

## **Despesas familiares em educação: um estudo empírico\***

Alberto de Mello e Souza\*\*

O trabalho procura verificar o efeito que variáveis como renda familiar, educação materna, zona de residência, tamanho da família e origem da renda exercem sobre as despesas realizadas pelas famílias em educação. Os dados são provenientes de um estudo sobre os orçamentos familiares na cidade do Rio de Janeiro, relativo a 1967-8. Inicialmente, as famílias são separadas entre as que têm gastos e as que não têm gastos educacionais. Com o uso da análise de discriminante, é possível ver a importância relativa das variáveis no processo de classificar as famílias nos dois grupos acima mencionados. A seguir, para as famílias com gastos, é feita uma análise de covariância com a variável renda, para ver o comportamento da elasticidade-renda dos gastos em educação. Além da importância da renda familiar, destacamos como resultados a relevância do tamanho da família e da zona de residência na explicação dos gastos em educação das famílias, além da origem da renda, no caso dos autônomos, ter o comportamento esperado.

1. Introdução; 2. Características familiares e a existência de gastos educacionais; 3. Qualidade do ensino, subsídio e gastos educacionais; 4. Conclusões.

### **1. Introdução**

Já se conhece sobre as despesas educacionais, públicas e familiares, a sua elevada elasticidade-renda, em torno de 1,5.<sup>1</sup> Entretanto, no caso das famílias, é de inte-

\* Agradeço a Paulo Vieira da Cunha e Ramonaval Augusto Costa pelas sugestões feitas, sem implicá-los por erros que, porventura, permaneçam. Socorro Sebóia cuidou do processamento de dados com a competência de sempre.

\*\* Do Instituto de Estudos Avançados em Educação da FGV.

<sup>1</sup> Estimativas dessas elasticidades-renda são encontradas em Mello e Souza (1979, cap. 1) e Souza Medeiros (1978).

resse introduzir outras características capazes de influenciar o nível de seus gastos educacionais, para se ter uma melhor idéia das razões que levam as famílias com membros em idade escolar gastar diferentemente. Como estaremos estimando uma forma reduzida, que deveria estar refletindo elementos da demanda e oferta educacionais, é bom deixar claro algumas das dificuldades inerentes a essa tarefa.

Primeiro, a oferta de educação é, em certas condições, subsidiada. Esses subsídios, normalmente, afetam apenas as despesas com matrícula e mensalidades; outros elementos do custo educacional, como a renda sacrificada e as despesas com transporte e material escolar, recaem predominantemente sobre a família. Segundo, são grandes as diferenças de qualidade existentes em um mesmo nível educacional, quer se compare escolas públicas ou escolas privadas. Tampouco, a relação entre subsídio e qualidade do ensino é inequívoca. No nível primário, o ensino público é freqüentemente inferior às boas escolas particulares enquanto na universidade as comparações favorecem as escolas do Governo. Terceiro, além dos preços, atuam outros tipos de racionamento, principalmente no 1.º ano do curso de 1.º grau e no vestibular para a universidade. A eliminação do excesso de demanda, com base em critérios acadêmicos de aprovação, penaliza mais fortemente os alunos cujas famílias têm baixa renda.

Portanto, embora as formas de racionamento levem a uma correlação positiva entre renda familiar e gastos educacionais, os subsídios podem gerar uma situação pouco clara. Consideremos duas famílias com filhos cursando a universidade. Se os filhos da família mais rica cursam uma universidade pública e os da mais pobre cursam uma universidade particular, é provável que esta família tenha gastos educacionais maiores.

Os dados necessários para estimar funções da despesa em educação podem ser encontrados nos inquéritos sobre orçamentos familiares, existentes para várias cidades brasileiras. Neste estudo, utilizamos dados referentes ao atual município do Rio de Janeiro.<sup>2</sup> Como muitas famílias não apresentavam gastos educacionais, usou-se a análise de discriminante para ver as características familiares importantes na separação das famílias em dois grupos: com e sem gastos em educação. A análise de discriminante foi aplicada, inicialmente, para aquelas famílias com pelo menos um membro familiar entre 7 e 25 anos de idade, faixa etária da população em idade escolar. Posteriormente, restringimos a análise à faixa etária de 7 a 14 anos, para a qual a escolaridade deveria ser obrigatória.

Para as famílias com despesas educacionais, procurou-se ver a melhor especificação da equação que descreve esses gastos educacionais. Ênfase especial foi posta no comportamento do coeficiente da renda familiar, ou seja, sua variação entre as classes de renda. Na primeira seção, discutimos o emprego da análise de discriminante e relatamos os resultados obtidos. Na segunda seção, apresentamos as diferentes regressões para o grupo de famílias com gastos em educação. Final-

<sup>2</sup> Veja *Pesquisa sobre orçamentos familiares* (1974).

mente, concluímos mostrando a relevância dos resultados para a discussão de uma política educacional que objetive ampliar as oportunidades educacionais para as famílias menos favorecidas.

## **2. Características familiares e a existência de gastos educacionais**

É do maior interesse saber por que famílias com membros em idade escolar não realizam gastos em educação. Idade escolar foi definida, inicialmente, como a idade entre 7 e 25 anos e, como na cidade do Rio de Janeiro são poucos os casos de crianças que nunca estiveram na escola, as famílias sem despesas educacionais devem ser aquelas cujos filhos já abandonaram a escola. Isto porque a frequência escolar exige certos gastos que necessariamente estariam registrados no orçamento familiar mesmo que o ensino fosse gratuito, como as despesas com material escolar.<sup>3</sup> Dada a amplitude da definição de idade escolar, é possível que a ausência de gastos educacionais reflita apenas a conclusão da universidade pelo filho. Esta e outras situações parecidas não têm a menor implicação para a formulação da política educacional. Não acreditamos que sejam numerosas. Se o forem, isto deverá se refletir em uma pequena capacidade da renda familiar discriminar os dois grupos de famílias: com e sem gastos educacionais. Esses problemas foram evitados quando repetimos a análise apenas para as famílias com filhos na faixa etária de 7 a 14 anos.

Como a variável dependente é dicotômica, o uso do método dos mínimos quadrados leva a uma equação de regressão, conhecida por função de probabilidade linear, onde o valor calculado da variável dependente representa uma probabilidade condicional. Esta função é aberta a dois tipos de críticas. Primeiro, a premissa da homocedasticidade do resíduo não é satisfeita quando a variável dependente tem seu campo de variação limitado. No caso, pode-se mostrar que a variância do resíduo não é constante por ser função das variáveis independentes. Segundo, pode haver valores calculados que não estão compreendidos entre 0 e 1, um resultado indesejável.<sup>4</sup>

Para superar a dificuldade da heterocedasticidade, Goldberger sugeriu uma adaptação dos mínimos quadrados generalizados.<sup>5</sup> Entretanto, se os valores calculados não estiverem contidos entre 0 e 1, essa adaptação fica impraticável sem restrições adicionais. Além disso, esse procedimento é deficiente por usar o mesmo conjunto de dados duas vezes. Para evitar a existência de valores calculados fora do intervalo (0, 1), pode-se transformar a função original, de forma a

<sup>3</sup> Os gastos educacionais registrados na pesquisa incluem matrícula, mensalidades, livros escolares, material escolar, despesas com formatura e aulas ou cursos extras.

<sup>4</sup> Veja Lansing e Morgan (1973, p. 296-301).

<sup>5</sup> Veja Goldfeld e Quandt (1972, p. 125-6).

permitir qualquer valor no intervalo  $(-\infty, +\infty)$ . Entre as inúmeras transformações possíveis, duas são mais conhecidas: os métodos probit e logit.

O método probit consiste na criação de uma função normal  $Z$ , estandardizada, cujos valores correspondentes a cada observação serão comparados com o valor assumido pela equação de regressão. Caso  $Z_i < X_i \beta$ ,  $Y_i = 0$  e caso  $Z_i > X_i \beta$ ,  $Y_i = 1$ . A função  $Z$  introduz maior flexibilidade do que existiria se houvesse apenas um valor crítico, levando em consideração que as respostas à presença de certas características podem diferir de observação para observação. O processo de estimativa do método probit é o da máxima verossimilhança. Já o método logit parte da definição de chance, dispensa qualquer exigência quanto ao tipo de distribuição e os parâmetros podem ser estimados através dos mínimos quadrados ordinários.

Outra maneira de abordar o problema é através da análise de discriminante.<sup>6</sup> Neste caso, a lógica do problema é diferente. A idéia é classificar indivíduos ou observações de acordo com as suas características, de modo a minimizar o custo dos erros de classificação. Por exemplo, se a classificação consistir de dois grupos, existem dois tipos de erros que podem ter ou não o mesmo custo.

No caso de dois grupos, a análise de discriminante obtém resultados idênticos aos de uma função de probabilidade linear porque a função discriminante linear, que minimiza o custo dos erros de classificação, é proporcional à função de probabilidade linear.<sup>7</sup> Havendo mais de dois grupos, apenas a análise de discriminante pode ser usada. Essa semelhança entre ambas faz com que a escolha favoreça o método cujas premissas sejam menos exigentes em relação à natureza dos dados. Ladd conclui que se as premissas usuais acerca do resíduo pudessem ser mantidas enquanto se ignora a distribuição das variáveis independentes, o adequado é o processo sugerido por Goldberger. Caso não se queira aceitar as premissas sobre o comportamento dos resíduos mas, em troca, aceitar que as variáveis independentes provêm de duas populações normais com uma matriz de covariância igual e médias diferentes, deve ser empregada a análise de discriminante.<sup>8</sup>

É importante pois saber se, para amostras que não satisfazem essas exigências, a função discriminante linear ainda é suficientemente robusta. Lachembruch cita estudos os quais revelam que para distribuições não-normais a função discriminante linear é robusta quando se trata de variáveis categóricas.<sup>9</sup> No caso de variáveis contínuas, os resultados não são animadores. Numa comparação entre a análise de discriminante e a análise logit resulta que, embora substitutos, os estima-

<sup>6</sup> A listagem de métodos para tratar com situações onde a variável dependente é dicotômica não é exaustiva. Poderíamos adicionar os métodos Tobit e de Orcutt.

<sup>7</sup> Ladd (1966).

<sup>8</sup> A exigência da normalidade das populações é apenas para a realização de testes de significância; caso a matriz de covariância não fosse igual, a função discriminante seria quadrática e não-linear. Veja, por exemplo, Dhrymes (1970, p. 65-71).

<sup>9</sup> Lachembruch (1975).

dores dos coeficientes na análise de discriminantes não são tão robustos para as distribuições que se afastam da normalidade.<sup>10</sup> A análise de discriminante foi aplicada a 705 observações, pois da amostra inicial de 1.020 famílias, 357 não tinham membro familiar na faixa etária de 7 a 25 anos, sendo excluídas da análise. Entre as demais, 405 famílias apresentaram gastos educacionais. O período trimestral usado no levantamento do orçamento familiar deve ter reduzido o erro proveniente da descontinuidade de certos gastos educacionais, embora despesas como matrícula só ocorram uma vez por ano.

Descrevemos a seguir as variáveis usadas em ambos os casos. Renda familiar deve representar principalmente a impossibilidade financeira de enviar os filhos à escola; secundariamente pode expressar os efeitos negativos do ambiente familiar tais como a ausência de estímulo intelectual e as consequências da subnutrição. Porém, como outros estudos já mostraram, a escolaridade materna deve refletir mais de perto a influência do ambiente familiar. Isto fica claro quando se observa a forte relação entre a escolaridade materna e a escolaridade desejada para os filhos.

A variável tamanho da família pode estar representando uma restrição para os gastos educacionais das famílias com baixa renda familiar. Também pode atuar quando se considera a faixa etária de 7-14 anos, em sentido contrário, pois quanto maior a família, maior a possibilidade de haver crianças na faixa etária de escolaridade obrigatória. Idade do chefe pode indicar um maior valor atribuído à educação pelas gerações mais novas, ou maior probabilidade destas terem crianças ainda na escola. Os dois mecanismos agem no mesmo sentido. Zona de residência deve refletir efeitos de emulação ou vizinhança e diferenças na oferta educacional. A cidade foi dividida em três zonas (sul, norte e rural), esperando-se que os habitantes da zona sul sejam privilegiados em relação aos das demais zonas.

Finalmente, a variável origem da renda usa cinco classificações. Quando pelo menos 75% da renda familiar consistia de rendimentos de autônomos e de profissionais liberais, salários e rendas de negócios ou capital, a família era assim classificada; as demais estavam na categoria outras. A intenção é captar a influência diferenciada da escolaridade dos pais sobre a geração da renda; quanto maior essa influência, maior seria o desejo de prover educação para os filhos e, conseqüentemente, a possibilidade dos gastos educacionais serem positivos. Desta forma, quando comparados com os autônomos, é mais provável que os assalariados tenham gastos educacionais.

A primeira função discriminante linear, aplicada à faixa etária de 7 a 25 anos, foi capaz de classificar corretamente 64,1% das observações originais. A estatística  $\chi^2 = 80,29$  indica que a função discriminante é altamente significativa; a correlação canônica de 0,339 denota uma capacidade satisfatória dessa função separar dois grupos. Igual indicação é obtida dos centróides dos grupos, ou seja, a média

<sup>10</sup> McFadden (1976).

dos escores de cada grupo. Para o grupo sem gastos em educação essa média é - 0,425 e para o grupo cujas famílias realizam gastos educacionais a média é 0,270.

Os coeficientes estandardizados da função discriminante e as respectivas estatísticas *F* aparecem na tabela 1. Reportamos os coeficientes estandardizados porque, semelhantes aos coeficientes beta, indicam a importância relativa das variáveis. Renda familiar e tamanho da família têm praticamente a mesma importância. A média da renda familiar do grupo com despesas em educação é 55,3% maior que a do outro grupo. Se fosse possível definir a separação entre os dois grupos pelos gastos mínimos necessários para enviar uma criança à escola particular, acreditamos que a influência da renda familiar seria aumentada. Já a média de tamanho da família é 22,1% maior para o grupo com gastos educacionais. Quanto maior o tamanho da família, maior a probabilidade de haver crianças na faixa etária do 1.º grau, onde o índice de escolarização é maior.

Tabela 1  
Variáveis incluídas na função discriminante (7 a 25 anos)

Variáveis	Coeficientes estandardizados	Valor de <i>F</i>
Renda familiar	0,607	40,40*
Tamanho de família	0,574	28,08*
Autônomos	-0,278	7,06*
Zona norte	-0,259	2,81**
Escolaridade da mãe	0,163	1,42
Zona sul	-0,159	1,36
Idade do chefe	0,142	1,29

O valor de *F* para as demais variáveis é inferior a 1.

\* Coeficiente significativo a 0,1%.

\*\* Coeficiente significativo a 10%.

Autônomos e zona norte apresentam o sinal esperado, pois ter essas características aumenta a probabilidade de a família não gastar em educação. Idade do chefe e escolaridade materna, embora atuando no sentido sugerido, não são significativas. Pode-se concluir que não é apenas a renda familiar que impede as despesas educacionais. A oferta de vagas na escola pública parece ser geograficamente diferenciada em relação às necessidades, o que acarreta dificuldades aos moradores da zona norte. Por outro lado, pertencer à categoria dos autônomos leva a um desinteresse na escolarização dos filhos, provavelmente pela percepção de uma profunda divisão entre a escola e as oportunidades de trabalho.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> As variáveis *dummy* excluídas para evitar a dependência linear são zona rural e outras.

Os resultados para o grupo etário situado na faixa de escolaridade obrigatória revelam que as mesmas variáveis utilizadas na função discriminante linear anterior foram capazes de classificar corretamente 68,3% dos casos. Havia 95 observações no grupo sem gastos em educação e 318 no outro grupo. A correlação canônica de 0,325 e a estatística  $\chi^2 = 45,74$  revelam a capacidade discriminatória da função utilizada.

Ao contrário dos resultados anteriores, apenas duas variáveis são altamente significativas, como pode ser observado na tabela 2. Essas variáveis, renda familiar e autônomos, expressam que a oferta de vagas na escola pública é insuficiente para assegurar um mínimo de escolaridade. Restrições financeiras e uma percepção de que a escola é inútil para alterar as condições de vida agem para perpetuar a marginalização dos menos favorecidos. Além disso, ainda que entrem para a escola, muitos não conseguem terminar o primeiro ano.

Tabela 2  
Variáveis incluídas na função discriminante (7 a 14 anos)

Variáveis	Coefficientes estandardizados	Valor de F
Renda familiar	0,838	30,29*
Autônomos	-0,517	13,44*
Zona sul	-0,286	1,16
Zona norte	-0,246	2,31

O valor de F para as demais variáveis é inferior a 1.

\* Coeficiente significativo a 0,1%.

A renda familiar média do grupo com gastos em educação é 88,0% maior que a do outro grupo. É interessante notar que, embora a escolaridade da mãe seja 37,2% maior para o grupo com gastos em educação, esta variável não foi capaz de discriminar. Como os autônomos freqüentemente necessitam dos filhos para ajudá-los no trabalho, a forma de inserção no mercado de trabalho do pai predomina sobre a atitude da mãe, quanto à decisão de manter ou não os filhos na escola. Tamanho da família não revelou ter um impacto, de per si, na separação dos dois grupos. Finalmente, embora não significativas, as zonas residenciais norte e sul apresentam o sinal negativo. Isto sugere que o acesso dos favelados à escola é pior que o dos moradores da zona rural.

### 3. Qualidade do ensino, subsídio e gastos educacionais

As despesas familiares são particularmente influenciadas pela existência dos subsídios que favorecem ao nível do primário as classes de baixa renda e, na

universidade, as classes de maior renda.<sup>12</sup> No nível de 1.º grau, as famílias de maior renda revelam uma preferência pela escola particular, explicável pela melhor qualidade do seu ensino. Como as vagas no 1.º grau e no 2.º grau são, predominantemente, oferecidas pela escola particular, resulta que uma melhor qualidade ou maior quantidade de escolarização envolvem um forte aumento nos gastos educacionais. Já na universidade, os subsídios beneficiam acentuadamente as famílias mais ricas, cuja demanda de educação já está suficientemente atendida. Em decorrência, é de se esperar uma elevada elasticidade-renda das despesas em educação para as camadas mais pobres; na classe rica deverá apresentar valores decrescentes.

Podem ser seguidos dois caminhos para verificar se o coeficiente da renda varia entre diferentes classes de renda. O primeiro, consiste na aplicação de Box-Cox, que é um método para obter entre uma família de curvas possíveis a curva que produz o melhor ajustamento.<sup>13</sup> Obtida esta curva podemos observar o comportamento da elasticidade-renda. O outro caminho, aqui empregado, consiste no uso da análise de covariância, ou seja, a introdução de *dummies* para diferentes classes de renda e, desta forma, testar a hipótese que os coeficientes de renda são iguais.<sup>14</sup>

Experimentamos três especificações para a relação renda-despesas educacionais: linear, quadrática e logarítmica. As variáveis independentes são as mesmas utilizadas na análise de discriminante, com a exclusão de idade do chefe. As 375 observações provêm apenas do primeiro trimestre da pesquisa de orçamentos familiares, para evitar a influência indébita da sazonalidade dos gastos educacionais.

Os resultados das regressões aparecem na tabela 3. A função linear não capta adequadamente o decréscimo da proporção das despesas em educação na renda familiar e, portanto, as funções quadrática e logarítmica revelam um melhor ajustamento aos dados. A renda familiar é sempre a variável independente de maior importância, conforme revela o coeficiente beta.

Com o objetivo de testar a existência de coeficientes da renda distintos, foi feita a análise de covariância para as funções linear e logarítmica. Para tal, dividimos inicialmente a amostra em três classes de renda: rendas inferiores a três salários mínimos, rendas entre três e dez salários mínimos e rendas acima de dez salários mínimos. Enquanto para a função logarítmica encontramos resultados significativos, o mesmo não ocorreu com a função linear. Um desdobramento da classe de renda média em duas (uma entre três e seis e a outra entre seis e dez salários mínimos) proporcionou resultados significativos apenas para a função linear.

Neste caso, os coeficientes de renda para as classes de renda média-inferior, média-superior e rica diferiam a 1% do coeficiente da classe de renda baixa.

<sup>12</sup> Para a evidência empírica, veja Mello e Souza (1979, cap. 3).

<sup>13</sup> Um exemplo de sua aplicação para despesas em educação aparece em Souza Medeiros (1978).

<sup>14</sup> Sobre a análise de covariância veja Johnston (1972, p. 192-207).



Tabela 3

## Despesas familiares em educação – resultados das regressões

Especificações Coeficientes	Linear I	Quadrática	Logarítmica I	Linear II	Logarítmica II
Constante	-5,5825	-25,1754	-2,4591	55,5421	-4,9370
Renda familiar					
$b_1$	0,0188 (31,38) [0,292]	0,0497 (63,35) [0,775]	0,8418 (63,40) [0,434]	0,0734 (4,51) [1,144]	1,2330 (33,47) [0,636]
$b_2$		-0,000002 (33,32) [0,500]		0,0407 (3,19) [0,222]	-0,0578 (3,042) [0,156]
$b_3$				0,0774 (7,87) [0,671]	-0,1173 (4,64) [0,271]
$b_4$				0,0853 (7,03) [1,569]	
Escolaridade materna	4,1505 (4,78) [0,117]	1,7121 (0,84) [0,048]	0,0262 (1,56) [0,067]	3,2300 (2,89) [0,091]	0,0283 (1,80) [0,073]
Tamanho da família	2,5796 (1,13) [0,049]	0,7474 (0,100) [0,014]	-0,0636 (5,77) [0,11]	2,9779 (1,48) [0,057]	0,0639 (5,73) [0,111]
Origem da renda					
Assalariado	*	*	0,1125 (0,79) [0,039]	*	0,0983 (0,58)
Autônomo	7,6737 (0,06) [0,011]	*	*	*	*
Prof. liberal	-101,5746 (1,80) [0,061]	-98,0851 (1,82) [0,058]	-1,2393 (2,39) [0,067]	-112,1218 (2,23) [0,067]	-1,3858 (2,95) [0,075]
Capital	13,8781 (0,231) [0,022]	19,6780 (0,505) [0,031]	*	21,235 (0,55) [0,033]	-0,0660 (0,05) [0,149]
Zona de residência					
Zona Sul	68,6501 (27,02) [0,262]	46,5464 (9,73) [0,178]	0,4091 (6,39) [0,142]	55,8957 (17,26) [0,213]	0,4293 (6,93) [0,149]
Zona Norte	*	3,3318 (0,07) [0,013]	0,0380 (0,07) [0,014]	*	0,0331 (0,06) [0,012]
$\bar{R}^2$	0,255	0,315	0,308	0,276	0,312
F	19,29	22,52	24,83	17,25	17,93

\* O coeficiente não foi computado, dada a sua inexpressividade.

Nota: O valor da estatística F aparece entre parêntesis; o coeficiente beta aparece entre colchetes. D = Despesas em Educação; Y = Renda Familiar; Z = Vetor das demais variáveis; Ym = Classe de renda média; Yr = Classe de renda alta; Ymi e Yms = Subdivisões da classe de renda média.

Linear I:  $D = a + b_1 Y + cZ$ ; Quadrática:  $D = a + b_1 Y + b_2 Y^2 + cZ$ ;

Logarítmica I:  $\log D = a + b_1 \log Y + cZ$ ; Linear II:  $D = a + b_1 Y + b_2 YYmi + b_3 YYms + b_4 YYr + cZ$

Logarítmica II:  $\log D = a + b_1 \log Y + b_2 \log YYm + b_3 \log YYr + cZ$

Também testamos se havia diferença entre os coeficientes de renda das classes média e rica através de regressões adicionais. Encontramos que o coeficiente relativo à classe de renda média-inferior difere, a 1%, daqueles das classes de renda mais elevadas que, porém, não são diferentes entre si. Para a função logarítmica, o coeficiente da classe de renda rica difere, a 5%, do da classe de renda pobre, enquanto o da classe de renda média difere apenas a 10% de nível de significância.

Na função linear, a propensão marginal a gastar em educação cresce com as classes de renda e embora a proporção da renda com os gastos em educação decresça, a elasticidade-renda, estimada nos pontos médios das classes de renda, é crescente. Já a quadrática e a logarítmica exibem uma concordância com a hipótese formulada de que a elasticidade-renda dos gastos em educação é menor para as famílias de maior renda. A elasticidade-renda da função logarítmica que varia entre 1,23 e 1,11 está próxima de valores encontrados em outro estudo.<sup>15</sup>

Entre as demais variáveis, tamanho da família é significativa apenas na versão logarítmica, aparecendo aí com o sinal negativo. *A priori*, o sinal dessa variável poderia ser positivo ou negativo. Se positivo, estaria indicando que, embora as despesas por filho possam ser decrescentes, o total dessas despesas aumentaria para famílias maiores. Se negativo, estaria a indicar inequivocamente a presença de um *trade-off* entre quantidade e qualidade de filhos, na medida em que esta possa ser representada pelos gastos educacionais. O coeficiente de tamanho de família revela que, em média, para cada membro familiar adicional as despesas educacionais caem de 6,4%. Isto significa que, comparando famílias tendo dois e quatro filhos estudando, os gastos por filho da primeira são mais do dobro dos gastos da segunda família.

Escolaridade materna, embora apareça sempre com o sinal correto, é significativa apenas na função linear. Ainda que nenhuma categoria de origem da renda seja significativa a 5%, profissão liberal é significativa a 10% e 15% nas duas versões logarítmicas e aparece sempre com o sinal negativo, contrário ao esperado. Pode-se, pois, conjecturar que esta variável esteja apreendendo o fenômeno de que a gratuidade do ensino superior favorece predominantemente a classe média alta, composta de pessoas de *status* profissional elevado, como o são os profissionais liberais. Já o efeito da escolaridade materna seria principalmente o de prolongar a escolarização dos filhos, como evidenciado anteriormente.<sup>16</sup>

Os gastos dos moradores da zona sul são cerca de 40% maiores que os dos moradores da zona rural, que aparece no intercepto, e da zona norte. Parte da explicação deve estar na presença de um efeito emulação do comportamento dos vizinhos; também é possível que, atualmente, a grande densidade demográfica na

<sup>15</sup> Usando observações médias de classes de renda provenientes de quatro capitais de estado obtivemos, através de regressões de funções logarítmicas, de gastos em educação e renda familiar, valores de elasticidade-renda compreendidos entre 1,27 e 1,55. Mello e Souza (1979, p. 71-2).

<sup>16</sup> Mello e Souza (1979, p.132-4).

zona sul decorra, entre outros fatores, de uma oferta educacional abundante e variada. De qualquer maneira, observa-se uma notável discrepância de gastos entre zonas residenciais, o que deve refletir uma educação mais longa e de melhor qualidade para os moradores da zona sul.<sup>17</sup>

#### 4. Conclusões

A tentativa de relacionar as despesas familiares em educação com características dessas famílias deu resultados satisfatórios. A análise de discriminante, feita separadamente para as faixas etárias de 7-25 e 7-14 anos, levou à classificação correta de cerca de 2/3 das observações. Em ambos os casos, renda familiar constituiu-se na variável mais importante. Certamente, para aqueles na faixa de idade correspondendo à escolaridade obrigatória, a gratuidade da escola pública não é suficiente para garantir a escolarização das camadas mais pobres. Tamanho de família não parece agir como fator impeditivo dos gastos educacionais; somente é significativa ao se considerar a faixa etária dos 7-25 anos e, neste caso, a interpretação é que, quanto maior a família, maior a sua probabilidade de ter gastos em educação.

A variável autônomos é altamente significativa em ambos os casos, sugerindo que as aspirações relativas à escolaridade dos filhos estão fortemente influenciadas pela importância que a escolaridade do chefe tem no tipo de atividade que desempenha. Ao contrário do esperado, a escolaridade da mãe não parece exercer influência sobre a existência ou não dos gastos familiares em educação.

O montante das despesas em educação está fortemente relacionado com a renda familiar. A elasticidade-renda é maior que um e decrescente para as classes de renda consideradas. Além do fato que a demanda de educação é finita, esse decréscimo da elasticidade-renda deve resultar da estrutura dos subsídios educacionais, ao favorecer, no ensino superior, as classes de renda alta. O comportamento contrário ao esperado da variável profissão liberal corrobora essa explicação.

A elevada elasticidade-renda decorre da busca de qualidade de ensino ao lado de uma ampliação da escolarização, possibilitadas por uma maior renda. Esta busca de qualidade está, em parte, ligada ao *peer effect*, ou seja, a importância da convivência com um grupo social mais privilegiado. Por outro lado, como essas despesas podem ser abatidas da renda bruta para o cálculo do imposto de renda, o ônus real decresce à medida que aumenta a renda familiar. Mas a grande atratividade desses gastos deve estar em que, se feitos no 1.º grau onde a qualidade de escola pública é inferior à das melhores escolas particulares, vão aumentar as chances de

<sup>17</sup> Mesmo entre as escolas públicas, existe uma diferenciação apreciável da qualidade do ensino. Veja Pires Ferreira (1978).

uma escolarização mais prolongada e de entrar em uma universidade gratuita, o que aumenta a rentabilidade privada desses gastos.

Portanto, os subsídios educacionais reduzem as despesas efetivas das famílias de renda elevada e o seu acesso à universidade pública, de maior qualidade, aumenta rentabilidade desses gastos; tudo isto fortalece a inequidade do sistema escolar. Como a possibilidade de melhorar o ensino de base público depende de recursos que não estão à disposição do setor educacional e, mesmo que ocorra, não modifica o ambiente familiar, cuja influência é considerável sobre o desempenho escolar, resta reduzir os subsídios das universidades públicas àqueles que podem pagar. Desta forma, o setor educacional poderia dispor de maiores recursos, que seriam orientados para o ensino de base e haveria uma menor discrepância entre o retorno privado e social do ensino superior.

O sinal negativo de tamanho da família deve refletir o *trade-off* entre quantidade e qualidade de filhos. Isto sugere a necessidade de considerar, além da renda, esta característica no critério de distribuição dos subsídios para se evitar uma tendência à perpetuação de famílias numerosas e pobres.

Finalmente, a zona sul revelou uma forte influência sobre os gastos educacionais. Este fato nos leva a conjecturar se, na política de desenvolvimento urbano não está ausente um instrumento poderoso, qual seja, uma ênfase na qualidade das escolas públicas em áreas de densidade mais rarefeita ou o oferecimento de certas vantagens à escola particular, como a concessão de bolsas de estudo, para viabilizar uma ocupação mais racional do espaço urbano.

## Abstract

This article deals with the relationship between family expenditures in education and variables such as family income, family size, mother's education, origin of income and zone of residence. The data used comes from a family budget survey, carried out in the Rio de Janeiro city, during 1967/8. First, families are grouped with respect to the existence or not of expenditures in education. Use is made of discriminant analysis to find out the relative importance of the variables in the classification of the families in the two groups mentioned above. Afterwards, for families with positive expenditure, covariance analysis is applied to the income variable in order to observe the behavior of the income – elasticity of expenditures in education. Besides the importance of family income, other results point out to the relevance of family size and zone of residence in the determination of family expenditures in education. In the case of the low wage self-employed income origin has the correct sign.

## Bibliografia

- Dhrymes, Phoebus J. *Econometrics*. New York, Harper & Row, 1970.
- Goldfeld, S. E. & Quandt, R. E. *Nonlinear methods in econometrics*. Amsterdam, North-Holland Publishing Co., 1972.
- Johnston, J. *Econometric methods*. 2.<sup>a</sup> ed. New York, McGraw-Hill, 1972.
- Lachembruch, Peter A. *Discriminant analysis*. New York, Hafner Press, 1975.
- Ladd, George W. Linear probability functions and discriminant functions. *Econometrica*, 34: 873-85, oct. 1966.
- Lansing, John B. & Morgan, James N. *Economic Survey methods*. Ann Arbor, Institute of Social Research, 1973.
- McFadden, Daniel. A comment on discriminant analysis versus logit analysis. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5: 511-23, 1976.
- Mello e Souza, Alberto. *Financiamento da educação de acesso à escola no Brasil*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1979.
- Pesquisa sobre orçamentos familiares. Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas, 1974, 4 v.
- Pires Ferreira, Idê A. M. *Escolarização Desigual em Escolas Municipais de 1.º Grau na Cidade do Rio de Janeiro*. Tese de Mestrado. Instituto de Estudos Avançados em Educação, Fundação Getulio Vargas, 1978.
- Souza Medeiros, José Adelino. Curvas de Engel e transformação de Box-Cox: uma aplicação dos dispêndios em alimentação e educação na cidade de São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 8: 795-827, dez. 1978.