

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ
SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E COORDENAÇÃO (SEPLAN)
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 24

EXISTIRIA UM TAMANHO IDEAL DE ESCOLA?

Marcos Costa Holanda¹
Francis Carlo Petterini²
Marcelo Ponte Barbosa³

Fortaleza-CE
Dezembro/2006

¹ PhD em Economia pela Universidade de Illinois, Diretor-Geral do IPECE e Professor do CAEN/UFC. E-mail: holanda@ipece.ce.gov.br.

² Mestre em Economia pelo CAEN/UFC e Analista de Políticas Públicas do IPECE. E-mail: francis@ipece.ce.gov.br.

³ Mestre em Economia pelo CAEN/UFC e Analista de Políticas Públicas do IPECE. E-mail: mponete@ipece.ce.gov.br.

Nota: Os autores agradecem a colaboração de Eloisa Maia Vidal e sua equipe, da Secretaria de Educação Básica do Ceará, e de Sandra de Holanda Martins e Kelly Cristina Barbosa, da Controladoria do Ceará.

Textos para Discussão do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ

Lúcio Gonçalo de Alcântara – Governador

SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E COORDENAÇÃO (SEPLAN)

Vicente Cavalcante Fialho – Secretário

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Marcos Costa Holanda – Diretor Geral

Jair do Amaral Filho – Diretor de Estudos Setoriais

Antônio Lisboa Teles da Rosa – Diretor de Estudos Sociais

A Série Textos para Discussão do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), tem como objetivo a divulgação de trabalhos elaborados pelos servidores do órgão, que possam contribuir para a discussão de diversos temas de interesse do Estado do Ceará.

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

End.: Centro Administrativo do Estado Governador Virgílio Távora

Av.: General Afonso Albuquerque Lima, S/N

Ed.: SEPLAN – 2º andar

60839-900 – Fortaleza-CE

Telefones: (85) 488 7507/488 7654

Fax: (85) 488 7564

www.ipece.ce.gov.br

ipece@ipece.ce.gov.br

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo estimar o tamanho ideal da escola pública. Para tanto, foram usadas bases de dados de escolas públicas do Ceará e do Paraná. Discute-se um possível *trade-off* entre tamanho ideal para minimizar custos e o tamanho ideal para maximizar o desempenho escolar, medido pelas notas dos alunos em exames de proficiência. Verifica-se que estas duas variáveis possuem pouca dependência e que, possivelmente, o *background* familiar seja o principal componente do desempenho escolar. Conseqüentemente, o tamanho que minimiza custos pode ser considerado como o tamanho ideal da escola, já que não há comprometimento da qualidade.

Palavras-chave: tamanho da escola, custos da educação, qualidade do ensino.

ABSTRACT

In this paper we estimate the optimal size for a public school. For this, we use databases from public schools of Ceara and Parana. We discuss the possible trade-off between the school size that minimize costs and the school size that maximize pupil's performance, which is measured by the average grades in proficiency exams. We verify that these two variables are not strongly correlated and that family background seems to be the main factor that determines school performance. Consequently, we can consider the size that minimizes costs as the ideal size of a public school, since it does not compromise quality. Keywords: school size, educational costs, quality of education.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO, 7

2 ASPECTOS TEÓRICOS, 8

3 O CASO DO CEARÁ, 9

4 O CASO DO PARANÁ, 16

5 TAMANHO DA ESCOLA E DESEMPENHO ESCOLAR, 20

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS, 23

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS, 24

ANEXOS, 25

1 INTRODUÇÃO

Pela ótica dos custos, qual seria o tamanho ideal da escola? Além disso, este tamanho afetaria a proficiência dos alunos? Existiria um *trade-off* entre tamanho ideal na ótica dos custos e tamanho ideal sob o aspecto do desempenho dos alunos?

Na busca de respostas para esses questionamentos, estudaram-se duas bases de dados escolares: uma para o Ceará e outra para o Paraná (ambas apresentadas em anexo).

A base do Ceará dispõe os custos de 29 escolas da rede estadual, para 2004 e 2005. Nela, são apresentados vários componentes da função custo das escolas, classificando as observações pelo local (Interior ou Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) e pelo tipo de ensino (fundamental, médio ou médio/fundamental). Algumas informações qualitativas também estão disponíveis.

A base do Paraná dispõe os custos de 13 escolas das redes estadual, municipal e federal, para 2003. Esta base também apresenta componentes da função custo da escola, podendo-se controlar as observações pela localização (Urbana e Rural) e pelo tipo de ensino (fundamental, médio ou médio e fundamental). Todavia, estes dados não apresentam variáveis qualitativas adicionais.

Uma diferença importante entre as duas bases de dados é que a amostra do Ceará apresenta escolas com performance educacional abaixo e acima da média estadual (medida por testes de proficiência aplicados aos alunos da escola), enquanto que no Paraná coletaram-se apenas informações de escolas com performance acima da média.

Para além desta introdução, o trabalho está estruturado da seguinte forma: na seção II é feita uma breve revisão dos aspectos teóricos que envolvem os custos; na seção III faz-se uma inferência do "tamanho ideal" da escola, na ótica dos custos, usando-se a base de dados do Ceará; na seção IV exploram-se os dados do Paraná; na seção V aborda-se a questão do possível *trade-off* entre tamanho ideal na ótica dos custos e tamanho ideal sob o aspecto do desempenho da escola; e, por fim, na seção VI, apresentam-se as considerações finais.

2 ASPECTOS TEÓRICOS

Esta seção objetiva contextualizar a questão dos custos dentro da teoria econômica⁴. Assim, começa-se por admitir que uma escola pública possua n fatores de produção de matrículas, e então se pergunta: se e o preço de cada fator é w_i , qual o meio mais barato de produzir as Y matrículas demandadas pela comunidade?

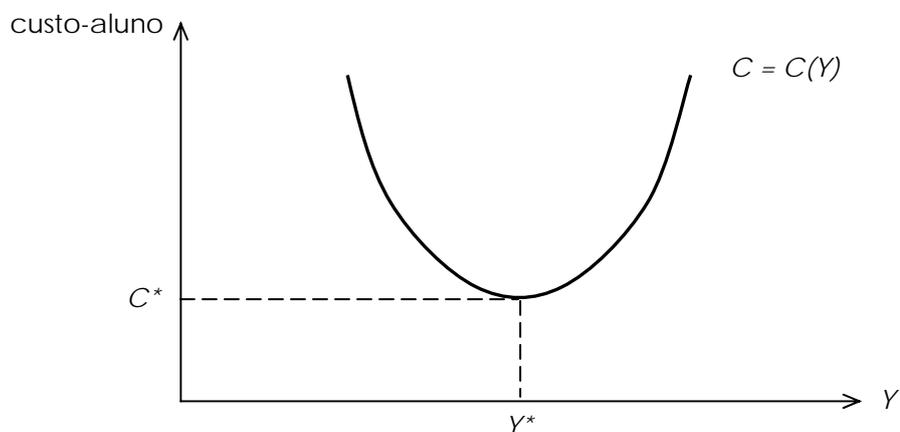
Pela teoria econômica, sendo Y uma função dos n fatores de produção (x), deve-se resolver o problema de minimização exposto em [1].

$$\min_{x_1, x_2, \dots, x_n} \sum_{i=1}^n w_i \cdot x_i \quad \text{tal que} \quad f(x_1, x_2, \dots, x_n) = Y \quad (1)$$

A resolução do problema (1) implica numa combinação ótima dos fatores que, dada a tecnologia usada pela escola, geram as Y matrículas ao menor custo possível.

Sob o pressuposto de que uma escola combina os fatores de modo minimizar seus custos, pode-se considerar que ela possui uma função custo (relacionada ao preço dos fatores de produção e a Y) que fornece o menor gasto possível para cada demanda de Y matrículas, uma $C=C(Y)$, chamada aqui de "curva de custo-aluno". Teoricamente esta curva terá um formato de "U", e existirá um tamanho de escola (Y^*) que gera o menor custo-aluno possível (C^*), como ilustrado na Figura 1.

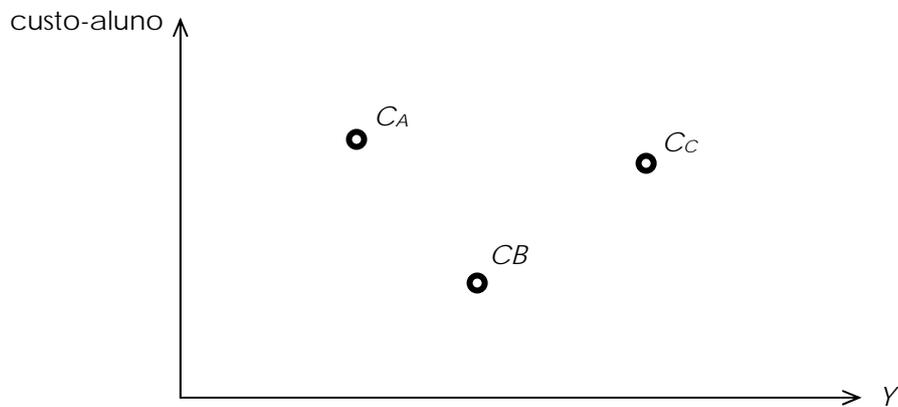
Figura 1 – Curva de custo-aluno da escola



⁴ Este texto está fundamentado nos capítulos 20 e 21 de Varian (2000), que tratam da teoria dos custos.

Suponha agora que se observam o custo-aluno e o número de matrículas de três escolas em três comunidades diferentes, C_A , C_B e C_C (Figura 2).

Figura 2 – Dispersão do custo-aluno e das matrículas (Y) das escolas A, B e C



Com base na teoria econômica, para cada uma das três observações anteriores pode ser dito que a escola segue um dos três padrões abaixo:

- I. Minimiza custos (está sobre a "curva de custo-aluno");
- II. Além de minimizar custos, ela opera na escala de menor custo-aluno;
- III. Não minimiza custos.

Para responder à questão "pela ótica dos custos, qual seria o tamanho ideal da escola?", com base (apenas) nas observações das escolas A, B e C, pelo menos três análises podem ser feitas:

Análise 1 - Simplesmente observar a escola com menor custo-aluno e respectivo número de matrículas, admitindo que este número é o ideal, pois foi o menor observado;

Análise 2 - Admitir que todas as escolas estejam sobre a mesma curva de custo-aluno (por ser minimizadoras de custos, possuem a mesma tecnologia e compram fatores pelos mesmos preços), assim, ao observar a "curva envoltória" sobre estes pontos (ou seja, a própria "curva de custo-aluno"), se verificaria o tamanho que gera o menor custo-aluno possível;

Análise 3 - Ou então, pode-se estimar uma curva de custo-aluno mediante dados observados para cada escola, e, admitindo que existam escolas nas três situações

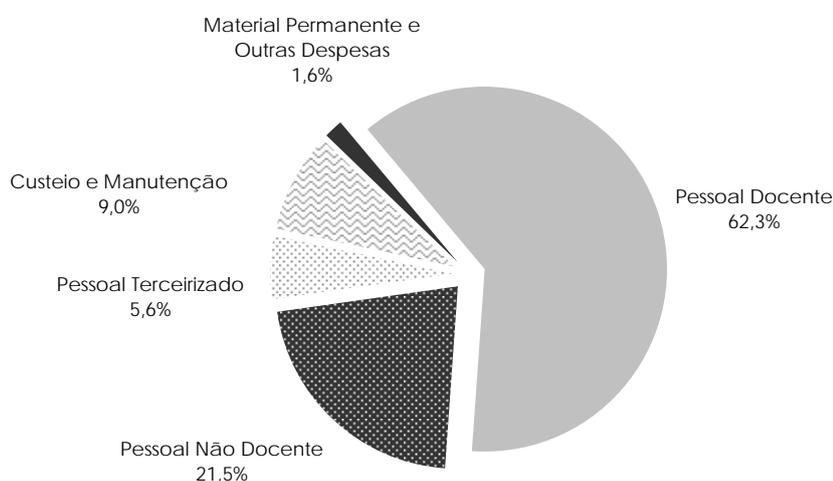
acima e escolas que são *outliers*⁵, se construiria a curva de custo-aluno de uma escola imaginária, onde seu ponto mínimo indicaria um tamanho ideal de escola.

Cada uma das análises acima possui pontos positivos e negativos. Todavia, por uma questão de aplicabilidade aos dados utilizados neste trabalho, optou-se pela terceira análise, estimando-se a curva de custo-aluno de uma “escola representativa” a partir de mínimos quadrados ordinários⁶.

3 O CASO DO CEARÁ

A amostra do Ceará é composta por 29 escolas da rede estadual⁷, cujos custos foram observados em 2004 e 2005. Os dados foram divididos em cinco categorias: i) despesas com pessoal docente; ii) despesas com pessoal não docente; iii) despesas com pessoal terceirizado; iv) despesas de custeio e manutenção; e v) despesas com material permanente e outras despesas. A Figura 3 ilustra a composição média destes custos no custo total das escolas da amostra.

Figura 3 – Composição média dos custos das escolas do Ceará



⁵ Para o mesmo número de matrículas (Y) a escola *outlier* obtém um custo-aluno menor que o da escola representativa.

⁶ Esta estratégia é brevemente discutida em Wonnacott e Wonnacott (1978), na página 82.

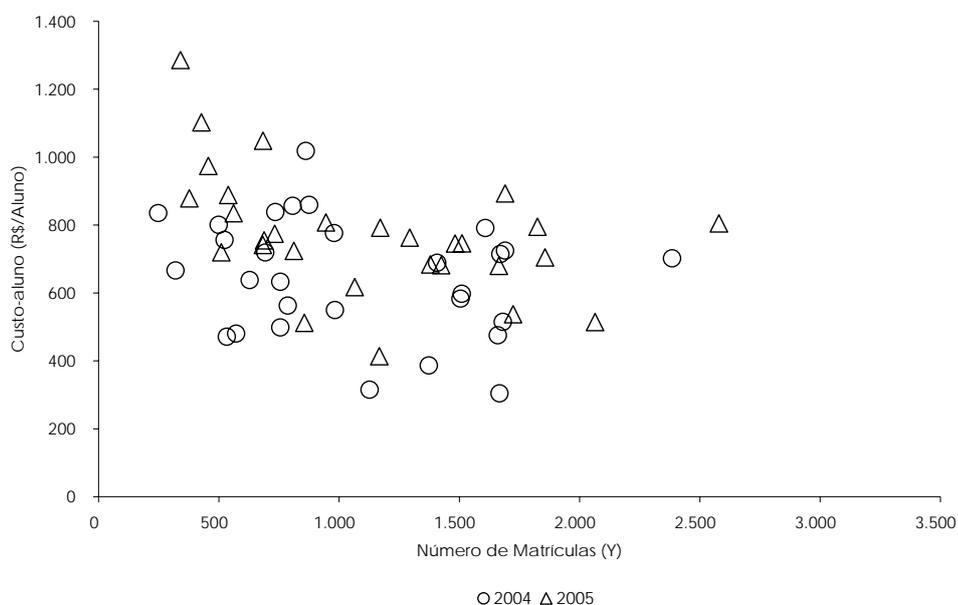
⁷ Levantamento feito pela Secretaria da Educação Básica (SEDUC). Os custos apontados são todas as despesas pagas pela escola com os recursos transferidos pela Secretaria, assim como despesas da escola que foram pagas diretamente pela Secretaria.

Há de se tecer dois comentários sobre a composição dos custos dessa amostra. O primeiro é que o levantamento dos custos está subestimado, porque não contabiliza as despesas da escola pagas pelo Ministério da Educação (com livros didáticos, computadores e outros materiais) e também não contabiliza outras despesas pagas pela própria comunidade. Estes montantes variam muito entre as escolas e, segundo entrevistas informais com educadores, eles podem atingir até 20% da despesa total.

O segundo comentário é acerca da elevada despesa com pessoal. Mais de 80% dos gastos observados são alocados para o pagamento de pessoal (professores, funcionários e profissionais contratados). Até certo ponto, este é um resultado esperado, pois 69% das escolas da amostra possuem nível fundamental, e pela Lei nº 9.424/96⁸ devem gastar pelo menos 60% de suas receitas com o magistério.

Ao considerar o custo total da escola no ano dividido pelo número de matrículas, chega-se ao custo-aluno (custo médio). A Figura 4 apresenta um gráfico da dispersão entre as observações de custo-aluno e matrículas, onde se pode vislumbrar a forma de um "U", coerente com a teoria econômica.

Figura 4 – Dispersão entre o custo-aluno (custo médio) e o número de matrículas – Ceará



⁸ Lei que dispõe sobre o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e Valorização do Magistério (FUNDEF).

Os valores apresentados no gráfico de dispersão estão a preços correntes. Como as escolas observadas não estão no mesmo município e não compram necessariamente dos mesmos fornecedores, julgou-se pouco conveniente uma correção de inflação.

Os dados da amostra também podem ser controlados pela localização (Interior e Região Metropolitana de Fortaleza – RMF) e pelo o tipo de ensino (fundamental, médio ou médio/fundamental). A Tabela 1 apresenta a média do custo-aluno da amostra por ano, tipo e local. Nela pode-se observar que, por exemplo, na média se gasta mais com um aluno do ensino fundamental do que com um aluno dos outros níveis de ensino.

Tabela 1 – Média do custo-aluno da amostra do Ceará por ano, tipo e local – (R\$/Aluno)

Tipo e Local	2004		2005			
	RMF	Interior	Estado	RMF	Interior	Estado
F	745.61	733.33	739.46	893.89	802.52	848.21
M	610.16	620.73	617.21	700.53	764.23	743.00
M&F	626.53	587.36	606.94	736.23	754.78	745.50
Todos	659.39	636.36	646.69	776.50	770.26	773.06

Obs.: “F” são escolas de nível fundamental, “M” de nível médio e “M&F” de níveis médio e fundamental.

Como a estratégia de análise será estimar a curva de custo médio da “escola representativa”, é importante testar as diferenças de média da variável dependente, controlando-se por ano, tipo e local. Se as diferenças forem estatisticamente significantes, será necessário acrescentar os respectivos controles na análise de regressão⁹.

O primeiro controle testado foi o ano. Formulou-se a hipótese nula de que a diferença entre o custo-aluno médio de 2005 e 2004 era maior que zero, contra a hipótese alternativa do caso contrário. Com um teste de estatística t, aceitou-se que a diferença de R\$ 126.37 é maior que zero (a estatística de teste foi 2.72 e o valor tabelado é 1.68, com significância de 0.10).

As outras possibilidades de controle também foram testadas, todavia, a única diferença que se mostrou “significante” foi a do gasto no nível fundamental em relação aos outros níveis. Para 2004, a diferença de R\$ 128.12 foi estatisticamente

⁹ Uma referência para os testes de diferença de média é Hoffman (1978), na página 176.

significante (a estatística de teste foi 1.86 e o valor tabelado é 1.70, com significância de 0.10). Mas para 2005, a diferença de R\$ 103.78 não foi estatisticamente significativa (a estatística de teste foi 1.41 e o valor tabelado é 1.70, com significância de 0.10). Dada a situação, optou-se por acrescentar um controle de nível de ensino na análise de regressão.

Com base na discussão teórica da seção II e nos testes de diferença de média acima, a estratégia de estimação da curva de custo-aluno da escola representativa considerará a forma funcional exposta em [2]. Trata-se de um polinômio de segunda ordem acrescentado de variáveis de controle.

$$C_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{i,t} + \alpha_2 \cdot Y_{i,t}^2 + \beta_1 \cdot DT_t + \beta_2 \cdot DF_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Em (2), tem-se que C é o custo-aluno (da escola i no ano t), α 's e β 's são parâmetros, Y é o número de matrículas, DT é uma dummy (1 para 2005, 0 no caso contrário), DF é outra dummy (1 para escolas de nível fundamental, 0 no caso contrário) e ε é o termo residual. Para condizer com a discussão teórica da seção II, espera-se que o α_1 estimado seja negativo, que o α_2 estimado seja positivo e que ambos sejam estatisticamente significantes.

Um ponto sobre a formulação (2) que merece comentário é que, na condição de "função custo total médio", ela está órfã da parcela do custo fixo médio. Existem três razões para isto: i) parcimônia; ii) problemas de multicolinearidade; e iii) o custo fixo da escola pública "representativa" é intangível.

A primeira razão deve-se ao pequeno número de observações e a simplicidade de derivação de um ponto mínimo, e a segunda razão foi observada nas primeiras tentativas de estimação. Já terceira razão parte do pressuposto que o único custo fixo de uma escola pública é o custo de oportunidade (financeiro e social) de não usar um prédio público e suas instalações. Se o prédio não estiver sendo utilizado, considera-se que não haverá uma taxa fixa de água, luz ou telefone, e os professores e funcionários serão alocados para outras funções.

Dada a problemática, optou-se por simplesmente desconsiderar a parcela de custo fixo.

Em (3) é apresentada a “curva de custo-aluno” estimada para a escola representativa, onde os valores entre parênteses são estatísticas t associadas aos parâmetros estimados.

$$\hat{C}_{i,t} = 921.69 - 0.4953 \cdot Y_{i,t} + 0.0002 \cdot Y_{i,t}^2 + 123.93 \cdot DT_t + 81.39 \cdot DF_i \quad [3]$$

(9.73) (-3.14) (2.65) (3.00) (1.63)

As estatísticas do conjunto da regressão (3), para as 58 observações utilizadas, são: $R^2 = 0.344$; Log-likelihood = -372.878; e estatística F = 6.943. O ajustamento da regressão aparenta boa qualidade, além de todos os sinais dos parâmetros estimados estarem coerentes com o esperado e de apresentarem significância estatística (a pelo menos 90% de confiança).

As estimativas de mínimos quadrados são consistentes na presença de heterocedasticidade, todavia, as estatísticas t associadas aos parâmetros estimados não são válidas (o que poderia comprometer a interpretação dos resultados encontrados). Assim, para se testar a existência de heterocedasticidade no modelo, usou-se o Teste de White¹⁰, cuja hipótese nula é “os resíduos são homocedásticos” e a hipótese alternativa é o caso contrário.

A estatística de teste (w) é computada numa regressão auxiliar, cuja variável dependente é o quadrado dos resíduos (da regressão original) contra o produto cruzado das variáveis explicativas (da regressão original)¹¹. Assintoticamente, a estatística w, que é o produto do número de observações com o R² da segunda regressão, terá uma distribuição χ^2 com graus de liberdade iguais a “p-1” parâmetros da segunda regressão. Como w foi computado em 1.71 e o valor crítico tabelado da χ^2 com 5 graus de liberdade é 11.07, com significância de 0.05, se aceita a hipótese de homocedasticidade.

Para validar a especificação do modelo, aplicou-se o Teste de Ramsey¹². Este teste parte do seguinte princípio: o efeito de um erro de especificação pode ser aproximado por uma função da variável dependente estimada. Assim, o teste se dá pela análise dos parâmetros de uma segunda regressão, cuja forma funcional é igual a da primeira acrescentada de uma função da variável dependente

¹⁰ Para detalhes sobre o teste, pode-se consultar Patterson (2000), na página 161.

¹¹ A regressão usada foi: $\hat{\varepsilon}_{i,t}^2 = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot Y_{i,t} + \lambda_2 \cdot Y_{i,t}^2 + \lambda_3 \cdot Y_{i,t}^4 + \lambda_4 \cdot DT_t + \lambda_5 \cdot DF_i + u_{i,t}$.

¹² Para detalhes sobre o teste, pode-se consultar Vasconcellos e Alves (2000), na página 129.

estimada (na primeira regressão). A hipótese nula do teste é “os parâmetros associados a função da variável dependente estimada são iguais a zero” (boa especificação) e a hipótese alternativa é o caso contrário.

A estatística de teste (r) é computada numa fórmula que envolve os resíduos da primeira e da segunda regressão. A estatística r terá uma distribuição F com “ l ” graus de liberdade no numerador (o número de novas variáveis explicativas acrescentadas) e “ $n-k-l-1$ ” graus de liberdade no denominador (observações, variáveis explicativas originais e novas, respectivamente). Como r foi computado em 1.28 (para $l=2$) e o valor tabelado da respectiva distribuição F é 3.18, com significância de 0.05, se aceita a hipótese da boa especificação.

Considerando os aspectos discutidos até aqui, aceitou-se a forma funcional descrita por (3) como a curva de custo-aluno da escola representativa. Assim sendo, para chegar ao tamanho ótimo desta escola é necessário calcular a primeira derivada (parcial) de C em relação a Y e igualar o resultado a zero¹³, como é feito em (4).

$$\frac{\partial C}{\partial Y} = -0.4953 + 2 \cdot 0.0002 \cdot Y = 0 \quad \Rightarrow \quad Y^* = 1,510 \quad (4)$$

O resultado exposto em (4), e que responde a questão de “qual seria o tamanho ideal da escola?”, aponta o número de 1,510 matrículas¹⁴ para a amostra do Ceará.

Dado o resultado exposto em (4), a pergunta direta que se faz é: qual o perfil de uma escola com 1,510 matrículas? Para responder esta questão, apresenta-se na Tabela 2 o perfil de matrículas das escolas da amostra, controlando por tipo e local.

Tabela 2 – Média do número de matrículas da amostra do Ceará por ano, tipo e local

Ano \ Tipo e Local	2004			2005		
	RMF	Interior	Estado	RMF	Interior	Estado
F	817	677	748	780	737	759
M	<u>1,475</u>	929	1,111	<u>1,561</u>	1,091	1,247
M&F	<u>1,394</u>	1,084	1,239	<u>1,445</u>	1,090	1,267
Todos	1,235	924	1,064	1,267	1,002	1,121

Obs.: “F” são escolas de nível fundamental, “M” de nível médio e “M&F” de níveis médio e fundamental.

¹³ Dada a simplicidade da função, as condições de segunda ordem foram dispensadas de comentários.

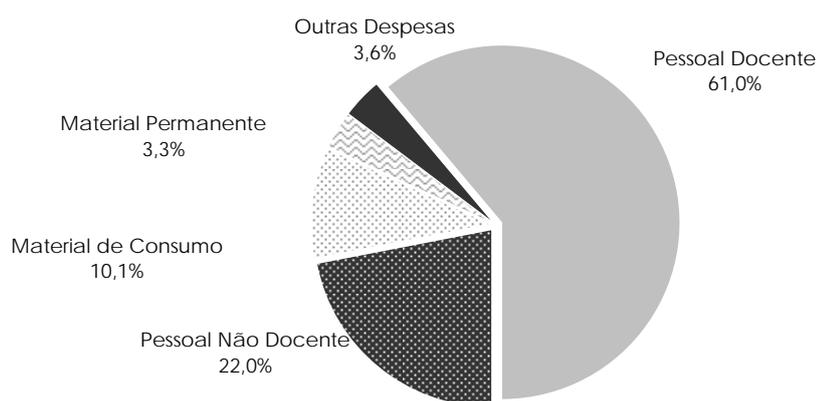
¹⁴ Este número foi obtido usando todas as casas decimais dos programas de computador. Considerando apenas os quatro dígitos aqui apresentados o resultado seria de 1,238 matrículas.

Observa-se que as escolas de ensino médio e médio e fundamental da Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) se encaixam melhor no perfil (observações sublinhadas na *Tabela 2*). A princípio, três razões foram imaginadas: i) escolas da RMF possuem diretores melhor preparados, capazes de promoverem gestões mais eficientes; ii) escolas da RMF possuem maiores demandas por matrículas, podendo economizar na escala; e iii) deve existir alguma economia de escopo ao se promover ensino médio e fundamental na mesma escola¹⁵.

4 O CASO DO PARANÁ

A amostra para o Paraná¹⁶ é composta por 13 escolas das redes estadual, municipal e federal, cujos custos foram observados apenas em 2003. As observações foram divididas em cinco categorias: i) despesas com pessoal docente; ii) despesas com pessoal não docente; iii) despesas de material de consumo da escola; iv) despesas com material permanente; e v) outras despesas da escola (a Figura 5 ilustra a composição média destes custos no custo total das escolas da amostra).

Figura 5 – Composição média dos custos da amostra do Paraná



¹⁵ No contexto do ensino superior, Cruz, Diaz e Luque (2004) evidenciam uma série de economias de escala e de escopo verificadas na Universidade de São Paulo. Num contexto geral, este texto ilustra a sinergia existente entre várias modalidades de ensino em uma mesma instituição.

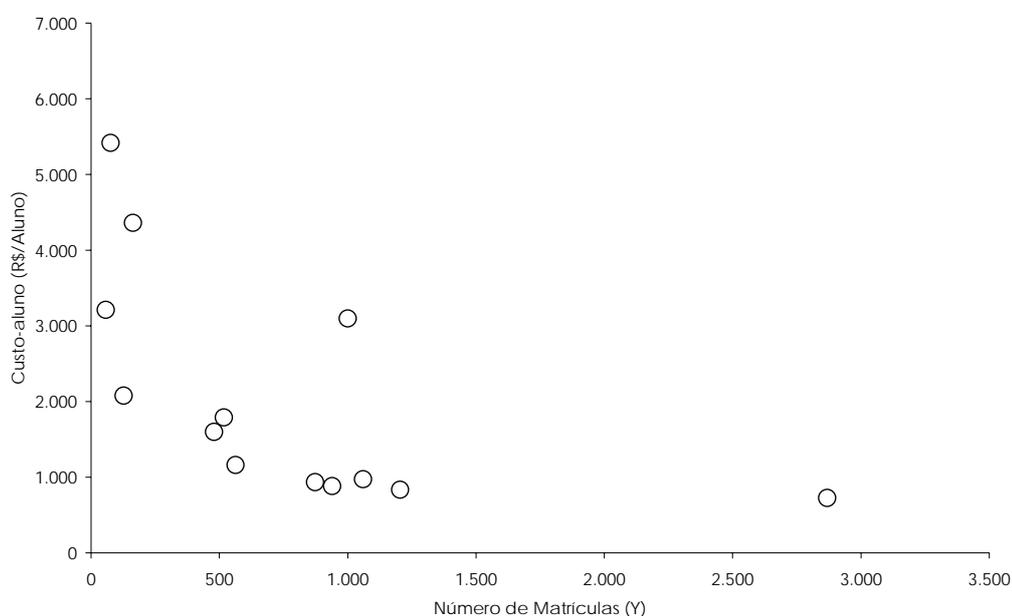
¹⁶ Os dados e o texto do estudo original, feito pela Universidade Federal do Paraná, podem ser obtidos no site: http://www.educacao.ufpr.br/publicacoes/relatorios/custo_aluno_2003/principal.html (para a confecção deste trabalho, o acesso foi realizado em março de 2006).

Dois comentários devem ser feitos sobre a amostra do Paraná. O primeiro é que, assim como no Ceará, para a amostra do Paraná mais de 80% da despesa média é feita com pessoal. Além disso, nota-se que o pessoal docente consome uma parcela muito semelhante da despesa total: 62.3% no Ceará e 61.0% no Paraná.

O segundo ponto é que, diferentemente da subestimação consciente dos custos das escolas cearenses, os custos do Paraná foram levantados com a maior precisão possível. Isto é, os pesquisadores também contabilizaram os custos pagos pelas entidades relacionadas às escolas, e não apenas os pagos com recursos da própria escola ou da Secretaria de Educação (como foi o caso do Ceará). Este é um importante fator para se esperar um custo-aluno maior no Paraná, além do fato de o Paraná ser um estado com mais recursos financeiros e, conseqüentemente, com mais recursos para se aplicar em educação.

Ao considerar o custo total em 2003 dividido pelo número de matrículas, chega-se ao custo-aluno (custo médio). Para a amostra do Paraná, a Figura 6 apresenta um gráfico da dispersão entre as observações tomando as duas variáveis.

Figura 6 - Dispersão entre o custo-aluno (custo médio) e o número de matrículas – Paraná



Diferentemente do caso do Ceará, o gráfico de entre o custo-aluno e o número de matrículas no Paraná não apresenta um claro formato de "U" (conforme a teoria econômica). Todavia, o gráfico mostra claramente que o custo médio é reduzido à medida que se aumenta a escala.

Os dados do Paraná também podem ser controlados pela localização da escola (Rural e Urbana), pelo tipo de ensino (fundamental, médio ou médio e fundamental) e pela rede de ensino (estadual, municipal e federal). A Tabela 3 apresenta a média do custo-aluno da amostra segundo esses controles.

Tabela 3 – Média do custo-aluno da amostra do Paraná (R\$/Aluno – 2003)

Tipo e Rede	Rural	Urbana				Todo o Estado
	Municipal	Estadual	Municipal	Federal	Estado	
F	1.788,84	2.760,99	2.368,36	-	2.466,52	2.391,22
M	-	-	-	3.098,56	3.098,56	3.098,56
M&F	-	814,10	-	-	814,10	814,10
Todos	1.788,84	1.592,85	2.368,36	3.098,56	2.106,08	2.081,68

Obs.: "F" são escolas de nível fundamental, "M" de nível médio e "M&F" de níveis médio e fundamental.

Uma observação interessante a ser feita aqui é a seguinte: o custo-aluno médio da amostra do Paraná foi de R\$ 2.081,68 (em 2003), e da amostra do Ceará foi de R\$ 646,69 (em 2004). Abstraindo-se do fato de os custos para o Ceará estarem subestimados, pode-se dizer, grosseiramente, que o Paraná investe cerca de três vezes o que o Ceará investe. Obviamente, o montante de gastos não são um bom indicador de ensino de qualidade, devendo-se evitar maiores conclusões a respeito.

Seguindo a estratégia de estimar a curva de custo médio da escola representativa, testaram-se as diferenças de média da variável dependente a partir dos controles. Neste processo apenas a diferença de média entre as escolas de ensino médio e fundamental e as outras categorias de ensino se mostrou significativa. Todavia, o valor da estatística t, neste caso foi de 1.81, e o valor crítico foi de 1.80 (com significância de 0.10). No entanto, dado o pequeno número de observações, optou-se por não utilizar este controle na análise de regressão.

Com base na discussão teórica da seção II, a estratégia de estimação da curva de custo-aluno (da escola representativa do Paraná) considerou a mesma forma funcional exposta em (2) (sem acréscimo de variáveis de controle). O resultado é apresentado pela expressão (5) (as estatísticas t para os parâmetros estimados estão entre parênteses).

$$\hat{C}_i = 3,886.19 - 3.671 \cdot Y_i + 0.001 \cdot Y_i^2 \quad (5)$$

(6.29) (-2.95) (2.14)

As estatísticas do conjunto da regressão (5), para as 13 observações utilizadas, são: $R^2 = 0.548$; Log-likelihood = -107.885; e estatística F = 6.052. O ajustamento da regressão aparenta boa qualidade, além de todos os sinais dos parâmetros estimados estarem coerentes com o esperado e apresentarem significância estatística (com pelo menos 90% de confiança).

A estatística do Teste de White (w) para os resultados expostos em (5) foi computada em 1.67, e o valor tabelado da χ^2 com 3 graus de liberdade é 7.82, com significância de 0.05. Assim, aceita-se a hipótese de homocedasticidade.

A estatística do Teste de Ramsey (r) para os resultados expostos em (5) foi computada em 1.55 (para l=1) e o valor tabelado da respectiva distribuição F é 5.12, com significância de 0.05. Assim, se aceita a hipótese boa especificação.

Seguindo a mesma lógica apresentada na expressão (4), conclui-se que o “tamanho ideal da escola paranaense” é de aproximadamente 2,023 alunos¹⁷. Mas qual perfil de escola apresenta este tamanho ideal? A Tabela 4 mostra a média de matrículas das escolas da amostra, controlando por tipo e local.

Tabela 4 – Média do número de matrículas da amostra do Paraná

Tipo e Rede	Rural	Urbana				Todo o Estado
	Municipal	Estadual	Municipal	Federal	Estado	
F	517	363	445	-	425	435
M	-	-	-	1,000	1,000	1,000
M&F	-	<u>1,671</u>	-	-	<u>1,671</u>	<u>1,671</u>
Todos	517	1,141	445	1,000	784	764

Obs.: “F” são escolas de nível fundamental, “M” de nível médio e “M&F” de níveis médio e fundamental.

Observa-se que as escolas de ensino médio e fundamental são as que mais se encaixam melhor no perfil (números sublinhados na Tabela 4). Assim como no caso do Ceará, imagina-se que existem economias de escopo ao se promover ensino médio e fundamental numa mesma escola.

¹⁷ Este número foi obtido usando todas as casas decimais dos programas de computador. Considerando apenas os dígitos aqui apresentados o resultado seria de 1,836 matrículas.

5 TAMANHO DA ESCOLA E DESEMPENHO ESCOLAR

Tendo encontrado estimativas para o tamanho ideal da escola, cabe agora perguntar: como este tamanho afetaria a proficiência dos alunos? Existiria um trade-off entre tamanho ideal para os custos e tamanho ideal na ótica da qualidade? Existiria um tamanho ideal de escola que maximizasse a performance dos alunos?

Na busca de respostas para estas questões, a literatura consultada¹⁸ apontou para o trabalho de Hanushek (1979), o qual relaciona o desempenho escolar dos estudantes a três conjuntos de insumos educacionais: i) o background familiar e as características cognitivas; ii) as características da comunidade onde o aluno está inserido; e, iii) as características físicas da escola e a didática dos professores.

Considerando-se o último conjunto de insumos, uma primeira idéia que poderia surgir é a de que o tamanho da escola poderia afetar negativamente a qualidade do ensino, o que prejudicaria o desempenho escolar. Seguindo esta linha de pensamento, uma escola de maior porte apresentaria problemas como uma menor atenção dos professores, fruto do aumento no número de alunos/turma.

Sem dúvida que, tudo o mais constante, um menor número de alunos por turma é preferível a uma maior turma, já que permite aos professores dar maior atenção aos alunos. Por outro lado, segundo Hanushek (1998) a redução do número de alunos por turma pode ser uma dos investimentos educacionais menos efetivos.

A literatura também se refere ao chamado Relatório Coleman, cujos resultados apontam que o background familiar poderia explicar mais de $\frac{3}{4}$ da proficiência de um aluno¹⁹. Assim, de acordo com as evidências da literatura acerca da performance dos estudantes, o tamanho da turma parece não ser um ponto tão relevante.

Verifica-se, portanto, que a discussão sobre a qualidade do ensino não é algo trivial, e conclusões sobre o que precisamente afeta a proficiência dos alunos podem variar muito dependendo do contexto analisado. O próprio fato de se usar uma medida de proficiência para quantificar a qualidade do ensino pode ser questionado.

¹⁸ Barros *et. al.* (2001) e Felício e Fernandes (2005) são dois trabalhos que tratam do assunto no contexto brasileiro.

¹⁹ Ver, por exemplo, Hægeland *et. al.* (2004).

Os dados disponíveis neste trabalho possibilitam algumas análises envolvendo tamanho e qualidade da escola. Além de custos e matrículas, a base de dados do Ceará para 2004 dispõe das seguintes variáveis: i) média da relação alunos por turma na escola; e ii) média das notas dos alunos da escola em exames de proficiência²⁰ de português e matemática, por nível educacional (fundamental ou médio)²¹, cuja aplicação é feita pelo governo estadual (a princípio, a escola não pode viesar os resultados).

Assim, para determinar se o tamanho da escola afeta a qualidade da escola, formularam-se as seguintes hipóteses para teste:

Hipótese i: Escola maior *implica* mais alunos por sala de aula;

Hipótese ii: Escola maior *implica* menor proficiência média por aluno;

Hipótese iii: Custo-aluno maior *implica* maior proficiência média por aluno;

Hipótese iv: Custo-aluno maior *implica* menos alunos por sala de aula.

Para testar as hipóteses formuladas, refletindo as expectativas sobre a relação entre custos, matrículas e proficiência, usou-se análise de regressão linear (mínimos quadrados). Os resultados estimados são apresentados a seguir.

Para testar a *Hipótese i* foi usada uma regressão do número de alunos por turma contra o número de alunos matriculados na escola (Y). Os resultados são apresentados em (6).

$$E\left[\frac{\text{aluno}}{\text{turma}}\right]_i = 30.627 + 0.005 \cdot Y_i \quad [6]$$

(13.97) (2.52)

As estatísticas do conjunto da regressão (6), para as 29 observações utilizadas, são: $R^2 = 0.190$; Log-likelihood = -87.676; e estatística F = 6.338. Como o parâmetro estimado para a variável do número de alunos matriculados é significativo (com 95% de confiança), se aceita a hipótese de que, na média, escolas maiores possuem mais alunos por turma.

Para testar a Hipótese ii foi usada uma regressão da nota média dos alunos (N, dos ensinos fundamental e médio) em exames de proficiência (português e

²⁰ Este exame é o SPAECE (Sistema de Avaliação da Educação do Ceará), uma prova única elaborada por educadores e aplicada em todas as escolas públicas do Ceará, sua escala vai de 0 a 500.

²¹ Média das notas dos alunos do último ano de cada nível de ensino na escola (fundamental e médio).

matemática) contra o número de alunos matriculados na escola (Y). Os resultados estimados e as estatísticas das regressões são apresentados em conjunto por (7).

$$\begin{aligned}
 E[N_{port}^{fund}]_i &= 188.86 + 0.021 \cdot Y_i & \{ R^2 = 0.104 ; \text{Log-likelihood} = -97.97 ; F = 2.082 \} \\
 & \quad (11.00) \quad (1.44) \\
 E[N_{port}^{médio}]_i &= 221.05 + 0.015 \cdot Y_i & \{ R^2 = 0.128 ; \text{Log-likelihood} = -94.21 ; F = 2.787 \} \\
 & \quad (18.88) \quad (1.67) \\
 E[N_{mat}^{fund}]_i &= 211.41 + 0.023 \cdot Y_i & \{ R^2 = 0.162 ; \text{Log-likelihood} = -94.37 ; F = 3.479 \} \\
 & \quad (14.75) \quad (1.87) \\
 E[N_{mat}^{médio}]_i &= 245.47 + 0.018 \cdot Y_i & \{ R^2 = 0.210 ; \text{Log-likelihood} = -88.35 ; F = 4.771 \} \\
 & \quad (22.40) \quad (2.18)
 \end{aligned} \tag{7}$$

Como apenas o parâmetro estimado para Y na regressão da nota em matemática dos alunos do ensino médio é significativa (com 95% de confiança), no conjunto, rejeita-se a Hipótese ii. Ou seja, na média, escola maior não implica em menor proficiência média por aluno.

Além do mais, como as escolas maiores possuem mais alunos por sala de aula (na média), por consequência pode-se dizer que mais alunos por turma não afeta desempenho escolar (na média). Isto condiz com os aspectos teóricos discutidos, pois esta variável é apenas uma em muitas que podem afetar a qualidade do ensino.

Para testar a Hipótese iii foi usada uma regressão da nota média dos N alunos (do ensino fundamental e médio) em exames de proficiência (português e matemática) contra o custo-aluno observado na escola (C). Os resultados estimados e as estatísticas das regressões são apresentados em conjunto por (8).

$$\begin{aligned}
 E[N_{port}^{fund}]_i &= 207.65 + 0.005 \cdot C_i & \{ R^2 = 0.000 ; \text{Log-likelihood} = -99.07 ; F = 0.007 \} \\
 & \quad (5.07) \quad (0.08) \\
 E[N_{port}^{médio}]_i &= 264.59 - 0.042 \cdot C_i & \{ R^2 = 0.096 ; \text{Log-likelihood} = -94.59 ; F = 2.012 \} \\
 & \quad (14.02) \quad (-1.41) \\
 E[N_{mat}^{fund}]_i &= 263.55 - 0.043 \cdot C_i & \{ R^2 = 0.037 ; \text{Log-likelihood} = -95.76 ; F = 0.686 \} \\
 & \quad (7.59) \quad (-0.83) \\
 E[N_{mat}^{médio}]_i &= 289.99 - 0.038 \cdot C_i & \{ R^2 = 0.083 ; \text{Log-likelihood} = -89.84 ; F = 1.622 \} \\
 & \quad (15.51) \quad (-1.27)
 \end{aligned} \tag{8}$$

Como nenhum parâmetro estimado para a variável do custo-aluno é aceito (com 95% de confiança), no conjunto dos resultados, rejeita-se a Hipótese iii. Ou seja, na média, escola com maior gasto per capita não implica em escola com maior qualidade. Este resultado também é condizente com os aspectos levantados por

Hanushek (1986), que aponta que, em educação, gastar mais não garante melhor performance na qualidade. Além do fato de que vários outros fatores afetarem a proficiência média dos alunos.

Para testar esta Hipótese iv foi usada uma regressão do número de alunos por turma contra o custo-aluno (C) observado na escola. Os resultados são apresentados pela expressão (9).

$$E\left[\frac{\text{aluno}}{\text{turma}}\right]_i = 44.51 - 0.01 \cdot C_i \quad (9)$$

(11.79) (-2.46)

As estatísticas do conjunto da regressão [9], para as 29 observações utilizadas, são: $R^2 = 0.183$; $\text{Log-likelihood} = -87.803$; e estatística $F = 6.045$. Como o parâmetro estimado para a variável do número de alunos matriculados é significativo (com 95% de confiança), aceita-se a *Hipótese iv*. Ou seja, na média as escolas economizam ao aumentarem o tamanho das turmas. Além do resultado acima ser bastante intuitivo, quando associado ao resultado da hipótese anterior, se valida que este tipo de economia não afeta a qualidade do ensino (na média).

O teste das quatro hipóteses, formuladas para a amostra do Ceará, confirma o que é apresentado na literatura: proficiência dos alunos (leia-se qualidade da escola) é afetada por uma gama de variáveis, e não apenas o tamanho ou a despesa per capita da escola. Além disso, existem evidências de que escolas maiores encontram economias de escala. No conjunto dos resultados, parece defensável a idéia de "escolas maiores, com menores custos e sem perda de qualidade".

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com base em amostras de escolas do Ceará e do Paraná, este trabalho constatou que:

- 1) Existem indícios de que uma escala de 1,500 a 2,000 alunos é um bom tamanho para minimizar o custo-aluno;
- 2) Existem indícios de economias de escopo em escolas que promovem tanto o ensino fundamental quanto o ensino médio;
- 3) Não há indícios de *trade-off* entre tamanho ideal para os custos e tamanho ideal para a qualidade (sendo o tamanho medido em número de matrículas).

O conjunto destas considerações indica uma importante orientação para as políticas públicas: a escala e o escopo da escola geram eficiência (de custos) na produção (quantidade) do ensino público. Todavia, a eficiência da escola, em termos da performance do aluno, parece depender muito mais do *background* familiar. E uma vez que a instituição “família” parece ser mais forte que a instituição “escola”, para melhorar a performance do aluno deve-se também melhorar o entorno da escola. Em suma, os resultados encontrados apontam que o aumento do custo-aluno, por si só, não garante o aumento da qualidade do ensino.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARROS, R. et. al. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. Brasília: IPEA, 2001. **Texto para Discussão**, 834.

CRUZ, H.; DIAZ, M.; LUQUE, C. Metodologia de avaliação de custos nas universidades públicas: economias de escala e de escopo, **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 1, p. 45-66, 2004.

FELÍCIO, F.; FERNANDES, R. O efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo, **Anais XXXIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, 2005.

HANUSHEK, E. Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions, **Journal of Human Resources**, v. 14 – I. 3, p. 351-388, 1979.

HANUSHEK, E. The Economics of schooling: production and efficiency in public schools, **Journal of Economic Literature**, v. XXIV, p. 1141-1177, 1986.

HANUSHEK, E. **Improving student achievement: is reducing class size the answer?**, Progressive Policy Institute, Briefing, June, 1998.

HÆGELAND, T.; KIRKEBØEN L.; RAAUM, O.; SALVANES, K. **Marks across lower secondary schools in Norway**: What can be explained by the composition of pupils and school resources?. Statistics Norway, May 2004

HOFFMAN, R. **Estatística para economistas**. Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais, 1978.

PATTERSON, K. **An Introduction to Applied Econometrics**. St. Martin's Press, 2000.

VARIAN, H. **Microeconomia**. 5. ed. Editora Campus, 2000.

VASCONCELLOS, M.; ALVES, D. **Manual de econometria**. Editora Atlas, 2000.

WONNACOTT, R.; WONNACOTT, T. **Econometria**. 2. ed. Editora LTC, 1978.

ANEXOS

Base de Dados do Estado do Ceará

Escola	Local	Tipo	1. Gasto com Docentes (R\$ mil)		2. Gastos com Não Docentes (R\$ mil)		3. Gasto com Terceirizados (R\$ mil)		4. Custeio e Manutenção (R\$ mil)		5. Material Permanente e Outros (R\$ mil)		Despesa Total (R\$ mil a preços correntes)		Número de Matrículas		Custo-aluno (em R\$ a preços correntes)		Alunos por Turma	Proficiência Média no Ensino Fundamental em 2004		Proficiência Média no Ensino Médio em 2004	
			2004	2005	2004	2005	2004	2005	2004	2005	2004	2005	2004	2005	2004	2005	2004	2005		2004	Port.	Mat.	Port.
1	RMF	M&F	1,282.3	1,686.8	12.0	13.1	65.0	70.5	304.6	301.4	10.1	4.1	1,674.0	2,075.8	2,385	2,579	701.89	804.89	33.13	271.8	294.0	295.4	322.8
2	RMF	M&F	623.0	760.9	181.3	189.7	14.6	15.9	37.6	87.4	8.9	6.8	865.4	1,060.8	1,681	2,064	514.82	513.95	43.10	149.8	203.6	235.3	257.1
3	RMF	M&F	704.4	878.6	1.9	2.0	40.7	44.0	120.2	175.8	10.1	4.1	877.2	1,104.6	1,505	1,482	582.89	745.31	30.82	280.0	306.5	249.8	306.7
4	RMF	M&F	451.8	587.8	178.8	160.6	140.6	162.6	196.0	71.0	2.4	5.1	969.7	987.0	1,408	1,293	688.74	763.37	36.91	216.5	221.9	206.4	253.0
5	RMF	M&F	163.8	277.1	151.4	140.5	28.4	35.8	49.7	59.4	7.3	6.8	400.5	519.6	628	688	637.76	755.18	29.47	234.9	242.4	232.5	248.7
6	RMF	M&F	275.5	334.7	146.6	75.5	14.6	15.9	33.3	37.0	8.5	5.1	478.6	468.3	756	561	633.05	834.68	29.17	200.5	221.2	224.0	247.9
7	RMF	M	758.6	939.5	150.8	117.8	245.1	293.1	67.6	93.5	2.4	7.5	1,224.5	1,451.3	1,690	1,825	724.56	795.22	46.94	-	-	267.9	276.0
8	RMF	M	892.7	1,108.3	263.4	250.4	53.7	63.6	59.4	82.3	2.4	4.1	1,271.7	1,508.8	1,608	1,690	790.87	892.77	38.29	-	-	216.0	245.8
9	RMF	M	184.7	304.2	119.9	114.7	14.6	15.9	28.6	40.8	7.3	7.1	355.1	482.7	1,127	1,167	315.05	413.61	40.00	-	-	251.5	276.2
10	RMF	F	543.0	554.6	161.8	141.5	0.0	0.0	49.0	63.2	6.0	4.1	759.8	763.4	979	945	776.08	807.79	27.04	235.4	223.9	-	-
11	RMF	F	321.9	455.8	172.6	161.2	0.0	0.0	38.5	35.3	7.3	5.1	540.2	657.3	983	1,065	549.50	617.19	32.89	177.6	222.3	-	-
12	RMF	F	517.4	464.6	130.7	129.5	0.0	0.0	38.1	115.3	4.8	7.5	691.0	716.9	807	684	856.30	1048.1	27.61	209.6	226.8	-	-
13	RMF	F	229.0	192.8	122.9	119.7	7.3	7.9	36.7	142.8	3.6	7.5	399.5	470.7	499	427	800.54	1102.5	28.42	179.8	209.9	-	-
14	Interior	M&F	455.6	732.1	238.9	261.8	61.9	72.4	26.0	53.0	6.1	7.9	788.4	1,127.3	1,660	1,511	474.96	746.08	43.68	221.9	235.5	237.4	263.3
15	Interior	M&F	921.1	1,020.8	180.9	167.6	28.4	35.8	56.0	77.3	7.5	6.2	1,193.9	1,307.7	1,671	1,856	714.47	704.60	31.04	186.7	211.2	234.4	257.7
16	Interior	M&F	273.1	554.2	96.3	126.6	62.6	74.9	86.3	176.2	12.2	11.0	530.5	942.9	1,373	1,379	386.38	683.78	38.00	220.3	263.8	275.5	304.7
17	Interior	M&F	272.4	353.6	157.6	144.2	14.6	15.9	45.6	50.3	8.3	2.8	498.4	566.8	693	732	719.21	774.31	38.50	178.7	208.1	217.1	250.9
18	Interior	M&F	255.4	342.6	82.0	75.9	0.0	0.0	95.1	78.5	10.6	9.3	443.1	506.4	787	683	562.99	741.39	34.22	256.3	286.1	257.1	283.4
19	Interior	M&F	88.5	135.1	80.5	69.9	22.0	23.8	14.0	93.0	8.3	9.4	213.2	331.2	320	377	666.15	878.49	28.25	184.1	214.5	221.5	248.8
20	Interior	M	236.0	554.4	161.3	219.5	60.1	66.6	38.1	63.3	11.8	22.3	507.4	926.0	1,667	1,723	304.38	537.43	46.31	-	-	244.7	269.6
21	Interior	M	462.3	680.6	296.3	298.0	87.8	95.3	44.7	45.5	10.6	12.0	901.8	1,131.5	1,510	1,664	597.19	679.98	43.33	-	-	210.6	253.4
22	Interior	M	245.2	293.0	89.0	98.5	7.3	7.9	30.3	34.0	4.8	4.4	376.7	437.8	756	855	498.27	512.10	39.31	-	-	256.1	268.6
23	Interior	M	618.9	729.7	128.2	106.4	60.0	69.0	60.0	50.4	10.5	15.0	877.6	970.4	862	1,424	1018.0	681.48	35.11	-	-	209.2	235.7
24	Interior	M	75.9	230.5	77.3	132.0	22.0	23.8	23.2	38.5	8.7	12.5	207.1	437.3	248	340	835.28	1286.2	38.60	-	-	251.1	277.5
25	Interior	M	73.0	277.8	143.7	162.7	7.3	7.9	22.3	22.6	4.8	7.8	251.2	478.8	533	539	471.20	888.24	36.69	-	-	220.9	246.7
26	Interior	F	473.0	604.4	222.3	252.7	0.0	0.0	44.7	58.4	12.0	12.1	752.0	927.6	875	1,171	859.37	792.18	33.29	236.0	249.5	-	-
27	Interior	F	356.2	336.9	190.5	182.7	14.6	15.9	43.7	46.6	10.9	5.9	616.0	588.0	735	812	838.07	724.12	33.33	175.5	213.8	-	-
28	Interior	F	230.5	295.4	117.0	97.2	7.3	7.9	32.9	37.9	8.3	5.9	396.0	444.3	524	456	755.79	974.28	35.00	228.1	243.0	-	-
29	Interior	F	112.5	223.6	125.1	114.7	14.6	7.9	14.9	11.9	7.5	8.8	274.6	366.9	572	510	480.06	719.51	33.75	177.7	209.2	-	-

Fonte: SEDUC-CE.

Base de dados do Estado do Paraná (2003)

Escola	Matrículas	Custo-aluno (R\$/aluno)	Despesa com Pessoal - R\$ 1.000			Despesa com Material de Consumo	Despesa com Material Permanente	Despesa com Outros Insumos	Tipo	Depend. Adminst.	Local
			Total	Docente	Não Docente						
1	163	4361.67	649.6	507.8	141.8	32.2	10.5	18.7	F	Estadual	Urbana
2	563	1160.31	570.0	432.1	137.9	33.9	23.9	25.4	F	Estadual	Urbana
3	939	882.19	661.1	324.8	336.3	91.4	37.6	38.2	F&M	Estadual	Urbana
4	1204	834.39	838.6	594.4	244.2	41.6	57.8	66.6	F&M	Estadual	Urbana
5	2869	725.71	1,649.9	1,161.6	488.3	178.3	114.9	138.9	F&M	Estadual	Urbana
6	76	5417.09	364.9	229.6	135.2	21.5	12.7	12.7	F	Municipal	Urbana
7	57	3210.48	129.4	72.3	57.2	41.6	4.7	7.3	F	Municipal	Urbana
8	127	2076.62	153.4	64.9	88.5	86.6	12.8	10.9	F	Municipal	Urbana
9	517	1788.84	839.9	620.1	219.9	61.5	10.3	13.1	F	Municipal	Rural
10	479	1598.75	400.0	242.6	157.4	300.5	25.0	40.3	F	Municipal	Urbana
11	1060	972.04	740.9	508.7	232.2	229.7	28.2	31.6	F	Municipal	Urbana
12	873	935.18	624.7	449.1	175.6	145.5	21.2	25.0	F	Municipal	Urbana
13	1000	3098.56	2,979.3	2,585.4	393.9	31.2	60.0	28.1	M	Federal	Urbana

Fonte: http://www.educacao.ufpr.br/publicacoes/relatorios/custo_aluno_2003/principal.html