,455 ^c	-0,28889	-0,624	0,53106	3,536 ^a	-0,05931	-0,945
<i>TLD</i>	*		-0,41681	1,027 ^d	0,22749	1,728 ^b	-0,02102	-0,382
Constante	-0,58852		1,57493		2,01770		-0,02229	
<hr/>								
	<i>n</i> = 125		<i>n</i> = 125		<i>n</i> = 125		<i>n</i> = 125	
	<i>R</i> ² = 0,09638		<i>R</i> ² = 0,03938		<i>R</i> ² = 0,21074		<i>R</i> ² = 0,04902	
	<i>F</i> = 1,54553		<i>F</i> = 0,52376		<i>F</i> = 3,41185		<i>F</i> = 0,65870	
	Erro-padrão = 0,41720		Erro-padrão = 1,10382		Erro-padrão = 0,35815		Erro-padrão = 0,14969	

* Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação a ser estimada.

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 7
Demandas de cuidados médicos – modelo de Morris Silver
(Conjuntos verticais)

Variáveis explicativas	Regressão 1		Regressão 2		Regressão 3		Regressão 4	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
log <i>W</i>	0,61238	2,766 ^a	0,48054	2,116 ^a				
log <i>WP</i>					1,50746	2,702 ^a	1,41827	2,535 ^a
<i>E</i>			*		-0,01827	-0,378	-0,01978	-0,413
<i>EC</i>			0,06545	1,730 ^b	0,05024	1,265 ^d	0,05672	1,739 ^b
<i>ID</i>			0,00590	1,268 ^d	0,00486	0,981	0,00496	1,020 ^d
<i>S</i>			-0,05695	-0,276	-0,03316	-0,160	*	
log <i>FS</i>			0,14715	0,534	-0,11337	-0,373	-0,10792	-0,362
<i>TLD</i>							0,37951	1,283 ^c
log <i>Seg</i>			0,00366	2,067 ^a	0,00357	2,016 ^a	0,00369	2,108 ^a
Constante	-1,17125		-1,26318		-4,02756		-3,83317	
	<i>n</i> = 218		<i>n</i> = 218		<i>n</i> = 218		<i>n</i> = 218	
	<i>R</i> ² = 0,03423		<i>R</i> ² = 0,08404		<i>R</i> ² = 0,09616		<i>R</i> ² = 0,10309	
	<i>F</i> = 7,65604		<i>F</i> = 3,22637		<i>F</i> = 3,19158		<i>F</i> = 3,44805	
	Erro-padrão = 0,77636		Erro-padrão = 0,76498		Erro-padrão = 0,76171		Erro-padrão = 0,75878	

* Significa um valor de *t* muito baixo para que a variável fosse introduzida na equação estimada.

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Tabela 8
Demandas de cuidados médicos – modelo de Morris Silver
(Conjuntos horizontais)

Variáveis explicativas	Regressão 1		Regressão 2		Regressão 3		Regressão 4	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
log W	0,30880	1,378 ^c	0,12916	0,486				
log WP					-0,56771	-0,821	-0,56583	-0,815
E			0,10203	1,830 ^b	0,13542	2,132 ^a	0,13301	2,038 ^a
EC			0,02112	0,400	0,05358	0,885	0,05442	0,893
ID			0,00991	1,490 ^c	0,01112	1,652 ^b	0,01081	1,546 ^c
S			0,18812	0,839	0,19193	0,858	0,19686	0,869
log FS			-0,22201	-0,693	-0,08533	-0,248	-0,08101	-0,234
TLD							0,04856	0,173
log Seg			0,01613	1,475 ^c	0,02303	1,826 ^b	0,02322	1,826 ^b
Constante	-0,31788		-0,71793		0,90993		0,91050	
$n = 125$			$n = 125$		$n = 125$		$n = 125$	
$R^2 = 0,01522$			$R^2 = 0,07974$		$R^2 = 0,08315$		$R^2 = 0,08339$	
$F = 1,90126$			$F = 1,44830$		$F = 1,51586$		$F = 1,31917$	
Erro-padrão = 0,76320			Erro-padrão = 0,75645		Erro-padrão = 0,75505		Erro-padrão = 0,75820	

^{a, b, c, d} o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

2. A amostra de orçamentos familiares para a cidade de São Paulo

Tabela 9
Demandas de cuidados médicos — sem utilizar *proxy* para a variável riqueza

Variáveis explicativas	Total		Remédios		Hospitais		Médicos		Dentistas	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>log W</i>	0,04041	1,356 ^c	-0,01031	-0,388	0,00979	0,607	0,00470	0,200	0,03269	1,432 ^c
<i>E</i>	0,12407	4,032 ^a	0,03068	1,136 ^d	0,05957	3,635 ^a	0,09715	4,045 ^a	0,06542	2,818 ^a
<i>EC</i>	0,14103	4,273 ^a	0,09259	3,149 ^a	0,02924	1,639 ^c	0,09842	3,763 ^a	0,07166	2,834 ^a
<i>Info</i>	0,01533	3,369 ^a	0,00834	2,030 ^a	0,00878	3,524 ^a	0,01174	3,214 ^a	0,01385	3,923 ^a
<i>Info.E</i>	-0,00142	-2,141 ^a	-0,00068	-1,152 ^d	-0,00073	-2,030 ^a	-0,00103	-1,956 ^b	-0,00098	-1,932 ^b
<i>ID</i>	0,01565	3,899	0,00747	2,089 ^a	0,00567	2,612 ^a	0,00761	2,393 ^a	0,01094	3,558 ^a
<i>S</i>	0,36491	0,734	0,63452	1,434 ^c	-0,09412	-0,350	-0,12539	-0,319	-0,50596	-1,330 ^c
<i>log FS</i>	0,49832	4,265 ^a	0,28118	2,701 ^a	0,07399	1,171 ^d	0,04710	0,508	0,30957	3,450 ^a
Constante	0,23021		0,35666		-0,36853		-0,22480		-0,49832	
<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		
<i>R</i> ² = 0,08741		<i>R</i> ² = 0,02733		<i>R</i> ² = 0,04832		<i>R</i> ² = 0,06772		<i>R</i> ² = 0,07332		
<i>F</i> = 22,83177		<i>F</i> = 6,69905		<i>F</i> = 12,10389		<i>F</i> = 17,31655		<i>F</i> = 18,85941		
Erro-padrão = 2,03574		Erro-padrão = 1,81356		Erro-padrão = 1,10045		Erro-padrão = 1,61298		Erro-padrão = 1,55919		

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Nota: observe-se o nível de significância extremamente baixo, para esta amostra, da variável *W* — o que é uma forte evidência favorável ao modelo-consumo.

Tabela 10
Demandas de cuidados médicos – utilizando *Y* como *proxy* para a variável riqueza

Variáveis explicativas	Total		Remédios		Hospitais		Médicos		Dentistas		
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	
log <i>Y</i>	0,72382	8,174 ^a	0,36307	4,548 ^a	0,14759	3,038 ^a	0,66037	9,466 ^a	0,29981	4,360 ^a	
log <i>W</i>	-0,08779	-2,641 ^a	-0,07462	-2,490 ^a	-0,01635	-0,896	-0,11226	-4,287 ^a	-0,02041	-0,791	
<i>E</i>	0,03177	0,996	-0,01562	-0,544 ^a	0,04075	2,330 ^a	0,01294	0,515	0,02719	1,100 ^d	
<i>EC</i>	0,08564	2,583 ^a	0,06481	2,168 ^d	0,01795	0,986	0,04789	1,834 ^b	0,04872	1,896 ^b	
<i>Info</i>	0,00835	1,807 ^b	0,00473	1,137 ^c	0,00732	2,888 ^a	0,00518	1,424 ^c	0,01088	3,038 ^a	
<i>Info.E</i>	-0,00069	-1,042 ^d	-0,00031	-0,0526	-0,00058	-1,604 ^c	-0,00036	-0,689	-0,00068	-1,327 ^c	
<i>ID</i>	0,00241	0,563	0,00083	0,216	0,00297	1,268 ^d	-0,00447	-1,330 ^c	0,00545	1,648 ^b	
<i>S</i>	0,26554	0,544	0,58468	1,328 ^b	-0,11439	-0,426	-0,21605	-0,561	0,54712	1,444 ^c	
log <i>FS</i>	3,33015	2,829 ^a	0,19682	1,871	0,03970	0,620	-0,10632	-1,156 ^d	0,23991	2,651 ^a	
Constante	-3,20205		-1,13402		-0,97451		-2,93616		1,72926		
<i>n</i> = 1.901			<i>n</i> = 1.901			<i>n</i> = 1.901			<i>n</i> = 1.901		
<i>R</i> ² = 0,11832			<i>R</i> ² = 0,03778			<i>R</i> ² = 0,05291			<i>R</i> ² = 0,10959		
<i>F</i> = 28,41955			<i>F</i> = 3,31436			<i>F</i> = 11,83099			<i>F</i> = 26,06523		
Erro-padrão = 2,00150			Erro-padrão = 1,80427			Erro-padrão = 1,09808			Erro-padrão = 1,57676		
									Erro-padrão = 1,55186		

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Nota: os coeficientes estimados para as variáveis *Y*, *W* e *E* parecem indicar a presença de problemas de multicolinearidade nas regressões.

Tabela 11
Demandas de cuidados médicos – utilizando *Otinc* como *proxy* para a variável riqueza

Variáveis explicativas	Total		Remédios		Hospitais		Médicos		Dentistas	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
<i>log Otinc</i>	0,04683	2,807 ^a	0,02623	1,762 ^b	-0,00246	-0,272	0,03659	2,768 ^a	0,01469	1,147 ^d
<i>log W</i>	0,06515	2,099 ^a	0,00354	0,126	0,00849	0,504	0,02402	0,977	0,04045	1,699 ^b
<i>E</i>	0,11741	3,868 ^a	0,02694	0,995	0,05992	3,644 ^a	0,09194	3,820 ^a	0,06333	2,719 ^a
<i>EC</i>	0,13701	4,154 ^a	0,09034	3,071 ^a	0,02946	1,649 ^b	0,09528	3,646 ^a	0,07040	2,782 ^a
<i>Info</i>	0,01414	3,054 ^a	0,00756	1,830 ^b	0,00885	3,531 ^a	0,01065	2,903 ^a	0,01341	3,777 ^a
<i>Info.E</i>	-0,00125	-1,884 ^b	-0,00059	-0,990	-0,00074	-2,048 ^a	-0,00090	-1,703 ^b	-0,00093	-1,822 ^b
<i>ID</i>	0,01248	2,997 ^a	0,00570	1,534 ^c	0,00584	2,587 ^a	0,00514	1,556 ^c	0,00995	3,114 ^a
<i>S</i>	0,30115	0,606	0,59881	1,353	-0,09077	-0,337	-0,17521	-0,446	-0,52596	-1,381 ^c
<i>log FS</i>	0,46962	4,011 ^a	0,26510	2,530 ^a	0,07550	1,190 ^d	0,2468	0,266	0,30057	3,346 ^a
Constante	-0,25255		0,34415		-0,36735		-0,24226		-0,50532	
<hr/>										
	<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901		<i>n</i> = 1.901	
	<i>R</i> ² = 0,09117		<i>R</i> ² = 0,02892		<i>R</i> ² = 0,04836		<i>R</i> ² = 0,07146		<i>R</i> ² = 0,07396	
	<i>F</i> = 21,24410		<i>F</i> = 6,30663		<i>F</i> = 10,76204		<i>F</i> = 16,29773		<i>F</i> = 16,91304	
	Erro-padrão = 2,03208		Erro-padrão = 1,81256		Erro-padrão = 1,10072		Erro-padrão = 1,61017		Erro-padrão = 1,55906	

a, b, c, d o coeficiente é significativo aos níveis de 2,5, 5, 10 e 16%, respectivamente, num teste unilateral.

Nota: tanto o fato de se ter coeficientes para *W* com nível de significância, em geral, inferiores ao de *Otinc*, quanto o sinal positivo e os elevados níveis de significância dos coeficientes de *E* e *EC*, representam forte evidência favorável ao modelo-consumo.

BIBLIOGRAFIA

Andersen, Ronald & Benham, Lee. Factors affecting the relationship between family income and medical care consumption. In: Klarman, Herbert E., ed. *Empirical studies in health economics*. Baltimore, John Hopkins Press, 1970.

Auster, Richard D.; Levenson, Irving & Sarachek, Deborah. The Production of health: an exploratory study. *Journal of Human Resources*, 4(4): 411-36, Autumn, 1969. Later published in: Fuchs, Victor R., ed. *Essays in the economics of health and medical care*. New York, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, 1972.

Becker, Gary S. *Human capital*. New York, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, 1964.

———. A Theory of the allocation of time. *Economic Journal*, v. 75, Sept. 1965.

———. Ehrlich, Isaac. Market insurance, self-insurance and self-protection. *Journal of Political Economy*, 80(4), July/Aug. 1972.

———. Ghez, Gilbert R. *The Allocation of time and goods over the life cycle*. New York, NBER, distrib. by Columbia University Press, 1975 (Human behavior and social institutions, n. 6).

Ben-Porath, Yoram. The Production of human capital and the life cycle of earnings. *JPE*, 75(4), Aug. 1967.

Bowles, Samuel. Schooling and inequality from generation to generation. *JPE*, 80(3), part 2, May/June 1972.

Griliches, Zvi & Mason, William M. Education, income, and ability. *JPE*, 80(3), part 2, May/June 1972.

Grossman, Michael. *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*. New York, NBER (Occasional paper n. 119) distrib. by Columbia University Press, 1972a.

———. On the concept of health capital and demand for health. *JPE*, 80(2), Mar./Apr. 1972b.

_____. *The correlation between health and schooling*. NBER, Center for Economic Analysis of Human Behavior and Social Institutions, 1973, mimeogr. (Working paper, n. 22.)

_____. *The Economics of joint production in the household*. University of Chicago, Center for Mathematical Studies in Business and Economics, 1971, mimeogr.

Michael, Robert T. *The Effect of education on efficiency in consumption*. New York, NBER, distrib. by Columbia University Press, 1972. (Occasional paper, n. 116.)

Mincer, Jacob. The Distribution of labor incomes: a survey with special reference to the human capital approach. *Journal of Economic Literature*, 8(1), Mar. 1970.

Mushkin, Selma J. Health as an investment. *JPE* 70(5), part 2, Oct. 1962. Supplement.

Pollak, Robert A. & Wachter, Michael L. The Relevance of the household production function and its implications for the allocation of time. *JPE*, 83(2), Apr. 1975.

Roset, Richard N. & Huang, Lien-Fu. The Effect of health insurance on the demand for medical care. *JPE*, 81(2), part 1, Mar./Apr. 1973.

Santos, Sara Fredricka Pickford. *Fenômenos demográficos recentes no Brasil: pode a família sobreviver ao crescimento econômico?* EPGE, mimeogr.

Silver, Morris. An Economic analysis of variations in medical expenses and work-loss rates, and An Econometric analysis of spatial variations in mortality by race and sex. In: Fuchs, Victor R., ed. *Essays in the economics of health and medical care*. New York, NBER, Columbia University Press, 1972.

Welch, Finis. Education in production. *JPE*, 78(1), Jan./Feb. 1970.

ÍNDICE ANALÍTICO

A

Andersen, R., 35, 36, 43, 44
 Auxílio-doença, 32, 41, 54,
 57, 62, 66

B

Becker, G., 1, 3, 21, 31, 32
 Benham, L., 35, 36, 43, 44

C

Capital-saúde, unidade de
 medida do, 38, 40
 Cobb-Douglas, 15

D

Dias de saúde
 número de, 7, 11, 12, 13, 79
 utilidade marginal dos,
 8, 10, 79

E

Elasticidade-preço da demanda
 de saúde, 27, 70, 80
 Elasticidade-riqueza da demanda
 de saúde, 18, 26, 27, 70, 80
 Estoque de capital humano,
 5, 33, 79
 Estoque de conhecimento, 3, 75
 Estoque de saúde, 3, 4, 7, 9-16,
 20, 22, 23, 24, 31, 29, 39,
 40, 51, 52, 53, 56, 79
 quantificação do, 19
 Estoque ótimo do capital-saúde,
 10, 11

F

Fisher, I., 23

G

Gastos com serviços médicos,
 6, 7, 35, 36, 37, 39,
 40, 41

Ghez, G., 21

Grossman, M., 3, 5, 7, 9, 10,
 13, 15, 16-23, 29-35, 37-40,
 42, 43, 47, 56, 62, 64, 66, 70,
 72, 74, 75, 77

H

Huang, L., 35, 42, 58

I

INPS, 32, 41, 42, 47, 48,
 57, 66
 Investimento bruto em saúde,
 3, 4, 5, 7, 13, 15, 24, 26,
 32, 51, 78
 custo marginal do, 8, 14, 29, 79

M

Michael, R., 26, 64
 Modelo-consumo, 20, 21, 24,
 27, 51, 56, 62, 64, 67, 70,
 73, 74, 75, 77
 Modelo-investimento, 10, 14,
 17, 20, 21, 22, 24, 26, 27,
 51, 53, 56, 62, 64, 70, 72, 74
 Morte, 3, 7, 12, 23, 31

P

Pollack, R., 30
 Preço dos cuidados médicos, 5,
 15, 16, 79
 Preço-sombra da saúde, 3, 4, 13,
 14, 24, 25, 74, 80
 Produtividade marginal do
 capital-saúde, 8, 9, 11, 12,
 13, 79
 Produtividade marginal dos
 cuidados médicos, 5, 79

R

Roset, R. N., 35, 42, 58

S

Saúde

e alimentação da família, 34, 38, 41, 64

e bebidas alcoólicas, 33, 34, 41, 64

e crescimento econômico, 1
e educação (escolaridade), 3, 5, 16, 18, 19, 26, 27, 29, 30, 33, 34, 51, 56, 64, 75, 76, 77

e esportes, 33, 41, 64

e fumo, 33, 41

e informação, 33, 38, 56, 57, 62, 70, 72, 75, 76

e medicina preventiva, 34, 35, 77

e número de filhos, 40, 50, 52, 63

e renda familiar, 41, 47, 76

e tamanho da família, 20, 41, 52, 62, 76, 77

Seguro-saúde, 31, 32, 35, 42, 57, 59, 67, 76, 77, 78

Silver, M., 39, 57, 60, 92, 93

T

Taxa de depreciação do estoque de saúde, 4, 7, 14, 15, 16, 19, 29, 31, 80

Taxa de retorno monetário de um investimento em saúde, 3, 7, 10, 11, 13, 18, 21, 27, 80

Tempo de vida, 4, 6, 79

Tempo perdido devido a doença, 6, 10, 19, 30, 39, 41, 53, 79

Tempo saudável, 1, 19, 20, 77

W

Wachter, M. L., 30

BIBLIOTECA

[illegible][illegible]

000008958

