

O IMPACTO DOS INVESTIMENTOS NO ESTADO DO CEARÁ NO PERÍODO DE 1970-2001

Ricardo Candéa Sá Barreto*
Ahmad Saeed Khan**

SINOPSE

Este trabalho tem como objetivo analisar o impacto dos investimentos na economia cearense e as relações entre investimento público e investimento privado. A hipótese deste trabalho é que não há crescimento econômico sustentável sem a existência de investimento público eficiente e eficaz que atenda às demandas da economia estadual. Este trabalho verifica empiricamente a existência de efeitos de complementariedade ou substituição entre investimentos privados e públicos, considerando a hipótese de não-estacionariedade das séries econômicas. Ao mesmo tempo são discutidas as co-integrações das séries de investimentos privados, investimentos públicos, população economicamente ativa empregada, consumo do governo e taxa de inflação para equações de curto e longo prazos do produto e investimento. São utilizados dados de séries temporais no período de 1970/2001.

Palavras-chave: estacionariedade, co-integração, efeito substituição, efeito complementariedade.

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, o papel dos investimentos no estado do Ceará tem merecido uma grande atenção para o crescimento econômico estadual. A partir de 1987, o governo do estado buscou organizar suas finanças e a administração pública, além de focalizar as intervenções estatais na oferta de bens e serviços públicos e de infra-estrutura e na criação de um ambiente favorável ao desenvolvimento do setor privado; realizou um grande esforço para promover o crescimento econômico com base no setor privado. Mesmo quando o Brasil foi afetado por crises fiscais e financeiras, a economia do Ceará

* Economista/ Mestrando em Economia Rural – UFC; Bolsista da Funcap; e-mail: ricardocandea@ig.com.br

** Ph.D em Economia Agrícola pela Universidade Estadual da Geórgia; Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará; Bolsista do CNPQ; e-mail: saeed@ufc.br

Teor. e Evid. Econ.	Passo Fundo	v. 11	n. 20	p. 57-87	maio 2003
---------------------	-------------	-------	-------	----------	-----------

continuou a crescer. De 1987¹ a 2001, o dito governo das “mudanças” atraiu novos significativos investimentos privados na indústria e na formação de uma moderna infra-estrutura, o que permitiu elevar o PIB do Ceará mais rapidamente (3,4% ao ano) que o do Brasil (1,7% ao ano). Esses elementos caracterizam a importância do crescimento econômico e os bons fundamentos macroeconômicos como condições necessárias, mas não suficientes, para resolver eficazmente o problema da pobreza não só nesse estado, mas em todos os países em desenvolvimento.

Vasconcelos (1999) ressalta o êxito do volume de investimentos quanto à geração de empregos e de interiorização do desenvolvimento industrial. Esse êxito foi obtido principalmente pelo Programa de Incentivos ao Financiamento de Empresas (Provin), pelo Fundo de Investimento do Nordeste (Finor), que, a partir de 1995, passou a ter um fluxo de liberalização maior conforme dados da Sudene, pelo Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), que teve no período de 1990-1996 cerca de 19,1% do total dos recursos contratados, e, por fim, pelo Banco Nacional do Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), que obteve no período de 1990-1996 9,57% dos desembolsos realizados para o Nordeste e 1,49% para o Brasil.

Segundo Pinho (2001), os efeitos estruturais sobre a oferta apresentam-se ambíguos, por haver efeitos que podem levar a um aumento da oferta global, os quais podem ser simultâneos a efeitos de diminuição dessa oferta global. O investimento público, ao utilizar recursos limitados e ao potencializar a produção de bens que sejam concorrentes ou substitutos dos bens produzidos pelo setor privado, pode levar a um efeito *crowding-out* no investimento privado. O investimento público pode potencializar a produção de bens complementares aos produzidos pelo setor privado, como é o caso do investimento em infra-estruturas sociais e econômicas, permitindo desse modo um aumento da produtividade marginal do capital privado, do qual decorrerá um aumento do investimento privado, produzindo-se, dessa forma, um efeito positivo sobre a oferta.

Como o investimento privado é uma variável endógena, a adoção de reformas econômica voltadas para o mercado provoca o aumento da importância na formação de capital agregado. Além disso, são relevantes o efeito da instabilidade macroeconômica no nível de investimento privado e a relação de complementaridade ou de substituição entre o capital público e privado (Melo e Junior, 1999).

A complementariedade ou substituíbilidade entre investimento público e investimento privado, e o conseqüente impacto sobre a oferta potencial da economia, não é

¹ As políticas adotadas a partir desse ano conseguiram balancear as contas públicas do governo, promovendo uma maior capacidade de investir (em virtude de uma geração de poupança) e atrair investimentos. A política de contenção de gastos e de aumento das receitas e a contribuição da reforma administrativa permitiram um maior fluxo de investimentos em infra-estrutura.

independente da composição do capital público e da sua dimensão relativa em face da capacidade produtiva privada instalada.

Este estudo tem como objetivo estimar, utilizando técnicas econométricas, um modelo de determinação do impacto dos investimentos na produção do Ceará. A partir desse modelo, além de se compreender melhor a sua dinâmica, pois percebem-se quais as principais variáveis que nele interferem, podem-se fazer algumas previsões sobre a performance da economia para fins de intervenção. A análise dos impactos da taxa de utilização da capacidade instalada sobre o crescimento não pode ser feita ainda, porque se dispõe apenas de informações insuficientes. A hipótese deste trabalho é que não há crescimento econômico sustentável sem a existência de investimentos privados e públicos² eficientes e eficazes que atendam às demandas da economia.

O trabalho é organizado da forma que a próxima seção apresenta argumentos teóricos da abordagem neoclássica; na terceira parte feita uma revisão de literatura teórica e empírica; as seções quatro, cinco e seis apresentam a metodologia, análise empírica e conclusões, respectivamente. O tópico final reserva-se à bibliografia.

2 UMA ABORDAGEM NEOCLÁSSICA

O modelo do professor Joaquim Pinho (2001) decompõe capital em privado e público. Para uma análise do impacto macroeconômico das despesas de investimento público que podem ser efetuadas pela estimação de uma função de produção estática, procura-se aferir a dimensão da elasticidade do capital público.

Utilizando uma função de Cobb-Douglas, relaciona-se o produto com os fatores de produção e com a produtividade total dos fatores, incorporando-se a dotação de capital público como uma variável explicativa:

$$Y = A f(K, L, X) \quad (1)$$

onde A representa um fator de produtividade global da economia, K é a dotação de capital da economia, L é a dotação de trabalho e X é um vetor que inclui outros fatores que afetam o crescimento do produto. A função de produção assume a forma:

$$Y = A K^a L^b X^g \quad (2)$$

² Com as contas públicas regulamentadas, o governo estadual, a partir de 1987, promoveu políticas de atração de investimento nacional e internacional, expandindo o índice de participação relativa do Ceará no PIB do Brasil. Esta característica da atuação do setor público é semelhante à análise da produtividade nos EUA, elaborada por Aschauer que, no período 1949-85, concluiu que a diminuição da produtividade nos EUA se relaciona com a diminuição da formação de capital público. No estudo de Aschauer (1989), o impacto do capital público no produto do setor privado é superior ao impacto do capital privado.

Uma vez que se pretende analisar o impacto do investimento público no produto, é necessário decompor o capital total em público e privado. Assim, tem-se:

$$Y = A K P^{a_1} K G^{a_2} L^b X^g \quad (3)$$

Pode-se exprimir esta equação em termos de crescimento,

$$\frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \left[A \frac{\partial Y}{\partial KP} \frac{KP}{Y} \right] \frac{dKP}{Y} + \left[A \frac{\partial Y}{\partial KG} \frac{KG}{Y} \right] \frac{dKG}{Y} + \left[A \frac{\partial Y}{\partial L} \frac{L}{Y} \right] \frac{dL}{L} + \left[A \frac{\partial Y}{\partial X} \frac{X}{Y} \right] \frac{dX}{X} \quad (4)$$

A equação permite, então, comparar os efeitos de cada fator de produção sobre o produto. Uma outra transformação usual consiste na logaritimização da equação (3),

$$y = a + a_1 kp + a_2 kg + b l + g x, \quad (5)$$

sendo as variáveis em minúsculas a representação dos logaritmos das variáveis referidas anteriormente. Os coeficientes a_1 , a_2 , b e g são, assim, as elasticidades do produto relativamente aos respectivos fatores.

No tocante à teoria neoclássica de determinação de investimentos, Jorgenson (apud Melo e Junior, 1999) modelou que o estoque de capital desejado é função do custo do capital e do nível da produção. O custo de utilização do capital, por sua vez, é determinado pelo preço de capital, pela taxa de juros real, pela taxa depreciação e pelo nível de impostos/subsídios incidentes sobre investimentos.

3 REVISÃO DE LITERATURA

Os trabalhos citados no Quadro 1 seguem outras teorias, além da neoclássica. A primeira é a do Modelo Acelerador dos Investimentos, em que o investimento líquido é proporcional à variação do nível de produto; a segunda é a teoria sobre investimentos nos países em desenvolvimento, que sugere o setor público como grande responsável pela formação bruta de capital e, por fim o Modelo Acelerador Flexível, que prevê a formação de expectativas sob o nível de produto esperado, em que apenas aumentos persistentes teriam efeito sobre o estoque de capital desejado. Nesse sentido, o lento movimento do estoque de capital em direção ao nível desejado poderia ser associado ao relacionamento de crédito e aos custos de ajustamento. Assim, o atraso no processo de tomada de decisão e implementação dos investimentos ajustaria apenas parcialmente o estoque de capital atual em seu nível desejado (Melo e Júnior, 1999).

No Quadro 1, que descreve características e resultados de cinco estudos econométricos sobre o comportamento do investimento no Brasil, os quais servirão como referência para a elaboração da estimação da função de investimento para o estado do

Ceará, são apresentados os resultados de regressões obtidas através de estudos realizados no Brasil quanto à determinação dos investimentos.

Características da pesquisa	Ronci (1991) [®]	Sudart (1992) [®]	Rocha e Texeira (1996) [®]	Jacinto e Ribeiro (1998)	Melo e Júnior (1999)
Dados anuais	1955-82	1972-89	1965-90	1973-89	1970-95
Variável endógena	IP_t	IP_t	$\ln IP_t$	$\ln IP_t$	$\ln IP_t$
Demanda agregada	Y_t^{**}	$UTCAP^*$	$\Delta \ln Y_t^*$	$LUTCAP$	$\ln Y_t$
Investimento do setor público	KG_t	IG_t^{**}	$\Delta \ln IG_{t-2}^*$	$\ln IG_t$	$\ln IG_t$
Preços dos fatores	$U_t/W_t, U_{t-1}/E_{t-1}^{**}$	Variável omitida	ΔR_{t-1}	Variável omitida	R_t
Disponibilidade de crédito	Variável omitida	$BNDES^{**}$	Variável omitida	$\ln BNDES$	Variável omitida
Escassez de divisas	Variável omitida	Variável omitida	Variável omitida	Variável omitida	Variável omitida
Instabilidade econômica	Variável omitida	$IGPT_t^{**}$	Variável omitida	$IGPT_t$	$\ln IGPT_t$
Resultados da regressão	$R^2 = 0,90$	$R^2_{ajust.} = 0,98$	$R^2 = 0,98$	$R^2 = 0,75$	$R^2 = 0,89$

NOTA: Os símbolos das variáveis indicam: produto interno bruto (Y), Investimento Privado (IP), Grau de Utilização da Capacidade instalada (UTCAP), Estoque de Capital do Setor Público (KG), Investimento do Setor Público (IG), Custo de Capital (U), Taxa Salarial (W), Custo de Matéria Prima (E), Taxa de Juros (R), Créditos liberados pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e Taxa de Variação do Índice Geral de Preços (IGPT). Os símbolos * e ** indicam a significância estatística respectivamente de 1% e 5%.

[®] Os resultados dos trabalhos de Ronci (1991), Studart (1992) e Rocha e Texeira (1996) foram retirados de Melo e Júnior (1999).

Quadro 1 - Estudos empíricos sobre investimentos privados no Brasil

A escolha do número de variáveis para explicar o impacto dos investimentos na produção identifica variáveis macroeconômicas ou políticas mais importantes para programas que busquem a elevação da taxa de investimento. Conforme Justo (2002), uma expansão da oferta induzirá a expansão da demanda, provocando a geração de poupança. A expansão da demanda via aumento da oferta ocorre por três caminhos: o primeiro é o efeito renda, em que o aumento do produto faz aumentar a demanda por bens, embora não necessariamente; o segundo dá-se pela ampliação da demanda por insumos e matérias-primas necessárias para a produção de bens (encadeamentos para trás), cuja oferta está sendo ampliada e, por fim, se a ampliação da oferta estiver sendo feita com custos decrescentes, uma possível redução nos seus preços induzirá à ampliação da demanda desses produtos em indústrias que utilizem matérias-primas. A amplia-

ção na oferta também gera poupanças que podem induzir o aumento dos investimentos, permitindo a ampliação da capacidade produtiva.

A ampliação endógena da demanda (em função do aumento da oferta) permite nova ampliação da capacidade produtiva, favorecendo a continuação do processo. A ampliação da demanda, aliada à maior disponibilidade de poupanças, cria condições favoráveis à realização de novos investimentos. A realização de novos investimentos, endógenos ou não, contribui para a ampliação da demanda uma vez que esses investimentos se incorporam à capacidade produtiva, permitindo a continuação do processo. Desse modo, a expansão da capacidade produtiva torna-se uma condição não apenas necessária, mas suficiente para o crescimento econômico, dando ao investimento um papel crucial como variável de desenvolvimento.

Conforme Jacinto e Ribeiro (1998), um reflexo positivo do investimento público pode ser associado à geração de infra-estrutura (transporte, comunicações, energia elétrica), a qual auxilia no aumento da produtividade do capital privado. Como um componente da demanda agregada, induz o investimento privado, através do incremento da demanda por bens e serviços desse setor, e o aumento da disponibilidade de recursos, em razão dos efeitos positivos sobre o produto e poupança agregada, caracterizando um efeito de complementariedade.

Por outro lado, o investimento por parte do setor público pode reduzir o investimento privado, utilizando recursos físicos e financeiros que estariam disponíveis ao setor privado. O exemplo clássico seria a elevação das taxas de juros, cuja finalidade é financiar os gastos do setor público através de uma maior remuneração dos títulos públicos, contribuindo para a redução da disponibilidade do crédito para o setor privado, reduzindo, também, o investimento desse setor e resultando no efeito substituição. Conforme Telles (2000), entre outros, os gastos governamentais (G_t) significam externalidades positivas para investimentos do setor privado. Deve-se notar, porém, que, diferentemente das teorias keynesianas, os gastos governamentais não buscam gerar crescimento através de um impulso na demanda, mas, antes, os gastos são orientados a fim de estimular a oferta.

4 METODOLOGIA

4.1 Base de dados

Com o objetivo de verificar a hipótese sugerida neste artigo, foram direcionados esforços no sentido de coletar e agrupar variáveis qualitativamente satisfatórias e capa-

zes de guardar o máximo possível de analogia com a teoria econômica. As séries históricas do investimento governamental (IG_t), taxas de juros reais (J_t), consumo do governo estadual (G_t), investimento privado (IP_t), população economicamente ativa empregada (PEA_t) e produto interno bruto a preço de mercado (PIB_t) foram obtidos através do Instituto de Planejamento do Estado do Ceará – Iplance –, sendo IG_t , G_t , IP_t e PIB_t deflacionados expressos a preços constantes de 2002. Já as taxas de inflação foram obtidas como o índice de preços do IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas – FGV – extraídos de Ribeiro (2002). As variáveis IP_t e IG_t foram calculadas considerando a atuação do capital na construção e na aquisição de equipamentos.

4.2 Modelo econométrico

O modelo econométrico proposto para estudar a evolução do PIB_t do estado do Ceará a longo prazo (modelo de longo prazo ou modelo 1), baseado em Pinho (2001), Melo e Júnior (1999), Justo (2002), Jacinto e Ribeiro (1998) e Vasconcelos (1999), é o seguinte:

$$PIB_t = f_t(IP_t, IG_t, G_t, PEA_t, DM_t, DR_t) \quad (6)$$

$$IP_t = f_t(PIB_t, IG_t, R_t, J_t) \quad (7)$$

Em que:

IP_t = investimento bruto do setor privado;

PIB_t = produto interno bruto a preço de mercado;

IG_t = investimento bruto do setor público;

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

G_t = consumo do governo estadual (variável de controle para os ajustes fiscais);

PEA_t = população economicamente ativa empregada;

DM_t = variável *dummy* para captar a influência da administração governo das mudanças. Toma valor de zero no período 1970-1986 e valor um no período de 1987-2001;

DR_t = variável *dummy* para captar a influência do Plano Real do governo federal. Toma valor zero no período de 1970-1994 e valor um no período de 1995-2001;

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

A partir da expressão anterior (equações 6 e 7), estimou-se o seguinte sistema econométrico para o período 1970/1995, com as variáveis expressas em logaritmo (ex-

ceto a taxa de juros reais), de modo a obter diretamente as elasticidades das variáveis. Produto e investimentos privados são variáveis determinadas simultaneamente. Percebe-se isso claramente através do modelo 1 (modelo de longo prazo) para o Ceará a seguir:

$$L(PIB_t) = b_0 + b_1 L(IP_t) + b_2 L(IG_t) + b_3 L(PEA_t) + b_4 L(G_t) + b_5 DM + b_6 DR + u_t \quad (8)$$

$$L(IP_t) = b_7 + b_8 L(PIB_t) + b_9 L(IG_t) + b_{10} L(R_t) + b_{11} (J_t) + v_t \quad (9)$$

Os parâmetros u_t e v_t são os termos de perturbação estocástica das equações 8 e 9. e $L(IP_t)$ são variáveis endógenas no modelo, ou seja, determinados dentro do modelo e as demais são variáveis exógenas.

Na estimação do modelo econométrico espera-se, conforme a teoria econômica, que $b_1 > 0$, $b_2 > 0$, $b_3 > 0$, $b_4 > 0$, $b_8 > 0$, $b_{10} < 0$ e $b_{11} < 0$, enquanto o sinal do coeficiente b_5 , b_6 e b_9 pode ser negativo ou positivo.

Espera-se que o aumento da população economicamente ativa empregada, dos investimentos privados e dos investimentos públicos gere um aumento no PIB_t e, ainda, segundo Melo e Júnior (1999, p. 1060), 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. Utilizada como *proxy* da incerteza e instabilidade, espera-se que a elevação da taxa de inflação deprima 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_t e IG_t é ambígua porque pode predominar tanto o *crowding-in* como o *crowding-out* entre as duas formas de investimento. IP_t é uma variável endógena porque a adoção de reformas econômicas orientadas para o mercado conduz ao aumento da importância relativa dos investimentos privados na formação de capital agregado. E IG_t tem um papel significativo nas economias em desenvolvimento, pois considera-se que o IG_t em infra-estrutura, ao elevar a produtividade geral da economia, incentiva o investimento privado (Aschauer, 1989).

Uma mudança em u_t (equação 8) proporcionará variações no logaritmo do produto interno bruto, o que implica que o investimento privado também se modifica. O mesmo aconteceria ao produto interno bruto se houvesse alguma mudança em v_t (equação 9).

Dessa forma, um dos pressupostos básicos do modelo clássico de regressão linear,³ co-variância zero entre uma variável explicativa ou exógena e o termo de perturbação

³ Os pressupostos do modelo clássico (Gujarati, 2000).

estocástica é violado, impossibilitando a utilização do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) nas equações 8 e 9, pois resultaria em parâmetros viesados e inconsistentes. Nesse caso, o método recomendado é o de equações simultâneas.

Para calcular a equação reduzida do produto, como é mostrado a seguir, substituindo a equação 9 na equação 8, temos:

$$L(PIB_t) = p_0 + p_1 L(IG_t) + p_2 L(PEA_t) + p_3 L(G_t) + p_4 DM + p_5 DR + p_6 L(R_t) + p_7 (J_t) + e_t \quad (10)$$

Em que:

$$\begin{aligned} p_0 &= \frac{b_0 + b_1 b_7}{1 - b_1 b_8} & p_1 &= \frac{b_1 + b_9 b_2}{1 - b_1 b_8} & p_2 &= \frac{b_3}{1 - b_1 b_8} \\ p_3 &= \frac{b_4}{1 - b_1 b_8} & p_4 &= \frac{b_5}{1 - b_1 b_8} & p_5 &= \frac{b_6}{1 - b_1 b_8} \\ p_6 &= \frac{b_1 b_{10}}{1 - b_1 b_8} & p_7 &= \frac{b_1 b_{11}}{1 - b_1 b_8} & e_t &= \frac{b_1 w_t + u_t}{1 - b_1 b_8} \end{aligned}$$

onde os p_s são os coeficientes na forma reduzida pelos quais se estimam os coeficientes estruturais se as equações forem identificadas.

Conforme o modelo 1, que descreve uma relação estável de longo prazo do PIB e investimento privado, conforme procedimento de um modelo de equações simultâneas, na seqüência, estuda-se a dinâmica de curto prazo por meio da construção de um modelo de correção de erros (MCE), que é, nesse caso, chamado de modelo 2. O modelo de correção de erros a curto prazo ou modelo de correção de erros (modelo 2) é expresso a seguir:

$$\Delta LPIB_t = a_1 \Delta LIP_t + a_2 \Delta LIG_t + a_3 \Delta LPEA_t + a_4 \Delta LG_t + a_5 u_t + h_1 LPIB_{t-1} + f_t \quad (11)$$

$$\Delta LIP_t = a_6 \Delta LPIB_t + a_7 \Delta LIG_t + a_9 \Delta J_t + a_{10} \Delta LR_t + a_{11} w_t + h_2 LPIB_{t-1} + h_3 LPIB_{t-2} + h_4 LIP_{t-1} + x_t \quad (12)$$

O modelo de correção de erros, além de considerar variáveis em primeiras diferenças, introduz os resíduos das equações de longo prazo defasados em um período.

4.3 Testes univariados e co-integração

A análise univariada das séries está baseada nos testes DF (Dickey Fuller) e ADF (Dickey Fuller Aumentado), para detectar a existência de raízes unitárias. Esses testes indicam-nos para que grau de integração as variáveis podem ser tomadas como estacionárias. Os testes DF e ADF consistem em testar a hipótese $H_0 : \beta = 0$ nas equações anteriores contra a hipótese alternativa de estacionaridade ($H_1 : \beta < 0$). Se a hipótese

nula não for rejeitada, isso é consistente com a série possuir uma raiz unitária, isto é, a série não é estacionária.

Nos testes ADF foram considerados até dois desfasamentos para ultrapassar a possibilidade de autocorrelação dos erros. Para evitar a possibilidade de sobrediferenciação (*overdifferencing*), as variáveis foram, em primeiro lugar, convertidas em logaritmos (naturais) e testadas em nível: no caso de acusarem a presença de uma raiz unitária, são calculadas e testadas as primeiras diferenças (ordinárias) das variáveis; caso voltem a acusar a presença de uma raiz unitária, são obtidas e testadas as segundas diferenças. Diferenças de ordem superior à segunda, devido a sua difícil interpretação econômica, não são aconselhadas. Serão os resultados obtidos com os testes DF e ADF que determinarão a pertinência da inclusão da tendência.

Trabalhar com as séries em nível, integradas de primeira ordem, como as séries temporais desta pesquisa, embora permitam captar as relações de longo prazo entre as variáveis, produz muito provavelmente o fenômeno das regressões espúrias. Por outro lado, a regressão utilizando a primeira diferença, uma vez que as séries temporais são estacionárias em primeira diferença, embora elimine a possibilidade de regressões espúrias, provoca a perda da relação de longo prazo. Uma situação em que se pode trabalhar com o nível das séries sem correr o risco de regressões espúrias ocorre quando as séries são co-integradas. Daí a importância da análise de co-integração, pois “um teste para cointegração pode ser pensado como um pré-teste para evitar situações de ‘regressão espúria’”. (Granger apud Gujarati, 2000:732).

Conforme Engle e Granger (1987), a definição de co-integração é a seguinte: seja x_t um vetor ($N \times 1$), os componentes de x_t são ditos co-integrados de ordem (d, b) , denotado por $x_t \sim CI(d, b)$, se: 1) todos os componentes de x_t são $I(d)$; 2) existe um vetor $\alpha \neq 0$ tal que $z_t = \alpha x_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. O vetor α é chamado vetor de co-integração.

Assim, a definição de co-integração requer, em primeiro lugar, que todas as variáveis do modelo sejam integradas da mesma ordem. A segunda condição é que a combinação linear das variáveis do modelo resulte em uma série, cuja ordem de integração é menor do que as das séries originais (Hendry e Juselius, 1999). Isso não basta, porém, para garantir o equilíbrio de longo prazo entre as funções; é necessário que as duas mantenham ao longo do tempo uma distância aproximadamente constante; elas devem mover-se de forma sincronizada e, para que isso ocorra, o resíduo e_{it} tem de ser integrado de ordem zero. Assim, se $e_t \sim I(0)$, os resíduos da regressão serão estacionários.

Uma vez que há necessidade de identificar a estacionaridade das séries, a primeira etapa do teste de co-integração corresponde à aplicação da raiz unitária para testar a ordem de integração de cada série. Caso se conclua que as séries temporais apresentam a mesma ordem de integração, passa-se para a segunda etapa, que consiste em verificar se os resíduos são de ordem $I(0)$, ou seja, se as variáveis se co-integram conforme o procedimento Engle-Granger. Tais resíduos são os próprios resíduos da regressão estimada por mínimos quadrados ordinários. A hipótese nula desta segunda etapa do teste de co-integração é:

- H_0 : as séries não são co-integradas , ou
- H_1 : as séries são co-integradas

Engle e Granger recomendam duas formas para testar a hipótese H_0 , quais sejam, o teste de Dickey-Fuller Aumentado e a estatística de Durbin-Watson, ambos elaborados sobre os resíduos. Neste trabalho, adotaremos o teste Dickey-Fuller Aumentado.

Mostrando-se que as séries são co-integradas, ou seja, que há uma relação de equilíbrio a longo prazo entre elas, a curto prazo, entretanto, pode haver desequilíbrio. Portanto, podemos tratar o termo erro correspondente às séries testadas, como co-integradas, como um “erro de equilíbrio”. E podemos usar esse erro para ligar o comportamento da série a curto prazo com seu valor a longo prazo, como um mecanismo de correção de erros, que corrige quanto ao desequilíbrio, resultando em um modelo que consiste num modelo de correção de erros. O resíduo desse novo modelo, por sua vez, também deve ser um ruído branco.

No presente caso, o modelo dinâmico de curto prazo indicará como as variáveis LPIB e LIP se ajustam diante de choques aleatórios não captados pelas variáveis explicativas e fornecem informação sobre a velocidade de ajustamento de LIP em direção ao equilíbrio de longo prazo.

O coeficiente de resíduo defasado em um período, obtido das equações de equilíbrio de longo prazo, representa a resposta dos desvios tanto de investimento quanto do PIB em relação ao equilíbrio. Se esse coeficiente não for estatisticamente significativo, infere-se que PIB e investimento privado não se ajustam para corrigir os desvios do equilíbrio.

Decidiu-se, também, estimar os resultados do modelo de auto-regressão vetorial - VAR com aqueles obtidos para a mesma economia através do modelo de equações simultâneas (MES) e, desse modo, identificar qual o modelo que melhor se ajusta à realidade cearense em termos de previsão.

O modelo VAR é uma generalização para séries temporais múltiplas do modelo auto-regressivo univariado, onde as regressões obedecem à mesma estrutura para todas as equações individuais. Nesse modelo, cada variável endógena, ou dependente, é explicada por seus valores defasados e pelos valores defasados das demais variáveis endógenas e exógenas presentes. Embora a dicotomia endógena/exógena, crucial para os modelos estruturais, perca muito o seu sentido em modelos auto-regressivos. Porém a inclusão de sete variáveis exógenas no VAR, variáveis presentes também no modelo de equações simultâneas, deve-se ao fato de que estimativas prévias revelaram que essa inclusão melhorava sensivelmente o poder preceptivo e a coerência das soluções encontradas. Modelos dessa forma são mais tradicionalmente denominados Varmax, que é um VAR puro onde foi acrescentado um vetor de variáveis exógenas.

5 ANÁLISE DE RESULTADOS

5.1 Testes de raiz unitária

As séries a serem testadas são: PIB_t, IP_t, G_t, IG_t, PEA_t, R_t. Quando a denominação de uma variável aparece precedida da letra L, esta indica o logaritmo da variável. Por exemplo, LIP simboliza o logaritmo do investimento privado; quando a variável aparece precedida da letra Δ , indica a primeira diferença da variável. Por exemplo, Δ LIP, simboliza a primeira diferença logaritma do investimento privado, ou seja, é formada pela seguinte diferença: Δ LIP = LIP_t - LIP_{t-1}.

Para determinar a ordem de integração das séries de tempo relacionadas com o PIB, foi utilizado o teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF), incluindo uma constante. Os resultados, produtos da aplicação do teste ADF, aparecem nas tabelas 1 e 2.

O teste da raiz unitária no modelo DF é feito a partir da seguinte relação: $\Delta Y_t = (r - 1)Y_t + m_t$. A hipótese nula a testar é $r = 1$, também chamada hipótese da raiz unitária, implica que, se ela é verdadeira, Y_t será uma variável não estacionária. Sob teste de hipótese, é incorreto o uso da distribuição t-Student para realizar previsões. No entanto, muitas das séries econômicas apresentam uma raiz unitária. Em termos gerais, se Y_t tem uma raiz unitária, será integrada de ordem um I (1) e, em consequência, a primeira diferença desta variável (ΔY_t) é estacionária e integrada de grau zero I (0).

Tabela 1 - Seqüência de testes DF com as variáveis em nível

Variável	t - adf	Coefficientes	Desvio-padrão	Defasagens
LPIB	-2.954775	-0.055057	0.018633	0
LPIB	-2.244624	-0.085641	0.176998	1
LPIB	-1.910116	0.006473	0.185298	2
LIP	-1.437386	-0.084457	0.058757	0
LIP	-1.581611	0.163181	0.183198	1
LIP	-1.181678	-0.254324	0.187004	2
LIG	-1.956607	-0.226470	0.115746	0
LIG	-1.751377	-0.006163	0.192656	1
LIG	-1.800997	0.089680	0.200939	2
LPEA	-1.912660	-0.032998	0.017253	0
LPEA	-1.798507	0.073369	0.188039	1
LPEA	-1.865424	0.036552	0.196848	2
LG	-1.270178	-0.109362	0.086100	0
LG	-1.288927	-0.118590	0.092006	1
LG	-1.313491	-0.130227	0.099145	2
LR	-1.613808	-0.174380	0.108055	0
LR	-1.653628	0.096458	0.194014	1
LR	-1.562673	0.004390	0.201974	2

Fonte: Estimativas próprias. Os valores críticos do teste Dickey-Fuller são os da distribuição calculada por Mackinnon, disponíveis no pacote econométrico E-views. Valores críticos -2,908 (5%) e -3,536 (1%). Obs.: Valores críticos do teste DF (constante incluída). Período amostral 1970 a 2001. Os valores críticos ao 1% (*), 5%(**) e 10%(***) de nível de confiança para o estatístico DF.

A distribuição correta para avaliar a presença de uma raiz unitária, no modelo ADF, é a distribuição Dickey-Fuller.⁴ Os resultados do teste ADF para as variáveis tanto em níveis quanto em primeiras diferenças são apresentados nas tabelas 1 e 2.

Os valores críticos ao 1% (*), 5%(**) e 10%(***) de nível de significância para o estatístico DF aparecem na Tabela 1. Observa-se que não é possível rejeitar a hipótese nula da existência de uma raiz unitária nas variáveis em níveis ($LPIB_t$, LIP_t , $LPEA_t$, LIG_t , LG_t , LR_t) em razão de o valor crítico do DF ao 1%, em termos absolutos, ser maior do DF calculado para cada uma dessas variáveis. Alternativamente, observamos que a primeira diferença das mesmas variáveis ($\Delta LPIB_t$, ΔLG_t , ΔLIP_t , $\Delta LPEA_t$, ΔLR_t , ΔLIG_t) rejeita a possibilidade de existência de uma raiz unitária. A partir disso, pode-se afirmar que as variáveis relacionadas com a produção seriam integradas de grau um $I(1)$, isto é, não estacionárias.

⁴ O valor dessa estatística depende da presença ou ausência do termo “constante” e/ou “tendência”.

Tabela 2 - Seqüência de testes ADF com as primeiras diferenças das variáveis

Variável	t -adf	Coefficientes	Desvio-padrão	Defasagens
Δ LPIB	-5.336336*	-0.939237	0.176008	0
Δ LPIB	-3.316627**	-0.131000	0.182071	1
Δ LPIB	-4.116877*	0.406565	0.174994	2
Δ LIP	-4.601071*	-0.861952	0.187337	0
Δ LIP	-4.538721*	0.287485	0.186290	1
Δ LIP	-3.708065*	0.129168	0.197290	2
Δ LIG	-5.999495*	-1.123.281	0.187229	0
Δ LIG	-3.980640*	0.039320	0.195672	1
Δ LIG	-3.440451**	0.130942	0.202115	2
Δ LPEA	-4.478672*	-0.855614	0.191042	0
Δ LPEA	-2.868155***	-0.089596	0.203861	1
Δ LPEA	-1.685394	-0.218312	0.214431	2
Δ LG	-5.439410*	-1.024451	0.188339	0
Δ LG	-3.691640*	-1.034214	0.280150	1
Δ LG	-3.112575**	-1.102254	0.354129	0
Δ LR	-5.334895*	-1.008.235	0.188989	0
Δ LR	-3.984161*	0.097784	0.196325	1
Δ LR	-2.926601***	-0.008202	0.224685	2

Fonte: Estimativas próprias. Os valores críticos do teste Dickey-Fuller são os da distribuição calculada por Mackinnon, disponíveis no pacote econométrico E-views 2.0. Valores críticos -2,909 (5%) e -3,540 (1%). Obs.: Valores críticos do teste ADF (constante incluída). Período amostral 1971 a 2001. Os valores críticos ao 1% (*), 5%(**) e 10%(***) de nível de confiança para o estatístico ADF.

O teste ADF deriva do teste DF quando se adicionam as defasagens do termo em primeiras diferenças da regressão. O propósito das defasagem é tornar os resíduos uma variável que tenha comportamento de um ruído branco. Novamente, a hipótese nula a testar é a de existência de uma raiz unitária. Assim, uma estatística ADF significativamente grande, em termos de valor absoluto, rejeitaria a hipótese nula e sugeriria estacionariedade na variável em estudo. A definição do número de defasagens que esclarecem as séries estudadas, no teste ADF, deu-se através da maior significância (1%) das defasagens (*lags*) incluídas na regressão.

O teste ADF, com constante e uma defasagem, sugere que as séries em níveis $LPIB_t$, LIP_t , LG_t , $LPEA_t$, LIG_t , LR_t , são integradas de ordem um, $I(1)$ – ver Tabela 1 –, e as primeiras diferenças das mesmas ($\Delta LPIB_t$, ΔLG_t , ΔLIP_t , $\Delta LPEA_t$, ΔLR_t , ΔLIG_t) são integradas da ordem zero, $I(0)$, isto é, as séries em níveis são não estacionárias, mas se tornam estacionárias em primeiras diferenças.

Em suma, os testes ADF aplicados sobre variáveis que determinam o produto do estado do Ceará confirmam que essas podem ser descritas como um passeio aleatório

integrado de grau 1, e não estacionário, que tem de ser diferenciado para se transformar em um ruído branco, isto é, numa variável estacionária.

5.2 Análise dos modelos de curto e longo prazos

Foram levados em consideração, para a escolha das equações estruturais, os seguintes pontos: a consistência com a teoria econômica, o poder explicativo da regressão e o nível de significância dos parâmetros.

A transformação logarítmica é aplicada às séries de tempo com o propósito de estabilizar a tendência crescente da variância das séries originais. Para determinar a ordem de integração das séries tem sido utilizado o teste Dickey e Fuller aumentado (ADF), incluindo um termo constante. A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de integração das variáveis. Conclui-se que as séries $LPIB_t$, LG_t , LIP_t , $LPEA_t$, LR_t e LIG_t para o Ceará são integradas de ordem um, $I(1)$, e as primeiras diferenças das mesmas séries são integradas da ordem zero, $I(0)$, isto é, tanto o logaritmo do produto interno bruto, investimento privado e investimento público, quanto o logaritmo da taxa de inflação são não estacionários em níveis, mas se tornam estacionários em primeiras diferenças (vide Tabelas 1 e 2).

Tabela 3 - Ordem integração das séries relacionadas ao modelo equações simultâneas

Variável	Integração	Tipo		Variável	Integração	Tipo
$LPIB_t$	$I(1)$	Não estacionária	Δ	$LPIB_t$	$I(0)$	Estacionária
LIP_t	$I(1)$	Não estacionária	Δ	LIP_t	$I(0)$	Estacionária
LIG_t	$I(1)$	Não estacionária	Δ	LIG_t	$I(0)$	Estacionária
$LPEA_t$	$I(1)$	Não estacionária	Δ	$LPEA_t$	$I(0)$	Estacionária
LG_t	$I(1)$	Não estacionária	Δ	LG_t	$I(0)$	Estacionária
J_t	$I(1)$	Não estacionária	Δ	J_t	$I(0)$	Estacionária
LR_t	$I(1)$	Não estacionária	Δ	LR_t	$I(0)$	Estacionária

Fonte: Resultado dos teste AD e ADF, tabelas 1 e 2.

No modelo 1, representa a relação de equilíbrio de longo prazo, onde se analisa o impacto dos investimentos público e privado no crescimento da produtividade, utilizando uma abordagem da função de produção. Variáveis *dummy* são utilizadas para perceber mudanças macroeconômicas (governo das mudanças e Plano Real) sobre o produto. Os parâmetros estimados por MQO2, da relação de longo prazo ou equações de co-integração (isto é, o modelo 1), para o Ceará são mostrados na Tabela 4. Duas equações compõem a Tabela 4 porque as variáveis importantes não apresentaram uma significância conjunta para explicar o comportamento do PIB.

Tabela 4 - Resultados do modelo de equações simultâneas de longo prazo

Resultados para a equação 8				
Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística-t	Prob.
C	4.469875	2.744708	1.628543	0.1159
LIG _t	0.161878	0.086285	1.876086	0.0724
LIP _t	0.536113	0.229349	2.337544	0.0277
LPEA _t	2.659472	0.362782	7.330780	0.0000
LGR _t	0.049216	0.021950	2.242144	0.0341
DR	-0.275033	0.084350	-3.260603	0.0032
DM	-0.356017	0.094088	-3.783871	0.0009
R ² = 0.973231 F de Breusch-Godfrey = 10.10354[0.000710]				
DW = 1.420012 ⁵ F de White = 1.117236[0.394845]				
N=32 (1970/2001) F de Seneccor = 148.0305[0.000000]				
Resultados para a equação 9				
Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística-t	Prob.
C	6.558565	0.687619	9.538078	0.0000
LPIB _t	0.374334	0.049336	7.587497	0.0000
LR _t	-0.040318	0.013965	-2.887100	0.0076
LIG _t	0.115468	0.067828	1.702373	0.1002
J _t	-0.000751	0.001555	-0.482854	0.6331
R ² = 0.883172 F de White = 1.496635[0.212903]				
DW = 1.024675 ⁶ F de Snedcor = 51.12245[0.000000]				
N=32 (1970/2001) F de Breusch-Godfrey = 3.981958[0.031533]				

Fonte: Estimativas próprias. Obs.: Os resultados entre colchetes mostram o nível de significância.

Os resultados mostram que os sinais dos coeficientes da regressão de co-integração ou relação de equilíbrio de longo prazo para o Ceará confirmam, de um lado, as hipóteses teóricas para as variáveis *dummy*, feitas teoricamente, e de outro, outorgam efeito negativo de DM e DR sobre LPIB_t.

A baixa significância estatística da variável LIG_t na equação 9 pode ser explicada pela crise fiscal em que o estado do Ceará passou no período de 1979-1986. De acordo com Maia (2001), a desordem das finanças impossibilitou a geração de poupança pública em conta corrente, necessária para ativar os investimentos e, dessa forma, gerou atraso e falta de fomento ao crescimento econômico do estado do Ceará.

Para que o modelo 1 seja verdadeiramente uma relação de longo prazo, precisa-se que os resíduos da equação que o representam sejam estacionários (conforme Tabela 5), isto é, integradas de ordem I (0). O teste ADF aplicado aos resíduos estaria mostrando

⁵ Para N = 31 e k = 3, os valores críticos de DW_l e DW_u são, respectivamente, 1,023 e 1,425. E ao nível de significância de 0,01.

⁶ Para N = 31 e k = 6, os valores críticos de DW_l e DW_u são, respectivamente, 0,834 e 1,698. E ao nível de significância de 0,01.

que estes seriam integrados de grau zero, isto é, os resíduos do modelo 1 são estacionários.

Tabela 5 - Testes ADF aplicados aos resíduos do modelo de longo prazo

Variável	t -adf	Coefficientes	Desvio-padrão	Defasagens
u_t	-4,246322*	-0.657088	0.154743	0
u_t	-3,740956*	0.172163	0.169605	1
u_t	-3,829535*	0.212346	0.173141	2
w_t	-3,100475*	-0.477634	0.154052	0
w_t	-3,572214*	0.268215	0.177900	1
w_t	-2.883171*	0.011183	0.191952	2

Fonte: Estimativas próprias. Obs.: valores críticos do teste ADF (com constante e sem tendência): -2,64(1%) e -1,95(5%). Os valores críticos ao 1% (*), 5%(**) e 10%(***) de nível de confiança para o estatístico ADF.

No modelo 1, os valores da estatística-t e coeficiente de correlação não são confiáveis em razão de as variáveis utilizadas na regressão serem integradas da ordem um, $I(1)$, ou seja, não estacionárias em níveis, podendo a regressão apresentar resultados espúrios. Quando a regressão é feita a partir de variáveis não estacionárias, o valor da estatística-t tem um viés a rejeitar a hipótese nula ($H_0: \alpha = 0$), e o R^2 viesado para valores muito altos.

Portanto, como as variáveis que participam da equação de co-integração são da mesma ordem de integração $I(1)$ e seus resíduos são estacionários, as variáveis do modelo 1 co-integram. E conforme comparação do R^2 com as estatísticas (testes “t”) dos coeficientes de regressão, existe baixa multicolinearidade para o modelo 1. Com relação ao pressuposto de variância constante dos erros ($E(m) = 0$), foi aceita a hipótese nula, ou seja, existe homocedasticidade. Com $DW > R^2$ nas duas equações que compõem o modelo de longo prazo, comprova-se a ausência de regressão espúria. E, conforme o teste de Durbin-Watson (DW), mostrou-se inconclusivo; já o teste de Bresush-Goldfrey aponta ausência de autocorrelação.

Os resultados da equação estrutural do produto (equação 8) encontram-se na Tabela 4. O coeficiente de determinação múltipla (R^2) foi de 0,97, representando, assim, um bom ajuste. Estatisticamente, os coeficientes estimados de LIP e LPEA foram significativos.

Para a equação estrutural do investimento privado (equação 9), de acordo com a teoria econômica, quase todos os coeficientes apresentaram os sinais, estatisticamente, significantes. O coeficiente de determinação múltipla (R^2) foi de 0,88, mostrando, assim, que os dados ajustaram-se bem ao modelo. Esse resultado se assemelha ao encontrado por Melo e Junior (1999), que aplicaram a equação 9 para a economia brasileira (com exceção das variáveis *dummy*) e, no longo prazo, encontraram resultados semelhantes, demonstrando significância estatística para a maioria das variáveis com exceção da variável taxa de juros real (J_r).

Após concluir que o modelo 1 descreve uma relação estável de longo prazo do PIB e investimento privado, na seqüência, estuda-se a dinâmica de curto prazo por meio da construção de um modelo de correção de erros (MCE), que é, nesse caso, chamado de modelo 2. A ordem de defasagens do modelo de correção de erros foi determinada por meio de experimentações sucessivas e buscou-se um modelo final mais representativo.

O modelo de correção de erros, além de considerar variáveis em primeiras diferenças, introduz os resíduos da equação de co-integração defasados em um período. Nesse sentido, temos de estruturar o modelo 2 relacionando a primeira diferença do logaritmo do PIB em conjunto com a primeira diferença do logaritmo do investimento privado, investimento governamental, da população economicamente ativa empregada e do consumo do governo mais os resíduos da equação de equilíbrio de longo prazo. Esses resíduos defasados quantificam o afastamento do PIB observados (para cima ou para abaixo) em relação ao equilíbrio. Os resultados das estimações deste modelo dinâmico de curto prazo para o Ceará são apresentados na Tabela 6.

A equação 11 apresenta resultados inferiores aos apresentados pelo modelo de longo prazo, mas obteve-se significância estatística e o esperado sinal negativo para o termo *velocidade de ajustamento* (coeficiente do termo de correção de erro - u_{t-1}), o que corrobora a hipótese de co-integração entre as variáveis. O coeficiente estimado de -0.041082 sugere que cerca de 4% do desvio do sistema de seu equilíbrio de longo prazo é removido a cada ano.

Os sinais obtidos para os coeficientes da equação 12 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 complementariedade, como no modelo de longo prazo, só que agora não se encontrou significância estatística para o respectivo coeficiente. Na equação 12, os resultados obtidos não apresentam os níveis de significância do modelo longo prazo, com exceção para o investimento governamental.

Tabela 6 - Resultados do modelo dinâmico de curto prazo

Resultados da equação 11				
Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística-t	Prob.
C	1.735351	0.337866	5.136216	0.0000
? LIP_t	0.004517	0.121547	0.037165	0.9707
? LIG_t	-0.007139	0.043835	-0.162858	0.8720
? $LPEA_t$	0.193111	0.418390	0.461558	0.6486
? LG_t	-0.009618	0.118213	-0.081365	0.9358
u_{t-1}	0.041082	0.011279	-3.642409	0.0013
$LPIB_{t-1}$	-0.089950	0.018095	-4.970900	0.0000
$R^2 = 0.718611$				
$N = 31(1971/2001)$				
$DW = 1.689424$				
F de Breusch-Godfrey = 4.901704[0.016858] F de White = 1.244447[0.372255] F de Snedcor = 10.21520[0.000012]				
Resultados da equação 12				
Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística-t	Prob.
C	-0.018090	0.025873	-0.699178	0.4925
? $LPIB$	0.460837	0.276085	1.669187	0.1107
? LIG	0.101623	0.061410	1.654827	0.1136
? LR	-0.009862	0.014962	-0.659118	0.5173
? J	-2.39E-05	7.68E-05	-0.311879	0.7584
V_{t-1}	-0.056775	0.015326	-3.704523	0.0014
? $LPIB_{t-1}$	0.467021	0.217307	2.149129	0.0440
? $LPIB_{t-2}$	-0.457191	0.188522	-2.425134	0.0249
? LIP_{t-1}	0.530154	0.195381	2.713433	0.0134
$N = 29(1973/2001)$				
$DW = 1.957071$				
F de Breusch-Godfrey = 3.408713[0.027223] F de White = 0.307155[0.970448] F de Snedcor = 3.089593[0.019375]				

Fonte: Estimativas próprias. Obs.: Os valores entre colchetes representam o nível de significância.

Confirmou-se, porém, a relação positiva entre o crescimento do PIB_t 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 - w_{t-1}), o que corrobora a hipótese de cointegração entre as variáveis. O coeficiente estimado de -0.056775 sugere que cerca de 6% do desvio do sistema de seu equilíbrio de longo prazo é removido a cada ano.

Quanto à variável *proxy* do custo de capital (J_t), não foi encontrada significância estatística, obtendo-se sinal negativo. Compartilha-se do mesmo resultado encontrado por Melo e Júnior (1999), Jacinto e Ribeiro (1998).

Os testes de diagnóstico não rejeitaram a hipótese de que os resíduos do modelo de longo prazo assemelham-se a um “ruído branco”.

O valor dos parâmetros das variáveis explicativas é estatisticamente significativo e o valor de DW descarta a presença de correlação de resíduos para as equações 12 e 11. Os sinais obtidos para os coeficientes do modelo de curto prazo estão de acordo com os propostos pela teoria econômica. Pelo IG_t sobre inversões do setor privado obteve-se indicação de complementariedade, como no modelo de longo prazo, porém com uma significância estatística menor.

Tabela 7 - Testes ADF aplicados aos resíduos do modelo de curto prazo ou modelo 2

Variável	t -adf	Coeficientes	Desvio-padrão	Defasagens
f_t	-4.078.083*	-0.647619	0.158805	0
f_t	-3.550.146*	0.160980	0.175868	1
f_t	-3.606.700*	0.208603	0.180133	2
x_t	-3.000.390*	-0.479348	0.159762	0
x_t	-3.469.869*	0.274604	0.184819	1
x_t	-2.771.051*	0.004650	0.200683	2

Fonte: Estimativas próprias. Obs.: valores críticos do teste ADF (sem constante e sem tendência): -2,65 (1%) e -1,95 (5%). Os valores críticos ao 1% (*), 5% (**) e 10% (***) de nível de confiança para o estatístico ADF.

Os valores do teste ADF dos resíduos do modelo 2 (u_{t-1} e w_{t-1}) mostram que esses são estacionários, isto é, são integrados da ordem zero I (0). Dessa foram, as variáveis são co-integradas e as estimativas dos parâmetros das equações 11 e 12 superconsistentes, isto é, as séries são I (1), mas os resíduos são I (0); os estimadores dos parâmetros da regressão de co-integração convergem para os valores verdadeiros a uma taxa mais rápida do que se as variáveis fossem estacionárias, quando o tamanho da amostra aumenta (Melo e Júnior, 1999).

As hipóteses de ausência de autocorrelação serial e de ausência de heterocedasticidade também são aceitas na dinâmica de curto prazo. O coeficiente do resíduo defasado num período, obtido da equação de equilíbrio de longo prazo (modelo 1), representa a resposta do produto (equação 11) e investimentos privados (equação 12) a seus desvios em relação ao equilíbrio. Se esse coeficiente não for estatisticamente significativo, infere-se que estes não se ajustam para corrigir os desvios do equilíbrio. Os resultados do modelo 2 mostram que os coeficientes dos resíduos têm o sinal correto (negati-

vo), além de serem estatisticamente significativos em nível de 1%, indicando, com isso, que as variáveis endógenas (PIB_t , IP_t) sempre se ajustam a seus níveis de longo prazo.

Com base no teste de co-integração e visando confirmar a hipótese formulada de que PIB e IP como variáveis endógenas e de sua inter-relação, foi realizado o teste de causalidade de Granger, cujos resultados são apresentados no Anexo A.

Com base nos resultados do teste, pode-se perceber que a hipótese nula de que PIB não causa o investimento privado foi rejeitada de acordo com o valor F; da mesma forma, também foi rejeitada a hipótese nula de que investimento privado não causa o PIB. Isso confirma a causalidade percebida e garante a consistência da análise no presente estudo.

Para confirmação estatística dessa evidência, realiza-se, então, o teste de co-integração proposto por Soren Johansen (Banerjee et al., 1993). O Anexo B apresenta os resultados deste teste.

Observa-se então, ao nível de 1%, que a hipótese nula de não co-integração é rejeitada, existindo, portanto, uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis endógenas e exógenas.

O modelo VAR foi estimado no período de 1972 a 2001, introduzindo um termo constante e considerando apenas dois valores defasados de cada variável endógena da equação, a saber: PIB e investimento privado. Os resultados obtidos estão apresentados no Anexo C.

Por definição, o coeficiente de determinação, R^2 mede a parte da variação amostral da variável dependente explicada por variações nas variáveis independentes. Os valores do R^2 nesta estimação mostram que todas as equações do modelo VAR apresentam um elevado grau de ajustamento. Segundo os resultados obtidos, as variáveis independentes incluídas nas equações do modelo explicam entre 99.42% R^2 na equação do PIB do Ceará.

Critérios de informação têm sido largamente aplicados em análise de séries temporais para determinar o tamanho ideal da defasagem a ser usada no modelo. O menor valor observado no critério de Akaike, AIC, indica o melhor modelo a ser utilizado em termos de defasagem. No entanto, observou-se que, com uma amostra de apenas 32 observações, seria improdutivo usar esses critérios para definir a ordem das defasagens. Assim, optou-se por um modelo que combinasse parcimônia do número de parâmetros com poder de previsão. A condição necessária para que os estimadores obtidos possuam as propriedades desejáveis é que as variáveis endógenas do VAR sejam estacionárias. Caso contrário, a existência de raízes unitárias deve ser levada em consideração. No entanto, essas regressões deveriam ser feitas com as diferenças das variáveis e não

em níveis, como foram efetivamente estimadas, gerando o que é conhecido na literatura como representação por um mecanismo de correção de erros.

Numa situação como essa ocorre um dilema, ou seja, o modelo em diferenças elimina o problema de raízes unitárias, enquanto preserva a indeterminação de várias equações co-integrantes. Já a estimação em níveis, embora não sofra as consequências da indeterminação mencionada anteriormente, padece do problema de raízes unitárias.

O critério usado para solucionar essa dualidade é o do poder de previsão do modelo. Quando o objetivo principal é previsão (que não é objetivo neste estudo), as propriedades dos estimadores não são um obstáculo relevante, sem mencionar que modelos em diferenças normalmente oferecem previsões menos acuradas, sobretudo pela necessidade da transformação inversa para recuperar as variáveis originais.

6 CONCLUSÕES

Neste trabalho foram analisados os efeitos da formação de investimento privado sobre a produção da economia cearense no período 1970-2001.

A dinâmica do PIB_t e dos IP_t da economia cearense é tão complexa que o desenvolvimento deste artigo traz luz sobre alguns de seus aspectos. Embora existam várias explicações teóricas para encarar a dinâmica de longo e curto prazo para PIB e investimentos, são poucos os trabalhos dedicados a testar empiricamente essas explicações.

Os resultados obtidos estão, no entanto, condicionados quer pelos pressupostos implícitos na formulação adaptada, quer pela não consideração de variáveis relevantes na questão em análise.

Deste estudo, podem-se tirar algumas implicações. A primeira é que os investimentos públicos no Ceará, no período analisado, têm reflexo positivo e complementar que pode ser associado à geração de infra-estrutura (transportes, comunicações, energia elétrica), a qual auxilia no aumento da produtividade do capital privado. E como um componente da demanda agregada, induz o investimento privado através do incremento da demanda por bens e serviços desse setor e o aumento da disponibilidade de recursos devido aos efeitos positivos sobre o produto e poupança agregada, caracterizando um efeito de *crowding-in*. Segunda, a necessidade de serem observadas as suposições implícitas aos modelos econométricos estimados neste trabalho. Terceira, o investimento público e o consumo do governo estadual de forma agregada apresentaram significância estatística.

A variável *dummy* para perceber os efeitos do plano real na economia cearense foi significativa e apresentou um efeito negativo para a economia estadual. Da mesma forma, a variável *dummy* para o governo das mudanças mostra que o ajuste fiscal inserido pela administração afetou negativamente a economia do estado, porém o consumo do governo estadual e os investimentos estaduais públicos se mostraram significantes e positivos conforme o modelo de longo prazo.

Apesar das limitações, o estudo apresenta como contributivo significativo o fato de se utilizarem diversas abordagens conduzindo a resultados semelhantes aos trabalhos de Jacinto e Ribeiro (1998), Melo e Júnior (1999) e Pinho (2001). Como sugestão para outro trabalho, seria de extrema relevância criar uma metodologia que permita avaliar os impactos efetivos da política de planejamento sobre o crescimento econômico do estado do Ceará.

BIBLIOGRAFIA

ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive. *Journal of Monetary Economics*, 23, p. 177-200, 1989.

BANERJEE, A. et al. *Co-integration, error-correction and the econometric analysis of non-stationary*. Nova York: Oxford University Press, 1993.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

IPLANCE – Instituto de Planejamento do Estado do Ceará. Disponível em: < www.iplance.ce.gov.br > Acesso em: 7 dez. 2002.

JACINTO, P. A.; RIBEIRO, E. P. Co-integração, efeitos crowding-in e crowding-out entre investimentos público e privado no Brasil: 1973-1989. *Teoria e Evidência Econômica*, Universidade de Passo Fundo: Passo Fundo-RS, v. 6, n. 11, nov. 1998.

JUSTO, W. R. Análise comparativa entre o investimento privado no Cariri e no estado do Ceará no período de 1960 a 1995. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 33, n. 2, abr./jun. 2002.

MAIA, J. N. B. Estabilidade fiscal e desempenho econômico sustentado no Ceará. *Caderno de Formação Política, Escola de Formação de Governantes*, Fortaleza, n. 2, p. 31-40. 2002.

MELO, G. M.; JÚNIOR W. R. Investimento privado no Brasil: equações de curto e longo prazos. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 30, n. 4, p. 1052-1072, out./dez. 1999.

MESQUITA, K. H. C.; CASTELAR, I. Um modelo vetorial autorregressivo para previsões da economia cearense. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DA REGIÃO NORDESTE, VIII Fórum Banco do Nordeste de Desenvolvimento. Fortaleza: Banco do Nordeste, 2003. p. 1-21

PINHO, J. C. C. Impacto do investimento público na produção. In: CONGRESSO DE ECONOMIA DE GALICIA: Novos cenários para a economia Galega, II. *Anais...* Santiago de Compostela, Chile, 21-23 nov. 2001.

RIBEIRO, P. C. Revista *Suma Econômica e Conjuntura Econômica* – FGV. Disponível em: < <http://www.ai.com.br/pessoal/indices/INFLACAO.HTM> - <http://www.ai.com.br/pessoal/indices/INFLACAO.HTM> > Acesso em: 7 dez. 2002.

TELLES, V. K. *Endogeneidade versus exogeneidade do crescimento econômico: uma análise comparativa entre nordeste, Brasil e países desenvolvidos*. Fortaleza: Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado da Universidade Federal do Ceará. 70p. (Monografia, Bacharelado em Economia).

VASCONCELOS J. R. (Coord.). *Ceará: economia, finanças públicas e investimentos nos anos de 1986 a 1996*. IPEA. Texto para discussão, n. 627, Brasília, fev. 1999.

Anexo A - Teste de causalidade Granger

Hipótese Nula(H_0)	Teste F	Prob.	Rejeição de H_0
LIP não causa (no sentido de Granger) LIG	9.42345	0.00472	Sim
LIG não causa (no sentido de Granger) LIP	2.16254	0.15256	Não
J não causa (no sentido de Granger) LIG	1.42183	0.24311	Sim
LIG não causa (no sentido de Granger) J	2.46875	0.12736	Sim
LR não causa (no sentido de Granger) LIG	2.84895	0.10254	Sim
LIG não causa (no sentido de Granger) LR	0.38520	0.53985	Sim
LPIB não causa (no sentido de Granger)LIG	4.33337	0.04663	Não
LIG não causa (no sentido de Granger) LPIB	0.00209	0.96383	Sim
LG não causa (no sentido de Granger)LIG	1.04433	0.31556	Sim
LIG não causa (no sentido de Granger) LG	0.51881	0.47732	Sim
LPEA não causa (no sentido de Granger) LIG	3.29707	0.08013	Sim
LIG não causa (no sentido de Granger) LPEA	0.28936	0.59488	Sim
J não causa (no sentido de Granger)LIP	0.24743	0.62278	Sim
LIP não causa (no sentido de Granger) J	5.48241	0.02655	Não
LR não causa (no sentido de Granger) LIP	0.06873	0.79512	Sim
LIP não causa (no sentido de Granger)LR	0.53124	0.47214	Sim
LPIB não causa (no sentido de Granger) LIP	2.69175	0.11206	Sim
LIP não causa (no sentido de Granger) LPIB	0.70348	0.40872	Sim
LG não causa (no sentido de Granger)LIP	0.00132	0.97125	Sim
LIP não causa (no sentido de Granger)LG	0.61662	0.43890	Sim
LPEA não causa (no sentido de Granger) LIP	2.85568	0.10216	Sim
LIP não causa (no sentido de Granger)LPEA	0.26424	0.61125	Sim
LR não causa (no sentido de Granger) J	0.10001	0.75416	Sim
J não causa (no sentido de Granger)LR	0.32119	0.57541	Sim
LPIB não causa (no sentido de Granger) J	4.20167	0.04985	Não
J não causa (no sentido de Granger) LPIB	2.11025	0.15743	Sim
LG não causa (no sentido de Granger) J	4.52597	0.04233	Não
J não causa (no sentido de Granger) LG	0.38473	0.54010	Sim
LPEA não causa (no sentido de Granger) J	7.75809	0.00948	Não
J não causa (no sentido de Granger) LPEA	7.16762	0.01227	Não
LPIB não causa (no sentido de Granger) LR	0.17479	0.67908	Sim
LR não causa (no sentido de Granger) LPIB	0.34956	0.55911	Sim

continua...

Hipótese Nula(H_0)	Teste F	Prob.	Rejeição de H_0
LG não causa (no sentido de Granger) LR	0.00219	0.96301	Sim
LR não causa (no sentido de Granger) LG	0.43862	0.51320	Sim
LPEA não causa (no sentido de Granger) LR	0.49738	0.48648	Sim
LR não causa (no sentido de Granger) LPEA	4.82348	0.03652	Não
LG não causa (no sentido de Granger) LPIB	0.72514	0.40169	Sim
LPIB não causa (no sentido de Granger) LG	3.09543	0.08944	Sim
LPEA não causa (no sentido de Granger) LPIB	12.2813	0.00156	Não
LPIB não causa (no sentido de Granger) LPEA	2.80201	0.10528	Sim
LPEA não causa (no sentido de Granger) LG	3.03506	0.09246	Sim
LG não causa (no sentido de Granger) LPEA	0.01058	0.91882	Sim

Fonte: resultados obtidos através do pacote econométrico E-views 2.0.

Anexo B - Resultado do procedimento de Johansen

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.874205	193.7495	124.24	133.57	None **
0.763648	131.5565	94.15	103.18	At most 1 **
0.696111	88.28345	68.52	76.07	At most 2 **
0.565402	52.55071	47.21	54.46	At most 3 *
0.361820	27.55066	29.68	35.65	At most 4
0.240857	14.07664	15.41	20.04	At most 5
0.176059	5.809690	3.76	6.65	At most 6 *

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 4 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:							
LIG	LIP	J	LR	LPIB	LG	LPEA	C
0.016041	-0.580372	0.029213	0.117135	1.110735	0.037825	-2.435799	
-0.177652	0.777823	0.004474	0.044823	-0.264151	-0.051031	-1.353124	
0.303175	2.096733	0.001215	-0.017235	-0.999390	-0.156818	-0.973824	
0.805027	-1.182321	0.000924	0.001153	-0.200332	0.055963	0.829725	
-0.109077	0.357777	-0.001941	0.123985	-0.950575	0.096312	2.475533	
0.225678	0.639412	0.001236	0.039249	1.135346	-0.146316	-4.073426	
0.000116	0.709158	0.006538	0.036394	0.470210	0.062503	-1.260248	

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)							
LIG	LIP	J	LR	LPIB	LG	LPEA	C
1.000000	-36.18094	1.821139	7.302334	69.24423	2.358060	-151.8499	-566.6694
	(141.523)	(7.17852)	(28.8856)	(273.478)	(9.53644)	(596.573)	

Log likelihood = -31.28665

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)							
LIG	LIP	J	LR	LPIB	LG	LPEA	C
1.000000	0.000000	-0.279374	-1.292379	-7.841456	0.002159	29.57100	98.91330
		(0.25004)	(1.12150)	(7.38824)	(0.17220)	(27.0457)	
0.000000	1.000000	-0.058056	-0.237548	-2.130561	-0.065114	5.014268	18.39595
		(0.03886)	(0.17430)	(1.14827)	(0.02676)	(4.20338)	

Log likelihood = -9.650144

Normalized Cointegrating Coefficients: 3 Cointegrating Equation(s)							
LIG	LIP	J	LR	LPIB	LG	LPEA	C
1.000000	0.000000	0.000000	-0.118255	0.022961	-0.026021	2.052897	-15.10778
			(0.06120)	(0.70842)	(0.07080)	(1.89464)	
0.000000	1.000000	0.000000	0.006443	-0.496280	-0.070971	-0.704184	-5.298423
			(0.00963)	(0.11149)	(0.01114)	(0.29817)	
0.000000	0.000000	1.000000	4.202698	28.15018	-0.100870	-98.49926	-408.1311
			(0.42243)	(4.88995)	(0.48870)	(13.0779)	

Log likelihood = 8.216225

continua...

Normalized Cointegrating Coefficients: 4 Cointegrating Equation(s)							
LIG	LIP	J	LR	LPIB	LG	LPEA	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.959583 (0.40939)	-0.034181 (0.03921)	0.204423 (1.12190)	1.627124
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-0.442748 (0.09892)	-0.070526 (0.00947)	-0.603474 (0.27108)	-6.210186
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	63.06895 (30.8645)	0.189103 (2.95600)	-32.80605 (84.5806)	-1002.875
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-8.308655 (7.55071)	-0.068997 (0.72316)	-15.63120 (20.6919)	141.5148

Log likelihood = 20.71625

Normalized Cointegrating Coefficients: 5 Cointegrating Equation(s)							
LIG	LIP	J	LR	LPIB	LG	LPEA	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.441390 (2.04419)	17.42080 (75.7296)	-28.09271
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.148901 (0.97545)	7.340107 (36.1368)	-19.92282
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-31.06796 (126.318)	-1164.359 (4679.60)	950.4726
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	4.048785 (15.0707)	133.4387 (558.312)	-115.8177
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.495601 (2.22334)	17.94152 (82.3664)	-30.97162

Log likelihood = 27.45326

Normalized Cointegrating Coefficients: 6 Cointegrating Equation(s)							
LIG	LIP	J	LR	LPIB	LG	LPEA	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.534846 (1.47975)	-14.94709
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.981057 (1.58112)	-15.48821
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-46.20013 (49.9150)	25.19654
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-12.28004 (8.96976)	4.764483
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.104459 (1.28286)	-16.21146
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	35.99074 (15.9189)	-29.78232

Log likelihood = 31.58673

Fonte: resultados obtidos através do pacote econométrico E-views 2.0.

Anexo C - Modelo VAR - Vetor auto-regressivo

	LIP	LPIB
LIP(-1)	0.661601 (0.23488) (2.81681)	0.033250 (0.14651) (0.22695)
LIP(-2)	-0.352928 (0.22480) (-1.56995)	0.255495 (0.14022) (1.82206)
LPIB(-1)	0.422370 (0.30344) (1.39193)	0.538137 (0.18928) (2.84314)
LPIB(-2)	-0.087278 (0.25018) (-0.34887)	0.063800 (0.15605) (0.40884)
C	4.636603 (2.59329) (1.78792)	3.039182 (1.61759) (1.87883)
LG	0.019885 (0.01712) (1.16150)	0.003586 (0.01068) (0.33580)
LIG	-0.022377 (0.08407) (-0.26616)	-0.071993 (0.05244) (-1.37283)
LPEA	-0.077797 (0.57705) (-0.13482)	0.725374 (0.35994) (2.01525)
LR	-0.017993 (0.03665) (-0.49089)	-0.022690 (0.02286) (-0.99243)
J	7.79E-05 (0.00182) (0.04287)	-0.001921 (0.00113) (-1.69450)
DR	0.011509 (0.22204) (0.05183)	-0.110924 (0.13850) (-0.80091)
DM	0.091612 (0.11318) (0.80940)	-0.006565 (0.07060) (-0.09300)

continua...

R-squared	0.932658	0.994185
Adj. R-squared	0.891505	0.990631
Sum sq. resids	0.152521	0.059343
S.E. equation	0.092051	0.057418
Log likelihood	36.65661	50.81624
Akaike AIC	-4.481651	-5.425626
Schwarz SC	-3.921172	-4.865148
Mean dependent	14.03358	16.20670
S.D. dependent	0.279462	0.593209
Determinant Residual Covariance = 9.78E-06		
Log Likelihood = 87.89010		
Akaike Information Criteria = -9.935094		
Schwarz Criteria = -8.814136		

Fonte: Resultados obtidos através do pacote econométrico E-views 2.0. Nota: os valores entre parênteses são, respectivamente, erros padrões e estatísticas-t.

SYNOPSIS

*THE IMPACT OF THE INVESTMENTS IN THE STATE CEARÁ
IN THE PERIOD OF 1970-2001*

The objective of this paper is to analyse the impact of investment in economy of Ceará and the relationships between public and private investment using a econometric model. The hypothesis of this work is that there is no sustainable economic growth without public efficient and effective investments that, meet the demand of the state economy. This work verifies empirically the existence of effect crowding-out or crowding-in among private and public investments, considering the hypothesis of non-stationary economic series. At the same time the co-integrations of time series data of private and public investments, population economically activae, the government consumption, and inflation rate, in short and long run, for product and investment equations. Data used is for the period 1970/2001.

Key words: stationary, co-integration, effect crowding-out, effect crowding-in.

SINOPSIS

*EL IMPACTO DE LAS INVERSIONES EN EL ESTADO CEARÁ
EN EL PERÍODO DE 1970-2001*

El objetivo de este trabajo es analizar el impacto de inversiones en economía de Ceará y las relaciones entre la inversión pública y la inversión privada que usan a un modelos del econometric. La hipótesis de este trabajo es eso no hay crecimiento económico sustentable sin las inversiones públicas eficaces y eficaces para las demandas de la economía estatal. Este trabajo verifica la existencia de efecto empíricamente el Efecto crowding-out ou efecto crowding-in entre las inversiones privadas y públicas, considerado la hipótesis de serie económica no-estacionaria. Al mismo tiempo las co-integraciones de serie de inversiones privadas y públicas, población económicamente activa, el consumo del gobierno, y inflationate para abreviar y carrera larga del producto y inversión del setor privado. Datos usado es del periodo 1970/2001.

Palabras clave: estancamiento, co-integración, efecto crowding-out, efecto crowding-in.