A ELASTICIDADE-RENDA DOS GASTOS PÚBLICOS EM EDUCAÇÃO NO BRASIL¹

Cleide Fátima Moretto²

SINOPSE

Este estudo teve como obtido investigar a relação que se estabelece entre Gastos Públicos na Função Educação e Cultura e Renda (PIB), no período entre 1965 a 1988, através do conceito da elasticidade-renda. Utilizou-se, para tanto, uma estimativa econométrica que teve como base uma metodologia que parte da especificação de um modelo mais geral para um mais específico (the general to specific methology). Estimou-se a função de modo a confirmar a "lei" de Wagner, a qual considerava ser o bem educação um bem superior. O resultado encontrado aponta que os Gastos Públicos na Função Educação e Cultura no Brasil, no período considerado, são elásticos, posto que variaram mais do que proporcionalmente à variação da Renda, apesar da realidade do sistema sugerir o contrário.

Palavras-chave: economia do setor público, educação, métodos quantitativos.

1 INTRODUÇÃO

A educação é, sem dúvida, um elemento essencial para a evolução e o desenvolvimento da sociedade. Além de ser imprescindível para a formação racional do indivíduo, repercute não só nos sistemas produtivo e econômico, mas também no sistema político-democrático.

Analisando-se o processo de instrução ou ensino, observa-se que o mesmo envolve tanto o sistema privado como o sistema público. O Estado até poderia deixar ao mercado a incumbência de sua provisão, entretanto, devido à importância que lhe é atribuída e às falhas de mercado inerentes à própria situação econômica de cada

Artigo baseado nos capítulos 2 e 5 da dissertação de mestrado de mesmo título defendida pela autora em agosto de 1993.

² Economista pela Universidade de Passo Fundo, Mestre em Economia Pura pelo IEPE/UFRGS. Prof^a da Faculdade de Eco. e Adm. UPF, Pesquisadores do Banco de Dados da FEA/UPF

TEORIA E EVIDÊNCIA ECONÔMICA	ANO 2	Nº 3	JULHO, 1994	P. 7,27

país, esse assume o mérito da questão. Por isso, a educação enquadra-se na classificação de bem semi-público ou meritório³.

Sob tais circunstâncias e assumindo a relevância da participação do Estado na provisão da educação no Brasil, o presente artigo apresenta um caminho teórico para determinar a relação entre o gasto público em educação e a renda no período que vai de 1965 a 1988. Como complementação à análise dos resultados, investiga, ainda, a mesma relação para o gasto público total.

Como ponto de partida, a primeira pergunta que se fez foi: o que acontece com o gasto público em educação de acordo com a situação econômica brasileira? Quando a economia do país cresce, despende o Governo mais em educação? Eis a principal questão a ser investigada. Sob tais circunstâncias, poder-se-á ter um idéia acerca dos discursos que, "a priori", julgam as prioridades dos gastos do governo.

Uma vez determinada a relação de interesse e escolhidas as variáveis a serem utilizadas, considerando-se as limitações envolvidas, aplicou-se um método quantitativo através da modelagem econométrica. Observa-se, neste sentido, que, dada à complexidade, os diversos fatores intrínsecos envolvidos são tomados como dados e o interesse recai sobre o comportamento estabelecido entre aquelas duas variáveis somente.

Deste modo, o presente artigo, na verdade, tem uma dupla finalidade, pois, além de procurar determinar uma relação viável entre o gasto público em educação e a renda, pretende demonstrar um caminho para a simulação das variáveis que seja condizente e aplicável na investigação de quaisquer outras relações.

Nas seções a seguir, estão dispostos os passos utilizados, partindo-se de uma revisão bibliográfica dos principais estudos empíricos acerca do dimensionamento do setor público, seguida pelo modelo, pela aplicação empírica propriamente dita e pela análise dos resultados. Por fim, apresentam-se as considerações finais, destacando-se a validade do estudo, assim como as principais idéias discutidas.

³ Para ser um bem público puro, o bem deve enquadrar-se na seguinte condição básica: não ser possível nem desejável racionar seu uso, já que não se pode excluir o indivíduo de seus benefícios, e o consumo individual não diminui o montante disponível para que outros consumam. Assim, o custo marginal da oferta do bem é igual a zero. Por outro lado, um bem semi-público apresenta um custo marginal próximo de zero, podendo ser taxado e, portanto, fornecido pelo setor privado. Contudo, a cobrança pelo uso tenderá à subutilização do mesmo.

2 O DIMENSIONAMENTO DO SETOR PÚBLICO: UMA REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

No que diz respeito à participação do Estado na economia, podem ser identificadas duas maneiras típicas de análise: as setoriais e as globais.

As análises setoriais investigam quais as variáveis que podem estar influenciando significativamente os gastos em bens e serviços, ou seja, o fator causal da relação. Nestas, enquadram-se os estudos clássicos de FREDERICK PRYOR (Apud SILVA 1974, p.39) e JOERGEN LOTZ (Apud SILVA 1974, p.44), os quais concluem que a limitação da receita é o principal empecilho para a expansão das despesas, de modo que a variável dependente, gastos do governo, não representa a demanda de fato, mas a oferta.

As análises globais, por sua vez, procuram determinar, em termos gerais, como se comportam tais gastos e podem ser observadas nos estudos de diferentes autores. Entretanto, merece destaque, devido à sua repercussão, o estudo de Adolph Wagner⁴ foi pioneiro ao procurar demonstrar, empiricamente, a crescente importância da atividade e das despesas governamentais, o que revela sua influência em formulações teóricas posteriores.

Ele concluiu que os gastos do governo, em qualquer sociedade, cresceriam a uma taxa superior à taxa de crescimento do produto. Isto se devia, segundo o autor, a três motivos principais, quais sejam: as próprias necessidades naturais condizentes com o funcionamento dos mercados; a pressão desencadeada pela industrialização e urbanização sobre a demanda de serviços de natureza social e a tentativa de correção de desequilíbrios por parte do Governo, de forma direta ou indireta, no processo produtivo.

O autor acreditava que sua argumentação validava-se independentemente da natureza política e social considerada. Sendo assim, a taxa de crescimento mais elevada do gasto público seria inerente à própria natureza da economia pública. A abordagem de Wagner, de modo positivo, inicia dos fatos e tenta explicá-los. Posteriormente, transfere a atenção para as influências permanentes sobre o gasto público e o efeito da crescente complexidade da vida econômica sobre as funções assumidas pelo Governo.

O estudo de Wagner foi sendo apresentado, ao longo de 50 anos, desde 1863, em diversas publicações. As partes mais relevantes estão sintetizadas em MUSGRAVE & PEACOCK (1958, p.1-8). Como se baseia em observações empíricas somente, não representa uma lei de fato.

As principais críticas à "lei" de Wagner referem-se ao fato de ele não ter levado em consideração os possíveis efeitos das guerras nas despesas públicas ou por tê-la formulado com base em suas próprias hipóteses normativas sobre a natureza do Estado e suas atividades. Os autores PEACOCK e WISEMAN (1961) consideraram a abordagem de Wagner como a mais produtiva até então elaborada, contudo não a aceitaram completamente. Segundo esses, os argumentos deste sofrem de dois sérios defeitos: primeiro, ele adota uma teoria orgânica de Estado que eles não consideram ser superior a outras explicações do caráter do Estado; segundo, o interesse de Wagner situa-se na tendência secular dos gastos públicos, mas existem outros aspectos na consideração do desempenho dos gastos do governo, tais como, o modelo de tempo do crescimento do gasto, que parece igualmente significante. Os autores reconhecem a existência de influências que direcionaram a atenção de Wagner, mas não as consideram como justificativa *inevitável* para o crescimento superior dos gastos públicos em relação ao PIB em todas as sociedades e em todos os tempos⁶.

-

⁵ (BIRD, 1976, p.19-49). RICHARD BIRD considera alguns aspectos importantes no estudo de Wagner. Segundo ele, as idéias de Wagner foram desenvolvidas na segunda metade do século XIX, referindo-se a lei, explicitamente, a países onde o nível de renda crescia como resultado de um processo de industrialização. Destaca que a exposição de Wagner estava baseada, na verdade, em suas próprias concepções sobre a natureza do Estado e as atividades estatais (visão de Estado Orgânico), o que fragiliza sua análise frente a considerações críticas. Sugere, ainda, que Wagner deixou de considerar possíveis efeitos das guerras nas despesas públicas porque, certamente, esperava que elas fossem muito menores e em menor duração, no século XX, do que as observadas no seu próprio século. Conclui que, apesar da relativa fraqueza da argumentação de Wagner, o crescimento da atividade estatal e o subseqüente incremento nas despesas públicas, como a percentagem da Renda Nacional, têm sido confirmado no presente século em todos os países desenvolvidos do mundo. Nas palavras de Bird: no conjunto, tal como apresentada, a evidência empírica da lei Wagner deve ser considerada razoavelmente favorável.

De acordo com PEACOCK & WISEMAN (1961), a abordagem de Wagner difundiu-se melhor no continente europeu do que na Grã-Bretanha ou nos Estados Unidos. Países como a Alemanha, a Prússia, Grã-Bretanha, o Norte da América e a Suíça apresentaram uma tendência ascendente do produto per capita. Tentou-se explicar o fenômeno pelos crescentes encargos militares e da Dívida Nacional, mas os aumentos eram afetados também por muitos outros serviços, daí a dedução em torno de uma lei geral ligada ao crescimento do produto per capita e ao crescimento dos Gastos do Governo. A alma do argumento de Wagner pode ser assim resumida: a lei é o resultado da observação empírica em países progressistas, ao menos na civilização da Europa Ocidental; sua explicação, justificativa e causa é a pressão do progresso social e o resultado de mudanças nas esferas relativas da economia pública e privada, especialmente a economia pública compulsória. A rigidez financeira pode embaraçar a expansão das atividades do Estado, acarretando uma expansão condicional à receita mais do que qualquer outra coisa. Mas, a longo prazo, o desejo de desenvolvimento de um povo progressista sempre ultrapassará as dificuldades financeiras (p.17).

Em contrapartida, o estudo realizado por PEACOCK & WISEMAN⁷ baseou-se, fundamentalmente, no problema da limitação do crescimento que se impõe às possibilidades de expansão da oferta. Os autores reconheceram os efeitos da industrialização e da urbanização sobre o crescimento da demanda de bens e serviços fornecidos pelo Governo, mas argumentavam que os gastos só poderiam crescer com uma expansão da receita, ou seja, dentro de um limite tolerável pela população quanto à carga tributária imposta pelo Estado. Então, o crescimento das despesas do Governo, conforme a hipótese analisada, não ocorreria de forma contínua, mas, sim, através de períodos alternativos, ora apresentaria estabilidade, ora, rápido crescimento.

Já, um outro grupo de autores, MUSGRAVE, ROSTOW e HERBER (apud RIANI 1990), preocupou-se em elaborar modelos que associam a importância do setor público com o grau de desenvolvimento de um país.'

Ciente da particularidade de cada país no processo dinâmico que envolve a variação, tanto quantitativa como qualitativa, dos gastos públicos, MUSGRAVE, seguido por ROSTOW, visualizou tal relação através dos diferentes estágios de crescimento e desenvolvimento econômico. De acordo com sua visão, nos primeiros estágios, haveria a necessidade de um volume maior de investimentos públicos para fazer frente à formação de infra-estruturas econômicas e sociais. Por ocasião do crescimento, os gastos diminuiriam, mas voltariam a crescer posteriormente, seja devido à nova situação da renda seja devido à expansão dos serviços sociais.

Nesta mesma linha, HERBER utilizou-se da "lei" de Wagner para relacioná-la com os estágios de industrialização. O autor observou que, nos períodos préindustrial e de industrialização, os gastos públicos crescem a taxas superiores às do crescimento da renda; depois, com a chegada do período de maturação, os gastos tendem a se estabilizar.

Os estudos realizados em diferentes países⁸, pois, confirmam a existência de uma elevada elasticidade-renda das despesas do Governo, principalmente nos

⁷id. ibid.; os autores examinaram as possíveis causas do aumento dos Gastos do Governo no caso específico do Reino Unido, as quais estariam relacionadas com a variação no caráter da vida econômica, com o aumento na renda, com a variação da população ou com a influência do nível de preços ou do nível de emprego. A hipótese foi testada, empiricamente, por outros autores na tentativa de identificar o efeito translação, assim designado por PEACOCK & WISEMAN, pois representaria o deslocamento ascensional da curva de gastos em determinado período em conseqüência imediata a alguma perturbação social, guerras ou depressões, capaz de alterar a resistência contra a expansão da receita. A ocorrência deste efeito foi detectada em diversos países como o Reino Unido, Alemanha, Estados Unidos e Canadá, em períodos anteriores e posteriores a perturbações sociais.

⁸BIRD (1976.; p.22) Tabela 1. A evidência empírica da "lei" de Wagner.

períodos onde o processo de industrialização esteve em sua fase mais importante, tendendo as evidências empíricas e mesmo as análises posteriores de outros autores mais a confirmar do que a negar as idéias de Wagner.

Uma vez que os dados e as variáveis passíveis à análise setorial são mais complexos e de difícil mensuração, aplica-se, para os fins de investigação empírica deste estudo, uma análise em nível global. Pretende-se verificar até que ponto a *lei* de Wagner, sustentada no século passado e que se dizia validar em qualquer sistema econômico, confirma-se para um país subdesenvolvido, o Brasil, cerca de 100 anos depois⁹.

3 O MODELO EMPÍRICO

Do mesmo modo que há uma variedade de definições em torno do conceito de Governo, Setor Público e Economia Pública, surgem diferentes alternativas para se dimensionar o Setor Público na atividade econômica de um país. A escolha está condicionada à possibilidade de quantificação das variáveis e, de modo complementar, pela disponibilidade dos dados. Uma vez que grande parte das variáveis não são quantificáveis e as informações estatísticas são insuficientes, a alternativa mais próxima é a utilização dos valores orçamentários efetuados.

Atenta-se para o fato de que a análise quantitativa dos dados representa apenas uma face do que ocorre no âmbito dos gastos públicos. Há toda uma estrutura endógena como pano de fundo, onde prevalecem a moldura institucional e a organização governamental. Nesta estrutura endógena, estabelecem-se os processos decisórios, os quais irão determinar a oferta e a demanda de políticas públicas através da política econômica.

A avaliação dos dados aqui efetuada incorpora, então, a atuação de forças relativas aos consumidores e ofertantes dos serviços públicos sem, contudo, explorar o âmbito interno da questão. Por isso, no caso do Sistema Educacional Brasileiro, diversos agentes como Congresso, burocratas do Ministério da Educação, Secretarias Estaduais e Municipais, professores, pesquisadores e alunos estarão supostamente envolvidos no processo político de alocação dos fundos.

Através da lei dos dispêndios crescentes, o que Adolph Wagner fez foi estabelecer generalizações sobre os gastos públicos, observando a evidência histórica direta. A

⁹Conforme estudo de FERNANDO RESENDE DA SILVA (SILVA, 1974, p.38), a experiência brasileira no período entre 1947 a 1968 demonstra a conjugação das duas hipóteses, a de Wagner e a de Peacock & Wiseman, no modelo de expansão dos Gastos Públicos.

base de sua afirmação sustenta-se na hipótese de que um grande número de bens públicos e semipúblicos, dentre eles a educação, são *bens superiores*, de forma que a elasticidade-renda dos gastos do Governo com a provisão desses bens apresenta um valor igual ou superior à unidade.

Então, partindo desta constatação, procurou-se delinear um modelo econométrico para estimar a relação entre gasto público em educação e renda (PIB), ou seja, com as variáveis que se dispunha verificou-se o que poderia ser feito e qual a relação entre as mesmas. Investigou-se, ainda, a relação entre gasto público total e PIB, como forma de complementação à análise dos resultados.

3.1 As variáveis e os dados utilizados

As variáveis utilizadas¹⁰ foram Gasto Público com a Função Educação e Cultura¹¹, agregados nas três esferas de governo, e PIB. Estão sendo avaliados os gastos, tanto correntes como de capital, realizados pela Administração Direta e pelas Autarquias Públicas (inclusive as autarquias que exercem atividade empresarial). A disposição dos gastos públicos sob o critério funcional¹² permite uma visão global dos objetivos do Estado; de outra forma, a subclassificação institucional envolve ações menos objetivas e a análise individual poderia subestimar o montante devido.

Os diferentes valores monetários da série anual de dados foram transformados em valores anuais reais¹³, utilizando-se o deflator implícito do PIB, ano-base 1990,

¹⁰Para a série de valores referentes aos Gastos Públicos, em nível Federal, Estadual e Municipal, bem como sua desagregação funcional, foram utilizados os dados fornecidos pela publicação do Ministério da Fazenda/Secretaria de Economia e Finanças, Finanças do Brasil, Receita e Despesa-União, Estados e Municípios, volumes XXIII a XXX. Quanto aos dados relativos ao Produto Interno Bruto (PIB), ao seu deflator implícito e à população foram obtidos das publicações do IBGE, Séries Estatísticas Retrospectivas, do Anuário Estatístico do Brasil, dos anos 1987 a 1990, e dos Indicadores do IBGE, Suplemento Contas Nacionais-Brasil 1980-1990. As tabelas com os dados agregados podem ser visualizados em MORETTO (1993, anexos).

Utilizou-se a Função Educação e Cultura, visto que tal foi a classificação vigente no período considerado. Atualmente, a função Educação está desagregada da função Cultura. Tal critério foi adotado, então, seja por conveniência, seja porque o valor destinado à cultura não se mostrou tão significativo a ponto de distorcer os resultados (representando cerca de 1,8% dos gastos totais).

¹² A Lei 4.320, de 17.03.1964, determina os critérios que devem ser obedecidos na classificação do orçamento-programa (Funções - Categorias Econômicas - Unidades Orçamentárias e Elementos de Despesas). A classificação funcional agrega as atividades, programas, projetos e operações da ação governamental.

¹³ A utilização da técnica de deflacionamento dos dados serve para eliminar o efeito relativo ao processo inflacionário numa série de valores correntes. Na ausência de um deflator apropriado para as variáveis de atividade do Setor Público, emprega-se o deflator do PIB, que mede o crescimento médio da inflação, utilizado na maior parte dos estudos sobre o setor público brasileiro.

considerado como o índice mais abrangente e, teoricamente, mais preciso, já que sinaliza o comportamento dos preços em geral na economia.

A hipótese a ser testada, após a estruturação do modelo, por conseguinte, será confirmar o valor igual ou superior à unidade para o coeficiente de elasticidade-renda¹⁴ dos gastos públicos em educação¹⁵. O que se pretende determinar é a taxa de variação dos gastos públicos em educação proporcionalmente à taxa de variação na renda, no período de tempo entre 1965 e 1988¹⁶.

Observar-se-á, assim, o comportamento da variável dependente, gasto público em educação (**Gedu**), com base no comportamento da variável explicativa, renda (**Y**). A relação a ser estimada pode ser expressa da seguinte forma:

$$Gedu = f(Y)$$
 (1)

$$Gedu = a_0 Y^{b_0}$$

$$\log Gedu = \log a_0 + b_0 \log Y \text{ (forma linear)}$$
 (2) onde $\mathbf{a_0}$ é uma constante e $\mathbf{b_0}$ o coeficiente de elasticidade-renda.

A relação (1) estabelece que os gastos em educação (**Gedu**) estão positivamente relacionados com a renda (**Y**). Na função (2), por outro lado, se prevê um valor positivo e maior do que um para o coeficiente bo e um valor insignificante para a constante ao, ou intercepto, que capta a influência de outras variáveis que não foram quantificadas no modelo.

Após o modelo devidamente especificado, far-se-á a estimação dos parâmetros pelo Método dos Mínimos Quadrados Comuns (OLS).

¹⁵ De modo complementar, estimar-se-á o mesmo coeficiente para os Gastos Públicos Totais.

¹⁴ Para uma explicação mais detalhada, ver CHIANG (1982, p.279).

A delimitação do período de tempo justifica-se principalmente pelo fato de que, só a partir de 1964, foi adotado o critério de desagregação funcional dos gastos. Por outro lado, trata-se de um período riquíssimo para análises de políticas públicas, pois nele se observou a transição do período político autoritário para a democracia.

3.2 O Processo Econométrico

Para modelar o conjunto de dados, dispostos numa série de tempo, optou-se por um método dinâmico de modelagem, *The General to Specific Methodology*¹⁷, também conhecido como abordagem da *London School of Economics* (LSE).

Este processo de modelagem econométrica consiste em simplificar uma formulação geral pela imposição de um conjunto de restrições. Então, o processo gerador da variável dependente, e.g. Y_t , em função das variáveis explicativas é estruturado num modelo linear:

$$Y_{t} = a_{0} + \sum_{i=1}^{n} a_{i} Y_{t-i} + \sum_{k=1}^{m} \sum_{i=0}^{n} b_{ki} X_{kt-i} + u_{t}$$
 (3)

onde

 $\mathbf{Y_t}$ = variável dependende;

 $\mathbf{Y_{t-i}} = \text{variável explicativa dada por uma variável dependente defasada;}$

 $\mathbf{X_{t-1}} = \text{variável (eis) explicativa (s)}$, de modo que $\mathbf{K=1,..., m}$; considera cada variável no período t, assim como a variável correspondente defasada de um período $(\mathbf{i=0,...,n})$;

 $\mathbf{a_0}$ = termo constante ou intercepto;

 $\mathbf{a_1} = \text{coeficiente}$ que mede a variação da variável dependente entre o período \mathbf{t} e o período \mathbf{t} - $\mathbf{1}$;

 $\mathbf{b_{ki}}$ = coeficiente que mede a variação da variável dependente em função da variável explicativa, de modo que $\mathbf{K} = \mathbf{1}, \dots, \mathbf{m}$; considera cada variável no período \mathbf{t} , assim como a variável correspondente defasada de um período $(\mathbf{i} = \mathbf{0}, \dots, \mathbf{n})$.

O primeiro passo consiste na determinação do conjunto de variáveis explicativas (**m**), delimitando-se todas as variáveis a serem consideradas.

O procedimento, de acordo com a tradição da LSE, parte da forma geral sem restrições (3), mantidas as hipóteses normais sobre o termo erro. Uma vez estimado tal modelo, o próximo passo consiste na imposição de restrições economicamente significativas. Cada restrição é testada pelo nível de significância, contra uma especificação ligeiramente menos restrita.

¹⁷ A análise completa sobre the general to specific methodology se encontra em CUTHBERTSON et al (1992, cap. 4).

3.2.1 A reparametrização da equação

De acordo com o processo utilizado, precisam ser impostas restrições à forma geral, criando-se, então, a necessidade de reparametrizá-la. Investigou-se a possibilidade de aplicar-se o Mecanismo de Correção de Erros¹⁸ (ECM) ou representá-la através de uma equação estática com erros auto-regressivos, conforme análise do Fator Comum¹⁹ (COMFAC), a qual pode ser obtida pelo Método de Cochrane-Orcutt de correção.

A idéia principal contida no **Mecanismo de Correção de Erros** é que a proporção de desequilíbrios de um período é corrigida no próximo período. A aplicação deste mecanismo permite que os componentes de longo prazo das variáveis obedeçam à condição de equilíbrio, enquanto os componentes de curto prazo sejam especificados por uma dinâmica flexível. Assume-se a existência de uma relação tal entre as variáveis que, embora as séries destas sejam não-estacionárias²⁰, tendem a se manter juntas no longo prazo.

Partindo-se da equação (3.1), a aplicação do ECM pode ser visualizada do seguinte modo:

$$Y_{t} = a_{0} + a_{1} Y_{t-1} + b_{0} X_{t} + b_{1} X_{t-1} + u_{t}$$

onde $t = 2,...,n$ com $a_{1} < 1$ (3.1)

Com o auxílio da álgebra, subtraindo-se a variável Y_{t-1} de ambos os lados e somando-se o termo $\mathbf{b_0}\mathbf{X_{t-1}}$ no lado direito, a equação (3.1) pode ser transformada em:

$$\Delta Y_{t} = a_{0} + b_{0} \Delta X_{t} (1 - a_{1}) (Y_{t-1} - kX_{t-1}) + u_{t}$$

 $^{^{18}}$ Expressão traduzida do inglês $\it Error\ Correction\ Model$, por isso abreviado por ECM.

¹⁹ Proveniente da expressão em inglês Common Factor Analysis - COMFAC analysis.

O modelo de regressão linear pressupõe a existência de estacionaridade. Um processo estocástico é considerado estacionário, quando a média e a variância não mudam com o passar do tempo e a covariância entre os valores do processo, em dois pontos diferentes de tempo, depende somente da distância entre tais pontos. Para tornar uma série não-estacionária em estacionária deve-se tomar a diferença de alguma ordem. Então, uma série é tida como integrada de ordem x, e denotada por I(x), se para se tornar estacionária é preciso tomar diferenças de ordem x. Para uma análise mais detalhada, ver MADDALA (1992, cap.13).

onde
$$k = \left[\frac{(b_0 + b_1)}{(1 - a_1)} \right]$$
 (3.2)

Assim, na equação (3.2), o coeficiente $\mathbf{b_0}$ representa a variação de curto prazo da variável dependente relativa à variável explicativa. O parâmetro \mathbf{k} expressa esta mesma variação no longo prazo. E o componente $\mathbf{1}$ - $\mathbf{a_1}$ sinaliza o impacto desta variação no período imediatamente anterior.

A precondição para a aplicação do ECM é que as séries sejam *co-integradas*. O processo de co-integração apóia-se no fato de que os desvios do ponto de equilíbrio são estacionários, $\mathbf{I}(\mathbf{0})$, com variância finita, mesmo que as séries das variáveis sejam não-estacionárias, porém integradas na mesma ordem, $\mathbf{I}(\mathbf{x})$. Assim, testar a ordem de integração da série equivale a testar a hipótese das raízes unitárias²¹. Então, para as séries co-integrarem, os resíduos da regressão devem ser $\mathbf{I}(\mathbf{0})$ e as variáveis devem ser $\mathbf{I}(\mathbf{x})$, desde que \mathbf{x} seja diferente de *zero*.

A formulação de uma equação estática com erros auto-regressivos fundamentase na **Análise do Fator Comum** (COMFAC). A correlação serial²² é tida como reflexo de uma estrutura particular imposta sobre a equação estática. Então, considerandose o modelo anterior (3.1),

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + e_t$$

onde $t = 2,...,n$ com $a_1 < 1$

pode-se reescrevê-lo, algebricamente, como:

$$(1 - a_1 L)Y_t = a_0 + (b_0 + b_1 L)X_t + e_t$$
(3.3)

ou, de outro modo,

$$(1-a_1L)Y_t = a_0 + b_0(1 + \frac{b_1}{b_0}L) X_t + e_t$$

onde L é o operador de defasagem.

²¹ O principal teste para raízes unitárias foi desenvolvido por Dickey e Fuller (Teste DF), entre 1976 e 1979, posteriormente aperfeiçoado para Teste Dickey-Fuller aumentado. Uma análise destes e outros testes para cointegração encontra-se em MADDALA (1992, cap.14).

²² Se, por um lado, a correlação serial é considerada um impecilho na regressão estática, pode ser vista, de outro, num contexto mais amplo, que é o da regressão dinâmica.

A presença de um fator comum implica que os parâmetros de (3.3) estão sujeitos à restrição $\mathbf{a_1b_0}+\mathbf{b_1}=\mathbf{0}$. Uma vez válida tal restrição, o modelo pode ser redefinido, aplicando-se o operador $[1/(1-\mathbf{a_1L})]$ à equação (3.3), em que resulta:

$$Y_{t} = a_{0}^{\#} + b_{0}X_{t} + u_{t}$$
onde $a_{0}^{\#} = [a_{0}/(1-a_{1}L)]$ e
$$u_{t} = [e_{t}/(1-a_{1}L)] \text{ ou } u_{t} = a_{1}u_{t-1} + e_{t}$$
(3.4)

O Teste de Wald possibilita verificar a existência do fator comum. A hipótese nula, H_0 , pressupõe a ocorrência da restrição, no caso, $\mathbf{a_1b_0} + \mathbf{b_1} = \mathbf{0}$, com base na distribuição qui-quadrado. Aceitar a hipótese nula é o mesmo que assumir a presença de correlação serial no modelo estático e permitir, então, que se aplique o método de correção Cochrane-Orcutt (AR).

3.3 A determinação da elasticidade-renda dos Gastos Públicos em Educação

A partir da esquematização do aparato teórico e econométrico, que serve como base para a análise, procede-se à estimação²³ do modelo propriamente dito.

Assim, com base na relação (2) estabelecida anteriormente, já linearizada, e aplicando-se o processo econométrico tal qual a equação (3), que expressa a forma mais geral, tem-se a equação a ser estimada:

log Gedu_t =
$$a_0 + a_1 \log Gedu_{t-1} + b_0 \log Y_t + b_1 \log Y_{t-1} + u_t$$

onde:

Geduț = Gasto Público Total (agregado das três esferas do Governo) com a Função Educação e Cultura em termos per capita, no ano t (t=1965,...,1988);

Gedu_{t-1} = Gasto Público Total com a Função Educação e Cultura *per capita*, defasado de um período;

 $\mathbf{Y_t}$ = Produto Interno Bruto per capita;

 $\mathbf{Y_{t-1}}$ = Produto Interno Bruto *per capita*, defasado de um período;

 $\mathbf{a_0}$ = termo constante ou intercepto;

 $\mathbf{a_1}$ = coeficiente que mede a variação do Gedu no primeiro período;

²³ As estimativas serão executadas com o auxílio do *software* econométrico *Microfit*, o qual constitui uma ligação entre a estimação dos métodos econométricos e os testes de hipóteses.

 $\mathbf{b_0}$ = coeficiente da elasticidade-renda do Gasto Público Total com a Função Educação e Cultura;

 $\mathbf{b_1}$ = coeficiente da elasticidade-renda dos gasto com educação expresso em termos de variação do período anterior;

 $\mathbf{u_t}$ = termo erro ou disturbância da regressão.

A formulação equacional na forma logarítmica, conforme visto anteriormente, já revela o coeficiente da elasticidade. Por outro lado, a ordem de variáveis defasadas a ser analisada se restringirá à unidade, **n=1**, devido aos poucos dados disponíveis, já que a periodicidade dos mesmos é anual. Do mesmo modo, a disponibilidade de apenas uma variável explicativa faz com que o valor de **m** seja igual a um. Esta é a principal limitação do modelo, já que se pode incorrer em erro de especificação. Contudo, devido à impossibilidade de se obter dados para outras variáveis, optou-se em prosseguir, é claro, observando tal limitação.

3.3.1 As primeiras estimativas

Aplicando-se o Método dos Mínimos Quadrados Comuns à regressão da equação mais geral acima, obteve-se a equação estimada:

$$\log Ged u = -0.57 + 0.88 \log Ged u_{-1} + 1.12 \log Y - 0.92 \log Y_{t-1}$$
(4)

Obs.: os números entre parênteses equivalem à estatística t;

Foram utilizadas 23 observações para a estimação, e os resultados encontrados foram:

R² = 0.94	$R^2_{aj} = 0.93$	RSS =0.0322	F-statistic = 109.14
SDDV =0.1634	SDR =0.0412	Durbin's h-statistic =1.56	

Nota: o R² mede o grau de explicação da regressão,(R²aj=R² ajustado); o F-statistic mede o nível de significância da associação entre as variáveis; o RSS equivale à soma dos quadrados dos resíduos; o SDDV representa o desvio padrão da variável dependente; o SDR representa o desvio padrão da regressão; o Durbin's h-statistic é uma derivação da estatística de Durbin-Watson e testa a presença de auto-correlação nos resíduos, para o caso onde a variável dependente aparece como variável defasada.

Os testes de diagnóstico empregados para detectar-se seja a presença de correlação serial nos resíduos, a má especificação da forma funcional, a

[#]o coeficiente é significativo ao nível de significância de 5%.

anormalidade dos resíduos ou a heteroscedasticidade foram, respectivamente, o teste Multiplicador de Lagrange, o teste RESET de Ramsey, o teste de Jarque-Bera e o teste entre os valores esperados e os observados do quadrado dos resíduos da regressão²⁴. Os resultados são apresentados na **Tabela 1**.

Tabela 1 - Testes de diagnóstico aplicados à equação geral estimada envolvendo gastos públicos em educação e renda

Teste Estatístico	Versão LM ¹	Versão F ²
a)Correlação Serial	CHI-SQ(1)=2.105	F(1,18) = 1.814
b)Forma Funcional	CHI-SQ(1) = 2.486	F(1,18) = 2.182
c)Normalidade	CHI-SQ(2) = 8.824	não aplica
d)Heteroscedasticidade	CHI-SQ(1) = 1.854	F(1,21) = 1.841

Fonte: cálculo baseado sobre a regressão efetuada nas variáveis constantes na tabela A-1 da seção de Anexos.

1 Versão multiplicador de Lagrange;

2 Versão F de Snedcor;

CHI-SQ= distribuição Qui-quadrado; ao nível de significância de 5%.

Os resultados da regressão mostram-se satisfatórios. O coeficiente de determinação, $\mathbf{R^2}$, assim como o valor de \mathbf{F} , são relativamente altos. Os coeficientes $\mathbf{b_0}$ e $\mathbf{a_1}$ são significativos, ao contrário do termo intercepto, e, através do teste \mathbf{h} de Durbin, verifica-se que a presença de autocorrelação serial nos resíduos é inconclusiva.

A aplicação dos testes de diagnóstico detectou apenas o problema relativo à normalidade dos resíduos. Isto se deve à extrapolação no valor de alguma observação das variáveis, o que causa a impressão de que a distribuição dos resíduos não é normal.

Quanto aos coeficientes de curto e de longo prazo para a elasticidade-renda dos gastos públicos em educação, percebe-se que o coeficiente de curto prazo, $\mathbf{b_0}$ =1,12, é menor do que o coeficiente de longo prazo²⁵, **K**=1,7. Isto quer dizer que os gastos, ao longo de todo o período, são mais elásticos do que os despendidos ano a ano.

Na seqüência, investigou-se a possibilidade de reparametrizar-se a equação geral (4) pelo ECM ou pela análise do COMFAC. Pelo teste das raízes unitárias sobre os resíduos da regressão co-integrada, concluiu-se que os erros são não-

.

²⁴ Uma explicação mais detalhada sobre cada um destes testes de diagnóstico poderá ser vista em PESARAN & PESARAN (1991).

 $^{^{25}}$ O coeficiente de longo prazo, k, é igual a $[(b_o + b_I)/(1 \text{-} a_I)].$

estacionários²⁶, isto é, as variáveis não co-integram. Descarta-se, assim, a possibilidade de se aplicar o ECM. Já, através do Teste de Wald, para as restrições impostas sobre os parâmetros da regressão, aceitou-se a hipótese²⁷ que valida a existência do fator comum.

3.3.2 O modelo final

Verificadas as possibilidades de reparametrizar-se a equação geral, o resultado foi favorável à presença do fator comum. Optou-se, finalmente, pela estimação através de uma equação estática com erros auto-regressivos, que pode ser obtida através do Método Cochrane-Orcutt. Então, a equação final estimada foi a seguinte:

$$\begin{array}{c} \text{M\'etodo AR(1) Cochrane-Orcutt} \\ \text{log Gedu} = -2.012 & +1.12\log Y \\ u_t = 0.923u_{t-1} + e_t \\ {}_{(6.22)^{\#}} \end{array}$$

Obs.: os números entre parênteses equivalem à estatística t.

#o coeficiente é significativo ao nível de significância de 5%.

Para as 24 observações utilizadas para a estimação, estes foram os resultados encontrados:

$\mathbf{R^2} = 0.94$	$R^2_{aj} = 0.93$	RSS = 0.0332	F-statistic = 167.08
SDDV = 0.1731	SDR = 0.0407	Estatística Durbin-Watson= 1.63.	

Nota: o **R²** mede o grau de explicação da regressão,(R²_{aj}=R² ajustado); o **F-statistic** mede o nível de significância da associação entre as variáveis; o **RSS** equivale à soma dos quadrados dos resíduos; o **SDDV** representa o desvio padrão da variável dependente; o **SDR** representa o desvio padrão da regressão; a **Estatística Durbin-Watson** testa a presença de auto-correlação nos resíduos.

Observa-se que o valor de $\mathbf{a_0}$, que corresponde ao termo constante ou intercepto, mostrou-se ser negativo e não significativo. Isto significa que as outras

O valor encontrado para o teste Dickey-Fuller (DF) tabelado foi -0.83096, sendo que o valor crítico para poder rejeitar H_O [I(1)] deve ultrapassar -3.6140.

 $^{^{27}}$ O valor calculado pelo Wald Test [CHI-SQ(1)], foi de 0.5121. A hipótese nula, $\rm H_{\odot}$, equivale a validade da restrição $a_{o}b_{o}+b_{J}=0$.

variáveis, não especificadas no modelo, e.g. a demanda por educação, o nível cultural, etc., além de terem uma relação inversa com a variável dependente, não estão interferindo nos resultados. Com relação ao coeficiente, $\mathbf{b_0} = 1,12$, percebe-se que o mesmo é significativo; o mesmo ocorre com o valor do termo erro considerado como uma proporção da variação do período imediatamente anterior.

3.3.3 Análise dos resultados

Como se pode ver, a um nível de determinação de 94%, o valor final encontrado para o coeficiente de elasticidade-renda dos gastos públicos em educação no Brasil, no período entre 1965 e 1988, foi de **1,12**, ou seja, superior à unidade. Isto quer dizer que a taxa de variação do gasto público com a função Educação e Cultura é superior à taxa de variação do PIB, ou ainda, os gastos em educação variam mais que proporcionalmente à renda. Confirmou-se, então, a hipótese inicial da validade da "lei" de Wagner. Quanto à preocupação incial da limitação do modelo, observa-se que, desde a forma mais geral, o termo intercepto não teve significância e o sinal, ainda, é negativo, demonstrando que a relação é inversa.

De modo complementar, todos os passos acima referidos foram repetidos para os gastos públicos totais do Governo (GG), em termos *per capita*. Os resultados do processo econométrico foram muito semelhantes. Não foi detectado nenhum problema nos testes de diagnóstico e, da mesma forma que para os gastos em educação, não é possível aplicar-se o ECM, mas sim o Método de Cochrane-Orcutt., então, resumidamente, a equação geral e a final a que se chegou são:

$$\log GG_{t} = -0.15 + 0.88 \log_{(4.72)^{\#}} GG_{t-1} + 0.89 \log_{(1.59)} Y_{t} - 0.76 \log_{(-1.38)} Y_{t-1} + u_{t}$$

Obs.: os números entre parênteses equivalem à estatística t.

$\begin{array}{c} \text{M\'etodo AR(1) Cochrane-Orcutt} \\ \log \ GG = -0.18 \ + 0.92 \log Y \\ u_t = 0.88 u_{t-1} + e_t \\ {}_{(6.22)^{\#}} + e_t \end{array}$

Obs.: os números entre parênteses equivalem à estatística t.

[#]o coeficiente é significativo ao nível de significância de 5%.

[#]o coeficiente é significativo ao nível de significância de 5%.

$\mathbf{R^2} = 0.88$	$\mathbf{R^2_{aj}} = 0.87$	RSS = 0.0426	F-statistic= 80.32
SDDV = 0.1414	SDR = 0.0461	Estatística Durbin-Watson= 1.67.	

Nota: o **R²** mede o grau de explicação da regressão,(R²_{aj}=R² ajustado); o **F-statistic** mede o nível de significância da associação entre as variáveis; o **RSS** equivale à soma dos quadrados dos resíduos; o **SDDV** representa o desvio padrão da variável dependente; o **SDR** representa o desvio padrão da regressão; a **Estatística Durbin-Watson** testa a presença de auto-correlação nos resíduos.

Para os gastos públicos totais, o coeficiente de curto prazo obtido, b_0 =0.89, também foi menor que o coeficiente de longo prazo, k=1,12; contudo, em termos absolutos, o valor é menor do que aqueles relativos aos gastos com educação.

O valor final encontrado para o coeficiente de elasticidade-renda para os gastos públicos totais foi **0.92**, inferior à unidade e, portanto, inelástico. Logo, a hipótese da *lei de Wagner* não se confirma para os gastos públicos totais, ao contrário do que se verifica na particularidade dos gastos em educação.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Uma vez concluídos os passos inicialmente projetados, para se alcançar o objetivo proposto neste estudo, cabe agora fazer um levantamento geral sobre os resultados obtidos, a título de considerações finais.

Em primeiro lugar, convém lembrar que todo o mecanismo endógeno envolvido no processo de alocação de recursos, constituído pelos diversos agentes, Congresso, burocratas do Ministério da Educação, secretarias, professores, pesquisadores e alunos, dentre outros, foram tomados como dados, ou de outra forma, permaneceram sob a condição *ceteris paribus*. O que se pretendia determinar era qual a relação existente entre as variáveis definidas como gasto público em educação e renda.

Segundo, partimos em busca de tal relação tendo como base a hipótese inicial da validade da *lei* de Wagner. Procurava-se, desta forma, investigar até que ponto uma *lei* sustentada ainda do final do século passado e que se dizia validar em qualquer sistema econômico se confirmaria para um país subdesenvolvido, o Brasil, cerca de cem anos depois.

Terceiro, a *lei* de Wagner está baseada em generalizações estabelecidas através da observação direta dos fatos. Era preciso, portanto, encontrar um método, um modelo, para sustentar a hipótese de que a elasticidade-renda dos gastos públicos,

para o caso específico da educação, era igual ou maior do que um, caracterizando-a como um bem superior.

Com base nestes pressupostos, procedeu-se, então, à aplicação de um processo econométrico para as variáveis Gasto Público na função Educação e Cultura (variável dependente), incluindo as três esferas de governo, e PIB (variável explicativa). Convém lembrar que o modelo é limitado à medida que se está trabalhando com uma variável explicativa somente. Mas o que se quer é quantificar o sentido desta relação. Aplicados os devidos testes, sob o contexto metodológico da abordagem, que parte de um modelo mais geral para um mais específico, impondo-se restrições, optou-se pela utilização de uma equação estática com erros auto-regressivos.

Os dados, constantes de uma série temporal que vai de 1965 a 1988, para aquelas variáveis, foram então inseridos no *software* econométrico Microfit e, através da estimação pelo Método Cochrane-Orcutt, obteve-se a equação final estimada. O valor encontrado para o coeficiente da elasticidade-renda dos gastos públicos com a função Educação e Cultura foi de **1,12**, ou elástico. Isto significa que a variação percentual nos gastos públicos em educação foi maior que a variação percentual no PIB, ou que, para cada unidade adicional de renda, a proporção dos gastos públicos em educação foi de **1,12**, caracterizando um bem superior. Deste modo, pelo conceito da elasticidade ou sensibilidade, confirmou-se, de fato, a validade da *lei* de Wagner para os gastos públicos em educação e renda. O mesmo já não ocorreu com os gastos públicos totais, cujo coeficiente encontrado foi de **0,92**, ou inelástico.

Observando-se os resultados, infere-se que, para os gastos públicos totais, a não-validade da hipótese da *lei* de Wagner pode, na verdade, estar associada à proposição de PEACOCK e WISEMAN, sobre a limitação da receita para a expansão dos gastos. No caso dos gastos com a função Educação e Cultura, tal efeito é amenizado pela vinculação direta de alguns recursos aos setores sociais, assegurando-se um volume mais uniforme.

Sob tais circunstâncias, então, os dados revelam que o gasto público em educação e cultura é prioridade sim, embora as evidências reais, de crise no sistema, de falta de condições, tendam a revelar o contrário; quem sabe a situação não estaria ainda pior? Entretanto, cabe destacar que o resultado obtido teve como base um demonstrativo de valores contabilizados destinados àquela função. O que falta saber agora é se a alocação dos recursos, internamente, no sistema de ensino público brasileiro, foi eficiente, e isto tem a ver com o mecanismo que havia sido tomado como dado.

Por isso, aprofundar o estudo sobre cada uma das variáveis endógenas do sistema é o próximo passo que deverá ser seguido. E esta não é uma tarefa fácil, já que envolve não só variáveis econômicas, mas principalmente políticas.

BIBLIOGRAFIA

- 1 ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. FIBGE Rio de Janeiro, 1987-1990.
- 2 BIRD, Richard M. O crescimento das despesas públicas. In: SILVA, Fernando Rezende da. *Política Fiscal e Programação dos Gastos do Governo*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1976, p. 19-49.
- 3 BRASIL. Ministério da Fazenda/Secretaria de Economia e Finanças. Finanças do Brasil, Receita e Despesa União, Estados e Municípios. Brasília, v. XXIII a XXX, 1981, 1983, 1991.
- 4 CHIANG, Alpha. *Matemática para economistas*. trad. Roberto Camps de Moraes; rev. técnica de Luiz Salvador Lopez. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil; Ed. da Universidade de São Paulo, 1982.
- 5 CUTHBERTSON, Keith; HALL, Stephen G. & TAYLOR, Mark P. Applied Econometric Techniques. Harvester: Wheatsheef, 1992.
- 6 ENGLE, R.F. & GRANGER, C.W.J.(eds). Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- 7 ESTATÍSTICAS HISTÓRICAS DO BRASIL. Série Estatísticas Retrospectivas, v.3., Rio de Janeiro: IBGE, 1987.
- 8 HARVEY, Andrew. The Econometric Analysis of Time Series. 2.ed. Londres: Phillip Allan, 1990.
- 9 IBGE. Indicadores do IBGE. Suplemento Contas Nacionais Brasil 1980-1990, jul. 1991.
- 10 JOHNSTON, John. Métodos econométricos. São Paulo: Atlas, 1977.
- 11 MACHADO JR., José Teixeira. Classificação das Contas Públicas. Rio de Janeiro: FGV, 1967.
- 12 MADDALA, G. S. *Introduction to Econometrics*. 2.ed. Singapore: Macmillan International, 1992.
- 13 MONTEIRO, Jorge Vianna. Fontes Endógenas do crescimento do Setor Público no Brasil. Rio de Janeiro: Programa Nacional de Pesquisa Econômica-PNPE, Série Fac-Símile nº 17.
- 14 MORETTO, Cleide F. A elasticidade-renda dos gastos públicos em educação no Brasil. Porto Alegre, 1993. 124 p. Dissertação (Mestrado), Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1993.

- 15 MUSGRAVE, R. & PEACOCK, A.(orgs) Classics in the Theory of Public Finance. London: Macmillan and Co., p. 1-8, 1958.
- 16 PEACOCK, Alan & WISEMAN, Jack. *The Growth of Public Expenditures in the United Kingdom*. ed. rev. London: George Allen and Unwin, 1961.
- 17 ______. Aproaches to the Analisys of Government Expenditure Growth. *Public Finance Quarterly*, v.7, n.1, London, Beverly Hills, v. 7, n. 1, janeiro 1979.
- 18 PESARAN, M. Hashen & PESARAN, Bahram. *MICROFIT 3.0: an interactive econometric software package*. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- 19 RIANI, Flávio. Economia do Setor Público: uma abordagem introdutória. 2.ed. São Paulo: Atlas, 1990.
- 20 SILVA, Fernando R. da; MAHAR, Dennis J.; ALMEIDA, Wanderly J. M. de & HINRICHS, Harley H. *Política Fiscal e Programação dos gastos do Governo*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1976.
- 21 SILVA, Fernando Rezende da. Avaliação do Setor público na economia brasileira: estrutura funcional da despesa. 2.ed. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1974.
- 22 SILVA, Lino Martins da. Contabilidade Governamental: um enfoque administrativo. 2.ed. São Paulo: Atlas, 1991.

ABSTRACT

THE "ELASTICITY-INCOMES" OF PUBLIC EXPENSES WITH EDUCATION IN BRAZIL

This study had as purpose to investigate the relation that comes to exist between Public Expenses in Education and Culture and Public Incomes ("PIB") in the period of 1965 to 1988, through the concept of "elasticity-incomes". It was utilized, with this purpouse, an econometric estimation that had as support a methodology beginning from the specification of a more general model to a more specific one (the general to specific methodology). It was estimated the function in a way that confirms the "Wagner Law", which considered being the education good as a superior good. The result found indicates that the Public Expenses with Education and Culture are flexible in Brasil, in the considered period, understood that they changed more than proportionally to the changing of the earnings, despite the reality of the system to suggest the opponent.

Key-words: education, quantitative methods, public economy sector.