

Uma Investigação Econométrica das Condições das Crianças na Itália

UGO COLOMBINO

RESUMO — Este artigo fornece algumas contribuições analíticas para avaliação do impacto do agravamento das condições econômicas e da perspectiva das políticas sociais ainda mais restritivas sobre as condições de vida das crianças na Itália. Especifica-se um modelo causal, ligando as condições de vida da crianças a uma série de variáveis (incluindo, por exemplo, educação dos pais, emprego dos pais etc.). O efeito específico dessas variáveis foi estimado com base em duas séries de dados. A primeira consiste em informações combinando dados *cross-section* com dados temporais para a mortalidade infantil e outras variáveis. A segunda consiste de dados coletados a partir de uma pesquisa de orçamentos familiares na cidade de Turim em 1979. Os resultados indicam que as taxas de mortalidade, particular-

mente de recém-nascidos, são sensíveis às condições e flutuações econômicas. Constatou-se que o nível de emprego das mães tem forte efeito sobre a condição psicossocial da criança.

1. Introdução

Em princípio, pode-se avaliar o impacto da deterioração econômica e das políticas sociais sobre as crianças de duas maneiras diferentes:

- (a) pode-se tentar medir o efeito de um evento específico qualquer — por exemplo, uma alteração do nível das despesas públicas para o tratamento perinatal, ou um aumento no nível de desemprego — sobre um certo processo, por exemplo, sobre a dinâmica das taxas de mortalidade infantil.
- (b) pode-se especificar um modelo causal ligando os aspectos relativos às condições de vida das crianças a uma série de variáveis consideradas relevantes,

O autor pertence ao Laboratório de Economia Política da Universidade de Turim, Itália. Tradução de Marco Vasconcelos. Revisão técnica de Leda Paulani.

de acordo com uma dada estrutura teórica (medicina, epidemiologia, economias sociais etc.) e, dado um conjunto de informações, pode-se estimar o efeito específico daquelas variáveis. O impacto de qualquer evento específico — no sentido de que o evento representa uma configuração dos valores das variáveis explicativas — pode então ser inferido a partir das estimativas.

O primeiro caminho é praticamente inviável no momento. O agravamento das condições econômicas na Itália é muito recente para produzir evidências suficientes. Mais importante é que em nenhum lugar da Itália, até a presente data, houve uma redução explícita e clara das despesas sociais, embora a tendência dos últimos cinco a seis anos mostre uma estagnação ou um leve declínio em certos itens, prevenindo-se freqüentemente uma contração mais drástica dessas despesas. Constantes debates políticos têm sido gerados acerca de tais previsões.

Seguiremos, pois, de modo geral, o segundo caminho. Como referência utilizaremos a literatura teórica e empírica existente sobre as condições internas da economia italiana⁽¹⁾

Uma vez conhecidas as preferências, os hábitos, as características ambientais e a riqueza (totalidade da renda), um certo montante de recursos poderia ser alocado para a "produção" da saúde da criança (ou, mais usualmente, "qualidade de vida"): o montante produzido também dependeria, obviamente, da tecnologia que relaciona os recursos ao tipo do produto. A implementação desta linha de pesquisa exige idealmente dados individuais detalhados, com uma variação suficientemente rica de variáveis relativas ao meio ambiente, à família, e às condições políticas.

(1) Veja Becker (1965) para uma pesquisa e uma apresentação geral; veja Grossman (1972) e Rosenzweig e Shultz (1980), para algumas aplicações à saúde das crianças.

Dada a falta desta espécie de dados, recorreremos a alguns ajustes. Ilustraremos as principais tendências relativas ao meio ambiente demográfico e social, à disponibilidade de recursos e às oportunidades familiares, de um lado, e, de outro, as tendências relativas ao "produto", isto é, aos vários aspectos relacionados às condições e à saúde das crianças. Mostraremos então alguns resultados empíricos originais, que ilustram a relação tecnológica que liga os recursos ao "produto".

O material apresentado neste artigo é relevante para quatro questões básicas:

- (a) A situação econômica italiana piorou significativamente durante a segunda metade da década de 1970, e início da década de 1980?
- (b) A política social, durante o mesmo período, tornou-se mais restritiva?
- (c) A saúde e as condições de vida das crianças pioraram durante esse período, devido a cada uma ou ambas as causas acima citadas?
- (d) Há alguma evidência de um efeito significativo sobre as condições de vida e saúde das crianças, devido a mudanças temporárias e/ou permanentes no ambiente econômico e social?

A resposta para a primeira questão é, sem dúvida, positiva. A segunda questão é mais difícil, no mínimo devido à natureza específica da política social na Itália. De qualquer forma parece correto dizer que o período caracteriza-se pela estagnação; relativa em alguns casos, absoluta em outros. Quanto à questão (c) já antecipamos que não existe condição de respondê-la diretamente. Os indicadores relacionados às condições de vida das crianças são profundamente tendenciosos. Alguns deles mostram uma melhoria contínua; outros mostram uma lenta redução ou estagnação. Além de tudo, os fatos não são suficientemente claros, e os dados não são suficientemente detalhados para permitir a identificação direta de uma relação causal

entre a situação econômica e as condições de vida das crianças. A questão (d), entretanto, pode ser respondida. Dois originais estudos econométricos mostram efeitos significativos em vários indicadores de saúde das crianças, causados por mudanças temporárias e sistemáticas nas condições econômicas. Se se pode dizer que as condições de vida das crianças — definidas de alguma maneira — têm melhorado, também é correto dizer que há evidências estatísticas significativas sugerindo uma melhoria ainda maior, se o panorama econômico tivesse sido mais favorável, e se a política social tivesse sido mais incisiva.

Os resultados das análises econométricas não são apresentados como respostas definitivas, mas sim como um exercício metodológico, mostrando as vantagens de um enfoque que liga de forma consistente modelos microeconômicos, análises estatísticas apropriadas e os fundamentos da economia do bem-estar.

2. Os Insumos: Condições Econômicas, Demográficas, Sociais e Políticas

(a) Indicadores macroeconômicos e políticos

As tendências favoráveis nos indicadores sociais ilustrados acima representam basicamente os reflexos sobre o bem-estar provocados pela duplicação do Produto Interno Bruto (PIB) e do consumo entre 1960 e 1980. Contudo, a taxa de desemprego, que era de 3,9 em 1963, cresceu para 5,4 em 1970, 7,6 em 1979 e está em 9,9 em 1983 (primeiro semestre).

Da mesma forma, a taxa de crescimento do PIB, cuja média esteve ao redor de 6% na década de sessenta e 3,5% na década de setenta, registrou um aumento de 3,9% em 1980 e estagnou em 1981-82. Para 1983 a perspectiva é de uma queda acentuada beirando os 3,5%. Portanto, durante os últimos vinte anos, a economia

tem constantemente permanecido abaixo de sua capacidade produtiva, o que deve ser creditado a dois fatores principais:

- (a) O primeiro é de longo prazo. Quando a economia se aproxima do pleno emprego de recursos (o que aconteceu pela primeira vez no início da década de sessenta), a estrutura da matriz de produção e do consumo familiar é tal que implica um indesejável déficit na balança de pagamentos. Na ausência de intervenções estruturais planejadas, o único recurso para as autoridades monetárias e fiscais é um desaquecimento da economia.
- (b) O segundo fator está associado ao choque do petróleo dos anos setenta, e tem implicações semelhantes, dado que o aumento do preço do óleo colocou uma sobrecarga na balança de pagamentos.

As tendências mais recentes apontam na mesma direção. A receita tributária, devido à maciça evasão, e, provavelmente, também em função do declínio no uso dos recursos produtivos, é insuficiente para financiar as despesas, e o déficit (aumentado em termos reais, ainda que apenas nos últimos dois anos), tem contribuído para a inflação.

Atualmente, as razões estruturais básicas que têm forçado a economia a trabalhar abaixo de sua plena capacidade foram, de alguma forma, removidas do debate político e científico. Os problemas do déficit público, e aqueles relacionados à inflação, os quais têm sido enfocados a partir de uma estrutura de "engenharia financeira" absorvem a maior parte da atenção. Durante os últimos três anos, os planos do governo, que têm sido continuamente frustrados devido à instabilidade governamental, foram os seguintes:

- (a) redução do déficit público via cortes nas despesas sociais;

- (b) conseqüente redução da inflação (possivelmente com contribuições, sob alguma forma, da política de renda;
 - (c) conseqüente melhoria na competitividade dos produtos italianos;
 - (d) diminuição das restrições impostas pelo balanço de pagamentos;
- (b) Política familiar e social.

Como praticamente inexistente uma política familiar na Itália, a discussão deve necessariamente começar com a política social. A implementação do Sistema Nacional de Saúde (SNS), em 1978, foi certamente o mais significativo evento da última década⁽²⁾ representando a materialização dos projetos concebidos desde os primeiros anos da década de sessenta e, sem dúvida, das idéias expressadas pela Constituição de 1948. Entretanto, esse processo apresenta, pelo menos, dois elementos paradoxais:

- (a) Primeiro, o sistema de bem-estar italiano (do qual o SNS é a base) atinge a maturidade mais ou menos na época em que a filosofia do "Estado do Bem-Estar" está passando por uma séria crise cultural e financeira em todo o mundo.
- (b) Segundo, o argumento tradicional típico de "estouro de despesas" que

(2) Deve ser observado que antes de 1978 quase toda a população empregada estava coberta pelo seguro público ou privado (principalmente pelas empresas). Contudo, o Sistema Nacional de Saúde (SNS) é provavelmente interpretado mais corretamente como uma nacionalização, do que como uma introdução de um novo sistema. Essa qualificação pode ajudar a entender as reações antipáticas ao SNS observadas em parcelas significantes da população. De fato, é provável que tenha ocorrido uma redistribuição financeira maciça.

se coloca, por exemplo, contra o SNS inglês (que serviu de modelo ao sistema italiano) tornou-se, imediatamente, o centro do debate científico e político, a despeito do fato de que as evidências empíricas acerca de uma dimensão "excessiva" da intervenção pública são — para dizer o mínimo — controversas.

Retornaremos ao primeiro ponto mais tarde. O argumento "estouro" é simplesmente inconsistente com os dados expressos em termos reais. Embora tenham crescido em cerca de 70%, entre 1970 e 1980, as despesas públicas sociais, em termos reais *per capita*, aumentaram somente 1% entre 1979 e 1980, e não cresceram nada entre 1980 e 1981. Além disso, se olharmos para sua composição (Tabela 1), pode-se ver que as únicas despesas que realmente aumentaram são aquelas relativas a seguro social (principalmente pensão por velhice e pensão por incapacidade), enquanto que aquelas relativas à saúde e assistência social estão de fato estagnadas, quando não declinantes. Deve-se lembrar também que as despesas sociais públicas na Itália permanecem ainda como uma das mais baixas (como percentagem do PNB) da Europa Ocidental, e uma das que apresentam menor aumento.

Uma análise séria do SNS, portanto, não pode ser baseada em qualquer volume excessivo das despesas em termos absolutos. O problema reside mais na eficiência dos custos. Observando mais analiticamente o componente saúde, veremos que as únicas despesas que têm aumentado significativamente são aquelas relativas a hospitais e à administração. Aparentemente, a confluência da implementação do SNS com políticas restritivas de despesa tem deixado pouco espaço para qualquer expansão, exceto para os custos administrativos e serviços hospitalares, e ainda menos espaço, para aquelas áreas que o sistema se propunha a beneficiar, quais sejam, prevenção, higiene e serviços de saúde extra-hospitalar. (Tabela 2).

TABELA 1

DESPESAS SOCIAIS DO GOVERNO, COMO PERCENTAGEM DO PRODUTO NATIONAL BRUTO (PNB)

	1975	1977	1979	1981	1982
Saúde	5,7	5,6	6,0	5,8	5,2
Segurança Social	13,7	13,1	14,1	15,7	—
Assistência Social	1,6	1,5	1,4	1,4	—

Fonte: Censo (1983).

TABELA 2

COMPOSIÇÃO DAS DESPESAS DE SERVIÇOS DE SAÚDE PÚBLICA (%)

	1978	1980	1981
Prevenção e Higiene	3,71	4,06	4,41
Remédios	16,86	15,82	15,39
Honorários	16,18	13,85	12,97
Hospitais	54,53	56,86	59,87
Pacientes (fora dos hospitais)	8,72	9,41	7,61

Fonte: Censo (1983).

Já vimos que a assistência social realmente decresceu desde 1975. Primeiro, deve-se observar que há um atraso significativo na implementação da lei de 1977, que transferiu as intervenções na área de assistência social para as autoridades locais (Regional e Urbana): até o final de 1982, somente rês regiões aprovaram uma estrutura normativa completa para a implementação efetiva. Segundo, a introdução, em 1975, do elemento mais inovador de política social dos anos setenta, o "Consultório Familiar"⁽³⁾, não foi além das expectativas. As novas idéias contidas no projeto eram:

- (a) O caráter multi-área e multi-disciplinar da intervenção, unindo serviços hospitalares tradicionais a serviços sociais e psicológicos, aconselhamentos etc.
- (b) A atenção à família, mais do que ao indivíduo, como o próprio objetivo da política social.
- (c) A organização descentralizada, e a oportunidade de adaptar-se as intervenções às características específicas da comunidade.

(3) Centros baseados em distritos, que oferecem uma ampla e profunda integração de serviços (aconselhamentos, cuidados de saúde, prevenção, medidas anticoncepcionais etc.) para a família.

A realização efetiva desses princípios tem desapontado um pouco. Problemas financeiros, políticas duvidosas e deficiências culturais e científicas contribuem para que a experiência permaneça dentro de

TABELA 3

CUSTO DE VIDA E VALOR DAS TRANSFERÊNCIAS PARA UM DEPENDENTE (ÍNDICES)

Ano	Custo de vida	Transferências
1958	100	100
1965	150	140
1975	245	210
1979	450	210
1982	755	420

Fonte: Gorrieri (1979), atualizado em 1982.

limites muito estreitos, fazendo com que a intervenção continue padronizada, e baseada principalmente na medicina e no indivíduo⁽⁴⁾.

Para fechar esta seção, deve ser mencionado o relativo avanço alcançado pelo mecanismo de licença maternidade na Itália. Uma lei de 1971 estabeleceu uma licença maternidade compulsória às mulheres que trabalham, de dois a três meses antes e três meses após o parto (com 80% do salário), bem como uma licença opcional de 6 meses a ser gozada durante o primeiro ano de vida da criança (com 30% do salário).

(c) Transferências monetárias e pensões familiares

Como o modelo do sistema de bem-estar italiano é daqueles em que o próprio Estado tende a fornecer extensivamente os bens e serviços, não causa surpresa o fato de que as transferências monetárias sejam relativamente sem importância, e não revelem nenhum projeto mais cuidadoso. Primeiro, a transferência padrão para cada membro dependente da família (*assegni familiari*) tem perdido valor real de forma constante, como está claro na Tabela 3.

(4) Veja, por exemplo, Donati (1982).

Segundo, a ajuda monetária total (transferências fixadas para dependentes e pensões) cobre uma pequena proporção das necessidades adicionais (sendo ainda declinante, quando o número de membros é aumentado). (Tabela 4).

Discute-se atualmente, dentro do governo, uma proposta para cortar as transferências para as famílias com renda total acima de um certo nível. Essa medida poderia ser benéfica, desde que possibilitasse um aumento das transferências para as famílias de baixo nível de renda. De fato, a presente situação é paradoxal, dado que a carga para as finanças públicas está longe de ser insignificante, enquanto as transferências representam uma assistência mínima, exceto para as famílias muito pobres.

Como resultado da política social acima delineada, podemos notar tendências mais específicas nas áreas de demografia, saúde e nutrição, habitação e educação.

(i) Demografia

As taxas de fertilidade têm decrescido dramaticamente nos últimos vinte anos. A taxa agregada segue essa tendência de modo firme, tal como acontece com a taxa específica para mulheres acima de trinta anos. A taxa total, que foi de 72,4 por 1000 mulheres em 1971, caiu para 53 por 1000 em 1978. Contudo, a taxa para mulheres jovens aumentou durante os primei-

TABELA 4

AJUDA MONETÁRIA TOTAL (TRANSFERÊNCIAS MAIS PENSÕES)
PARA MEMBROS DEPENDENTES, E NECESSIDADE FINANCEIRA ADICIONAL (*)

Membros dependentes	Ajuda (1 mês)	Necessidades (1 mês)	Ajuda/necessidades (%)
Esposa	34,8	158,2	22,0
Esposa + 1 criança	58,5	395,2	14,8
Esposa + 2 crianças	80,3	594,9	13,5
Esposa + 3 crianças	102,0	774,4	13,2
Esposa + 4 crianças	123,8	941,6	13,1

(*) Em milhares de liras.

Fonte: Gorrieri – Guerzoni (1982).

TABELA 5

TAXAS DE MORTALIDADE, POR CAUSAS, POR 100000 PESSOAS

	1961	1971	1981
Doenças infecciosas	3,8	1,6	0,6
Tumores	15,6	18,9	21,5
Doenças do Sistema circularório	42,7	44,0	44,2
Doenças do Sistema respiratório	8,6	8,3	6,9
Doenças do Aparelho Digestivo	4,8	5,9	5,5
Acidentes, envenenamentos e traumas	5,0	5,5	4,9

Fontes: Para 1961 e 1971: ISTAT, *Statistiche Sociali* (1980). Para 1981: Censo (1983).

ros dez anos, e depois decresceu novamente. Essa tendência reflete-se também nos casamentos e na participação feminina. Como foi abordado em outra parte⁽⁵⁾, se conjuntamente analisado com dados sobre salários de homens e mulheres, isso sugere que um número relativamente grande de decisões relativas à constituição da família, à fertilidade e, presumivelmente, aos cuidados com as crianças, responde às oportunidades do mercado e ao ambiente econômico em geral, um assunto ao qual retornaremos. Podemos observar também que, em 1978, a Itália teve, juntamente

com a Dinamarca, a mais baixa taxa de nascimentos na Europa Ocidental e a segunda mais baixa taxa de mortalidade — depois da Holanda. A Itália está, pois, caminhando para um processo relativamente rápido de envelhecimento. Tal situação reflete-se tanto na opinião pública, como na política social, que focaliza mais os problemas relativos à velhice, do que os relativos às crianças.

(ii) Saúde e nutrição

A evolução da expectativa de vida e das taxas de mortalidade por causas mostra um padrão dinâmico típico dos países subdesenvolvidos. A expectativa de vida para homens, que era de 63,8 anos, em 1950, quase alcançou 70 anos em

(5) Todos os efeitos registrados são baseados em estimativas que são estatisticamente significantes, aos níveis padrão.

TABELA 6

ADEQUAÇÃO NUTRICIONAL DE SEIS GRUPOS DE CRIANÇAS DA PRÉ-ESCOLA (3-5 ANOS), 1979

Grau de Adequação (%)	Calorias	Proteínas	Cálcio	Ferro
75	SR			SR, SU
75-100	SU, CR, CBU		SR	CR, CBU, CAU
100-125	CAU	SR	SU, CR,	
125-150		SU	CBU, CAU	
150		CR	CBU, CAU,	

SR: Sul da Itália, rural.

SU: Sul da Itália, urbano.

CR: Centro da Itália, rural.

CBU: Centro da Itália, baixa renda, urbano.

CAU: Centro da Itália, alta renda, urbano

Níveis de adequação são aqueles encontrados em: SINU (1977).

Fonte: Ferro-Luzzi et al (1979).

1974-1979, enquanto para as mulheres os valores correspondentes foram 67,2 e 76 anos. Em outros países europeus, observa-se também uma grande diferença na expectativa de vida entre homens e mulheres. As principais tendências das causas de mortalidade (veja Tabela 5) são também semelhantes àquelas de outros países industrializados.

Sobretudo, o estado de saúde da população italiana parece ser satisfatório, como mostram os resultados de uma pesquisa nacional de 1980, onde se detectou que a maioria esmagadora da população, exceto para o grupo de idade de setenta anos para cima, goza de boas condições de saúde. Infelizmente, por ter sido essa a primeira pesquisa a fornecer tais informações, não é possível a comparação com anos anteriores.

Um fenômeno específico mais preocupante, relacionado à saúde, é a alta porcentagem de fumantes. Isto certamente é relevante para a saúde dos pais, mas também é uma importante característica (negativa) do meio ambiente físico e social no qual as crianças vivem. Um grande

número de estudos tem encontrado um efeito significativo dos pais que fumam sobre as doenças respiratórias das crianças.

Os níveis de nutrição da população confirmam uma tendência firme de modernização, comum a outros indicadores sociais. Em 1979, por exemplo, a média diária *per capita* de consumo aparente foi de 101 gramas de proteínas, 118 de gordura e 432 de carboidratos, isto é, mais do que os níveis satisfatórios. Os dados de 1979 indicam adicionalmente um aumento significativo, quando comparados com dados equivalentes de 1975.

Porém, uma investigação mais detalhada da qualidade nutricional (equilíbrio de microcomponentes etc.) poderia sugerir conclusões mais controvertidas. Voltando à nutrição das crianças em particular (novamente interpretada como um insumo), os resultados de uma pesquisa nacional sobre crianças na pré-escola (3-5 anos), estão sumariados na Tabela 6. Devemos observar que a amostra, composta de seis diferentes situações locais, não é representativa a nível nacional. A esse respeito, a mensagem a ser apreendida diz respeito

TABELA 7

COMPOSIÇÃO DA POPULAÇÃO POR ANOS COMPLETOS DE EDUCAÇÃO

Anos de Educação	1961		1971		1980	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
0-5	79,1	85,9	68,7	76,7	52,5	61,6
8	12,8	9,1	19,6	14,8	30,0	25,2
13	5,7	4,3	9,1	7,2	13,9	11,2
18	2,4	0,7	3,0	1,3	3,7	2,0
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fontes: ISTAT, Statistiche Sociali (1980).

mais ao chamado grau sócio-econômico. Mesmo considerando essa qualificação, alguns dos resultados são sem dúvida preocupantes. Por exemplo, mesmo os extratos amostrais mais favorecidos (CAU, CBU) parecem sofrer de uma insuficiente ingestão de ferro, e, quanto à ingestão de calorias, a análise quantitativa dos resultados mostra que esta, em CAU, é apenas suficiente (todos os outros extratos estariam abaixo dos padrões).

(iii) Habitação

Os dados sobre as características habitacionais (que são certamente relevantes para a qualidade dos insumos para a saúde das crianças) indicam que, se as necessidades básicas parecem satisfeitas, para um nível considerável, a avaliação subjetiva de vários aspectos da habitação e do meio ambiente é, algumas vezes, desapontadora, principalmente devido a problemas ambientais. Por exemplo, enquanto em 1978 todas as famílias tinham virtualmente acesso à água potável e à eletricidade, 3,9% das famílias viviam em casas sem banheiro, e 13% não tinham banheiro próprio. Isso é significativo, se observarmos, neste ponto, que esses problemas estão associados principalmente ao desenvolvimento econômico, e são provavelmente

sensíveis, a curto prazo, às flutuações econômicas, podendo, portanto, contribuir para os resultados paradoxais observados, conjuntamente com a retração econômica.

(iv) Educação

Durante a década de 1950-60, as mais importantes mudanças na área de educação envolveram a escola secundária de primeiro nível (acima de oito anos de educação), que é o nível obrigatório desde 1960. Em 1971, mais de 99% da população no grupo de idade relevante foi matriculada no primeiro nível secundário.

Durante o mesmo período, as matrículas para a escola secundária do segundo nível (acima de treze anos de educação) também dobraram, porém permaneceram mais baixas, em nível absoluto. Durante a segunda década, entretanto, as matrículas do nível secundário mais que dobraram, atingindo um nível absoluto respeitável. No final da terceira década, a população total em idade relevante foi atendida pelo sistema compulsório (primário e primeiro nível secundário), e mais de 50% foi atendida pela escola secundária de segundo nível. Essas mudanças refletem-se — obviamente com alguma demora — na composição da população, por anos completos de educação (Tabela 7).

TABELA 8

NÚMERO DE ESTUDANTES POR NÍVEL(*) E DESPESAS
POR ESTUDANTE (ÍNDICES)(+)

	1970	1975	1980
Escola Primária	17,2(*) 100,0(+)	17,2(*) 107,0(+)	16,7(*) 134,0(+)
Escola Secundária, 1.º nível	21,6(*) 100,0(+)	22,2(*) 105,0(+)	21,8(*) 97,0(+)
Escola Secundária, 2.º nível	25,4(*) 100,0(+)	23,9(*) 107,0(+)	23,4(*) 95,0(+)

Fonte: Deaglio e DeRita (1983).

A Tabela 8 fornece informações adicionais relevantes para a avaliação da quantidade total e qualidade dos recursos investidos na educação. A situação, até certo ponto, se assemelha àquela observada para as despesas de assistência social e saúde. No mesmo período (segunda metade da década de setenta, quando alguns setores lamentaram o aumento das despesas sociais, veremos que houve, de fato, alguma contração em termos reais. No caso da educação, as despesas totais reais certamente aumentaram, devido ao aumento no número de matrículas; todavia, as despesas por estudante da escola secundária decresceram consideravelmente entre 1975 e 1980.

3. As Conseqüências: Tendências de Alguns Indicadores das Condições e Saúde das Crianças

(a) Pobreza

Na Itália, a categoria "pobreza" não é, em geral, utilizada como ingrediente do planejamento político. Os primeiros — e até agora os únicos — estudos empíricos que tentaram avaliar a extensão da pobreza na Itália são aqueles que Beckermann (1980) e de Sarpellon (1980). Contudo, eles usam diferentes critérios e alcançam, portanto, resultados diferentes. Beckermann usa o padrão internacional de linha de pobreza (de acordo com o qual a linha de pobreza para um casal sem filhos é

dada pela média nacional do nível de renda *per capita* enquanto que membros adicionais são ajustados por um sistema de escalas equivalentes). A Tabela 9 mostra as estimativas de Beckermann para 1975 e as estimativas que fizemos para 1981, utilizando os mesmos padrões usados por Beckermann, (ajustados pela inflação), de percentagem de famílias vivendo abaixo da linha de pobreza, divididas pelo número de componentes. A tabela apresenta também estimativas grosseiras da proporção de crianças vivendo na pobreza, obtidas pelo uso das relações médias de crianças/número de componentes. Embora estas estimativas devam ser vistas com cautela, observamos que a percentagem de crianças que viveram na pobreza está muito próxima da percentagem de crianças raquíticas e/ou mal nutridas (11% = 3% + 8%), apresentadas na seção deste artigo que trata do crescimento das deficiências.

Os resultados, entretanto, sugerem que as condições econômicas das crianças pioraram levemente de 1975 a 1980, embora o leitor deva ter em mente que, dado o método aproximativo utilizado, parece improvável que essa variação seja significativa, do ponto de vista estatístico. O resultado é conseqüência de uma relativa melhora observada nas famílias pequenas (três componentes) e uma relativa piora das famílias maiores (quatro ou mais componentes); desde que a proporção de crianças é maior em famílias maiores, o efeito líquido é uma piora — ou ao menos

TABELA 9

PERCENTAGEM DE FAMÍLIAS E DE CRIANÇAS VIVENDO
ABAIXO DA LINHA DE POBREZA

Número de Componentes	1975	1981
1	24	17
2	18	13
3	7	4
4, 5	7	8
6 ou mais	17	19
% de crianças em pobreza	12,9	13,2

Fontes: 1975: Beckermann (1980). 1981: Estimativas do autor baseadas in Banca d'Italia (1982).

TABELA 10

TAXAS(*) DE MORTALIDADE INFANTIL, NATAL E PERINATAL

Ano	Natal	Perinatal (1.ª semana)	Taxa de mortalidade infantil
1960	24,5	17,8	43,9
1970	15,4	16,1	29,6
1981	7,9	9,3	14,2
1982	7,6	8,4	12,6

(*) Por 1000.

Fonte: Para 1960 e 1970: ISTAT, 1975. Para 1981 e 1982: ISTAT, *Bollettini mensili di statistica*.

uma não melhora — das condições econômicas das crianças.

(b) Mortalidade perinatal e taxas de mortalidade infantil

Não surpreendentemente, todas as medidas de mortalidade infantil e perinatal mostram uma tendência regular de queda, pelo menos no agregado. Contudo, a Itália está ainda acima dos valores médios da Europa Ocidental (Tabela 10). Quando os dados são desagregados, pode-se observar diferenças sistemáticas consideráveis e mesmo um afastamento temporário da tendência. Todavia, não se pode fazer uma análise racional dessa informação

mais complexa, sem uma análise estatística apropriada (que será ilustrada em uma das seções subsequentes). A Tabela 11 mostra taxas de mortalidade infantil e de recém-nascidos por causa. A tendência de emergência de causas ligadas ao desenvolvimento e urbanização (tumores e acidentes, traumas e envenenamentos, ambos aumentando seu peso relativo dentre as causas). Observamos ainda um aumento absoluto na taxa de mortes por acidentes etc. para crianças, entre 1961 e 1978. Isso sugere que faltou aos pais um aparelhamento apropriado (possivelmente instrutivo e organizacional, mais do que financeiro) para fazer face a um crescimento complexo e arriscado do meio ambiente urbano.

TABELA 11

TAXAS DE MORTALIDADE INFANTIL E RECÉM-NASCIDOS POR CAUSA(*)

Idade (anos)	0-1			1-14		
	1961	1971	1978	1961	1971	1978
Doenças infecciosas	586,2	246,0	63,1	19,0	4,9	1,2
Tumores	14,9	8,9	4,7	9,8	8,6	7,6
Doenças do Sistema circulatório	11,7	4,6	2,5	4,6	1,5	1,6
Doenças do Sistema respiratório	785,1	510,1	144,0	17,0	6,4	3,0
Doenças digestivas	83,8	47,9	19,2	5,3	1,6	0,8
Acidentes, envenenamentos, traumas	11,6	19,6	18,0	19,9	16,1	12,6

(*) 100000 indiv/duos.

Fonte: Censo (1983).

(c) Enfermidades

A composição por tipo de doenças da população com idade 0-13 anos, de saúde precária, revela uma explosiva prevalência (73,4%) de doenças respiratórias, seguida por infecções (6,9%) e doenças nervosas (4,4%), e outras. Essas indicações são confirmadas por dados sobre a prevalência relativa de várias doenças. Os resultados provêm de uma pesquisa nacional de 1980. Infelizmente, esta é a primeira pesquisa dessa espécie, e a comparação com anos anteriores não é, portanto, factível.

Embora a percentagem de pessoas de saúde precária nesse grupo de idade seja reduzida (pouco superior a 4%), a incidência das doenças respiratórias parece alarmante. Pode-se calcular que cerca de 3% nesse grupo de idade sofre geralmente de alguma forma de doença respiratória (1% de bronquite crônica).

(d) Deficiências de crescimento

Na segunda metade da década de setenta numerosas pesquisas — a maioria delas de caráter local — começaram por checar as características antropométricas da população italiana. A tendência geral se ajusta aos padrões europeus apontados por

Tanner e outros (1966), embora permaneçam problemas locais significantes.

Em uma pesquisa nacional com 8077 crianças na idade de 3-5 anos, duas categorias foram usadas: (a) desgastados, se a razão peso/idade é menor do que 90% do padrão encontrado pela Organização Mundial de Saúde (OMS), 1978; e (b) raquíticos, se a razão altura/idade é menor do que 95% do padrão. De acordo com esses critérios mais rígidos, 8% da amostra são de desgastados e 3% são tanto de desgastados como de raquíticos (Ferro-Luzzi e outros, 1981). Existem diferenças significantes entre as áreas urbana e rural e por nível de renda, sendo o mesmo resultado constatado em outras pesquisas, por exemplo Greco e outros (1983).

(e) Instrução

A Tabela 12 ilustra as tendências, em percentagem, dos estudantes que abandonam a escola, e dos que repetem de ano. Esses dados são de difícil interpretação, devido à composição dos estudantes, e, por isso, a distribuição das aptidões tem mudado tão dramaticamente durante o período, pelo menos para a escola secundária. Todavia, a tendência diferenciada dos estudantes que repetem de ano na

TABELA 12

PERCENTAGEM DE ESTUDANTES QUE ABANDONARAM A ESCOLA
E DOS QUE REPETEM DE ANO

Ano	Escola primária		Escola secundária 1.º nível		Escola secundária 2.º nível	
	(*)	(+)	(*)	(+)	(*)	(+)
1960	—	8,2	—	12,5	—	6,4
1970	—	8,4	—	10,1	—	8,0
1975	—		4,0		8,1	
1980	—	1,3	4,3	8,1	10,1	7,3

— Informação desconhecida

Fonte: ISTAT, *Annuari di Statistiche dell'istruzione*.

escola primária e na escola secundária é mais ou menos semelhante às respectivas tendências nas despesas públicas reais por estudante. A esse respeito, a estagnação das despesas ao nível secundário provavelmente não representou nenhuma ajuda.

4. Relação Técnica entre Insumos e Produtos

A relação técnica entre insumos e produtos é, a nosso ver, o ponto crucial que deve ser esclarecido, em termos de um projeto e uma política de avaliação social. Já dissemos que as informações à nossa disposição estão longe de serem adequadas. Numerosos estudos têm investigado a relação entre indicadores sócio-econômicos e mortalidade, ou indicadores sócio-econômicos, nutrição, medidas antropométricas e desempenho físico das crianças. As conclusões alcançadas são confusas e experimentais. Isso não é uma surpresa, dada a complexidade do assunto, porém, sob nosso ponto de vista, esses estudos não são particularmente satisfatórios, principalmente devido a:

1. a metodologia estatística usada, que é inspirada na tradicional análise univariada, que não é apropriada para o caráter intrinsecamente multivariado do assunto;

2. O enfoque não-paramétrico para a formulação de modelos, o que torna difícil extrair implicações para análise política.

Nas seções seguintes, apresentaremos resultados de pesquisas que tentam especificar modelos empíricos dentro das linhas sugeridas pela teoria microeconômica, a qual produz resultados na forma relevante para o bem-estar econômico, e que utiliza metodologias econométricas apropriadas. Ficará evidente que esses resultados não fornecem respostas definitivas; contudo, eles ilustram linhas promissoras de pesquisa.

(a) As elasticidades das tecnologias familiares

Nesta seção apresentamos alguns resultados sobre a correlação entre mudanças no ambiente econômico e a reação das famílias acerca das decisões de alocação de tempo. As famílias derivam utilidade dos bens finais (saúde, proteção etc.), que eles "produzem" combinando insumos de tempo com bens de mercado e bens e serviços públicos, de acordo com uma tecnologia familiar específica. Em particular, as crianças são um bem relativamente tempo — intensivo. Por conveniência, vamos usar o termo "qualidade de vida das crianças" para designar o conjunto de vá-

TABELA 13

EFEITOS DE CURTO E LONGO PRAZO (VARIAÇÃO PERCENTUAL) NOS ÍNDICES DE MORTALIDADE, DEVIDOS AO AUMENTO DE 1 PONTO PERCENTUAL NA TAXA DE DESEMPREGO

	Curto prazo	Longo prazo
Mortalidade natal	0,100	0,199
Mortalidade perinatal (primeiro mês)	1,530	1,643
Mortalidade infantil	1,480	0,000

Fonte: Calculado pelo autor.

rios aspectos da saúde das crianças que nos interessam. Dois tipos de substituição são relevantes: primeiro, o grau segundo o qual a família é capaz de desviar outros bens e tempo para a qualidade de vida da criança, em resposta a alguma mudança no ambiente econômico; e segundo, o grau segundo o qual a família é capaz de realizar substituições entre os insumos tendo em vista a qualidade de vida da criança. Suponhamos que as famílias sofram da redução de alguma espécie de recurso que é utilizado como um insumo para a qualidade de vida (por exemplo, a redução em algumas fontes de renda, ou uma queda no fornecimento de alguns serviços públicos etc). O efeito sobre a qualidade de vida da criança dependerá das magnitudes absoluta e relativa daquelas duas elasticidades.

(b) Um modelo de âmbito nacional sobre a mortalidade infantil e perinatal

Utilizamos uma combinação de dados de *cross-section* e de série de tempo para estimar os efeitos de curto e de longo prazo das flutuações das disponibilidades de recursos econômicos (é aproximada pela taxa de desemprego) sobre a mortalidade natal, mortalidade no primeiro ano e mortalidade no primeiro mês. A estrutura dos dados permite-nos controlar tanto os fatores que se alteram entre unidades de observação mas são constantes através do tempo (tal como a renda permanente), como os fatores que se alteram através do tempo e entre unidades de observação (tal

como a taxa de nascimento). O modelo, a metodologia de estimação e os resultados são apresentados no Apêndice. A Tabela 13 apresenta as mais relevantes implicações das estimativas, isto é, a variação percentual dos índices de mortalidade, devido ao aumento de um ponto (respectivamente temporário ou permanente) na taxa de desemprego⁽⁶⁾.

Suponhamos, por exemplo, uma situação inicial em que a taxa de mortalidade natal seja de 1% e a taxa de desemprego, de 5%. Admitamos que, em um certo ano, a taxa de desemprego salte para 10%, isto é, aumento de 5 pontos percentuais. Então, naquele ano, a taxa de mortalidade natal esperada, outros fatores permanecendo constantes, seria de: $1,005\% = 1\% + 1\% + (1 + (0,001)5)$ ou 1005 em 100000 (em lugar de 1000 em 100000 como antes). Se o aumento no desemprego fosse permanente, a mudança na taxa de mortalidade natal (agora no longo prazo), seria aproximadamente o dobro: no exemplo, 1010 em 100000. Já os efeitos na taxa de mortalidade infantil são muito maiores no curto prazo. O mesmo aumento de 5 pontos na taxa de desemprego poderia produzir, na média, um aumento da taxa de mortalidade infantil de, digamos, 15 por 1000 nascidos vivos, para 16 por 1000. Estima-se que o efeito no longo prazo, entretanto, não é significativamente dife-

(6) Idem à nota n.º 5.

rente de zero. Isso significa que, no longo prazo, as famílias poderiam realizar cortes permanentes nos recursos e poderiam se ajustar com sucesso (presumivelmente realocando recursos), puxando para baixo a taxa de mortalidade infantil, em direção aos níveis anteriores. Isso faz sentido se admitirmos que:

1. no longo prazo, as famílias são mais sensíveis aos choques exógenos do que as autoridades ou os responsáveis pela política social;
2. as famílias têm menos controle e/ou menos informações sobre os fatores que afetam a mortalidade natal, do que sobre os fatores que afetam a mortalidade no primeiro ano.

Essas condições, embora não se verifiquem em toda parte, devem ser consideradas verdadeiras para a Itália. O efeito sobre a mortalidade no primeiro mês, no curto prazo, parece maior (ainda que não significativamente) do que o efeito sobre a taxa de mortalidade infantil. Ainda sobre a mortalidade no primeiro mês observa-se que o efeito de longo prazo é positivo e maior do que o efeito de curto prazo, mas somente marginalmente. Ambos os resultados parecem lógicos: o primeiro mês (em particular a primeira semana) é um período muito delicado, especialmente na presença de baixas taxas de mortalidade natal (que, *ceteris paribus*, implicam uma proporção maior de indivíduos frágeis). É, portanto, razoável que a mortalidade nesse período seja mais sensível às flutuações econômicas. No longo prazo, as famílias aparentemente não são capazes de se ajustar, embora o incremento, em relação ao curto prazo, seja menor do que o observado para a mortalidade natal.

Em conclusão:

1. As taxas de mortalidade parecem, sem dúvida, sensíveis às flutuações

econômicas e a mudanças permanentes nas condições econômicas.

2. As taxas de mortalidade no primeiro mês são mais sensíveis, enquanto que as taxas de mortalidade natal são menos sensíveis.
 3. No longo prazo, as famílias parecem capazes de se ajustar às mudanças econômicas permanentes, quando se considera a taxa de mortalidade infantil; este não é o caso, contudo, da mortalidade natal e da mortalidade no primeiro mês.
- (c) Distúrbios psicofísicos das crianças, baseados numa pesquisa local

Nesta seção, aplicamos a mesma espécie de raciocínio para tipos muito diferentes de fenômenos, e para um conjunto muito diferente de dados. Apesar dessas diferenças, desejamos salientar que as estimativas dos modelos são derivadas de uma mesma aproximação teórica.

Os dados usados nesta análise provêm de uma pesquisa de 1000 famílias de Turim, entrevistadas em 1979. A pesquisa cobre uma ampla extensão de problemas sob a perspectiva da "qualidade de vida". Na seção concernente às condições de saúde, é apresentada aos pais uma lista de distúrbios (por exemplo, dificuldades em comer, enurese, dificuldades na escola ou berçário, e insônia) e pergunta-se a eles se suas crianças (em dois grupos de idade: abaixo de 6 anos e entre 6-13 anos) sofrem de algum desses distúrbios.

Ainda que particularmente não preocupantes no curto prazo, tais distúrbios podem ser sintomas de problemas mais sérios que podem emergir no longo prazo, e podem afetar permanentemente a performance educacional e social das crianças. Eles são, portanto, relevantes para projetos e análises de política social.

- (i) Uma análise exploratória

TABELA 14

ESTIMATIVAS DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DA EQUAÇÃO 1 – ANÁLISE EXPLORATÓRIA PARA CRIANÇAS DE 6-13 ANOS

Variável	Coefficiente	χ^2
Constante	1,840	2,14
Pai subempregado	-0,240	0,72
Educação do pai	-0,340	0,74
Educação da mãe	-0,061	1,58
Mãe desempregada	1,331	12,32
Mãe subempregada	0,299	0,28
N.º de horas em que a mãe trabalha fora de casa	0,478	9,84
Número de crianças	0,265	1,80
Renda	-0,013	0,43
Barulho	0,035	0,02
Poluição do ar	0,106	0,17
Nenhum verde	0,216	0,70
Moradia de má qualidade	0,744	4,50
- 2 Log (L*/L°):	397,89	
Número de observações:	352	

A Tabela 14 apresenta os resultados de uma análise exploratória. Como variável dependente, usamos uma variável *dummy* que toma valor = 1 quando, pelo menos um dos distúrbios é registrado, e toma valor = 0 em caso contrário. A análise é limitada a crianças nas idades 6-13 anos. O modelo é especificado na forma logística. A probabilidade (pelo menos um distúrbio é registrado) = $(1 + \exp(xb))^{-1}$ (1) onde x é um vetor de características pessoais e ambientais, e b é um vetor de parâmetros. Esses parâmetros são estimados pelo método de máxima verossimilhança.

As variáveis incluídas no vetor x são as seguintes:

Constante: um termo constante

Educação do pai: anos de educação do pai

Educação da mãe: anos de educação da mãe

Número de crianças: número de crianças entre 6-13 anos na família

Horas de trabalho da mãe: horas anuais de trabalho da mãe (= 0 se ela não trabalha)

Renda: renda familiar total por ano (milhares de liras)

Mãe desempregada: *dummy* = 1, se a mãe está desempregada

Mãe subempregada: *dummy* = 1, se a mãe está subempregada

Pai subempregado: *dummy* = 1, se o pai está subempregado (7)

Barulho: *dummy* = 1, se os pais lamentam o barulho na área

Nenhum verde: *dummy* = 1, se os pais lamentam a ausência de áreas verdes ao seu alcance

Poluição do ar: *dummy* = 1, se os pais lamentam a poluição do ar

Moradia de má qualidade: *dummy* = 1, se os pais lamentam as más condições de moradia (umidade etc.)

Problemas dos pais: *dummy* = 1, se ao menos um problema (distúrbios gástricos, distúrbios de saúde, insônia, depressão) está presente entre os pais.

Somente as famílias que têm pelo menos uma criança no grupo de idade de 6-13 anos são incluídas na estimação da amostra. Assim, sobravam 352 casos das

(7) Nenhum pai desempregado está presente na amostra.

1000 famílias originalmente entrevistadas.

Quando olhamos os resultados apresentados na Tabela 14 e os coeficientes de significância, os efeitos da **mãe desempregada** ou das **horas de trabalho da mãe** e das **moradias de má qualidade** são os mais contundentes. Por exemplo, o coeficiente da **mãe desempregada** poderia implicar que, se a mãe está desempregada, então a probabilidade de distúrbios para suas crianças aumenta cerca de 89% (8).

O coeficiente de horas de trabalho da mãe pode ser interpretado de uma forma interessante. Se o tempo dedicado aos cuidados da criança representa grosseiramente uma proporção constante do tempo total disponível no ano, menos as horas trabalhadas, então o coeficiente de horas de trabalho da mãe é uma medida inversa do efeito do insumo tempo da mãe para os cuidados da criança (sobre uma constante multiplicativa). Isso sugere a especificação de um modelo estrutural, onde horas de trabalho da mãe é substituído pelo salário de mercado das mães (interpretado como custo de oportunidade do tempo). Isso pode produzir, teoricamente, melhores estimativas, dado que horas de trabalho da mãe é uma variável endógena, enquanto que salários da mãe não o é.

(ii) Um modelo estrutural

Os detalhes da derivação desse modelo são obtidos em Colombino (1981). No que diz respeito à especificação empírica, as únicas diferenças com relação à análise exploratória anterior são:

(8) Como no modelo anterior, o efeito proporcional sobre a probabilidade de uma unidade de aumento em uma variável x é $b(1 - P)$, onde b é o coeficiente estimado de x , e P é um valor inicial da probabilidade dos resíduos. Portanto, se começarmos pelo valor médio de P sobre a amostra (0,33), o efeito percentual da variável mãe desempregada indo de 0 a 1 é $1,331(1 - 0,33)^{100} = 89\%$.

1. a variável horas de trabalho da mãe é substituída pelo log dos salários de mercado da mãe (real ou potencial) (9);

2. a renda é substituída pelo log do "total" da renda, isto é, a renda monetária máxima que a família pode atingir.

Os resultados estão apresentados na Tabela 15. Como era de se esperar, o coeficiente do *salário* é positivo. Um custo de oportunidade de tempo da mãe mais elevado poderia tornar a atividade consumidora de tempo (tal como os cuidados às crianças) mais onerosa. Em conseqüência, tender-se-ia a executar um volume menor desse tipo de atividade.

Particularmente, o insumo tempo para cuidados das crianças seria reduzido, "produzindo-se" um nível de saúde das crianças mais baixo, tudo o mais permanecendo constante; as probabilidades de distúrbios seriam então aumentadas.

Como principal centro de atenção desta análise, o coeficiente de **mãe desempregada** é ainda muito elevado e significativo. Se a mãe está desempregada, a probabilidade de distúrbios aumenta de 47,34%. É interessante comparar esses resultados com as estimativas da seção anterior. Lá, o efeito de um ponto de aumento na taxa de desemprego sobre os índices de mortalidade varia entre 0,100 e 1,53. Aqui, o aumento de um ponto percentual na probabilidade de desemprego (que é análogo à taxa de desemprego para um indivíduo "representativo") significa um aumento na probabilidade de distúrbios de cerca de 0,47%. Portanto, a despeito das diferenças

(9) O salário de mercado potencial para mulheres que não trabalham é estimado através de um consistente procedimento que tem por base a subamostra de mulheres que trabalham. Os resultados dessas estimativas não estão registrados aqui. Veja Colombino e Zabalza (1982).

TABELA 15

ESTIMATIVAS DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DA EQUAÇÃO 1 – MODELO ESTRUTURAL PARA CRIANÇAS DE 6 A 13 ANOS

Variável	Coefficiente	χ^2
Constante	1,857	2,14
Salário	0,787	2,04
Renda total	-0,440	0,41
Mãe desempregada	0,714	3,95
Educação do pai	-0,037	0,86
Educação da mãe	-0,065	1,54
Número de crianças	0,289	2,16
Barulho	0,009	0,00
Nenhum verde	0,233	0,32
Poluição do ar	0,147	0,83
Moradia de má qualidade	0,592	2,89
Distúrbios de adultos	0,276	0,92

2 Log (L*/L⁰): 406,25
 Número de observações: 352

de dados, de metodologia e de natureza do fenômeno, a ordem de magnitude dos efeitos produzidos pelas estimativas são bastante comparáveis, e de alguma forma dão uma certa confiança quanto à validade desses resultados.

Como se pode observar, não foi possível medir os efeitos de um índice mais completo de desemprego. Portanto, o desemprego da mãe deve ser interpretado como uma *proxy* para o desequilíbrio da família no mercado de trabalho. Embora esse desequilíbrio tenha sido medido pela introdução de uma simples variável *dummy*, nosso modelo capacita-nos a dar uma interpretação mais precisa do coeficiente dessa *dummy*, e a tirar implicações bastantes interessantes. Os coeficientes de mãe *desempregada* implicam em, se a mãe está desempregada, o nível de saúde das crianças é reduzido para 80%, com relação ao seu nível anterior. Raciocinando como antes, o aumento de um ponto percentual na probabilidade de desemprego significa uma redução de 0,8% no nível de saúde das crianças que é relevante para os distúrbios em questão⁽¹⁰⁾.

Foram calculadas as variações percentuais probabilísticas, para o aumento de

um ponto nas variáveis selecionadas. Pode-se obter outra perspectiva, a partir do cálculo de escalas equivalentes. Por exemplo, uma criança a mais implica que o custo de produzir o mesmo nível de saúde para todas as crianças aumenta em cerca de 93%; dessa maneira, há uma pequena — se existir alguma — economia de escala na “produção” de saúde das crianças. Isso contrasta profundamente com escalas equivalentes computadas com base nos orçamentos de consumo familiares, que sugerem efeitos muito fortes de escala. Contrasta também com as indicações políticas correntes sobre pensões familiares (ou outros mecanismos semelhantes), que usualmente assumem economias de escala consideráveis.

(10) Pode ser mostrado que o nível de saúde atingido (h) pode ser aproximadamente:

$$h = h(1 - \theta d), 0 < \theta < 1$$

onde d = mãe desempregada e h é o nível que seria atingido em equilíbrio. O coeficiente resultante da variável mãe desempregada é igual a $(1/s)\log(1-\theta)$, onde $(1/s)$ é o coeficiente de renda total. Portanto

$$1 - \theta = \exp(-s\beta d) \cong 0,20$$

onde βd é o coeficiente da variável mãe desempregada.

Apêndice

Podemos considerar um modelo do seguinte tipo:

$$y_{it} = \alpha u_{it} + \delta u_{it-1} + \gamma y_{t-1} + \psi U_i + X_{it} \beta + v_{it} \quad (\text{A.1})$$

onde $y_{it} = \log \frac{(\tilde{P}_{it})}{(1 - \tilde{P}_{it})}$

\tilde{P}_{it} = índice de mortalidade infantil na unidade i do tempo t (alternativamente, proporção de nascidos mortos sobre total de nascimentos, ou proporção de mortes no primeiro ano ou no primeiro mês sobre número total de crianças nascidas vivas).

u_{it} = taxa de desemprego na unidade i do tempo t

u_{it-1} = valor anterior de u_{it}

y_{it-1} = valor anterior de y_{it}

U_{it} = taxa de desemprego "permanente" (média) na unidade i

X_{it} = vetor de variáveis relevantes, alterando-se através de unidade e/ou através do tempo.

O período é o ano, as unidades de observação são as regiões. Portanto, exploramos as vantagens da associação de dados de séries de tempo e de *cross-section*. O desemprego u_{it} e u_{it-1} é assumido com um racionamento inesperado da quantidade de trabalho, e, conseqüentemente de renda, à qual as famílias têm acesso. Variáveis que não variam no tempo, tal como U_j e outras que aparecem em X_{it} , são significativas para medir diferenças permanentes entre unidades, em qualquer tempo, e são tratadas como exógenas. Elas tendem permanentemente a alterar as restrições orçamentárias enfrentadas pelas famílias. U_j é uma espécie de taxa de desemprego "permanente" Em contraste com o que acontece com u_{it} , as famílias conhecem U_j , e fazem planos condiciona-

dos a esse valor. Incerteza, fricções, restrições inesperadas etc. podem forçar as famílias a reverem seus planos, a tentarem se ajustar, etc. Todos esses processos são levados em conta, de forma aproximada, pela introdução da variável dependente defasada y_{it-1}

Observe-se que, desse modelo, obtemos duas estimativas do efeito de longo prazo de desemprego. Uma é diretamente medida pelo coeficiente de U_j . A outra é deduzida pela estimativa da dinâmica da série de tempo:

Efeito de longo prazo = $(\alpha + \delta) / (1 - \gamma)$.

Parece razoável impor a restrição $(\alpha + \delta) / (1 - \gamma) = \psi$

que resulta em supor que o efeito de longo prazo do desemprego estimado através de *cross-section* (ψ) deve ser igual ao efeito de longo prazo estimado a partir de séries de tempo $(\alpha + \delta) / (1 - \gamma)$.

(a) Dados e variáveis

Utilizamos dados anuais de 1959 e 1982 para vinte regiões italianas. Temos portanto $20 \times 24 = 480$ observações. Uma vez que utilizamos uma defasagem de um ano, devemos eliminar a observação de 1959 para cada região, e então ficamos com 460 observações.

Estimamos dois modelos. No primeiro, \tilde{P}_{it} é a proporção de crianças que morrem no primeiro ano. No segundo, \tilde{P}_{it} é a proporção de crianças nascidas mortas. As variáveis incluídas no vetor X_{it} são as seguintes:

Um termo *constante*

Nascimento_{it}: taxa de nascimento na Região i no tempo t

Leitos_j: Número de leitos no hospital (por 1000 pessoas) na Região i (medida em 1980)

Má Saúde_j: proporção de adultos que declararam condições "não-ideais" de

TABELA A-1

MÉDIAS E DESVIOS PADRÃO DE VARIÁVEIS USADAS NO APÊNDICE(*)

Variável	Média	Desvio padrão
Mortalidade natal	15,06	7,59
Mortalidade no primeiro ano	26,70	12,34
Taxa de nascimento	15,55	4,24
u	4,84	3,13
U	4,84	3,13
Leitos	7,33	1,96
Má Saúde	14,80	2,61
Falta de Instrução	7,38	5,65
Seleção	0,04	0,02

(*) Amostra completa

TABELA A-2

ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO (A.2) – PROBABILIDADE E MORTALIDADE NATAL

Variável	Coefficiente	Estatística t
Constante	-1,967	-13,93
u_{it}	0,001	2,54
Y_{it-1}	0,551	17,32
U_i	0,002	—
Leitos _i	-0,012	-6,28
Má Saúde	0,008	8,86
Falta de Instrução	0,010	7,36
Nascimentos	0,008	5,56
Tendência	-0,019	-12,42
Coeficiente de autocorrelação		0,33
N.º de observações		460

saúde na Região i (medida em 1980)
Falta de Instrução_i: proporção de pessoas sem instrução na Região i em 1971

Tendência_t: uma variável de tendência (1,2, ..., 24).

A tabela A1 contém médias e desvios padrão das variáveis para a amostra completa. As fontes estatísticas são as seguintes:

Taxas de mortalidade: Istat, *Annuario di Statistiche Demografiche e Annuario Statistico Italiano, 1959-81; Bolletino mensile di Statistica, 1982.*

Taxas de desemprego: *Annuario di Sta-*

tistiche del Lavoro, 1959-81; Bolletino mensile di Statistica, 1982.

Leitos: *Annuario Statistiche Italiano, 1981.*

Saúde: Istat, *Indagine speciale sulle condizioni di salute della popolazione, 1980.*

Instrução: Istat, *Statistiche Sociali, 1980.*

(b) Resultados

A Tabela A-2 apresenta os resultados da estimativa do modelo para a proporção de

crianças nascidas mortas. Como explicado anteriormente impusemos a restrição:

$$(\alpha + \delta) / (1 - \gamma) = \psi$$

Contudo, as estimativas preliminares sugerem que o parâmetro não é significativamente diferente de zero. Assim, a especificação final usada para a estimação é:

$$y_{it} = \alpha u_{it} + \gamma y_{it-1} + \frac{\alpha}{\Lambda - \gamma} U_{it} + X_{it} \beta + v_{it} \quad (\text{A.2})$$

Como a equação é não-linear nos parâmetros, adotamos um procedimento iterativo. Começamos por uma "conjectura" inicial para γ , então estimamos α ; a partir daí, obtemos uma nova estimativa para γ , e assim por diante, até obter uma estabilidade razoável nos parâmetros.

O primeiro resultado notável a ser registrado é a significância da taxa de desemprego corrente sobre a mortalidade. O coeficiente estimado implica que um aumento temporário de 1 ponto na taxa de desemprego, tudo o mais permanecendo constante, induz a um aumento de 0,1% na mortalidade natal. (Na especificação logística usada, a proporção e o efeito na probabilidade de mortes de 1 ponto de aumento na variável x é $b(1 - P)$, onde b é o coeficiente estimado, e P é a probabilidade média de mortes). Por exemplo, se a taxa de desemprego salta de 5 para 10%, a mortalidade natal varia de (digamos) 1 para 1,005% ou seja de 1000 em 100000 a 1005 em 100000.

O efeito de longo prazo do desemprego é aproximadamente dobrado, isto é, um aumento permanente de 1 ponto na taxa de desemprego poderia implicar um aumento de 0,2% na mortalidade natal. A Tabela A-3 não apresenta um padrão exato da estatística t para esse efeito, devido à técnica iterativa adotada; contudo, o coeficiente é certamente significativo (de fato a estatística t desse efeito deve situar-se

entre a estatística t para u_{it} e a estatística t para Y_{it-1}).

O coeficiente de *nascimentos* também aparece com o sinal correto, e com um bom nível de significância. Um ponto a menos na taxa de nascimento, implica um decréscimo na mortalidade natal de 0,8%. Isso provavelmente captura os efeitos de um menor número de crianças por mulher, da idade jovem das mães, e de um *trade-off* entre quantidade e qualidade de vida das crianças.

Leitos, má saúde e falta de instrução são todos significantes, apresentando sinal correto. Eles levam em conta diferenças permanentes nas condições de oferta de serviços de saúde, no ambiente social, na experiência educacional das famílias, na herança genética. Dessa forma, essas variáveis são *proxies* adequadas. Se conhecermos a relação tecnológica entre esses índices e as despesas sociais, seremos capazes de estimar o efeito marginal das despesas sociais sobre a mortalidade natal. Podemos inferir que o efeito deve ser mais amplo. Por exemplo, um leito a mais de hospital para cada 1000 pessoas implica um decréscimo de 0,8% na mortalidade natal. A Tabela A-3 registra variações percentuais na taxa de mortalidade natal, devido a um ponto de aumento nas variáveis selecionadas.

A Tabela A-4 apresenta os resultados da estimação do modelo para a proporção de crianças mortas durante o primeiro ano. Em adição à restrição

$$(\alpha + \delta) / (1 - \gamma) = \psi$$

nós constatamos que não podemos rejeitar a hipótese do efeito de longo prazo do desemprego ser nulo. Portanto, nossa especificação final é neste caso:

$$y_{it} = \alpha(u_{it} - u_{it-1}) + \gamma y_{it-1} + X_{it} \beta + v_{it} \quad (\text{A.3})$$

Em adição às variáveis incluídas no mode-

TABELA A-3

VARIAÇÃO PERCENTUAL NA PROBABILIDADE DE MORTALIDADE NATAL PARA
1 PONTO DE AUMENTO NAS VARIÁVEIS SELECIONADAS

Variável	variação (%) na probabilidade
u_{it}	0,100
U_i	0,199
Leitos	-1,192
Má Saúde	0,794
Falta de Instrução	0,993
Taxa de nascimentos	0,794

TABELA A-4

ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO (A.3) – PROBABILIDADE DE MORTES NO PRIMEIRO ANO

Variável	Coeficiente	Estatística
Constante	-1,921	-24,80
u_{it}	0,015	9,40
Y_{it-1}	0,488	23,54
U_i	0,000	—
Leitos	-0,017	-10,17
Má Saúde	-0,000	0,01
Falta de Instrução	0,000	-1,90
Nascimentos	0,014	13,67
Seleção	3,910	13,91
Tendência	-0,019	-22,70
Coeficiente de autocorrelação		-0,15
N.º de observações		460

lo (A-2) temos aqui um termo de correção (*seleção*), que leva em conta o fato de que estamos estimando nossos parâmetros tendo por base a subpopulação de sobreviventes.

O coeficiente de desemprego é novamente bastante significativo. O efeito é maior neste caso do que o é sobre a mortalidade natal. Um aumento de 1 ponto no desemprego implica um aumento na probabilidade de mortes no primeiro ano de 1,48%. Assim, se começamos com uma taxa de desemprego de 5% e uma taxa de mortalidade de 1,5%, e se o desemprego sobe para 10%, então a taxa de mortalidade sobe para 1,9%. Estima-se que o efeito de longo prazo do desempre-

go não é significativamente diferente de zero. As variações inesperadas no orçamento têm seus efeitos sobre a mortalidade, mas as famílias parecem ser capazes de se ajustar completamente, e compensar, no longo prazo, essa alteração: se confrontados com um aumento permanente no desemprego, eles poderiam realocar os recursos disponíveis para restabelecer o nível prévio da saúde da criança. Em contraste, eles não parecem capazes de fazer o mesmo, quando se considera a mortalidade natal (Isso faz sentido se assumirmos que as famílias: (a) têm menos informações sobre a relação "técnica" entre recursos e riscos de mortalidade natal do que têm sobre a relação entre recursos e mortalidade no primeiro ano; e (b) têm menos

TABELA A-5

VARIAÇÃO PERCENTUAL NA MORTALIDADE NO PRIMEIRO ANO, PARA UM AUMENTO DE 1 PONTO NAS VARIÁVEIS SELECIONADAS

Variável	Variação (%) na probabilidade
U _{jt}	1,48
Nascimentos	1,38
Leitos	-1,67

controle sobre os riscos de mortalidade natal do que sobre riscos de mortalidade no primeiro ano).

O efeito da taxa de nascimento é também significativo, e maior do que no primeiro modelo.

Entre as variáveis ambientais, somente

leitos mostrou-se significativa, e tem sinal esperado.

O termo de correção introduzido parece ser eficiente. A tabela A-5 apresenta as variações percentuais na probabilidade de mortes no primeiro ano, para um aumento de 1 ponto nas variáveis selecionadas.

Referências Bibliográficas

- Banca d'Italia, *I bilanci delle famiglie italiane nel 1981* (1982).
- Becker, "A theory of the allocation of time" *Economic Journal* (1965).
- Beckerman, "Povertá in Itália nel 1975" *Rivista internazionale di Scienze Sociali* (1980), pp. 220-249.
- CENSIS, *Spesa pubblica e politica sociale* (F. Angeli, 1983).
- Colombino, U., "Un modelo per la stidisturbed child" *Micros*, Vol. 2 (1981), pp. 10-16.
- Colombino, U., "Un modello per la stima delle preferenze e delle tecnologie familiari" *Ricerche Economiche* (1983).
- Colombino, U. and DeStavola, "A model of female labour supply in Italy using cohort data, *Journal of Labor Economics* (forthcoming, 1984).
- Colombino, U. and A. Zabalza, "Labour supply and quantity constraints: Results on female participation and hours in Italy" Discussion Paper N.º 125 (Centre for Labour Economics, London School of Economics, 1982).
- Deaglio and DeRita, *Il punto sull'Italia* (Mondadori, 1983).
- Donati, "I servizi sociali in Italia" in Donati and Rossi, *Welfare State, problemi e prospettive* (F. Angeli, 1982).
- Ferro-Luzzi et al, "Nutrition, environment and physical performance of preschool children in Italy", *Bibliotheca Nutritio e Dieta* (1979), pp. 85-106.

- Ferro-Luzzi et al, "Nutritional deficiencies in preschool and prepubertal children", *Bibliotheca Nutritio e Dieta* (1981), pp. 30-42.
- Gorrieri, *La giungla dei bilanci familiari* (Il Mulino, 1979).
- Gorrieri and Guerzoni, *Il salario sociale* (Edizioni Lavoro, 1982).
- Greco et al, "Factors affecting growth in Campania's school children" *Acta Medica Auxologica* (1983).
- Grossman, "On the concept of health capital and the demand for health" *Journal of Political Economy* (1972), p. 223-255.
- ISTAT, "Tendenze evolutive della mortalità infantile in Italia" *Annali di Statistica*, VIII, 29 (1975).
- ISTAT, "Indagine statistica sulle condizioni di salute della popolazione e sul ricorso ai servizi sanitari" *Supplemento al Bollettino di Statistica*, N.º 12 (1982).
- Ministero del Lavoro, *Relazione della Commissione sui problemi della famiglia* (Rome: 1982).
- Rosenzweig and Shultz, "Birth weight, the production of child health, and input demand". Discussion Paper 352 (Yale Economic Growth Center, 1980).
- Sarpellon, "Definire e misurare la povertà, nuove tentative per il caso italiano" *Rivista Internazionale di Scienze Sociali* (1980), pp. 264-290.
- SINU, *Livelli di assunzione raccomandati di nutrienti per gli italiani* (Rome: Istituto Nazionale della Nutrizione, 1977).
- Tanner et al, "Standards from birth to maturity" *Archives of Diseases in Childhood* (London: 1966).
- WHO, "Reference data for the weight and height of children" NUT 78/1 (Geneva: 1978).