

IPÊA

Instituto de Planejamento Econômico e Social

INPES

Instituto de Pesquisas

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

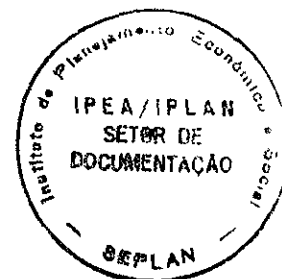
1

Nº 137

"Testes de Exogeneidade da Moeda para a Economia Brasileira"

Pedro L. Valls Pereira
João Luiz Mascolo

Maio de 1988



TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

J

Nº 137

"Testes de Exogeneidade da Moeda para a Economia Brasileira"

Pedro L. Valls Pereira
João Luiz Mascolo

Maio de 1988

Tiragem: 50 exemplares

Trabalho concluído em: Abril de 1988

Instituto de Pesquisas do IPEA
Instituto de Planejamento Econômico e Social
Avenida Presidente Antonio Carlos, 51 - 139/179 andares
Rio de Janeiro - RJ
20020

Este trabalho é de inteira e exclusiva responsabilidade de seus autores. As opiniões nele emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República.

TESTES DE EXOGENEIDADE DA MOEDA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Pedro L. Valls Pereira

João Luiz Mascolo

- I - INTRODUÇÃO
- II - CONCEITO DE EXOGENEIDADE
- III - TESTES DE EXOGENEIDADE
- IV - APLICAÇÃO AO CASO BRASILEIRO
- V - CONCLUSÕES
- VI - BIBLIOGRAFIA

SUMÁRIO

Os artigos existentes na literatura brasileira sobre testes de causalidade usam a metodologia de Granger-Sims ou a técnica de auto-regressão vetorial, levando alguns autores a concluir que a base monetária era exógena em relação à taxa de inflação, e outros que era endógena.

Este artigo mostra que os testes de causalidade podem ser usados para detectar a existência de relação causal entre variáveis, mas isto não implica na exogeneidade da variável sob consideração. Mostra-se que o conceito de exogeneidade depende da estrutura que estamos considerando, isto é, para se afirmar que uma variável é exógena é preciso primeiro especificar o modelo estrutural sob consideração, e, dado este modelo, e para uma equação de um sistema de equações simultâneas, faz sentido falar em exogeneidade de uma variável em relação ao conjunto de parâmetros de interesse.

Apresenta-se o conceito de exogeneidade segundo Engle, Hendry e Richard (1983), desenvolvem-se testes relevantes, bem como testa-se a exogeneidade da base monetária à variação dos preços na equação de demanda agregada do modelo desenvolvido por Barbosa (1983). Os resultados encontrados mostram que a moeda foi preponderantemente exógena em relação aos preços no período de 1960 a 1983.

TESTES DE EXOGENEIDADE DA MOEDA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA^{*}

Pedro L. Valls Pereira^{**}

João Luiz Mascolo^{***}

I - INTRODUÇÃO

A totalidade dos trabalhos existentes na literatura econômica brasileira sobre testes de causalidade, faz uso da metodologia de Granger-Sims ou da técnica de auto-regressão vetorial.

Cardoso (1977), através do método de Granger-Sims, concluiu que a moeda (M_1) era "endôgena" em relação aos preços (IGP-DI) para o período 1954-1969. Seus resultados, no entanto, são bastante questionáveis, como mostrou Contador (1978), na medida em que uma hipótese crucial para a validade do teste - a aleatoriedade dos resíduos - não foi respeitada.

Contador (1978), para o período 1955-1976, e Marques (1983), para o período 1946-1981 - ainda com base na mesma técnica - chegaram à conclusão de que a base monetária é preponderantemente "exôgena" em relação à taxa de inflação (medida pelo IGP-DI), embora algum feedback possa ser observado nos períodos amostrais considerados.

Posteriormente, Carneiro e Fraga Neto (1984) e Brandão (1985) empregaram a técnica de auto-regressão vetorial para testar a exogeneidade da oferta monetária no Brasil. Enquanto os primeiros concluíram que a relação causal entre base monetária e in-

* Este texto foi apresentado no VII Encontro Brasileiro de Econometria e, por convite, na XXII Reunião da Associação Argentina de Economia Política. Os autores agradecem os comentários de Alberto Holly, Alfredo Navarro, Alberto Landro, Guilherme Sedlacek, Octávio Tourinho, Eustáquio Reis e Helson Braga. São, no entanto, os únicos responsáveis pelo texto final.

** Pesquisador do INPES/IPEA e do Departamento de Economia da UFF.

*** Diretor do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC).

flação era bidirecional, o segundo encontrou evidências favoráveis à exogeneidade dos agregados monetários em relação às variações de preços.

Neste trabalho, o que se procura mostrar é que o conceito de exogeneidade é, na realidade, algo mais complexo do que a versão Granger-Sims faz crer.¹ Nossa hipótese de trabalho é que a exogeneidade depende da estrutura que estamos considerando, isto é, para se afirmar que uma variável é exógena é preciso primeiro especificar o modelo estrutural que estamos considerando. Dado este modelo, e para uma equação do sistema de equações simultâneas, faz sentido falar em exogeneidade de uma variável em relação ao conjunto de parâmetros de interesse.

Isto nos induz a perguntar por que necessitamos do conceito de exogeneidade e não o de causalidade no sentido de Granger. Para responder esta pergunta é necessário apresentar o que interpretamos por modelagem econométrica, no sentido de Hendry (1987). Na Seção II apresenta-se um resumo desta metodologia, bem como o conceito de exogeneidade, ao passo que são desenvolvidos, na Seção III, os testes relevantes. Deve-se mencionar que neste artigo, especificamente, não são apresentados testes de mudança de regime de política econômica, os quais serão objeto de pesquisa futura.

¹Franco (1986) foi o primeiro, na literatura brasileira, a usar um teste de especificação devido a Hausman (1982). Ele interpreta este teste, como é usual na literatura, como um teste de especificação e aplica a um estudo de taxa de câmbio e oferta monetária para o período de 1880-1897. O teste de Hausman, como será visto na Seção III, depende das variâncias dos estimadores sob H_0 e H_a e é necessário que estas variâncias sejam calculadas corretamente. Não é claro qual o método de estimação usado por Franco nas equações apresentadas na Tabela 8, página 87, se o de Variáveis Instrumentais com ou sem correção por autocorrelação. Como o cálculo das variâncias das estimativas, para o caso de utilização de variáveis instrumentais com erros correlacionados, não é trivial e, além disto, não são todos os pacotes econométricos que têm a expressão correta destas variâncias [para uma descrição teórica deste problema ver Hendry (1976)], os resultados apresentados por Franco devem ser interpretados com cuidado, já que sob H_0 e H_a os estimadores podem estar viesados, implicando perda de potência do teste.

Na Seção IV são apresentados os resultados encontrados para a economia brasileira, à luz da metodologia apresentada, sobre a exogeneidade da oferta monetária vis-à-vis a variação dos preços. Na Seção V, finalmente, são resumidas as principais conclusões do trabalho.

II - CONCEITO DE EXOGENEIDADE

Exogeneidade é um conceito fundamental em modelagem econométrica. É difícil precisar quando este conceito apareceu pela primeira vez, mas foi o artigo de Koopmans (1950) que primeiro definiu este conceito. No entanto, somente com o artigo de Engle, Hendry e Richard (1983) - a seguir denotado por EHR - é que foi possível apresentar uma definição que clarificasse, por completo, este conceito.

No passado pouca distinção era feita entre os conceitos de exogeneidade e causalidade e muita da confusão existente na literatura é devida à utilização do conceito de exogeneidade (no sentido usual) em modelos dinâmicos, embora o conceito usual de exogeneidade só fosse apropriado para modelos estáticos.

Como bem mostra EHR, exogeneidade é definida em relação a um conjunto paramétrico e mudando-se os parâmetros de interesse, é possível alterar o conjunto de variáveis exógenas. Eles mostram também que o conceito de causalidade (ou, melhor dizendo, não-causalidade no sentido de Granger, que será definido a seguir) só é necessário se estivermos interessados em previsões. Mas se o interesse é estimar ou testar os parâmetros, só é necessário o conceito de exogeneidade fraca, e é este o conceito fundamental para modelagem econométrica, pois nos permite simplificar o Processo de Geração dos Dados - a seguir denotado por P. G. D. - sem perda de informação.

Como estamos interessados em modelos dinâmicos, definiremos a seguir o que é um modelo estatístico, os conceitos de exogeneidade segundo EHR e de causalidade.

Segundo Holly (1985), um modelo estatístico paramétrico é a tripla $\{Z, P_\theta, \theta\}$ onde o vetor aleatório Z pertence a Z , a densidade conjunta das observações Z pertence a uma família de distribuições P_θ e o conjunto paramétrico pode ser escrito da seguinte forma $\theta = \theta_1 \times \theta_2$.

Observe que às vezes nem todos os parâmetros do modelo são de interesse. Em geral, pode-se dividir estes parâmetros em duas categorias: parâmetros de interesse e parâmetros de perturbação (nuisance). Os de interesse são aqueles cujas variáveis estão diretamente ligadas à teoria que o modelador deseja testar. Observe também que ao se particionar o espaço paramétrico em θ_1 e θ_2 fica implícito que os parâmetros θ_1 e θ_2 são variação livre, isto é, não estão sujeitos a restrições entre eles (cross-restrictions).

Antes de definirmos o conceito de exogeneidade fraca e forte, segundo EHR, necessitamos introduzir notações que serão utilizadas no decorrer deste artigo.

Seja $Z_t = (Y_t, X_t, W_t) \in R^{3n}$ um vetor aleatório observado pertencente a $Z = Y \times X \times W$.² O período das observações tem por índice t que varia de 1 até T e denota-se por Z_t^1 a matriz $t \times n$ definida por:

$$Z_t^1 = (z_1, \dots, z_t)$$

e

$$Z_{t-1}^1 = (Z_{t-1}^1, Z_0)$$

onde Z_0 é a matriz de condições iniciais que permanecerá fixa durante toda a análise, isto é, a análise será feita condicional em Z_0 .

O P.G.D. é representado pela densidade conjunta dos dados, isto é, $D(Z_t^1 | Z_0; \theta)$ e, portanto, pode-se definir a verossimilhança de θ dado Z_0 e denotada por $L(\theta; Z_t^1)$.

²Observe que a transformação de z_t para $\{y_t, x_t, w_t\}$ induz a transformação $\theta \rightarrow \psi$. Esta transformação adotada pode induzir, ou perder, constância e/ou invariância nos parâmetros resultantes, isto é, ?.

O vetor aleatório Z_T^1 é composto de variáveis que são de interesse para explicar o fenômeno econômico e variáveis irrelevantes. Deseja-se eliminar do P.G.D. as variáveis irrelevantes, denotadas pelo vetor W_T^1 . Admitindo-se que estas variáveis são irrelevantes pode-se marginalizar o P.G.D. primeiro com respeito a w_t , obtendo-se:

$$\begin{aligned} D (Z_T^1 \mid \theta) &= \prod_{t=1}^T D (z_t \mid Z_{t-1}, \theta) = \\ &= \prod_{t=1}^T D (y_t, x_t \mid Z_{t-1}; \psi_1) D (w_t \mid y_t, x_t, Z_{t-1}; \psi_2) = \\ &= \prod_{t=1}^T D (y_t, x_t \mid y_{t-1}, x_{t-1}, w_{t-1}; \psi_1) \end{aligned}$$

O passo seguinte consiste em marginalizar em relação a w_{t-1}^1 , induzindo

$$\prod_{t=1}^T D (y_t, x_t \mid y_{t-1}, x_{t-1}, w_0; \delta_1)$$

que corresponde a uma representação Auto-regressiva Vetorial [VAR]. Obviamente esta marginalização pode induzir uma grande perda de informação, ou nenhuma, caso w_{t-1}^1 "não Granger causa"³ (y_t, x_t) .

A seguir a representação acima pode ser fatorada no modelo condicional de $y_t \mid x_t$ e no modelo marginal de x_t , isto é:

$$\prod_{t=1}^T D_1 (y_t \mid x_t, y_{t-1}, x_{t-1}, w_0; \lambda_1) D_2 (x_t \mid y_{t-1}, x_{t-1}, w_0; \lambda_2) \quad (2.1)$$

³Dado o modelo estatístico, dizemos que w_{t-1}^1 "não Granger causa" (y_t, x_t) se e somente se a densidade de (y_t, x_t) condicional em toda a informação passada, isto é, $Z_{t-1}^1 = (y_{t-1}^1, x_{t-1}^1, w_{t-1}^1)$ é igual à densidade de (y_t, x_t) condicional em sua informação passada, isto é (y_{t-1}^1, x_{t-1}^1) .

informação e invariância dos parâmetros pode, ou não, ser perdida dependendo do status da variável x_t . Caso esta variável seja exógena fraca, a ser definida a seguir, pode-se obter o modelo operacional que envolve impor, tanto um truncamento na memória da estrutura de defasagens quanto na forma funcional a ser usada.

Esta metodologia pode estar sumariada por: simplificar o P.G.D. através de marginalização e condicionamento que permite obter um modelo operacional mais simples. Observe que, se esta simplificação é válida, o modelo operacional será representado por D_1 acima com uma forma funcional escolhida assim como um truncamento adequado na estrutura de defasagens.

Definiremos a seguir o conceito de exogeneidade fraca que permite simplificar o P.G.D. através de condicionamentos válidos.

Definição I - Exogeneidade Fraca

Dizemos que x_t é exógeno fraco para ψ se, e somente se, existe uma reparametrização com $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ tal que

- i) ψ é função somente de λ_1 ; e
- ii) λ_1 e λ_2 são variações livres.

Intuitivamente esta definição implica que toda a informação do P.G.D. está contida na distribuição condicional de $y_t | x_t$, que depende somente dos parâmetros λ_1 , e que a distribuição marginal de x_t , que depende somente dos parâmetros λ_2 , não contém informação relevante para a estimação dos parâmetros de interesse. Portanto, a exogeneidade de x_t com relação aos parâmetros de interesse λ_1 implica que a estrutura estocástica de x_t é irrelevante para a inferência sobre os parâmetros de interesse λ_1 . Caso estas variáveis, x_t , não fossem exógenas fracas, a utilização de D_1 como modelo mais simples para representar o P.G.D. não seria válida, já que D_2 , isto é, a distribuição marginal de

x_t , contém informação relevante para a inferência sobre os parâmetros de interesse λ_1 .

Portanto, é o conceito de exogeneidade fraca que é suficiente para garantir a validade da inferência sobre os parâmetros de interesse. No caso em que se deseja fazer previsões com o modelo é necessário o conceito de exogeneidade forte, definido a seguir.

Definição II - Exogeneidade Forte

Dizemos que x_t é exógeno forte para ψ se e somente se:

- i) x_t é exógena fraca para ψ ; e
- ii) y_t não Granger causa x_t .

Pela definição acima, fica claro que causalidade no sentido de Granger, pode ser usada para refutar exogeneidade forte, mas nunca para estabelecê-la.

Os resultados, aparentemente contraditórios, obtidos por alguns autores que aplicaram o teste de Granger (Sims) para a literatura brasileira, podem ser explicados pela má utilização de um conceito básico em trabalhos empíricos: testes estatísticos não servem para confirmar teorias, mas sim para avaliar teorias alternativas.

As definições usuais de variáveis exógenas e predeterminadas podem ser caracterizadas pela independência entre estas variáveis e o erro da equação. Para o caso de variáveis predeterminadas necessita-se da independência [em probabilidade] entre x_t e $u_{t-i} \forall i \geq 0$ e para o caso de variáveis estritamente exógenas, necessita-se da independência de x_t e $u_{t+i} \forall i$.

III - TESTES DE EXOGENEIDADE

Deseja-se testar a exogeneidade de uma variável em rela

ção a um conjunto de parâmetros de interesse. Dois casos possíveis serão considerados:

i) todas as variáveis que aparecem na equação, com exceção daquela que se deseja testar, são estritamente exógenas; e

ii) testar a exogeneidade de um subconjunto das variáveis endógenas.

No primeiro caso, a equação típica é do tipo:

$$y_t = Y_t \alpha + X_{1t} \beta + u_t \quad (3.1)$$

e deseja-se testar se Y_t é exógena para $\delta = (\alpha, \beta)$.

No segundo caso, a equação é:

$$y_t = Y_{1t} \alpha_1 + Y_{2t} \alpha_2 + X_{1t} \beta + u_t \quad (3.2)$$

e deseja-se testar se Y_{2t} é exógena para $\delta = (\alpha_1, \alpha_2, \beta)$, sob a hipótese que Y_{1t} é endógena.

Apresentaremos inicialmente o teste de exogeneidade para o primeiro caso.

III.1 - Teste de Exogeneidade para todas as variáveis

Considere a equação (3.1) escrita em forma matricial, isto é:

$$y = Y\alpha_1 + X_1 \beta + u \quad (3.3)$$

onde Y é $T \times N$, e X_1 é $T \times K_1$. Suponha que X_2 é um conjunto de $T \times K_2$ variáveis exógenas excluídas desta equação e defina a matriz $X = (X_1 : X_2)$ de dimensão $T \times K$.

Sob a hipótese de que Y é endógena, pode-se completar o

sistema de equações simultâneas, em que (3.3) é uma das equações, com a forma reduzida de Y , isto é:

$$Y = Y \alpha_1 + X_1 \beta + u \quad (3.3)$$

$$Y = X \pi + V \quad (3.4)$$

onde π é $K \times N$ com posto N , a t -ésima linha de (u, V) tem uma distribuição normal com média zero e matriz de covariância ϕ dada por:

$$\phi = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \theta \\ \theta' & \Omega \end{bmatrix}$$

O logaritmo da função de verossimilhança do sistema incompleto (3.3-4) é dado por:

$$L(\delta, \pi, \phi) = \text{const} - \frac{T}{2} \ln [\det \phi] - \frac{1}{2} \text{tr} [\phi^{-1} S] \quad (3.5)$$

$$\text{Onde } S = \begin{bmatrix} u'u & u'V \\ V'u & V'V \end{bmatrix} \text{ e } \delta = (\alpha, \beta)$$

Observe que a inversa de ϕ pode ser escrita da seguinte forma:

$$\phi^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\eta^2} & -\frac{\theta' \Omega^{-1}}{\eta^2} \\ \frac{\theta' \Omega^{-1}}{\eta^2} & \Omega^{-1} + \frac{\Omega^{-1} \theta \theta' \Omega^{-1}}{\eta^2} \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

onde $\eta^2 = \sigma^2 - \theta' \Omega^{-1} \theta$.

Então a verossimilhança (3.5) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 L(\delta, \pi, \phi) &= \text{const} - \frac{T}{2} \ln[\eta^2 \det(\Omega)] - \frac{1}{2} \frac{u'u}{\eta^2} \\
 &\quad - \frac{V' \Omega^{-1} \theta u}{\eta^2} - \frac{u' \theta' \Omega^{-1} V}{\eta^2} + V' \Omega^{-1} V \\
 &\quad + \frac{V' \Omega^{-1} \theta \theta' V}{\eta^2} \\
 &= \text{const} - \frac{T}{2} \ln(\eta^2) - \frac{1}{2 \eta^2} (u - V\Omega^{-1} \theta)' (u - V\Omega^{-1} \theta) \\
 &\quad - \frac{T}{2} \ln[\det(\Omega)] - \frac{1}{2} \text{tr}[\Omega^{-1} V V'] \\
 &= D(\hat{y} | Y) D(Y)
 \end{aligned}$$

Então sob a hipótese de normalidade, a independência de Y e u é equivalente a $\text{cov}(y, u) = \text{cov}(V, u) = \theta = 0$. Quando $\theta = 0$ tem-se que a densidade de y condicional em Y é igual à densidade não condicional e, portanto, tem-se que Y é exógena fraca para δ . Assim, para se testar a exogeneidade fraca de Y em relação ao conjunto paramétrico δ , deve-se testar a hipótese:

$$H_0 : \theta = 0 \quad \text{versus} \quad H_a : \theta \neq 0 \quad (3.7)$$

Holly (1985), mostra que o teste de Wu (1973), que testa a independência de Y e u , é exatamente o (3.7). Ele também mostra que as estatísticas de Wu para se testar (3.7) tem o mesmo numerador e este pode ser reescrito da seguinte forma:

$$W = T(\hat{\alpha}_{VI} - \alpha)' \left[\frac{Y' [M_{X_1} - M_X] Y}{T} \right]^{-1} - \left[\frac{Y' M_{X_1} Y}{T} \right]^{-1} (\hat{\alpha}_{IV} - \alpha) \quad (3.8)$$

onde $M_X = I_T - X (X'X)^{-1} X'$, $M_{X_1} = I_T - X_1 (X_1' X_1)^{-1} X_1'$ e $\hat{\alpha}$ e $\hat{\alpha}_{VI}$

são os estimadores de mínimos quadrados ordinários e de variáveis instrumentais de α .

Holly (1985), também mostra que
$$\left[\frac{Y' \begin{bmatrix} M_{X_1} & -M_X \end{bmatrix} Y}{T} \right]^{-1}$$
 e

$\left[\frac{Y' M_{X_1} Y}{T} \right]^{-1}$ são as estimativas amostrais das matrizes de variância assintótica das distribuições $\sqrt{T} (\alpha_{VI} - \alpha)$ e $\sqrt{T} (\hat{\alpha} - \alpha)$, respectivamente.

Uma outra proposta para se testar exogeneidade é o teste de Hausman (1978), que era interpretado como um teste de especificação. Holly (1985) mostrou que o mesmo pode ser visto como sendo de exogeneidade fraca.

Hausman (1978) propõe dois procedimentos para se testar independência de Y e u . No primeiro, chamado de procedimento m , ele compara dois estimadores de α . O primeiro estimador, denotado por $\hat{\delta}_0$ é consistente e eficiente sob H_0 mas inconsistente sob H_a . O segundo, denotado por $\hat{\delta}$, é consistente sob H_0 e H_a mas ineficiente sob H_0 .

O teste é baseado na forma quadrática:

$$T (\hat{\delta} - \hat{\delta}_0)' \left[V(\hat{\delta}) - V(\hat{\delta}_0) \right]^{-1} (\hat{\delta} - \hat{\delta}_0) \quad (3.9)$$

Observe que quando $\hat{\delta}_0 = \hat{\delta}_{MQO}$ e $\hat{\delta} = \hat{\delta}_{VI}$ a forma quadrática (3.9) é exatamente a expressão (3.8) que é a estatística de Wu.

O segundo procedimento é chamado de regressão aumentada, o qual é descrito a seguir.

Seja \hat{V} o resíduo da regressão de Y em X , isto é:

$$\hat{V} = Y - \hat{Y} = M_X Y \quad (3.10)$$

Pode-se escrever (3.3) da seguinte forma:

$$y = \hat{Y} \alpha + X_1 \beta + \hat{V} \alpha + u \quad (3.11)$$

cuja forma irrestrita é dada por:

$$y = \hat{Y} \alpha + X_1 \beta + \hat{V} \gamma + u \quad (3.12)$$

Mas \hat{V} é ortogonal a \hat{Y} e X_1 , portanto os estimadores de mínimos quadrados ordinários de α e β de (3.12) são os estimadores de variáveis instrumentais. Então o estimador de mínimos quadrados ordinários de γ , que é dado por:

$$\gamma = (\hat{V}'\hat{V})^{-1} \hat{V}'y \quad (3.13)$$

pode ser escrito da seguinte forma:

$$\hat{\gamma} = \alpha + (\hat{V}'\hat{V})^{-1} \hat{V}'u \quad (3.14)$$

e tomando-se limite em probabilidade em (3.14), obtém-se:

$$\begin{aligned} \text{plim } \hat{\gamma} &= \alpha + \left[\text{plim } \frac{\hat{V}'\hat{V}}{T} \right]^{-1} \text{plim } \frac{\hat{V}'u}{T} = \\ &= \alpha + \Omega^{-1} \theta \end{aligned} \quad (3.15)$$

Portanto,

$$\text{plim } \hat{\gamma} = \text{plim } \hat{\alpha}_{VI} = \alpha \iff \Omega^{-1} \theta = 0 \iff \theta = 0 \quad (3.16)$$

agora usando-se (3.10) e (3.16) em (3.12), obtém-se:

$$y = Y \alpha + X_1 \beta + \hat{V} \xi + u \quad (3.17)$$

onde $\xi = \gamma - \alpha$.

Portanto, o teste de Hausman pode ser interpretado como o "teste de significância do parâmetro ξ " em (3.17), isto é $\xi = 0$, já que $\text{plim } \xi = \Omega^{-1} \theta$.

Pode-se mostrar [ver Holly (1985)] que o numerador da estatística F para se testar $\xi = 0$ em (3.17) é numericamente equivalente à forma quadrática dada por (3.8).

Pode-se também obter as estatísticas da Razão de Verossimilhança (denotada por L.R.) e de Wald para o teste (3.7). Como, para se obterem estas duas estatísticas necessita-se estimar o modelo irrestrito, que deve ser estimado por variáveis instrumentais, opta-se por apresentar o teste dos multiplicadores de Lagrange (denotado por L.M.), pois esta estatística depende das estimativas sob H_0 que podem ser calculadas por mínimos quadrados ordinários.

Holly (1985) mostra que a estatística L.M. é dada por:

$$\text{L.M.} = \frac{1}{\sigma^2} \hat{u}' \hat{V} \left[\hat{V}' \hat{V} - \hat{V}' Z (Z' Z)^{-1} Z' \hat{V} \right]^{-1} \hat{V}' \hat{u} \quad (3.18)$$

onde $Z = (Y, X_1)$.

Esta estatística pode ser interpretada como T vezes o R^2 da regressão dos resíduos de mínimos quadrados ordinários \hat{u} em (Y, X_1, V) , e esta estatística tem uma distribuição qui-quadrada com graus de liberdade igual à dimensão de θ .

III.2 - Teste de Exogeneidade para um Subconjunto de Variáveis*

Considere a equação (3.2) escrita em forma matricial, isto é:

$$Y = Y_1 \alpha_1 + Y_2 \alpha_2 + X_1 \beta + u \quad (3.19)$$

* Os resultados desta seção foram desenvolvidos sem o conhecimento do artigo de Holly (1982). Agradecemos a Alberto Holly pelas sugestões e principalmente por ter enviado o artigo citado.

onde Y_1 e $T \times N_1$, Y_2 e $T \times N_2$ e X_1 e $T \times K_1$.

Sob a hipótese de que Y_1 e Y_2 são endógenas, pode-se completar o sistema de equações simultâneas, assim como foi feito no primeiro caso, com a forma reduzida de $Y = (Y_1, Y_2)$, isto é:

$$Y = Y_1 \alpha_1 + Y_2 \alpha_2 + X_1 \beta + u \quad (3.19)$$

$$(Y_1, Y_2) = X \pi + V \quad (3.20)$$

onde π é $K \times N$ $\left[K = K_1 + K_2 \text{ e } N = N_1 + N_2 \right]$ com posto N e a matriz de covariância ϕ é definida como no primeiro caso, mas o vetor θ é particionado conforme a partição de Y , isto é:

$$\theta' = (\theta'_1, \theta'_2)$$

O teste de exogeneidade para Y_2 , na equação (3.19), com relação aos parâmetros $\delta = (\alpha_1, \alpha_2, \beta)$ é equivalente a testar se o subvetor θ_2 é zero. O teste que será apresentado utilizará o segundo procedimento de Hausman, isto é, regressão aumentada. Deseja-se testar se:

$$H_0 : \theta_2 = 0 \text{ versus } H_a : \theta_2 \neq 0$$

na equação

$$Y = Y_1 \alpha_1 + Y_2 \alpha_2 + X_1 \beta + \hat{V} (\hat{V}'\hat{V})^{-1} \theta + u \quad (3.21)$$

Observe que (3.21) é análogo a (3.17) com $\xi = \hat{\Omega}^{-1} \theta$ e $\hat{\Omega} = (\hat{V}'\hat{V})/T$

Tem-se a seguinte proposição:

Proposição

1) Quando $\theta_2 = 0$, o estimador de mínimos quadrados ordinários de δ na regressão aumentada (3.21) é o estimador de variá-

veis instrumentais de δ quando se usa $H = (Y_2, X_1, X_2)$ como instrumentos, e sob a hipótese que Y_2 é exógena, isto é,

$$\hat{\delta}_H = (Z' P_H Z)^{-1} Z' P_H Y.$$

2) Quando $\theta_2 \neq 0$, o estimador de mínimos quadrados de δ em (3.21) é o estimador de variáveis instrumentais generalizado (GIVE) de δ quando se usa $X = (X_1, X_2)$ como instrumentos, isto é,

$$\hat{\delta}_X = (Z' P_X Z)^{-1} Z' P_X Y.$$

Demonstração: veja Holly (1982).

Pela proposição acima, a estatística do teste de exogeneidade de Y_2 é dada por (3.9) com $\hat{\delta} = \hat{\delta}_X$ e $\hat{\delta}_0 = \hat{\delta}_H$. Tem-se, então:

$$T (\hat{\delta}_X - \hat{\delta}_H)' \left[V(\hat{\delta}_X) - V(\hat{\delta}_H) \right]^{-1} (\hat{\delta}_X - \hat{\delta}_H) \quad (3.22)$$

Holly (1982) mostra que (3.22) é equivalente à forma quadrática:

$$T (\hat{\alpha}_{2,X} - \hat{\alpha}_{2,H})' \left[V(\hat{\alpha}_{2,X}) - V(\hat{\alpha}_{2,H}) \right]^{-1} (\hat{\alpha}_{2,X} - \hat{\alpha}_{2,H}) \quad (3.23)$$

Em algumas situações pode-se ter modelos que apresentam vários regimes com mudanças de exogeneidade. Por exemplo, mudanças de política econômica podem afetar o status das variáveis e, portanto, parece pouco provável que se tenha um único modelo para todo o período amostral. Neste caso, se por exemplo tivermos somente dois regimes, é possível que algumas variáveis exógenas no primeiro regime deixem de sê-lo no segundo.

Richard (1980) desenvolveu um teste, que é mais apropriado para a situação descrita acima.

Pierse (1982) implementou este teste e Lubrano-Richard-Pierse (1986) aplicaram este teste no estudo de estabilidade da equação de demanda de moeda para a Inglaterra.

Dadas as peculiaridades da economia brasileira, seria mais apropriado aplicar esta metodologia mas, devido a espaço, resolvemos nos fixar no conceito de exogeneidade e como testá-lo num modelo sem mudanças de regime.

IV - APLICAÇÃO AO CASO BRASILEIRO

Nesta seção serão apresentados os resultados, quando da aplicação, do teste LM e do teste de exogeneidade para um subconjunto de variáveis anteriormente descritos, à relação entre expansão da base monetária e taxa de inflação no Brasil. Foi considerado, em virtude das limitações da base de dados, o período amostral de 1960 a 1983, sendo anual a periodicidade das observações utilizadas.

O modelo estrutural adotado, foi desenvolvido por Barbosa (1983) e, para fins de maior clareza, será aqui reproduzida a equação que nos interessa mais diretamente, que é a equação de demanda agregada.

Assim, temos:

$$p_t = \alpha_1 m_t + \beta_1 y_t + \beta_2 \Delta p_{t+1}^e + \beta_3 d_t + u_t \quad (4.1)$$

onde p_t é a taxa de inflação, m_t é a taxa de expansão da base monetária, y_t é a taxa de crescimento do produto real, Δp_{t+1}^e é a aceleração das expectativas inflacionárias, d_t é a taxa de variação do déficit do setor público e u_t é o erro aleatório.

O índice de preços considerado foi o índice de Custo de Vida no Rio de Janeiro (ICV-RJ), uma vez que os índices do IBGE, que possuem, sem dúvida, uma maior representatividade, não estão disponíveis para todo o período amostral. Outros índices de preços poderiam ser usados, por exemplo IGP-DI, mas os resultados seriam os mesmos.

O déficit do setor público, por outro lado, também não

é acompanhado de forma sistemática para todo o período do estudo, fazendo-se necessária, desta forma, a utilização de uma proxy para esta variável. A variável déficit foi, então, aproximada pela soma do consumo e dos investimentos governamentais, já que os movimentos tendenciais da variável déficit e da proxy proposta são semelhantes.

Com respeito à aceleração das expectativas, optou-se por fazer - ainda de acordo com Barbosa (1983) - $\Delta p_{t+1}^e = p_t^* - p_{t-1}^*$, onde p_i^* é a taxa de inflação medida no mês de junho do período i .

O resultado da estimação, por mínimos quadrados ordinários, da equação de demanda agregada foi:

$$p_t = \frac{0,3701}{(1,5567)} m_t - \frac{1,7356}{(-3,3869)} y_t + \frac{0,7345}{(3,6303)} d_t + \frac{0,3318}{(1,6444)} \Delta p_{t+1}^e \quad (4.2)$$

$$R^2 = 0,9562 \quad \bar{R}^2 = 0,9496 \quad DW = 1,78$$

onde os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes são as estatísticas de t de Student.

Em seguida, conforme descrito na Seção III.1, foi estimada uma equação tendo o crescimento da base monetária como variável dependente e as demais exógenas do modelo estrutural como independentes. Para esta equação o resultado foi:

$$m_t = \frac{0,8294}{(15,4471)} d_t + \frac{0,1366}{(0,4049)} CH.EXT_t + \frac{23,7207}{(0,4931)} CH.AGR_t \quad (4.3)$$

$$R^2 = 0,9403 \quad \bar{R}^2 = 0,9346 \quad DW = 1,85$$

onde $CH.EXT_t$ é o choque externo no período medido pela diferença entre a taxa de variação do índice de preços de importação e a inflação norte-americana e $CH.AGR_t$ é o choque agrícola no período medido pela diferença entre o produto agrícola e o potencial.

No terceiro estágio, conforme descrito anteriormente,

procede-se à estimação da equação cuja variável dependente é o resíduo da equação (4.2), denotado por $\hat{u}_{1,t}$, e as independentes são exógenas da equação (4.2), base monetária e o resíduo da equação (4.3), denotado por $\hat{u}_{2,t}$.

Para esta equação obteve-se:

$$\hat{u}_{1,t} = \begin{matrix} 0,7763 \\ (0,5523) \end{matrix} \hat{u}_{2,t} + \begin{matrix} 0,6411 \\ (0,5454) \end{matrix} d_t - \begin{matrix} 0,7583 \\ (-0,5458) \end{matrix} m_t \quad (4.4)$$

$$R^2 = 0,01432 \quad \bar{R}^2 = 0,070956 \quad DW = 1,7807$$

O teste final consiste em verificar se a estatística TR^2 - onde T é o número de observações e R^2 é o coeficiente de determinação da equação (4.4) - se encontra na região de aceitação da hipótese nula, para uma distribuição qui-quadrada com um grau de liberdade.

Como se verifica dos resultados apresentados acima, $TR^2 = 0,34356$, que é inferior aos valores críticos da referida distribuição, para os níveis de significância usuais. Assim conclui-se que, no período considerado, não existem evidências contrárias à aceitação da hipótese nula de que a base monetária mostrou-se exógena fraca na equação (4.1).

A utilização do teste LM não é válida porque y_t e Δp_{t+1}^e não são variáveis estritamente exógenas. Desta forma, o teste de exogeneidade para a base monetária deve ser o descrito na Seção III.2.

Estimou-se então a equação (4.1) por variáveis instrumentais usando-se como instrumentos todas as variáveis exógenas do modelo simultâneo, isto é, d_t , $CH.AGR_t$; $CH-EXT_t$ e constante, obtendo-se os seguintes resultados:

$$p_t = \begin{matrix} 1,0049 \\ (0,2884) \end{matrix} m_t - \begin{matrix} 0,5651 \\ (-0,3990) \end{matrix} y_t + \begin{matrix} 0,0225 \\ (0,0069) \end{matrix} d_t + \begin{matrix} 0,0885 \\ (0,0420) \end{matrix} \Delta p_{t+1}^e \quad (4.5)$$

$$R^2 = 0,8691 \quad \bar{R}^2 = 0,8512 \quad DW = 2,2905$$

e estimando-se (4.1) utilizando-se como instrumentos as exógenas do sistema e as endógenas da equação, isto é, y_t , Δp_{t+1}^e , foram obtidos os seguintes resultados:

$$p_t = (1,0988) m_t - (1,6642) y_t - (-0,104) d_t + 0,0533 \Delta p_{t+1}^e \quad (4.4)$$

$$R^2 = 0,8682 \quad \bar{R}^2 = 0,8503 \quad DW = 2,4597 \quad \eta_2 = 3,9861$$

onde η_2 é o teste de Sargan, que tem uma distribuição qui-quadrada com dois graus de liberdade, para validade dos instrumentos, não se podendo rejeitar a hipótese de que os instrumentos são válidos.

Aplicando-se a estatística (3.23) aos resultados acima obtém-se o valor de 0,0204, que implica não rejeição da hipótese nula, isto é, não se pode rejeitar a hipótese de que a base monetária é exógena fraca na equação (4.1).

V - CONCLUSÕES

Procurou-se, neste trabalho, apresentar uma nova metodologia sobre testes de causalidade, mais completa do que a abordagem Granger - Sims, na medida em que considera a exogeneidade da variável em questão em relação aos demais parâmetros de uma equação de um sistema simultâneo.

Com base neste teste, verificou-se o padrão de "causalidade" existente na economia brasileira entre as taxas de expansão da base monetária e as taxas de inflação. Os resultados encontrados mostram que a moeda foi preponderantemente exógena em relação aos preços no período, contrariamente ao que foi encontrado por Cardoso (1977) e Carneiro e Fraga Neto (1984) e, em conformidade com os resultados de Contador (1978), Marques (1983) e Brandão

(1985), ressaltando-se que os períodos amostrais são distintos nestes trabalhos.

O próximo passo será o desenvolvimento e aplicação de testes sobre mudança de regime de política econômica, os quais parecem mais razoáveis do que a generalização de relações médias en contradas para períodos longos.



VI - BIBLIOGRAFIA

- Barbosa, F.H. (1983). "Os choques de oferta e as políticas monetária e fiscal na inflação brasileira" - Anais do V Encontro Brasileiro de Econometria - Belém do Pará - Sociedade Brasileira de Econometria.
- Brandão, A.S.P. (1985). "Moeda e preços relativos: evidência empírica", Revista de Econometria, 5, nº2, p.33-80.
- Cardoso, E. (1977). "Moeda, renda e inflação: algumas evidências da economia brasileira", Pesquisa e Planejamento Econômico, 7, p. 423-434.
- Carneiro, D. e Fraga Neto, A. (1984). "Variáveis de crédito e endogeneidade dos agregados monetários: nota sobre a evidência empírica dos anos 70", Pesquisa e Planejamento Econômico, 14, p. 175-196.
- Contador, C. (1978). "A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil", Pesquisa e Planejamento Econômico, 8, p.475-504.
- Engle, R.F.; Hendry, D.F. e Richard, J.F. (1983). "Exogeneity", Econometrica, 51, p.277-304.
- Franco, G.H.B. (1986). "Taxa de câmbio e oferta de moeda - 1880-1897: uma análise econométrica", Revista Brasileira de Economia, 40, nº 1, p.63-88.
- Hausman, J.A. (1978). "Specification tests in econometrics", Econometrica, 48, p. 697-720.
- Hendry, D.F. (1976). "The structure of simultaneous equation estimators", Journal of Econometrics, 4, p. 51-88.
- Hendry, D.F. (1987). "Econometric methodology: a personal perspective" en T.F. Bewley (ed.), Advances in Econometrics, vol.2, Cambridge: Cambridge University Press, p.29-48.

- Holly, A. (1982). "A simple procedure for testing whether a subset of endogenous variables is independent of the disturbance term in a structural equation". Cahiers de Recherches Économiques, nº 8209, Université de Lausanne.
- Holly, A. (1985). "Testing for exogeneity: a survey", Cahiers de Recherches Économiques, n.8506, Université de Lausanne.
- Koopmans, T.C. (1950). "When is an equation system complete for statistical purpose?", em Statistical Inference in Dynamic Economic Models, T.C.Koopmans (ed.) , New York: Wiley.
- Marques, M.S.B. (1983). "Moeda e inflação: a questão da causalidade", Revista Brasileira de Economia, 37, p.13-38.
- Lubrano, M.; Pierse, R.G. e Richard, J.F. (1986). "Stability of a UK money demand equation: a Bayesian approach to exogeneity testing", Review of Economics Studies, LIII, nº 175, p.603-634.
- Pierse, R.G. (1982) Manual do Programa PERSEUS.
- Richard, J.F. (1980). "Models with several regimes and changes in exogeneity", Review of Economic Studies, XLVII, p. 1-20.

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

EDITADOS A PARTIR DE JANEIRO DE 1986

- Nº 85 - "Fundos Sociais", Fernando A. Rezende da Silva e Beatriz Azeredo da Silva, Janeiro 1986, 29 p.
- Nº 86 - "Optimal Foreign Borrowing in a Multisector Dynamic Equilibrium Model: A Case Study for Brazil", Octávio A.F. Tourinho, Janeiro 1986, 47 p.
- Nº 87 - "Proposta de Diretrizes Preliminares para uma Política de Abastecimento", Maria Beatriz de A. David, Março 1986, 44 p.
- Nº 88 - "Os Impactos da Política de Comercialização Agrícola sobre a Produção e os Preços. Uma Análise da Literatura e Algumas Evidências Empíricas", Maria Beatriz de A. David e Luis Alberto de L.C. Ribeiro, Março 1986, 49 p.
- Nº 89 - "Distribuição de Renda: 1970/1980", José W. Rossi, Maio 1986, 17 p.
- Nº 90 - "Balança Comercial e Dinâmica da Desvalorização Cambial no Brasil, 1970/84", Helson C. Braga e José W. Rossi, Maio 1986, 20 p.
- Nº 91 - "Algumas Considerações sobre os Efeitos da Reforma Monetária no Campo Social: Seguro-Desemprego e Previdência Social", Francisco E.B. de Oliveira, Kaizô Iwakami Beltrão e Marco Aurélio de Sá Ribeiro (estagiário), Maio 1986, 16 p.
- Nº 92 - "Modelos de Previsão para Séries de Produção e Preços : Metodologia Bayesiana e Box-Jenkins para Séries Temporais", Gutemberg H. Brasil, Hélio S. Migon, Reinaldo C. Souza, Sérgio S. Portugal, Maio 1986, 63 p.
- Nº 93 - "O Controle de Preços dos Alimentos e seus Efeitos sobre a Produção e o Abastecimento. Algumas Considerações para o Ano de 1986", Maria Beatriz de A. David, Junho 1986, 39 p.

- Nº 94 - "Previsão da Inflação e Produção Industrial Pós-Choque via Análise de Intervenção", H.S. Migon e G.H. Brasil , Julho 1986, 18 p.
- Nº 95 - "Exacerbação do Consumo e Salário Médio: Evidências sobre o Efeito-Sincronização", Ricardo Cicchelli Velloso , Setembro 1986, 20 p.
- Nº 96 - "The Demand for Money in Brazil Revisited", José W. Rossi, Outubro 1986, 24 p.
- Nº 97 - "O Programa de Estabilização Econômica e o Poder de Compra do Salário Mínimo", Daniel A.R. de Oliveira e Ricardo Cicchelli Velloso, Outubro 1986, 19 p.
- Nº 98 - "Formação de Expectativas num Contexto de Inflação Baixa e Alta Incerteza", Fábio Giambiagi, Outubro 1986, 38 p.
- Nº 99 - "Progresso Técnico na Indústria Brasileira: Indicadores e Análise de seus Fatores Determinantes", Helson C. Braga e Virene Matesco, Outubro 1986, 71 p.
- Nº 100 - "As Migrações Internas e a Previdência Social", Maria Helena F.T. Henriques e Kaizô Iwakami Beltrão, Outubro 1986, 59 p.
- Nº 101 - "Testing for First Order Serial Correlation in Temporally Aggregated Regression Models", Pedro L. Valls Pereira , Novembro 1986, 17 p.
- Nº 102 - "Notas sobre as Estatísticas de Investimento no Brasil", Guilherme Gomes Dias, Dezembro 1986, 35 p.
- Nº 103 - "A Dívida Pública no Brasil e a Aritmética da Instabilidade", José W. Rossi, Dezembro 1986, 12 p.
- Nº 104 - "Estudos para a Reforma Tributária - Tomo 1: Proposta de Reforma do Sistema Tributário Brasileiro", Fernando A. Rezende da Silva, Março 1987, 63 p.

- Nº 105 - "Estudos para a Reforma Tributária - Tomo 2: Tributação de Renda e do Patrimônio", Francisco de Paulo Correia Carneiro Giffoni e Luiz A. Villela, Fevereiro 1987, 67 p.
- Nº 106 - "Estudos para a Reforma Tributária - Tomo 3: Tributação de Mercadorias e Serviços", Ricardo Varsano, Fevereiro 1987, 165 p.
- Nº 107 - "Estudos para a Reforma Tributária - Tomo 4: Contribuições Sociais", Fernando A. Rezende da Silva e Beatriz A. Silva, Fevereiro 1987, 94 p.
- Nº 108 - "Estudos para a Reforma Tributária - Tomo 5: Federalismo Fiscal", José Roberto Afonso e Thereza Lobo, Março 1987, 153 p.
- Nº 109 - "A Aritmética da Escala Móvel: Uma Análise do Comportamento do Salário Real num Regime de Reajustes com Periodicidade Endógena", Fábio Giambiagi, Março 1987, 30 p.
- Nº 110 - "Inflação, Preços Mínimos e Comercialização Agrícola: A Experiência dos Anos Oitenta", Gervásio Castro de Rezende, Abril 1987, 39 p.
- Nº 111 - "A Política Salarial e a Crise Econômica", Fernando A. Rezende da Silva, Maio 1987, 32 p.
- Nº 112 - "Surplus Labor and Industrialization", Kevin M. Murphy, Andrei Shleifer e Robert W. Vishny, Maio 1987, 19 p.
- Nº 113 - "Um Modelo de Consistência Multissetorial para a Economia Brasileira", Márcio Gomes Pinto Garcia, Maio 1987, 42 p.
- Nº 114 - "Endividamento Municipal: O Estado Atual das Dívidas das Capitais Estaduais", Thompson Almeida Andrade, Agosto 1987, 26 p.
- Nº 115 - "Modelo de Equilíbrio Geral para o Brasil com Fluxos Reais e Financeiros Integrados", Marco Antonio Cesar Bonomo, Outubro 1987, 43 p.

- Nº 116 - "Elasticidades de Engel no Brasil usando um Sistema de Equações com Especificação LOGIT", José W. Rossi e Cesar das Neves, Outubro 1987, 15 p.
- Nº 117 - "Projeções do IPCA", Pedro L. Vallis Pereira e Sergio S. Portugal, Outubro 1987, 36 p.
- Nº 118 - "A Carteira de Trabalho e as Condições de Trabalho e Remuneração dos Chefes de Família no Brasil", Ricardo Paes de Barros e Simone Varandas, Outubro 1987, 28 p.
- Nº 119 - "Perspectivas e Necessidades Educacionais da Mão-de-Obra", Manoel Augusto Costa, Outubro 1987, 16 p.
- Nº 120 - "Modelo Multissetorial CEPAL/IPEA para o Brasil", Fábio Giambiagi, Guilherme Gomes Dias, Juan José Pereira e Márcio Gomes Pinto Garcia, Outubro 1987, 124 p.
- Nº 121 - "A Reforma Fiscal no Processo de Elaboração da Nova Constituição", Fernando A. Rezende da Silva e José Roberto R. Afonso, Novembro 1987, 53 p.
- Nº 122 - "Avaliação do Sistema Tributário Proposto no Projeto de Constituição", Ricardo Varsano, Novembro 1987, 35 p.
- Nº 123 - "O Orçamento Brasileiro: seu Processo Atual e as Reformulações Propostas no Projeto Constitucional", Maria da Conceição Silva, Novembro 1987, 30 p.
- Nº 124 - "As Contribuições Sociais no Projeto de Constituição", Beatriz Azeredo, Novembro 1987 (a ser publicado).
- Nº 125 - "Endividamento Municipal: Análise da Situação Financeira de Quatro Capitais Estaduais (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte e Salvador)", Thompson A. Andrade, Novembro 1987, 33 p.
- Nº 126 - "Ajuste Externo e Agricultura no Brasil: 1981/86", Gervásio Castro de Rezende, Dezembro 1987, 46 p.

- Nº 127 - "Considerações sobre a Relação entre a Dívida Pública e a Inflação", José W. Rossi, Dezembro 1987, 09 p.
- Nº 128 - "Estratégias de Desenvolvimento: América Latina vs. Leste Asiático", Armando Castelar Pinheiro, Dezembro 1987, 35p.
- Nº 129 - "Industrial Policies and Multinational Enterprises in Latin America", Helson C. Braga e Virene Matesco, Dezembro 1987, 30 p.
- Nº 130 - "A Sensibilidade das Medidas de Desigualdade à Padronização da Jornada de Trabalho", Ricardo Paes de Barros, Janeiro 1988, 28 p.
- Nº 131 - "Influência das Paridades Cambiais sobre a Dívida Externa: O Caso Brasileiro - 1983/86", Fabio Giambiagi, Janeiro 1988, 23 p.
- Nº 132 - "O (Des)controle do Endividamento de Estados e Municípios - Análise Crítica das Normas Vigentes e Propostas de Reforma", Fernando Rezende e José Roberto R. Afonso, Janeiro 1988, 75 p.
- Nº 133 - "O "Efeito-Tanzi" e o Imposto de Renda da Pessoa Física: Um Caso de Indexação Imperfeita", Fábio Giambiagi, Março 1988, 17 p.
- Nº 134 - "Estimação e Resultados do MOPSE - Modelo para Projeções do Setor Externo", Sandra M. Polônia Rios, Regis Bonelli, Eustáquio J. Reis, Março 1988, 86 p.
- Nº 135 - "Investimento em Capital Fixo na Economia Brasileira: Estimativas Trimestrais para o Período 1975/87", Armando Castelar Pinheiro e Virene Matesco, Março de 1988, 23 p.
- Nº 136 - "Os Investimentos Governamentais na Infra-Estrutura Social: O Caso do FINSOCIAL", Bernhard Beiner, Abril 1988, 27 p.

O INPES edita ainda as seguintes publicações: Pesquisa e Planejamento Econômi
co (quadrimestral), desde 1971; Literatura Econômica (quadrimestral), desde
1977; Coleção Relatórios de Pesquisa; Série Textos para Discussão do Grupo de
Energia (TDE); Série Monográfica; Série PNPE; Série Estudos de Política Indus
trial e Comércio Exterior (EPICO); Relatório Interno; Informes Conjunturais;
Boletim Conjuntural; Série Estudos sobre Economia do Setor Público (ESEP) e Sé
rie Fac-Símile.

