

Investimento Privado no Brasil: Equações de Curto e Longo Prazos

***Giovani Monteiro Melo e Waldery
Rodrigues Júnior***

*Técnicos da Diretoria de Estudos
Macroeconômicos do Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada (IPEA)*

Resumo:

Este trabalho discute o comportamento do investimento privado na economia brasileira no período 1970/1995. Inicialmente são revisadas as principais teorias sobre o investimento, considerando-se, em particular, as especificidades das economias em desenvolvimento. Dessa revisão são extraídas as variáveis candidatas para o estudo econométrico realizado mais adiante. O breve *survey* empírico realizado em seguida tem a função de situar o presente trabalho no âmbito de outros estudos sobre o tema. A constatação de que as séries de investimento privado, investimento governamental, Produto Interno Bruto (PIB), taxa de juros e taxa de inflação são cointegradas permitiu modelar o comportamento a longo prazo e a dinâmica de curto prazo do investimento do setor privado. As conclusões ressaltam o papel inibidor dos investimentos privados desempenhado pela instabilidade macroeconômica e pelos investimentos governamentais durante o período analisado.

Palavras-Chave:

Investimento privado; séries temporais; cointegração.

1 - INTRODUÇÃO

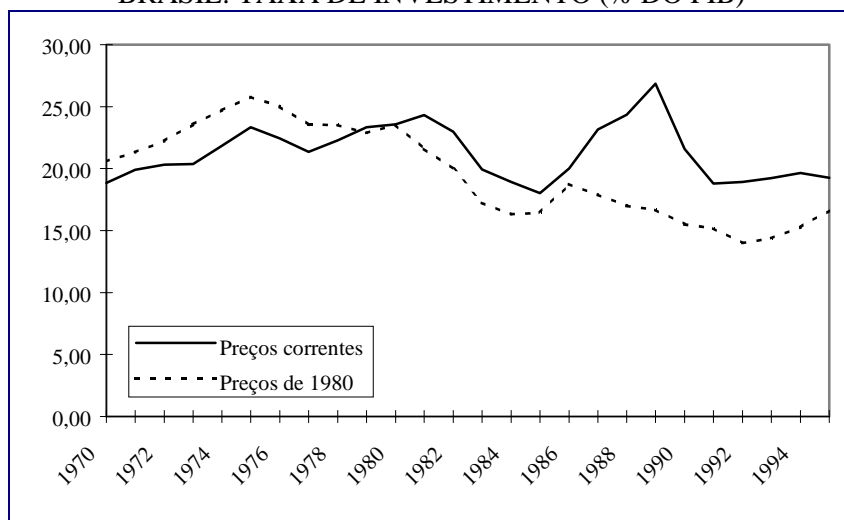
É amplamente reconhecido o papel fundamental da formação de capital no crescimento econômico sustentável de uma nação. No Brasil e em diversos países em desenvolvimento, entretanto, a taxa de investimento reduziu-se nos anos de 1980, fato resultante principalmente da crise do endividamento externo e do descontrole inflacionário. A formação bruta de capital fixo em relação ao PIB brasileiro, medida a preços constantes, caiu de uma média de 23,3%, nos anos de 1970, para 18,5%, nos anos de 1980, e 15,2%, no período 1990—1995 (ver GRÁFICO 1)¹. A modesta recuperação iniciada em 1993 ainda é insuficiente para assegurar o crescimento econômico sustentável no País.

A análise das perspectivas de recuperação da taxa de investimento no Brasil depende de um

O estudo do comportamento do investimento especificamente do setor privado advém do fato de ser essa uma variável tipicamente endógena e da consideração de que a adoção de reformas econômicas orientadas para o mercado conduzirá ao aumento da importância relativa dos investimentos privados na formação de capital agregado. Dimensões particularmente relevantes do problema são a mensuração do efeito da instabilidade macroeconômica sobre o nível de investimento do setor privado e a determinação do tipo de relacionamento existente entre o investimento público e o investimento privado (de complementaridade ou de substitutibilidade).

O propósito deste trabalho é identificar empiricamente os principais determinantes do investimento privado no Brasil. Procura-se estimar equações de investimento de curto e longo prazos, no período de 1970 a 1995.

GRÁFICO 1
BRASIL: TAXA DE INVESTIMENTO (% DO PIB)



FONTE: IBGE (19- -).

estudo teórico e empírico sobre os principais fatores determinantes das decisões de investir. A identificação das variáveis macroeconômicas ou de política mais importantes é crucial para a elaboração de políticas públicas que busquem a elevação da taxa de investimento.

¹Sobre as razões da discrepância entre as taxas de investimento a preços correntes e a preços constantes, ver SOUZA (1996) E CONSIDERA, LEVY & MEDINA (1998).

O trabalho está estruturado em cinco capítulos. Após a introdução, o capítulo 2 apresenta o referencial teórico subjacente à modelagem econométrica a ser desenvolvida mais à frente. Uma breve revisão empírica sobre o comportamento do investimento nos países em desenvolvimento, com enfoque especial para a economia brasileira, é realizada no terceiro capítulo. O capítulo 4 compreende a estimação econométrica das equações de investimento privado para o Brasil, no período 1970/1995. Finalmente, no capítulo 5 são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

2 - REVISÃO TEÓRICA

Neste capítulo são revisadas as principais teorias de investimento, em geral formuladas a partir da realidade das economias desenvolvidas. Por essa razão, ao final do capítulo são discutidas hipóteses adicionais que precisam ser adotadas em estudos sobre o comportamento do investimento privado nos países em desenvolvimento.

A teoria econômica do investimento apresenta diversas vertentes. Uma primeira formulação, baseada na “teoria geral” de Keynes, enfatiza a volatilidade das decisões de investimento e sua dependência em relação à eficiência marginal esperada do capital e à taxa de juros. Especificamente, considera-se que inexistente qualquer avaliação racional sobre a taxa de retorno do investimento por parte dos investidores privados.

A seguir são apresentadas cinco teorias de determinação dos investimentos.²

2.1 - Modelo do acelerador dos investimentos

Nos anos 1950, os economistas keynesianos popularizam modelos de crescimento simples, dentre os quais o modelo do acelerador dos investimentos. Segundo o modelo do acelerador, o investimento líquido é proporcional à variação do nível de produto, ou seja:

$$I = \alpha \Delta Y \quad (1)$$

em que α é a relação incremental capital-produto, suposta constante.

Pode-se chegar a resultado análogo postulando que o estoque desejado de capital (K^*) tem uma relação estável com o nível de produção.

Assim:

$$K^* = \alpha Y \quad (2)$$

$$I = K^*_{+1} - K = \alpha Y_{+1} - \alpha Y = \alpha (Y_{+1} - Y) = \alpha \Delta Y \quad (3)$$

A principal deficiência da equação 3 é que são negligenciados fatores como o custo do capital, a rentabilidade e as defasagens de implementação dos projetos de investimento.

2.2 - Teoria neoclássica do investimento

No final dos anos 1960 formula-se a chamada teoria neoclássica do investimento, inicialmente por JORGENSEN (1967) e HALL & JORGENSEN (1967), que introduzem o modelo

²Revisões atualizadas sobre o tema podem ser vistas em SCHMIDT-HEBBEL, SÉRVEN & SOLIMANO (1994) e SERVÉN & SOLIMANO (1993).

do acelerador flexível. De acordo com essa teoria, o estoque de capital desejado é função do custo do capital e do nível da produção. O custo de utilização do capital (c), por sua vez, é determinado pelo preço dos bens de capital, pela taxa real de juros, pela taxa de depreciação e pelo nível de impostos/subsídios incidentes sobre os investimentos. Isto é:

$$K^* = f(Y, c) \quad (4)$$

A equação do estoque de capital desejado pode ser derivada utilizando-se uma função de produção de Cobb-Douglas do tipo $Y = K^\gamma L^{1-\gamma}$, onde K e L representam, respectivamente, os estoques de capital e de trabalho e $0 < \gamma < 1$. Determinando-se o valor de K que satisfaz à condição de maximização, isto é, produtividade marginal do capital igual ao custo do capital, obtém-se:

$$K^* = (\gamma Y)/c \quad (5)$$

2.3 - Modelo do acelerador flexível

Admitindo-se que, devido a defasagens no processo de tomada de decisão e implementação dos investimentos³, o volume de investimento corrente ajusta apenas parcialmente o estoque de capital atual em seu nível desejado, chega-se ao chamado modelo do acelerador flexível:

$$K - K_{-1} = I = \lambda (K^* - K_{-1}) \quad (6)$$

em que $0 < \lambda < 1$ indica a velocidade de ajustamento do estoque de capital.

A equação do investimento obtida combinando-se as equações 5 e 6 é:

$$I = \lambda [(\gamma Y/c) - K_{-1}] \quad (7)$$

³Há diversas formas de justificar esse tipo de defasagem: uma regra de formação de expectativas sob o nível de produto esperado, em que apenas aumentos persistentes teriam efeito sobre o estoque de capital desejado; ou a existência de atrasos físicos entre pedidos e entregas de bens de investimento ver SACHS & LARRAIN (1998). O lento movimento do estoque de capital (K) em direção ao nível desejado (K^*) pode ainda ser associado ao racionamento de crédito e aos custos de ajustamento.

Comparando-se as equações 3 e 7, percebe-se que o modelo do acelerador simples supõe uma relação capital/produto constante e independente do custo de capital, mais um ajustamento instantâneo ($\lambda=1$) e ausência de depreciação.

2.4 - Abordagem de opções

Os desenvolvimentos mais recentes da teoria do investimento conferem relevância à irreversibilidade e incerteza das decisões de investir. De acordo com a chamada *option approach* DIXIT & PINDYCK (1994); PINDYCK & SOLIMANO (1993), a decisão de investir num contexto de incerteza envolve o exercício de uma espécie de opção de compra, a opção de esperar por nova informação. A perda dessa opção deve ser vista como parte do custo de oportunidade do investimento. Nesse contexto, o agente procura equilibrar o “valor da espera” por nova informação com o custo de oportunidade de adiar a decisão de investir (em termos de retornos a que se renuncia).

A incerteza desempenha papel fundamental porque a decisão de investir é irreversível, pois não se pode alterar a destinação econômica do bem de capital sem incorrer em pesados custos. Isso decorre de imperfeições no mercado de bens de capital usados, de seu baixo valor residual, ou simplesmente do fato de que parte considerável destes é fabricada sob medida para o cliente. Mudanças nas regras do jogo acarretam perdas para os investidores, que não podem reverter suas decisões sobre capital fixo.

Parte-se assim para um novo tratamento teórico das decisões de investimento das firmas e enfoca-se sobretudo a irreversibilidade presente na maioria das decisões e a incerteza subsequente. Entende-se o investimento como uma opção de esperar por mais “e melhores” informações sobre o projeto em análise, o que implica a existência de um *timing* ótimo. A questão central é quantificar o valor dessa opção. A analogia com a teoria financeira das opções é direta e permite uma abordagem mais rica e dinâmica do que a abordagem ortodoxa.

Uma opção de compra pode ser definida como um tipo de direito condicional em um ambiente de incerteza *contingent claim*. A firma tem o direito, mas não o dever, de comprar um determinado ativo em determinado tempo futuro de sua

escolha. O exercício dessa opção (direito) é um valor que deve ser mensurado — ou precificado. A perda dessa opção é um custo de oportunidade que deve ser incluído no custo do investimento.

A regra do Valor Presente Líquido (VPL) — investir quando o valor de uma unidade de capital é maior do que o custo de instalação e de compra — deve ser modificada para contemplar também um novo elemento, que é o valor de manter esta opção viva (não exercê-la)⁴. A abordagem do VPL ignora as características de irreversibilidade e a real opção que os investidores têm de adiar suas decisões.

Em termos microeconômicos, a abordagem de opções consegue explicar o fato de que a maioria dos investidores só implementa projetos que têm taxas de retorno que superam de longe “comumente três ou quatro vezes” o custo do capital. A perspectiva marshalliana⁵ é totalmente ineficaz nas suas previsões para esses aspectos e é também refutada pela abordagem de opções.

As implicações em termos da efetividade de prescrições de políticas econômicas são evidentes. Como exemplo, DIXIT & PINDYCK (1994) citam o uso de corte nas taxas de juros para estimular investimentos e políticas antitruste baseadas nas margens preço-custo. A teoria neoclássica tem sistematicamente feito previsões demasiadamente otimistas da efetividade de políticas de taxas de juros e de impostos para o estímulo dos investimentos. A abordagem de opções traz maior realismo a essas pesquisas.

⁴Uma possibilidade para manter a terminologia do VPL e a regra respectiva “investir quando $VPL > 0$ ” é acrescentar todas as implicações da abordagem de opções para a abordagem tradicional do valor presente líquido. DIXIT & PINDYCK “1994” preferem tratar as teorias em separado. O VPL assume portanto algumas hipóteses que de fato não são verdadeiras segundo a abordagem de opções. Toma como hipótese que o investimento é reversível “podendo ser desfeito sem nenhum custo adicional” ou irreversível num contexto de agora ou nunca “caso a firma não invista em determinado projeto agora, jamais o fará”.

⁵Segundo a abordagem marshalliana, as firmas entram em determinado mercado “ou expandem sua participação” quando o preço supera o custo médio de longo prazo, e saem do mercado “ou diminuem sua participação” quando o preço cai abaixo do custo médio variável.

A principal implicação de política econômica que pode ser inferida da abordagem de opções é que a estabilidade do ambiente macroeconômico e da estrutura de incentivos é fundamental para os investimentos privados, na medida em que reduz o “preço da espera”. As crises políticas e econômicas, por sua vez, geram incerteza sobre variáveis-chave para a decisão de investimento e aumentam o preço da espera por nova informação, com subsequente queda dos investimentos.

2.5 - Investimento privado nos países em desenvolvimento

Em estudos especificamente voltados para o comportamento do investimento em países em desenvolvimento é freqüente a introdução de hipóteses adicionais e/ou a concessão de maior ênfase a determinados aspectos dos modelos citados, de modo a capturar particularidades do arranjo macroeconômico e institucional dessas economias⁶.

Nas economias em desenvolvimento, freqüentemente, o setor público assume um papel significativo na formação bruta de capital agregado. A interação entre os investimentos públicos e os investimentos privados, entretanto, é bastante complexa, dependendo, entre outros fatores, do tipo do investimento que é realizado e de sua forma de financiamento. Quanto à natureza do investimento, considera-se que os investimentos públicos em infra-estrutura, ao elevarem a produtividade geral da economia, incentivam os investimentos do setor privado.

Pela ótica do financiamento, a ampliação dos gastos públicos com investimento pode, dada a atuação dos mecanismos de transmissão monetária, resultar em elevação da taxa de juros e, assim, desestimular os investimentos privados. Essa influência ambígua é responsável pela freqüente inclusão dos investimentos governamentais como variável explicativa do investimento privado, em estudos que identificam a presença de *crowding-*

out ou *crowding-in* entre as duas formas de investimento nos países em desenvolvimento⁷.

O elevado grau de instabilidade das economias em desenvolvimento é outro aspecto que deve ser considerado em estudos empíricos sobre o investimento privado nessas economias. PINDYCK & SOLIMANO (1993) mostram que, no período entre 1960 e 1990, o investimento privado em cinco países da América Latina esteve negativamente relacionado com o nível e com a variância da taxa de inflação e da taxa de câmbio real. O investimento público, por sua vez, é reduzido se há um quadro de crise fiscal, inclusive porque há menor resistência política ao corte de gastos de capital do que à redução dos gastos correntes.

3 - REVISÃO EMPÍRICA

Este capítulo descreve as características e os resultados de cinco estudos econométricos sobre o comportamento do investimento em economias em desenvolvimento que servirão como referência para a elaboração das estimações de funções de investimento para o Brasil, o que será realizado no próximo capítulo.

O QUADRO 1, a seguir, resume os resultados de regressão obtidos pelos cinco trabalhos resenhados. São identificadas as características das amostras, o período de análise, as variáveis explicativas, seus sinais e os respectivos níveis de significância estatística obtidos.

Dos cinco estudos, apenas um não incluiu o Brasil na amostra de países selecionados e merece atenção sobretudo por se tratar de trabalho seminal sobre o tema (SUNDARARAJAN & THAKUR, 1980). Outros três foram estimados especificamente para a economia brasileira RONCI (1991); STUDART (1992) e ROCHA & TEIXEIRA (1996), enquanto outro incluiu o Brasil num estudo de *cross-section* para um conjunto de países em desenvolvimento (GREENE & VILLANUEVA, 1991).

⁶Não necessariamente essa reformulação implica a exclusão de variáveis explicativas sugeridas pela teoria neoclássica tradicional. O mais freqüente é que as hipóteses adicionais sejam agregadas para se obter como resultado uma equação de investimento que é uma combinação linear de várias hipóteses.

⁷Exemplos dessa abordagem são: BLEJER & KHAN (1984); SUNDARARAJAN & THAKUR (1980); GREENE & VILLANUEVA (1991); RONCI (1991) e STUDART (1992). Os quatro últimos modelos são discutidos em detalhe no capítulo 3 deste trabalho.

QUADRO 1 **ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE O INVESTIMENTO PRIVADO¹**

Características da Pesquisa	Sundararajan e Thakur (1980)	Ronci (1991)	Rocha e Teixeira (1996)	Studart (1992)	Greene e Villanueva (1991)
Amostra	Índia e Coréia do Sul	Brasil	Brasil	Brasil	23 países em desenvolvimento
Dados	Anuais: 1960-76	Anuais: 1955-82	Anuais: 1965-90	Anuais: 1972-89	Anuais: 1975-87
Modelo teórico ²	N, CR	N	N	RC, I	N, I, RD
Variável endógena	Ip_t	Ip_t	$\ln IP_t$	Ip_t	IP_t/Y_t
Demanda agregada	produção do setor privado: QP (++) QP ₋₁ (++)	Y_t (++)	$\Delta \ln Y_t$ (+)	UTCAP (+)	GR _{t-1} (++)
Invest. do setor público	KG _t (+)	KG _t (não sig.)	$\Delta \ln IG_{t-2}$ (-)	IG (--)	IG _t /Y _t (++)
Preço dos fatores	U_{t-1}/W_{t-1} (-) U_{t-2}/W_{t-2} (--)	U_t/W_t (não sig.) U_{t-1}/E_{t-1} (++)	ΔR_{t-1} (não sig.)	variável omitida	R _t (--)
Disponibilidade de crédito	$(S-IG)_t/PI_t$ (++)	variável omitida	variável omitida	BNDES (++)	variável omitida
Escassez de divisas	variável omitida	variável omitida	variável omitida	variável omitida	DS/XGS _{t-1} (--)
Instabilidade econômica	variável omitida	variável omitida	variável omitida	IGPT _t (--)	DEBT/Y _{t-1} (--) CPI (--)
Resultados de regressão ³	R ² ajust.= 0,95	R ² =0,90	R ² =0,98	R ² ajust.=0,98	R ² ajust.=0,81

NOTA: ¹Os símbolos das variáveis indicam: produto interno bruto (Y), Investimento Privado (IP), Produção do Setor Privado (QP), Grau de Utilização da Capacidade Instalada (UTCAP), Taxa de Variação do PIB per capita (GR), Estoque de Capital do Setor Público (KG), Investimento do Setor Público (IG), Custo de Capital (U), Taxa Salarial (w), custo de matérias-primas (e), taxa de juros (r), poupança interna (s), Preço dos Bens de Capital (PI), créditos liberados pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), Serviço da Dívida Externa (DS), Exportações de Bens e Serviços (XGS), Taxa de Variação do Índice Geral de Preços (IGPT), Índice de Preços ao Consumidor (CPI) e Estoque da Dívida Externa (DEBT). Os símbolos entre parênteses indicam o sinal do coeficiente estimado e sua significância estatística (1% ou 5%).

²Todas as equações econométricas incorporam a hipótese do acelerador dos investimentos. As letras N, AF, RC, I, RD, indicam, respectivamente: modelo neoclássico, modelo do acelerador flexível, racionamento de crédito, efeito-instabilidade e restrição de divisas.

³Atente-se para o fato de que os coeficientes de ajustamento (R²) não são comparáveis, dadas as distintas variáveis explicativas contempladas em cada modelo.

SUNDARARAJAN & THAKUR (1980) desenvolveram um modelo dinâmico que utiliza a abordagem da firma representativa, o qual influenciou boa parte dos estudos subsequentes sobre o tema, inclusive parte daqueles aplicados à economia brasileira. Para a obtenção de uma equação empírica de investimento privado, os autores inicialmente supõem que o setor privado escolhe seu estoque de capital desejado e minimizam a função custo total.

Na expressão adotada para o estoque de capital desejado do setor privado, mostra-se que o aumento do estoque de capital do setor público reduz os requerimentos de capital do setor privado, o que se explica pelo fato de que o investimento governamental fornece recursos que, de outra forma, o próprio setor privado teria que fornecer para si próprio. A elevação da razão custo de capital/custo salarial reduz o estoque de

capital desejado com substituição de capital por trabalho.

A passagem do estoque de capital desejado para o investimento se dá por meio de uma regra de ajustamento parcial do estoque de capital, conforme o modelo do acelerador flexível. Nessa expressão, o investimento privado é diretamente proporcional à velocidade de ajustamento, que depende da disponibilidade relativa de poupança. Assim, uma redução da poupança pública provocada pelo aumento dos investimentos governamentais teria um efeito negativo sobre o investimento privado *crowding-out*.

Os resultados econométricos obtidos pelos autores para a Índia e a Coréia do Sul mostraram que o nível de produto, a disponibilidade de recursos para o setor privado e o estoque de capital inicial são os principais determinantes do investimento privado. O efeito imediato de *crowding-out* do investimento governamental sobre o investimento do setor privado mostrou-se muito mais forte na Índia do que na Coréia. Entretanto, a influência de longo prazo entre essas duas variáveis apenas pôde ser mensurada com a utilização de multiplicadores dinâmicos, que captam o impacto do investimento público sobre os níveis de produção efetiva, produção esperada e poupança. Em ambos os casos, o efeito deslocamento inicial foi apenas parcial: os investimentos governamentais contribuíram para a elevação do investimento agregado.

A abordagem de SUNDARARAJAN & THAKUR (1980) foi parcialmente incorporada no estudo de RONCI (1991) sobre a economia brasileira no período 1955-1982. O autor utilizou o modelo do acelerador flexível ótimo⁸ com a finalidade de incorporar os meios pelos quais os gastos públicos afetam o investimento.

Quanto aos resultados empíricos, a maior parte dos coeficientes estimados por RONCI (1991) não se mostrou estatisticamente significativa, dentre eles os gastos e o estoque de capital do governo. A taxa de juros, entretanto, apresentou bons resultados estatísticos e o sinal negativo esperado. Reestimando-se a regressão básica com

⁸Esse modelo consiste basicamente na incorporação dos custos de ajustamento à teoria neoclássica do investimento.

a exclusão das variáveis gastos e estoque de capital público, obteve-se uma sensível melhora da significância estatística dos coeficientes. A partir dessa especificação, concluiu-se pela existência de substituição entre capital e trabalho, complementaridade entre capital e matérias-primas e associação negativa entre a taxa de juros e o investimento privado. Além disso, o modelo apontou, por meio de uma variável *dummy*, efeito positivo do clima de negócios no período do II Plano Nacional de Desenvolvimento (PND) (1974-78) e das linhas de crédito do BNDES sobre o investimento do setor privado.

ROCHA & TEIXEIRA (1996) incorporam a análise de cointegração no trabalho de estimação econométrica. Seu ponto de partida é uma equação de investimento privado, em função do PIB, da taxa real de juros e do investimento público. Os resultados do modelo de correção de erros indicaram a existência de certo grau de substitutibilidade entre os investimentos governamentais e os investimentos privados, atribuído à competição por recursos físicos entre os setores público e privado. As variáveis taxa de juros, volume de investimento no período anterior e nível de produto mostraram os sinais esperados, sendo esta última a variável de maior influência sobre os investimentos privados.

Ao incorporar em seu modelo algumas das variáveis destacadas pela literatura sobre o comportamento do investimento privado nos países em desenvolvimento, STUART (1992) estimou para o Brasil uma equação de investimento privado, incluindo como variáveis explicativas, além das variáveis tradicionais (produto e utilização da capacidade), o investimento do setor público (desmembrado em infra-estrutura e demais gastos), a taxa de inflação, o volume de créditos liberados pelo BNDES e o investimento privado no período anterior. Essas três últimas variáveis foram introduzidas para medir os efeitos risco, restrição de crédito e irreversibilidade do investimento, respectivamente.

Embora os sinais obtidos na análise econométrica tenham sido os esperados, detectando-se forte potencial de deslocamento entre o investimento público e o investimento privado, os resultados de STUART (1992) devem ser vistos com ressalvas, em virtude da não-realização de testes

de raízes unitárias para o conjunto das variáveis em estudo

GREENE & VILLANUEVA (1991) procuraram enfatizar os impactos da instabilidade macroeconômica e da restrição de divisas sobre o investimento privado em 23 países em desenvolvimento, além de considerarem as variáveis sugeridas pela teoria neoclássica. Concluiu-se pela existência de relação negativa entre o investimento privado e a taxa de juros, a taxa de inflação e os serviços da dívida externa e seu estoque. Quanto aos investimentos públicos, observou-se complementaridade em relação aos investimentos do setor privado, embora o coeficiente estimado seja de pequena magnitude. Contudo, a estimação realizada por GREENE & VILLANUEVA (1991) está sujeita ao problema da regressão espúria, pois também aqui não se investigou a estacionaridade das variáveis. GREENE & VILLANUEVA (1991) procuraram enfatizar os impactos da instabilidade macroeconômica e da restrição de divisas sobre o investimento privado em 23 países em desenvolvimento, além de considerarem as variáveis sugeridas pela teoria neoclássica. Concluiu-se pela existência de relação negativa entre o investimento privado e a taxa de juros, a taxa de inflação e os serviços da dívida externa e seu estoque. Quanto aos investimentos públicos, observou-se complementaridade em relação aos investimentos do setor privado, embora o coeficiente estimado seja de pequena magnitude. Contudo, a estimação realizada por GREENE & VILLANUEVA (1991) está sujeita ao problema da regressão espúria, pois também aqui não se investigou a estacionaridade das variáveis. GREENE & VILLANUEVA (1991) procuraram enfatizar os impactos da instabilidade macroeconômica e da restrição de divisas sobre o investimento privado em 23 países em desenvolvimento, além de considerarem as variáveis sugeridas pela teoria neoclássica. Concluiu-se pela existência de relação negativa entre o investimento privado e a taxa de juros, a taxa de inflação e os serviços da dívida externa e seu estoque. Quanto aos investimentos públicos, observou-se complementaridade em relação aos investimentos do setor privado, embora o coeficiente estimado seja de pequena magnitude. Contudo, a estimação realizada por GREENE & VILLANUEVA (1991) está sujeita ao problema da regressão espúria, pois também aqui não se investi-

4 - ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES DE INVESTIMENTO PRIVADO PARA O BRASIL: 1970-1995

Neste capítulo realiza-se a estimação de equações de curto e de longo prazos para o investimento privado na economia brasileira no período 1970/1995. Procura-se não somente explicitar o modelo teórico subjacente à análise de regressão, como também testar a existência de estacionaridade e de cointegração entre as séries de tempo.

4.1 - Modelo econométrico e sinais esperados

No exercício realizado, partiu-se do seguinte modelo teórico genérico:

$$IP = f(Y, IG, R, P) \quad (8)$$

em que:

IP = investimento bruto do setor privado *stricto sensu* (exclui as empresas estatais);

Y = produto interno bruto;

IG = investimento bruto do setor público (administrações públicas mais empresas estatais);

R = taxa real de juros (*proxy* para custo de utilização do capital);

P = taxa de inflação anual (*proxy* para instabilidade e incerteza).

Como se percebe, postulou-se uma especificação híbrida da equação de investimento do setor privado, contemplando simultaneamente o modelo do acelerador (variável Y), o modelo neoclássico (variáveis Y e R) e a teoria mais recente que trata dos efeitos da instabilidade macroeconômica sobre o nível de investimentos (variável P). O modelo escolhido procura ainda capturar uma especificidade das economias em desenvolvimento, a saber, o papel expressivo dos investimentos públicos na formação de capital agregado (variável IG).

A partir da expressão anterior, estimou-se a seguinte equação econométrica para o período 1970/1995, com as variáveis expressas em logaritmo natural (exceto a taxa de juros reais), de modo a obter diretamente as elasticidades das variáveis:

$$LIP_t = \beta_0 + \beta_1 LY_t + \beta_2 LIG_t + \beta_3 R_t + \beta_4 LP_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que ε_t é um distúrbio aleatório.

A teoria econômica sugere que $\beta_1 > 0$, $\beta_3 < 0$ e $\beta_4 < 0$, enquanto o sinal do coeficiente β_2 pode ser negativo ou positivo.⁹ Em conformidade com o modelo do acelerador dos investimentos, espera-se que o aumento do PIB gere um aumento dos investimentos privados, pois mais produção requer mais investimento. O efeito da taxa de juros é negativo e reflete o impacto adverso do custo de utilização do capital sobre as decisões de investir. Utilizada como *proxy* da incerteza e instabilidade, espera-se que a elevação da taxa de inflação deprimam os investimentos do setor privado; a hipótese implícita aqui é que a instabilidade aumenta “o preço da espera” por nova informação e aumenta o risco empresarial. A relação entre as variáveis IP e IG é ambígua, porque pode predominar tanto o *crowding-in* como o *crowding-out* entre as duas formas de investimento.

4.2 - Dados utilizados

As séries históricas anuais do PIB, do investimento privado e do investimento governamental foram extraídas das contas nacionais do IBGE e expressas a preços de 1980. Como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) contabiliza os investimentos das empresas estatais junto com a formação bruta de capital fixo do setor privado, procurou-se, a partir de estimativas sobre o investimento dessas empresas, adicionar tal informação à série do investimento das administrações públicas e deduzi-la da série do investimento privado. Como índice de preços utilizou-se o IGP-DI, da Fundação Getúlio Vargas. As taxas nominais de juros dos certificados de depósito bancário, obtidas junto ao Banco Central em bases mensais, foram deflacionadas pelo IGP-DI e anualizadas.

⁹Para um desenvolvimento teórico detalhado sobre esse ponto, ver, por exemplo, SUNDARARAJAN & TAKUR (1980).

4.3 - Testes de raízes unitárias e ordem de integração das variáveis¹⁰

Em regressões com séries de tempo é sempre recomendável verificar se as variáveis em estudo são estacionárias, de modo a se evitar o problema da chamada regressão espúria.¹¹ A regressão espúria ocorre quando se tenta regredir variáveis não estacionárias, que se movem na mesma direção ao longo do tempo e apresentam uma tendência comum. Nesse caso, os testes de hipóteses convencionais t e F não são válidos, uma vez que as estatísticas de teste ficarão viesadas para cima, o que cria tendência a se rejeitar a hipótese nula mesmo se é verdadeira, isto é, se não existe nenhuma associação de fato entre as variáveis (erro do tipo I).

Para testar a presença de raízes unitárias nas séries estatísticas foi aplicado o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), que assume a seguinte forma geral:

$$\Delta Y_t = \alpha + \mu_t + (\beta - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

em que μ_t representa uma tendência, ε_t é um ruído branco e s é a ordem de defasagens do teste. A hipótese nula de não-estacionaridade implica $\beta = 1$.

Após testadas distintas ordens de defasagens, concluiu-se que as variáveis em níveis eram não estacionárias¹². Ao nível de significância de 5%, o que implica um valor crítico de $\tau = -3,02$, as estatísticas calculadas não permitiram rejeitar a hipótese nula de não-estacionaridade, como se acha exposto na TABELA 1.

¹⁰Todos os testes e estimações foram realizados utilizando-se o pacote econométrico *PcGive*, versão 8.10.

¹¹Ver ENGLE & GRANGER (1987), HARRIS (1995) e ENDERS (1995).

¹²Para a definição do número de defasagens nos testes ADF, seguiu-se a estratégia sugerida por DOORNIK & HENDRY (1994).

TABELA 1
TESTES ADF PARA AS
VARIÁVEIS EM NÍVEL

Variável	Ordem s	Estatística τ	t da Defasagem s
LIP	3	-1,99	-2,51
LY	3	-2,39	-1,86
LIG	0	-1,43	-
R	2	-0,81	-2,22
LP	4	-1,64	2,27

FONTE: Elaboração dos autores

OBS.: Valores críticos de τ (t-ADF) de -3,02 e -3,81, a 5% e 1% de nível de significância, respectivamente. A íntegra dos testes encontra-se no anexo deste texto.

O passo seguinte foi a aplicação de testes ADF sobre as primeiras diferenças (Δ) das variáveis para determinar sua ordem de integração. Os resultados estão reproduzidos na TABELA 2 e sugerem que todas as séries são integradas de primeira ordem. Em particular, o resultado de que a série da taxa de inflação é $I(1)$ não deve causar surpresas, se se considerar a aceleração inflacionária característica do período estudado.

TABELA 2
TESTES ADF PARA AS VARIÁVEIS EM
PRIMEIRAS DIFERENÇAS

Variável	Ordem s	Estatística τ	t da Defasagem s
DLIP	2	-3,85**	2,30
DLY	0	-3,56*	-
DLIG	2	-4,49**	2,24
DR	1	-6,29**	3,02
DLP	2	-4,11**	2,38

FONTE: Elaboração dos autores

OBS.: Valores críticos de τ (t-ADF) de -3,03 e -3,83, a 5% e 1% de nível de significância, respectivamente. A íntegra dos testes encontra-se no anexo.

4.4 - Regressão de Cointegração

Os resultados da estimação da equação 9 pelo método de mínimos quadrados ordinários (OLS) estão sumarizados a seguir. Os valores entre parênteses representam as estatísticas t , enquanto os números entre colchetes indicam o nível exato de significância.

$$\begin{aligned} \text{LIP}_t = & -2,0282 + 1,1576 \text{LY}_t - 0,1035 \text{LIG}_t - \\ & (10,47) (9,01) (1,11) (2,46) (2,93) \\ & 0,0040 \text{R}_t - 0,0715 \text{LP}_t \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} R^2 = & 0,893 \\ F(4, 21) = & 10,115 [0,0001] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} s = & 0,0991386 \\ DW = & 1,34 \\ RSS = & 0,2064 \\ \text{AR } 1-5 & F(5, 16) = 2,07 [0,1226] \\ \text{ARCH } 5 & F(5, 11) = 1,04 [0,4418] \\ \text{Normalidade } \chi^2(2) = & 0,51 [0,7759] \\ X_i^2 & F(8, 12) = 0,48 [0,8459] \\ X_i * X_j & F(14, 6) = 0,28 [0,9763] \\ \text{RESET } F(1, 20) = & 1,54 [0,2284] \end{aligned}$$

Embora o teste de Durbin-Watson (DW) para autocorrelação positiva de primeira ordem entre os resíduos tenha sido inconclusivo,¹³ o teste LM de Breusch-Godfrey, que segue uma distribuição $F(5,16)$, não rejeitou a hipótese de que não há autocorrelação de ordem superior até a quinta defasagem dos resíduos. Da mesma forma, o teste ARCH de quinta ordem, com distribuição $F(5,11)$, sugere que o modelo não apresenta heterocedasticidade condicional auto-regressiva. A normalidade dos resíduos da regressão de cointegração é garantida pelo teste $\chi^2(2)$ de Jarque-Bera, calculado a partir da curtose e da distorção da distribuição dos resíduos. Embora os resultados do teste *White* sejam mais precisos para grandes amostras, não foi rejeitada, no presente caso, a hipótese de que os resíduos são homocedásticos. A versão do teste de *White* para má especificação, elaborada por meio de uma regressão auxiliar dos resíduos estimados contra os regressores originais, seus quadrados e seus produtos cruzados, indica que não há problema com a forma funcional da equação 10. Isso também é indicado pelo teste RESET de Ramsey, que rejeitou a hipótese de que o modelo está mal especificado¹⁴. Em suma, os testes de diagnóstico não rejeitaram a hipótese de que os resíduos do modelo de longo prazo assemelham-

TABELA 3
TESTE DE ESTACIONARIDADE E DE NORMALIDADE
DOS RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO

Variável	Média	Desvio-padrão	Normalidade $\chi^2(2)$	Teste ADF(2)
ResLIP1	0,000	0,089	0,50758 [0,7759]	-4,745**

FONTE: Elaboração dos autores

¹³Para $N=26$ e $k=4$, os valores críticos de DW_L e DW_U são, respectivamente, 1,062 e 1,759.

¹⁴Para um detalhamento da forma de cálculo das diversas estatísticas e dos testes de hipóteses envolvidos, ver PINDYCK & RUBINFELD (1981) e GUJARATI (1995).

se a um “ruído branco”. Detalhes adicionais sobre os resultados obtidos com a estimação do modelo de longo prazo podem ser vistos no ANEXO deste texto (ver GRÁFICOS A1, A2 e A3).

Os sinais dos coeficientes obtidos para o PIB, a taxa de juros e a taxa de inflação correspondem aos sinais previstos pela teoria. Quanto à relação entre o investimento público e o investimento privado, há evidência de substitutibilidade, embora o parâmetro estimado não seja estatisticamente significativo.

A equação 10 apresentou bom grau de ajustamento, ao explicar 89% da variação do investimento privado. A elasticidade do investimento privado em relação ao PIB (1,16) confirma a importância do efeito acelerador. A elevação da taxa de juros real tem impacto negativo sobre o investimento. Não se pode rejeitar a hipótese de que a instabilidade macroeconômica desempenha um papel adverso sobre o nível de investimento privado no Brasil, retratado pelo coeficiente negativo para o termo “inflação” na equação 10.

4.5 - Estimação do modelo de correção de erros

A equação 10 só faz sentido se as variáveis forem cointegradas, vale dizer, se tiverem a mesma ordem de integração e se os resíduos estimados forem estacionários. A primeira condição, como foi visto, é atendida. A cointegração foi testada por meio do procedimento de dois estágios de ENGLE & GRANGER (1987), que estima a regressão com as variáveis em níveis e verifica se os resíduos obtidos (aqui denominados ResLIP) são estacionários.

O teste ADF (2) indica que os resíduos de regressão são, de fato, estacionários.¹⁵ As variáveis são, portanto, cointegradas. Isso significa que as estimativas de OLS dos parâmetros da equação 10 são “superconsistentes”¹⁶. Além disso, o teste χ^2

de Jarque-Bera não rejeita a hipótese de que os resíduos são normalmente distribuídos (ver TABELA 3).

Valores críticos do teste ADF: -1,957 (5%) e -2,67 (1%). Valores críticos de $\chi^2(2)$: 5,99 (5%) e 9,21 (1%).

Comprovada a cointegração entre as variáveis, o segundo passo do procedimento de Engle-Granger é a estimação de um modelo de correção de erros, empregando-se as estimativas dos resíduos defasados (\hat{u}_{t-1}) como um termo de correção de erros.

Especificamente, o Modelo de Correção de Erros (MCE) consiste em uma equação em diferenças que usa o termo erro da regressão de cointegração estimada para corrigir o desequilíbrio de curto prazo. No caso do modelo com duas variáveis — Y_t (dependente) e X_t (independente) —, o MCE assume a seguinte forma¹⁷:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

em que:

$\hat{u}_{t-1} = Y_{t-1} - \hat{Y}_{t-1}$ é o termo de correção de erro;
 $\alpha_2 < 0$ é a velocidade de ajustamento.

A integração do curto e do longo prazo no MCE decorre do fato de que, enquanto ΔX_t mostra os distúrbios de curto prazo em X_t , o termo de correção de erro \hat{u}_{t-1} mede o ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo. Como todas as variáveis do MCE são estacionárias, o modelo pode ser eficientemente estimado por mínimos quadrados ordinários e o teste de hipóteses-padrão é válido. Se as variáveis forem cointegradas, a estimativa de α_2 será negativa e estatisticamente significativa.

No presente caso, o modelo dinâmico de curto prazo indicará como a variável LIP se ajusta diante de choques aleatórios não captados pelas variáveis explicativas e fornecerá informação

¹⁵Inicialmente, efetuou-se um teste ADF(5), reduzido progressivamente mediante a exclusão das defasagens não significativas, até se chegar ao ADF(2), que rejeitou a hipótese nula de não-estacionaridade.

¹⁶A propriedade de “superconsistência” significa que, se as variáveis são I(1) mas os resíduos são I(0), os estimadores de OLS dos parâmetros da regressão de cointegração convergem para os valores verdadeiros a

uma taxa mais rápida do que se as variáveis fossem estacionárias, quando o tamanho amostral aumenta. Ver HARRIS (1995).

¹⁷Diferenças defasadas adicionais de X_t e Y_t podem ser acrescentadas do lado direito da equação.

sobre a velocidade de ajustamento de LIP em direção ao equilíbrio de longo prazo.

A ordem de defasagens do modelo de correção de erros foi determinada por meio de experimentações sucessivas; iniciou-se com um modelo mais geral com 16 variáveis (duas defasagens para cada variável) e buscou-se um modelo final mais parcimonioso, ou seja, adotou-se a abordagem *general-to-specific*. A TABELA 4 descreve a sequência de testes *F* para redução de modelos, bem como os valores dos critérios de informação de Schwarz (SC), que penalizam o *excesso* de parâmetros.

TABELA 4
TESTE *F* PARA REDUÇÃO DOS MODELOS
E CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE
SCHWARZ

Modelos	Graus de Liberdade	Estatística F [Nível de Significância]	Critério de Schwarz
1→2	F(2, 8)	0,33101 [0,7276]	-4,32822→ -4,52137
1→3	F(4, 8)	0,31668 [0,8592]	-4,32822→ -4,72654
2→3	F(2, 10)	0,34906 [0,7136]	-4,52137→ -4,72654
1→4	F(6, 8)	0,48772 [0,8014]	-4,32822→ -4,83444
2→4	F(4, 10)	0,65352 [0,6376]	-4,52137→ -4,83444
3→4	F(2, 12)	1,0746 [0,3721]	-4,72654→ -4,83444
1→5	F(8, 8)	0,6753 [0,7042]	-4,32822→ -4,90284
2→5	F(6, 10)	0,91209 [0,5238]	-4,52137→ -4,90284
3→5	F(4, 12)	1,3389 [0,3116]	-4,72654→ -4,90284
4→5	F(2, 14)	1,5863 [0,2394]	-4,83444→ -4,90284

FONTE: Elaboração dos autores

O primeiro modelo é o mais genérico, com duas defasagens para cada variável. Os modelos seguintes resultam da exclusão sequencial de variáveis estatisticamente iguais a zero: ΔLY_{t-1} e ΔLY_{t-2} (modelo 2); ΔLIG_{t-1} e ΔLIG_{t-2} (modelo 3); ΔR_{t-1} e ΔR_{t-2} (modelo 4); e, finalmente, ΔLP_{t-1} e ΔLP_{t-2} (modelo 5). Como nenhuma das reduções foi rejeitada pelo teste *F* e o critério de Schwarz foi progressivamente reduzido, optou-se pela quinta equação como a melhor especificação do modelo de correção de erros¹⁸. A equação está descrita a seguir, e os números entre parênteses correspondem às estatísticas *t*:

$$\begin{aligned} \Delta LIP_t = & -0,0515 - 0,5645 \text{ ResLIP}_{t-1} + 0,2006 \Delta LIP_{t-1} + \\ & 0,2322 \Delta LIP_{t-2} + 2,037 \\ & (-2,59) \quad (-2,63) \quad (1,72) \quad (2,05) \quad (5,13) \\ \Delta LY_t = & 0,3357 \\ & (-3,64) \\ \Delta LIG_t = & 0,0019 \Delta R_t - 0,0401 \Delta LP_t \quad (11) \\ & (-1,91) \quad (-2,77) \\ R^2 = & 0,868 \\ F(7, 15) = & 15,955 [0,0000] \\ \sigma = & 0,0619 \\ DW = & 1,74 \\ AR\ 1-4 \quad F(4, 11) = & 0,99 [0,4535] \\ ARCH\ 4F(4, 7) = & 0,23 [0,9130] \\ \text{Normalidade } \chi^2(2) = & 0,10 [0,9506] \\ \text{RESET } F(1, 14) = & 1,01 [0,3325] \end{aligned}$$

As hipóteses de ausência de autocorrelação serial, ausência de heterocedasticidade autoregressiva condicional e correta especificação da forma funcional são todas aceitas, enquanto o teste χ^2 sugere que os resíduos estimados são normalmente distribuídos. Tais estatísticas de teste confirmam a robustez da equação 11. O grau de sucesso obtido na estimação de ΔLIP é ilustrado pelo GRÁFICO A4, do ANEXO, que mostra os valores observados e estimados dessa variável, assim como os resíduos de regressão. Os gráficos dos coeficientes estimados por mínimos quadrados recursivos (GRÁFICO A5, do ANEXO) indicam alto grau de estabilidade dos coeficientes estimados, para cada observação adicional incluída na amostra. Os resíduos recursivos e a série de testes de Chow também não indicam a presença de quebra estrutural relevante no modelo (GRÁFICO A6, do ANEXO).

Os sinais obtidos para os coeficientes da equação de curto prazo estão de acordo com os propostos pela teoria econômica. No que diz respeito ao efeito dos investimentos governamentais sobre as inversões do setor privado, obteve-se indicação de substitutibilidade, como no modelo de longo prazo, só que agora encontrou-se significância estatística para o respectivo coeficiente. Os investimentos públicos “deslocam”, no curto prazo, cerca de um terço dos investimentos privados, provavelmente em função da competição por recursos reais escassos e/ou do efeito do aumento das despesas públicas sobre a taxa de juros.

Mais significativo do que a taxa de juros, entretanto, foi o impacto adverso da instabilidade

¹⁸Reduções adicionais do modelo 5 pioraram sensivelmente os testes estatísticos e, por essa razão, foram descartadas.

econômica, medida pela aceleração da taxa de inflação (ΔLP_t), sobre os investimentos privados. Confirmou-se a forte relação positiva entre o crescimento do PIB e o volume de investimentos privados (efeito acelerador). Obteve-se significância estatística e o esperado sinal negativo para o termo “velocidade de ajustamento” (coeficiente do termo de correção de erro), o que corrobora a hipótese de cointegração entre as variáveis. O coeficiente estimado de -0,5645 sugere que cerca de 56% do desvio do sistema de seu equilíbrio de longo prazo é removido a cada ano.

Comparando-se esses resultados com as conclusões de outros autores que estudaram o mesmo tema para o Brasil RONCI (1991); STUDART (1992); ROCHA & TEIXEIRA (1996), observa-se convergência quanto à importância do efeito acelerador na determinação do investimento privado. É corroborado o impacto negativo do investimento público sobre o investimento privado, resultado também obtido por STUDART (1992) e ROCHA & TEIXEIRA (1996). Quanto à variável *proxy* do custo de capital, distintamente dos três trabalhos, que, ou não encontraram significância estatística, ou simplesmente omitiram essa variável, obteve-se sinal negativo e estatisticamente significativo. Compartilha-se com Studart (1992) a conclusão de que a taxa de inflação influencia negativamente o volume de investimento privado, embora os resultados do referido trabalho estejam comprometidos pela não-realização de testes de raízes unitárias. Por fim, a estimativa encontrada para a velocidade de ajustamento na equação de curto prazo aproxima-se do resultado obtido por Rocha e Teixeira (1996).

5 - CONCLUSÕES

Como reflexo da inexistência de uma abordagem teórica dominante, observa-se que a maior parte das equações empíricas estimadas para os países em desenvolvimento consiste em combinações lineares de distintas teorias.

A revisão empírica sobre as principais variáveis determinantes do investimento privado apontou a importância do efeito acelerador (representado pelo PIB), a dificuldade de identificar fortes impactos do custo de capital e do custo de matérias-primas; e o efeito adverso da instabilidade econômica. Contudo, os resultados são contraditórios quanto ao efeito do investimento público sobre o investimento privado. Além disso, boa parte dos trabalhos empíricos aplicados ao caso brasileiro deixa de fora os efeitos inibidores da instabilidade macroeconômica e da incerteza sobre os investimentos.

O exercício aplicado para a economia brasileira no período 1970/1995, descrito no capítulo 4 deste trabalho, produziu conclusões em linha com esses resultados gerais, à exceção do fato de se ter obtido um modelo de curto prazo que apresenta significância estatística para todas as variáveis consideradas, a saber, a variável *proxy* do custo de capital (taxa real de juros), o PIB, os investimentos do governo e a variável *proxy* da instabilidade (taxa de inflação). Adicionalmente, foi confirmada a relevância do efeito acelerador do produto sobre o investimento privado, que aparece como o fator isoladamente mais importante.

Identificou-se significativo impacto negativo da instabilidade macroeconômica sobre os investimentos privados, aspecto que, embora tenha sido tratado em um dos trabalhos revisados, ocorreu de forma metodologicamente inadequada¹⁹. A propósito, os resultados da estimação econométrica do presente trabalho indicam um efeito negativo da taxa de inflação mais significativo do que o próprio nível da taxa real de juros.

¹⁹STUDART (1992) incluiu a taxa de inflação entre as variáveis explicativas de seu modelo de investimento privado, mas testou a estacionaridade apenas da variável dependente, ficando, portanto, sujeito ao problema de regressão espúria.

A influência nociva da incerteza e da instabilidade macroeconômica sobre o volume de investimento pode ser explicada à luz da teoria mais recente que encara o investimento como uma opção real. Dada a irreversibilidade das decisões de investimento, o aumento dos níveis de instabilidade e incerteza pode levar os agentes a adiar a implementação de planos de investimento. Isso ocorrerá sempre que o custo de adiar a decisão de investimento for inferior ao eventual custo de ter que alterar a destinação econômica dos bens de capital adquiridos, em razão de uma oscilação não antecipada das condições macroeconômicas. A instabilidade econômica e as alterações bruscas das regras do jogo verificadas na economia brasileira durante o período analisado, sobretudo a partir dos anos 80, certamente ampliaram as incertezas sobre variáveis-chave para a decisão de investimento. Isso aumentou o “preço da espera” por nova informação e, conseqüentemente, desestimulou o investimento privado.

Apesar de a teoria econômica apontar efeitos ambíguos do investimento governamental sobre o investimento do setor privado — impacto positivo, se considerado que as inversões públicas, particularmente em infra-estrutura, tendem a elevar a produtividade global da economia, mas impacto negativo, se houver elevação da taxa de juros e/ou acirramento da competição por recursos reais limitados — os resultados deste trabalho indicam a dominância do *crowding-out* sobre o *crowding-in*. Isso pode ser parcialmente explicado pela progressiva deterioração da capacidade do governo brasileiro de realizar investimentos em infra-estrutura durante o período analisado, quando se sabe que esta é a modalidade de gasto público que apresenta complementaridade mais evidente com as inversões privadas. Ao mesmo tempo, a relativa rigidez dos dispêndios com manutenção da máquina pública pode ter provocado alteração da composição dos gastos públicos em favor das despesas correntes. Ademais, registre-se que a evidência de substitutibilidade é compatível com a literatura mais recente aplicada ao Brasil (STUDART, 1992; ROCHA & TEIXEIRA, 1996). De qualquer maneira, como o efeito de deslocamento não é integral, pode-se dizer que os investimentos estatais contribuem para a elevação da taxa de investimento agregado no Brasil.

O estudo realizado indica que as políticas do setor público podem estimular o investimento privado no Brasil, por meio: i) da garantia do crescimento econômico; ii) da fixação das taxas de juros em níveis moderados; e iii) da manutenção da taxa de inflação sob controle, de modo a reduzir a incerteza e gerar credibilidade por parte dos agentes privados.

Uma possível extensão ao presente trabalho consistiria na efetuação de testes de causalidade entre investimento privado e investimento público. Adicionalmente, a baixa significância estatística obtida para o coeficiente estimado da taxa de juros pode sinalizar que, além do efeito instabilidade, a disponibilidade de crédito seria uma variável relevante. A hipótese de racionamento de crédito poderia ser testada introduzindo-se uma *proxy* para disponibilidade de crédito entre as variáveis explicativas do investimento privado.

Abstract:

This paper discusses brazilian private investment between 1970 and 1995. First, we review the most important theoretical approaches to investment and special attention is given to idiosyncratic facts about developing countries. That forms a basis for a later econometric treatment. Second, a brief empirical survey is done with the objective of placing this work between others that deals with this issue. As one verifies that the series of private investment, public investment, GDP, interest rate and inflation rate are cointegrated, it is possible to establish a formal model of the behavior and dynamics of investment. Some conclusions are pointed out: macroeconomic instability has an adverse impact on private investments and so do the public investment (crowding-out effect).

Key-Words:

Private Investment; Temporal Series; Cointegration.

6 - BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- BLEJER, M., KHAN, M. Government policy and private investment in developing countries. **IMF Staff Papers**, v. 31, n. 2, 1984.
- CABALLERO, R. On the dynamics of aggregate investment. In: SERVÉN, L., SOLIMANO, A. **Striving for growth after adjustment**. The World Bank, 1993.
- CONSIDERA, C., LEVY, P., MEDINA, M. O que está acontecendo com o investimento?. **Boletim Conjuntural**, n. 40, p. 45-49, jan. 1998.
- DIXIT, A., PINDYCK. **Investment under uncertainty**. Princeton University Press, 1994.
- DOORNIK, J., HENDRY, D. **PcGive 8.0: an interactive econometric modelling system**. London: International Thompson, 1994.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R., GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p.251-276, Mar. 1987.
- GREENE, J., VILLANUEVA, D. Private investment in developing countries: an empirical analysis. **IMF Staff Papers**, v. 38, n. 1, p. , 1991.
- GUJARATI, D. **Basic econometrics**. 3. ed. McGraw-Hill, 1995.
- HALL, R. E., JORGENSEN, D. W. Tax policy and investment behavior. **American Economic Review**, v. 58, n. 3, p.391-414, Jun. 1967.
- HARRIS, R. Using cointegration analysis in econometric modelling. Prentice Hall, 1995.
- JORGENSEN, D. W. The theory of investment behavior. In: FERBER, R. **Determinants of investment behavior**. New York: Columbia University Press, 1967.
- PINDYCK, R., RUBINFELD, D. **Econometric models and economic forecasts**. 2. ed. McGraw-Hill, 1981.
- PINDYCK, R. e SOLIMANO, A. Economic instability and aggregate investment. **NBER Macroeconomics Annual**. 1993.
- ROCHA, C., TEIXEIRA, J. Complementaridade versus substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90. **Revista Brasileira de Economia**, v. 50, n. 3, p. , jul./set. 1996.
- RONCI, M. Política econômica e investimento privado no Brasil (1955-82). Rio de Janeiro: FGV, 1991.
- SACHS, J., LARRAIN, F. **Macroeconomia**. ed. rev. São Paulo: Makron Books, 1998.
- SCHMIDT-HEBBEL, K., SERVÉN, L., SOLIMANO, A. Saving, investment, and growth in developing countries: an overview. **Policy Research Working Paper**, n.1382, nov. 1994.
- SERVÉN, L., SOLIMANO, A. Private investment and macroeconomic adjustment: a survey. In: SERVÉN, L., SOLIMANO, A. **Striving for growth after adjustment**. The World Bank, 1993.
- SOUZA, F. E. P. O investimento antes e depois do Plano Real. In: VELLOSO, J. P. R. (Org.). **O Real, o crescimento e as reformas**. Rio de Janeiro: J. Olympio, 1996. p. 95-121.
- STUDART, G. **Investimento público e formação de capital do setor privado no Brasil: análise empírica da relação de curto e de longo prazos durante o período 1972—1989**. Rio de Janeiro: PUC, 1992. Dissertação (Mestrado).
- SUNDARARAJAN, V., THAKUR, S. Public investment, crowding out, and growth: a dynamic model applied to India and Korea. **IMF Staff Papers**, v. 27, n. 4, dec. 1980.

Recebido para publicação em 27.AGO.1999.

ANEXO

TABELA A1
SEQÜÊNCIA DE TESTES ADF COM AS VARIÁVEIS EM NÍVEL

Variável	t-ADF	betaY_1	σ	lag	t-DY_lag	t-prob	F-prob
R	-0,60875	0,74405	15,195	5	0,43828	0,6684	
R	-0,46572	0,83425	14,750	4	-0,62598	0,5414	0,6684
R	-0,84729	0,73533	14,448	3	0,31369	0,7581	0,7597
R	-0,81048	0,77360	14,035	2	-2,2201	0,0412	0,8830
R	-1,8087	0,49787	15,573	1	-0,33972	0,7382	0,3517
R	-2,3775	0,44910	15,185	0	0,4578		
LY	-3,1304*	0,73971	0,036174	5	-1,4812	0,1624	
LY	-2,6690	0,80950	0,037685	4	-1,1604	0,2653	0,1624
LY	-2,3918	0,85276	0,038118	3	-1,8555	0,0833	0,1998
LY	-1,6325	0,90318	0,040924	2	0,11981	0,9061	0,1060
LY	-1,8169	0,90091	0,039720	1	0,63704	0,5326	0,1751
LY	-2,0906	0,89180	0,039059	0	0,2292		
LIP	-2,5140	0,43310	0,10546	5	-1,0770	0,3011	
LIP	-2,2588	0,53681	0,10607	4	-1,5111	0,1530	0,3011
LIP	-1,9911	0,57846	0,11051	3	-2,5115	0,0240	0,2149
LIP	-2,1804	0,47706	0,12753	2	0,52498	0,6068	0,0479
LIP	-2,2258	0,53389	0,12478	1	1,6246	0,1226	0,0776
LIP	-1,6276	0,67704	0,13034	0	0,0567		
LIG	-1,9380	0,53812	0,15843	5	1,0466	0,3143	
LIG	-1,6338	0,65419	0,15897	4	1,5960	0,1328	0,3143
LIG	-1,0723	0,77829	0,16696	3	-1,4213	0,1757	0,1994
LIG	-2,0396	0,62705	0,17220	2	1,5601	0,1383	0,1687
LIG	-1,4785	0,74262	0,17932	1	0,48387	0,6346	0,1265
LIG	-1,4337	0,77683	0,17546	0	0,1789		
LP	-1,5648	0,71535	0,80848	5	0,55210	0,5902	
LP	-1,6367	0,78143	0,78816	4	2,2745	0,0392	0,5902
LP	-1,2966	0,80483	0,89108	3	-2,3104	0,0355	0,1114
LP	-1,5127	0,74686	1,0046	2	-1,2488	0,2297	0,0345
LP	-1,8137	0,69956	1,0210	1	0,12503	0,9020	0,0369
LP	-1,9050	0,70533	0,99273	0	0,0608		

FONTE: Elaboração dos autores

OBS: Valores críticos do teste ADF (constante incluída): -3,02 (5%) e -3,81 (1%). Período amostral: 1976 a 1995.

TABELA A2
SEQÜÊNCIA DE TESTES ADF COM AS PRIMEIRAS DIFERENÇAS DAS VARIÁVEIS

Variável	t-ADF	betaY_1	σ	lag	t-DY_lag	t-prob	F-prob
DLY	-2,1400	0,15361	0,043752	5	-0,70995	0,4913	
DLY	-2,4586	0,079826	0,042909	4	-0,17889	0,8608	0,4913
DLY	-2,7259	0,059970	0,041399	3	0,0027133	0,9979	0,7698
DLY	-3,0545*	0,060330	0,039996	2	1,5631	0,1389	0,9091
DLY	-2,5229	0,27405	0,041761	1	-0,33512	0,7419	0,6414
DLY	-3,5649*	0,21450	0,040656	0	0,7458		
DLIP	-2,1822	-0,84532	0,13347	5	-0,14417	0,8878	
DLIP	-2,6240	-0,90071	0,12834	4	0,074630	0,9416	0,8878
DLIP	-3,5456*	-0,86517	0,12370	3	1,0644	0,3051	0,9871
DLIP	-3,8485**	-0,48167	0,12425	2	2,3011	0,0361	0,8017
DLIP	-2,7453	0,085327	0,13993	1	0,48357	0,6352	0,2932
DLIP	-3,3933*	0,19580	0,13675	0	0,3790		
DLIG	-2,5472	-0,31464	0,17281	5	0,25237	0,8050	
DLIG	-2,6799	-0,27773	0,16647	4	-0,016686	0,9869	0,8050
DLIG	-2,9830	-0,28056	0,16042	3	-0,50238	0,6232	0,9686
DLIG	-4,4945**	-0,42175	0,15637	2	2,2435	0,0404	0,9620
DLIG	-3,4910*	-0,11067	0,17497	1	0,059648	0,9532	0,4002
DLIG	-5,0704**	-0,097140	0,16977	0	0,5224		
DR	-2,4294	-2,3116	15,016	5	0,78854	0,4457	
DR	-2,4068	-1,7426	14,796	4	-0,099529	0,9222	0,4457
DR	-3,3187*	-1,8147	14,263	3	1,0840	0,2967	0,7351
DR	-3,4092*	-1,2213	14,346	2	0,099689	0,9219	0,6491
DR	-6,2861**	-1,1669	13,895	1	3,0170	0,0082	0,7877
DR	-5,3956**	-0,32402	16,885	0	0,1682		
DLP	-1,2354	-2,1502	0,87551	5	0,95229	0,3597	
DLP	-0,89622	-1,0108	0,87236	4	0,41088	0,6879	0,3597
DLP	-1,0145	-0,25138	0,84607	3	-2,1028	0,0540	0,5978
DLP	-4,1074**	-2,3374	0,93763	2	2,3792	0,0311	0,2130
DLP	-3,0930*	-0,88532	1,0655	1	1,5948	0,1303	0,0668
DLP	-2,8009	-0,13603	1,1128	0	0,0506		

FONTE: Elaboração dos autores

OBS: Valores críticos do teste ADF (constante incluída): -3,03 (5%) e -3,83 (1%). Período amostral: 1977 a 1995.

TABELA A3
TESTE ADF(2) DOS RESÍDUOS DA REGRESSÃO
DE COINTEGRAÇÃO (RESLIP)

Variável	Coefficiente	s	Valor <i>t</i>
ResLIP _{t-1}	-1,2540	0,26427	-4,745**
DResLIP _{t-1}	0,53672	0,21641	2,480
DResLIP _{t-2}	0,51816	0,18842	2,750

FONTE: Elaboração dos autores

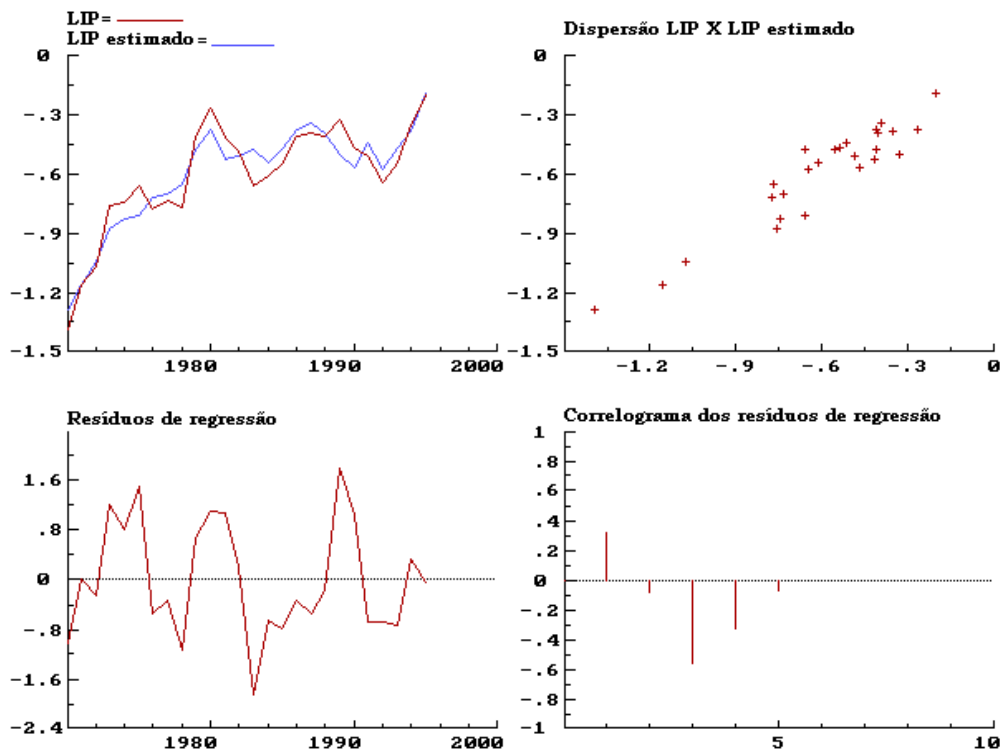
OBS: valores críticos do teste ADF (sem constante e sem tendência):

-1,96 (5%) e -2,67 (1%).

A variável independente é DResLIP_t. Período amostral: 1973-1995.

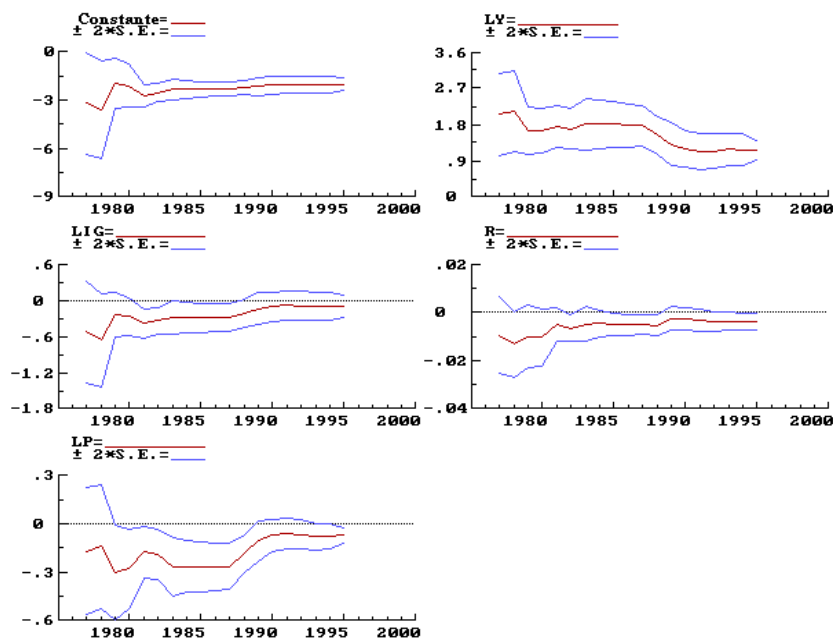
GRÁFICO A1

MODELO DE LONGO PRAZO (EQUAÇÃO 10): VALORES OBSERVADOS,
 VALORES ESTIMADOS, RESÍDUOS DE REGRESSÃO E CORRELOGRAMA DOS RESÍDUOS



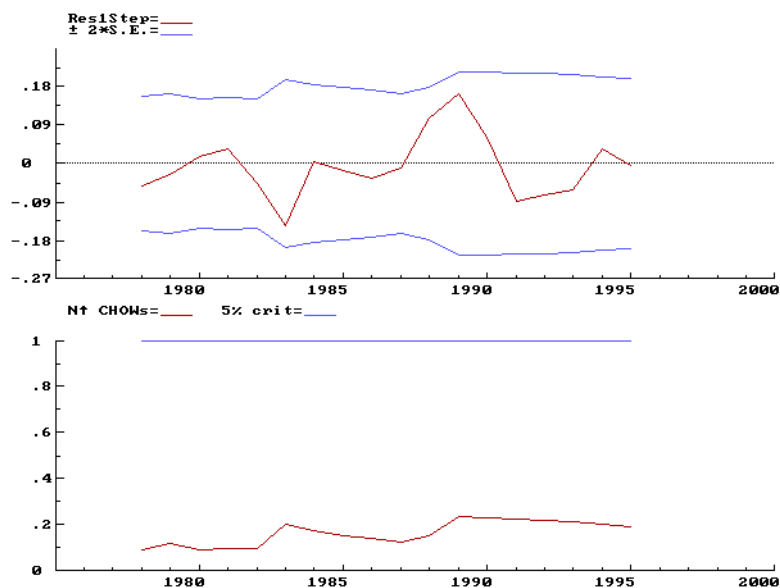
FONTE: Elaboração dos autores

GRÁFICO A2
MODELO DE LONGO PRAZO (EQUAÇÃO 10):
GRÁFICOS RECURSIVOS DOS COEFICIENTES ESTIMADOS



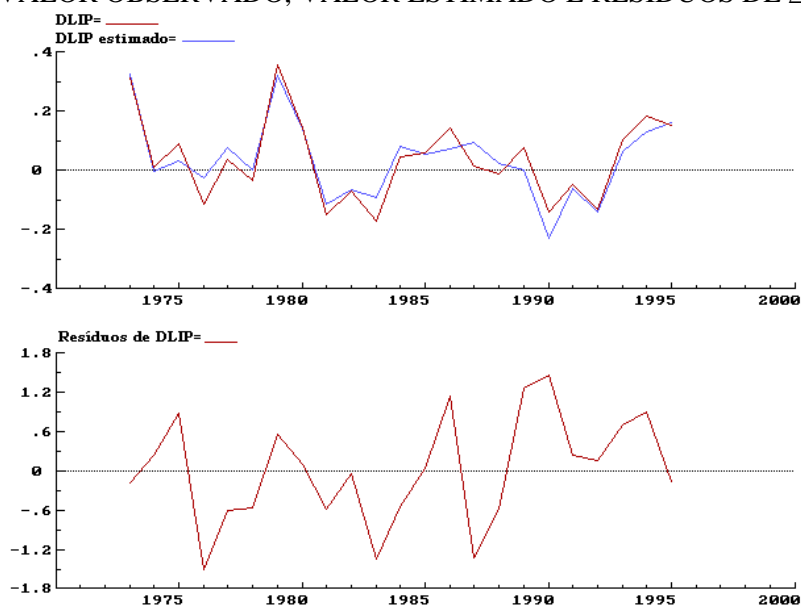
FONTE: Elaboração dos autores

GRÁFICO A3
MODELO DE LONGO PRAZO (EQUAÇÃO 10):
RESÍDUOS DE REGRESSÃO RECURSIVOS E SÉRIE DE TESTES DE CHOW



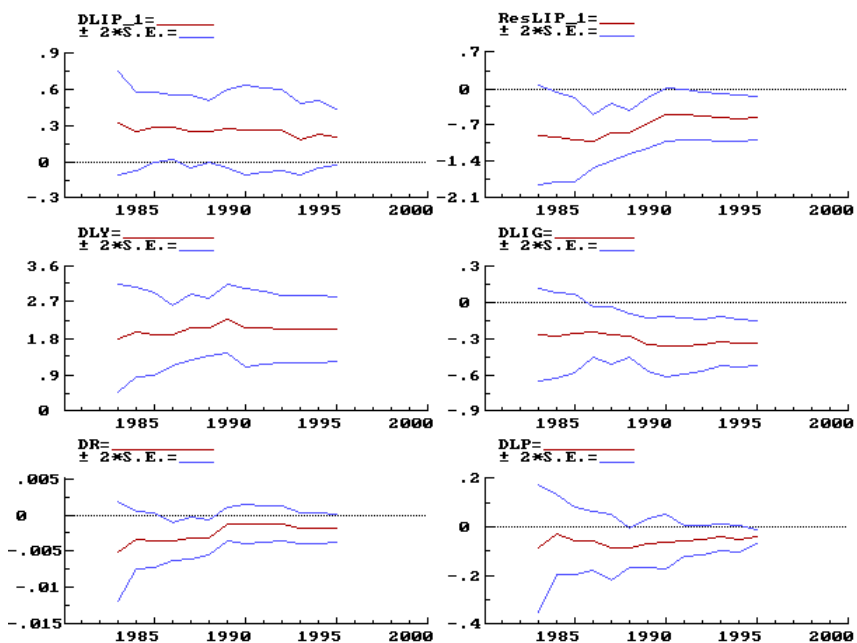
FONTE: Elaboração dos autores

GRÁFICO A4
MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS (EQUAÇÃO 11):
VALOR OBSERVADO, VALOR ESTIMADO E RESÍDUOS DE ΔLIP



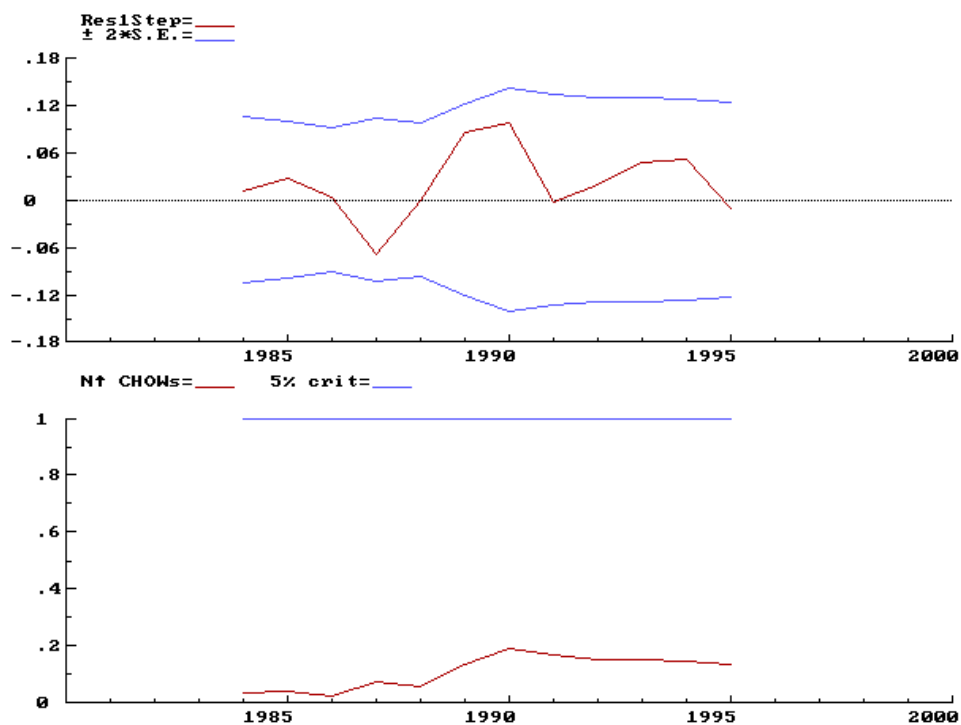
FONTE: Elaboração dos autores

GRÁFICO A5
MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS (EQUAÇÃO 11):
GRÁFICOS RECURSIVOS DOS COEFICIENTES ESTIMADOS



FONTE: Elaboração dos autores

GRÁFICO A6
MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS (EQUAÇÃO 11):
GRÁFICOS RECURSIVOS DOS RESÍDUOS E DOS TESTES DE CHOW



FONTE: Elaboração dos autores