LUCRO, ACUMULAÇÃO DE CAPITAL E CRESCIMENTO ECONÔMIICO SOB FINANÇAS LIBERALIZADAS: O CASO BRASILEIRO

Miguel Bruno (UERJ)

RESUMO – As relações entre lucro e acumulação de capital são fundamentais no processo de crescimento em economias capitalistas. O artigo testa empiricamente a dependência da taxa de acumulação de capital com relação à taxa média de lucro da economia brasileira, numa perspectiva de longo prazo, através da análise de co-integração e dos modelos de correção de erros. O período analisado estende-se de 1941 a 2003. Dentre os principais resultados, destaca-se o fato de que, contrariamente às posições teóricas que apóiam a abertura da conta de capital, no caso brasileiro, a absorção de poupança externa sob finanças liberalizadas e elevado endividamento externo tem impactos negativos sobre a evolução da taxa de acumulação de capital e portanto, sobre o crescimento econômico sustentado.

ABSTRACT - The relationships between profit rate and capital accumulation are fundamental in the growth process in capitalist economies. The article tests the dependence of the capital accumulation rate regarding the average rate of profit of the Brazilian economy, in a perspective of long period, through the co-integration analysis and of the error correction models. The analyzed period extends from 1941 to 2003. Among the main results, it stands out the fact that, contrarily to the theoretical positions that support the financial liberalization, in the Brazilian case, the absorption of external saving under liberalized finances and high external indebtedness has negative impacts about the evolution of the capital accumulation rate and therefore, on the sustained economic growth.

INTRODUÇÃO

A taxa de lucro encontra-se entre os principais determinantes da acumulação de capital e do crescimento econômico. Nos modelos neo-estruturalistas, a taxa de utilização da capacidade produtiva instalada também é incluída no rol de variáveis que influenciam as decisões de investimento. Todavia, a taxa de utilização da capacidade produtiva é um determinante principalmente da dinâmica de curto prazo, captando as flutuações da demanda efetiva em suas influências sobre o investimento, segundo uma abordagem keynesiana. O objetivo principal deste trabalho é testar a dependência da taxa de acumulação de capital com relação à taxa média de lucro da economia brasileira, numa perspectiva de longo prazo, através da análise de co-

integração. O período estudado compreende o intervalo 1941-2003 que inclui etapas cruciais do desenvolvimento econômico brasileiro e o conjunto de transformações estruturais observadas na década de 90. Dentre os resultados da análise, destaca-se o fato de que, contrariamente às posições teóricas que apóiam a abertura da conta de capital, no caso brasileiro, a absorção de poupança externa sob finanças liberalizadas e elevado endividamento externo tem impactos negativos sobre a evolução da taxa de acumulação de capital e portanto, sobre o crescimento econômico sustentado.

LUCRO E ACUMULAÇÃO DE CAPITAL: UMA ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO

Dispondo-se da série sobre a massa salarial, no período 1950-2003, calculou-se a taxa média de lucro bruto da economia brasileira, considerando-se as seguintes relações: $Y = \Pi + W$, onde *Y* é produto interno bruto, Π é a massa total de lucro bruto, incluindo os juros pagos ao setor financeiro, e *W* é a massa salarial.

O nível total de emprego (incluindo os trabalhadores autônomos e os não remunerados) e a massa salarial, para o período 1990-2003, foram obtidos no IPEADATA e são provenientes do IBGE. Para os demais anos das séries recorreu-se aos dados estimados por MARQUETTI (2000)[1], FGV(1962) e confrontados aos dados das PNADs e aos Censos do IBGE. *W* foi então calculado pelo produto do salário médio real pelo nível total de emprego. A massa de lucro bruto (Π), calculada pela diferença entre o PIB e W, é então dividida pelo estoque de capital fixo bruto produtivo (K)[2], isto é, sem considerar as construções residenciais, obtendo-se a taxa de lucro bruto, $r = \frac{\Pi}{K}$. Por outro lado, a taxa de acumulação de capital (*g*) é a taxa de crescimento deste estoque, isto é, trata-se $\frac{K_2 - K_1}{K_1}$, o que equivale, por simplificação, à $g = \frac{I}{K}$. *I* é a formação bruta de capital fixo no período 2 e *K* o estoque líquido de capital fixo produtivo no período 1. A série do estoque de capital fixo produtivo, para o período 1940-2003, foi obtida no IPEADATA e foi estimada por MORANDI e REIS (2003) e confrontada à série divulgada nas "Estatísticas do Século XX" do IBGE (2003).

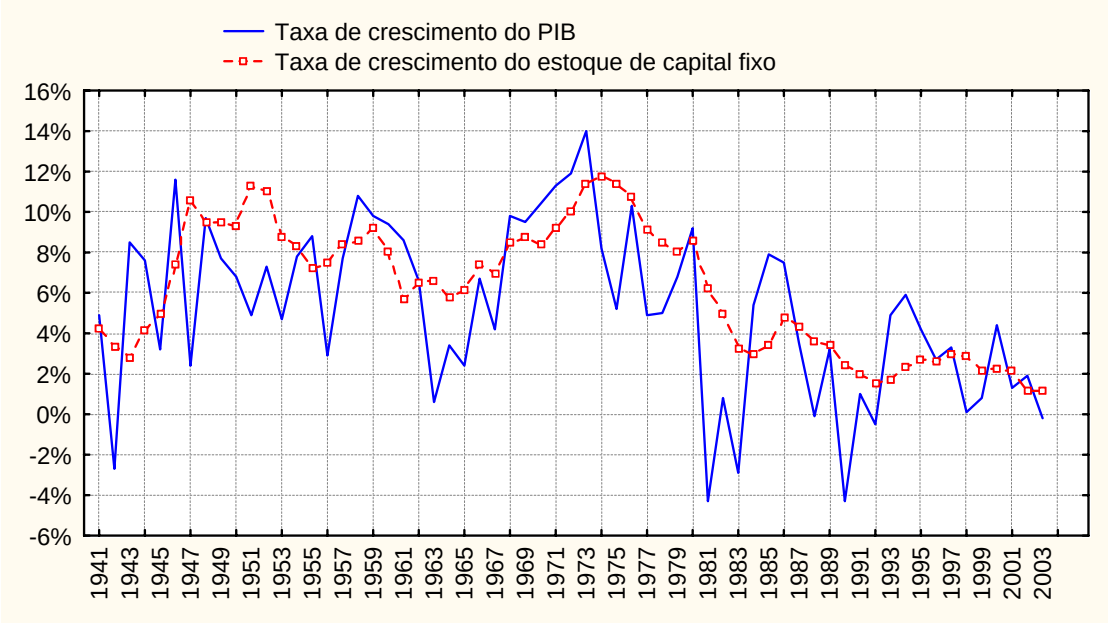
A taxa de acumulação de capital é uma variável fundamental para explicar a dinâmica do crescimento econômico. No Gráfico 1 pode ser observada a forte correlação entre as dinâmicas do PIB e da acumulação de capital fixo. Um teste econométrico para uma especificação de curto

1 A. MARQUETTI. "*Nota Metodológica sobre as Informações Estatísticas Utilizadas na Análise do Padrão de Progresso Técnico na Economia Brasileira, 1950-1998*".

2 O estoque de capital fixo produtivo corresponde ao estoque de capital total menos as construções residenciais. Equivale, portanto, ao valor do estoque de máquinas e equipamentos mais as construções não-residenciais.

prazo reforça a constatação de que essas variáveis são estruturalmente dependentes: $TXPIB = a + b.TXK$ (1); onde TXPIB é a taxa de crescimento do PIB e TXK é a taxa de crescimento do estoque de capital fixo ou taxa de acumulação de capital; *a* é a constante usual e como não se mostrou estatisticamente significativa, o modelo foi estimado sem considerá-la.

GRÁFICO 1 – ACUMULAÇÃO DE CAPITAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO [1941-2003]



FONTE: Elaborado a partir de dados do IBGE e séries históricas, obtidas no IPEADATA.

QUADRO 1 – ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO 1- PERÍODO [1941-2003] [3]

Dependent Variable: TXPIB Method: Least Squares Sample(adjusted): 1941 2003 Included observations: 63 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXK	0.833693	0.060138	13.86299	0.0000
R-squared	0.362358	Mean dependent var		0.050174
Adjusted R-squared	0.362358	S.D. dependent var		0.039809
S.E. of regression	0.031788	Akaike info criterion		-4.043691
Sum squared resid	0.062651	Schwarz criterion		-4.009673
Log likelihood	128.3763	Durbin-Watson stat		1.783543

O coeficiente relativo à taxa de acumulação de capital (Quadro 1) mostra-se elevado e estatisticamente significativo (0,83), o que confirma a relação macroeconômica entre acumulação de capital e crescimento na economia brasileira, no curto prazo. O teste de GRANGER aplicado para o período completo de análise e com as variáveis em logaritmo

[3] Os testes econométricos foram realizados no *EVIEWS* e os gráficos foram gerados no *STATISTICA FOR WINDOWS 6.0.*

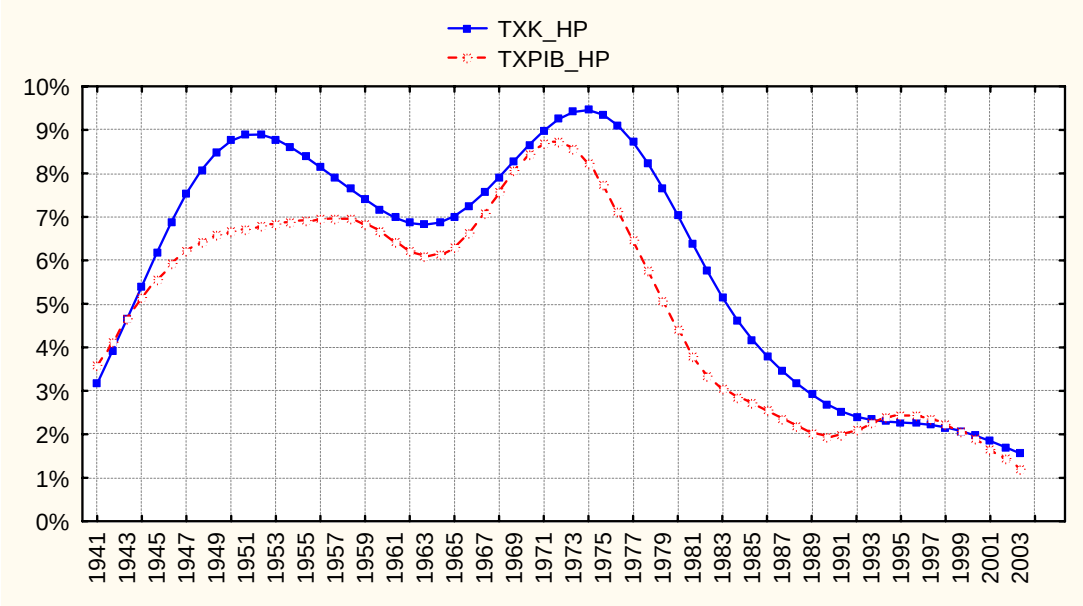
(Quadro 2) revela que há causalidade bilateral, ou seja, *a taxa de acumulação de capital influencia o crescimento econômico que por sua vez impulsiona a acumulação, de forma coerente com o estabelecido pela teoria econômica*.

QUADRO 2 – TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA *LPIB* E *LK* [1940-2003]

Pairwise Granger Causality Tests Sample: 1940 2003			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LPIB does not Granger Cause LK	62	4.73986	0.01247
LK does not Granger Cause LPIB		3.62977	0.03283

Recorreu-se inicialmente à abordagem de C. JONES (1995) e de NOWAK-LEHMANN (2001) que estimaram essa relação, respectivamente, em taxas de crescimento e em taxas de crescimento suavizadas pelo filtro HP. Este último procedimento decorre do argumento de que as flutuações de curto prazo ocultariam as tendências de médio e de longo prazos nas séries do PIB e do estoque de capital fixo, pois estas oscilações tendem a responder mais às mudanças no grau de utilização da capacidade produtiva, nas taxas de câmbio ou nos termos de troca. O Gráfico 2 exibe as duas séries filtradas pelo Hodrick-Prescott Filter (HP).

GRÁFICO 2 – TAXAS DE CRESCIMENTO DO PIB E DO ESTOQUE DE CAPITAL FIXO FILTRADAS DAS FLUTUAÇÕES DE CURTO PRAZO [1941-2003]



FONTE: Elaborado a partir de dados do IBGE e séries históricas, obtidas no IPEADATA.

Constata-se que a partir de 1973, as taxas de crescimento econômico e acumulação de capital entraram em uma trajetória de acentuado declínio. O exame do comportamento tendencial, pelo Gráfico 2, torna a questão das quedas dessas duas taxas ainda mais dramática. A evolução dessas séries sugere, de forma lamentável, que a economia brasileira, após um longo

período de expansão e de acumulação de capital teria saído de sua trajetória de crescimento de longo prazo, demonstrando enorme dificuldade para reencontrá-la sobre novas bases ou regimes de acumulação. Todavia, diferentemente do encontrado por NOUWAK-LEHMANN(para o caso do Chile), a análise de co-integração para as séries filtradas revelou-se inadequada para captar a relação de longo prazo. A equação foi então estimada em níveis (logaritmos das variáveis) e foi aplicado o método de estimação em duas etapas de ENGLE e GRANGER (1987): $LPIB = c + d.LK$ (2); onde *LPIB* é e *LK* são, respectivamente, os logaritmos naturais do PIB e do estoque de capital fixo produtivo, isto é, considerando-se apenas as máquinas e equipamentos e as construções não-residenciais. *RES* são os resíduos da relação (2).

QUADRO 3 – TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS PARA *LK* E *LPIB* [1940-2003]

	ADF Test Statistic			
LPIB	-0.374490	1%	Critical Value*	-4.1135
LK	-0.290738	5%	Critical Value	-3.4836
		10%	Critical Value	-3.1696
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				

QUADRO 4 – TESTE DE RAÍZES UNITÁRIAS DOS RESÍDUOS DA RELAÇÃO 2 [1940-2003]

	ADF Test Statistic			
RES	-3.353116	1%	Critical Value*	-3,37
		5%	Critical Value	-3,17
		10%	Critical Value	-2,91
*Valores críticos de Engle e Yoo (1987) para o teste de co-integração ADF				

Como pode ser constatado pelos Quadros 3 e 4, as duas séries em questão são integradas de primeira ordem I (1), mas os resíduos da relação 2 são estacionários.

QUADRO 5 – ESTIMAÇÃO DA RELAÇÃO ESTÁTICA ENRE *LPIB* E *LK* [1940-2003]

Dependent Variable: LPIB Method: Least Squares Sample: 1940 2003 Included observations: 64				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
c	0.789635	0.039962	19.75981	0.0000
LK	0.835914	0.005790	144.3806	0.0000
R-squared	0.997035	Mean dependent var		6.464711
Adjusted R-squared	0.996987	S.D. dependent var		1.050369
S.E. of regression	0.057658	Akaike info criterion		-2.837829
Sum squared resid	0.206115	Schwarz criterion		-2.770364
Log likelihood	92.81052	F-statistic		20845.76
Durbin-Watson stat	0.303967	Prob(F-statistic)		0.000000

O coeficiente associado ao erro de equilíbrio é negativo (-0,22) e estatisticamente significativo ao nível de 5%. Conseqüentemente, a representação em termos do modelo de correção de erros (MCE) é validada (Quadro 6) e a relação estimada (Quadro 5) não é espúria, apesar do baixo valor para a estatística DW (0,30). Ela representa uma relação de co-integração entre a acumulação de capital fixo e o nível de produto da economia brasileira, ou seja, existe

uma relação de longo prazo entre essas variáveis. Isto demonstra a importância fundamental da acumulação produtiva de capital para o desenvolvimento econômico do país.

QUADRO 6 – ESTIMAÇÃO DO MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO [1940-2003]

Dependent Variable: D(LPIB)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1942 2003
Included observations: 62 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007903	0.010392	-0.760471	0.4501
RES(-1)	-0.218819	0.084431	-2.591690	0.0121
D(LPIB(-1))	0.116553	0.134833	0.864425	0.3910
D(LK)	1.759722	0.410773	4.283928	0.0001
D(LK(-1))	-0.879642	0.396677	-2.217526	0.0306

R-squared	0.485162	Mean dependent var	0.050211
Adjusted R-squared	0.449033	S.D. dependent var	0.040133
S.E. of regression	0.029789	Akaike info criterion	-4.112128
Sum squared resid	0.050582	Schwarz criterion	-3.940585
Log likelihood	132.4760	F-statistic	13.42862
Durbin-Watson stat	1.941367	Prob(F-statistic)	0.000000

DINÂMICA DO LUCRO E DA ACUMULAÇÃO DE CAPITAL NO PERÍODO [1960-2003]: QUATRO FASES CONTRASTADAS

O Gráfico 3 mostra a evolução de longo prazo da taxa média de lucro bruto e da taxa de acumulação de capital para a economia brasileira, em séries originais e tendenciais obtidas pelo método de regressão local de Cleveland (1979, 1985), conhecido como *lowess smoothing.* Quatros fases contrastadas podem ser identificadas na evolução dessas séries ao longo do período [1960-2003]:

[1960-1965] – Embora sejam observadas oscilações de curto prazo, a série tendencial da taxa de lucro apresenta-se declinante enquanto a da taxa de acumulação de capital permanece estagnada. Esta fase expressa a crise dos anos 60, que se manifesta com o amadurecimento dos investimentos em ampliação da capacidade produtiva, promovidos pelo Plano de Metas (1955-1962) e pode ser interpretada como uma típica *crise cíclica*;[4]

[1966-1973] – tanto a dinâmica de curto prazo quanto a tendencial das duas séries apresentam-se em forte expansão até 1973 De fato, em termos tendenciais, a taxa de lucro já começa a declinar em 1972. Esta fase corresponde ao "milagre econômico" brasileiro, onde a economia cresceu a taxas historicamente sem precedentes;

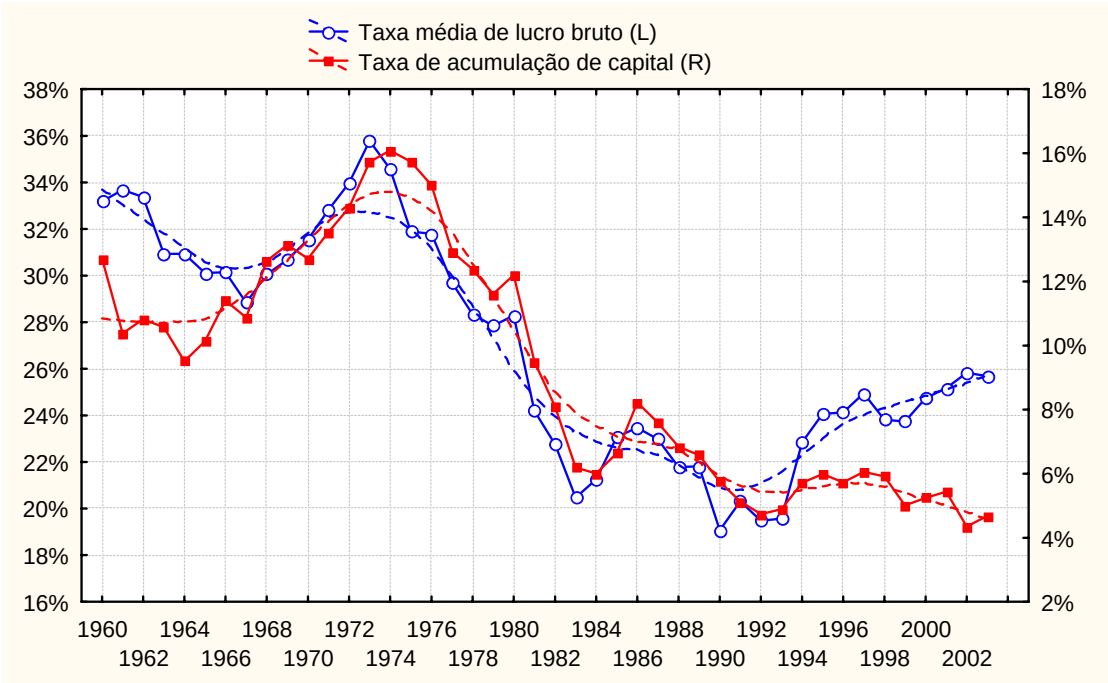
[1974-1993] – as séries entram numa trajetória acentuada de declínio que se mantém por 20 anos consecutivos em termos tendenciais. Trata-se de uma *crise estrutural*, e não mais

[4] Segundo a taxionomia das crises econômicas desenvolvida pela Teoria (francesa) da Regulação. Entre os principais autores proponentes encontram-se Robert BOYER, Michel AGLIETTA, Pascal PETIT, Benjamin CORIAT, Alain LIPIETZ, Bernard BILLAUDOT, etc.

de uma crise cíclica, que interrompe o padrão de acumulação de capital e de crescimento econômico que marcou o "milagre";

[1994-2003] – observa-se um padrão anômalo de evolução das duas séries, ou seja, em situações normais para uma economia capitalista, a taxa de acumulação co-evolui com a taxa de lucro, no sentido de que a segunda comanda a expansão da primeira e a correlação entre essas variáveis é positiva. Mas no período Pós-Plano Real, as séries se desconectam, pois as trajetórias são agora divergentes e os aumentos da taxa de lucro não mais estimulam o crescimento do estoque de capital fixo.

GRÁFICO 3 – TAXA DE LUCRO E TAXA DE ACUMULAÇÃO DE CAPITAL [1960-2003]



FONTE: M. BRUNO (2005).

Como explicar esse comportamento na última fase e identificar suas principais conseqüências macroeconômicas ? A análise precisa voltar-se para os determinantes da taxa de lucro e da taxa de acumulação, enquanto base do crescimento econômico.

QUADRO 7 – TESTE DE RAÍZES UNITÁRIAS PARA *I/K* E *r* [1960-1993]

ADF Test Statistic				
I / K	-0.609140	1%	Critical Value*	-3.6852
r	-0.423310	5%	Critical Value	-2.9705
		10%	Critical Value	-2.6242
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				

A dinâmica dessas variáveis entre 1960 e 1993 apresenta forte indício de co-integração, em razão da tendência comum de evolução das séries[5]. Todavia, a análise gráfica é apenas um dos métodos que podem apontar para essa possibilidade, que deve ser confirmada mediante os testes econométricos apropriados. Após a confirmação da existência de raiz unitária nas séries em questão (Quadro 7), o teste de JOHANSEN detectou uma relação de co-integração e portanto, existe uma relação de longo prazo entre lucro e acumulação de capital na economia brasileira (Quadro 8). Esta relação está de acordo com a teoria econômica marxista e com os trabalhos de KALDOR e de KALECKI.

QUADRO 8 – TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO PARA *I/K* E *r* [1960-1993]

Sample: 1965 1993
Included observations: 29
Test assumption: Linear deterministic trend in the data
Series: I / K r
Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.500329	20.93306	15.41	20.04	None **
0.027636	0.812734	3.76	6.65	At most 1

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

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

I / K	r	C
1.000000	-0.750417	0.100036
	(0.04418)	
Log likelihood	196.5052	

Uma confirmação alternativa pode ser realizada através do método de ENGLE e GRANGER (1987). Esta técnica em duas etapas tem como principal vantagem sua simplicidade de implementação. Todavia, somente é aplicável para séries CI (1,1), ou seja, co-integradas de primeira ordem, que é precisamente o caso em questão.

QUADRO 9 – ESTIMAÇÃO DA RELAÇÃO ESTÁTICA ENTRE TAXA DE ACUMULAÇÃO (I / K) E TAXA DE LUCRO (*r*) - [1966-1993]

Dependent Variable: I / K
Method: Least Squares
Sample: 1966 1993
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.091133	0.008292	-10.99000	0.0000
r (-1)	0.715448	0.030157	23.72380	0.0000
R-squared	0.955844	Mean dependent var		0.102287
Adjusted R-squared	0.954145	S.D. dependent var		0.037411
S.E. of regression	0.008011	Akaike info criterion		-6.747255
Sum squared resid	0.001669	Schwarz criterion		-6.652097
Log likelihood	96.46156	F-statistic		562.8187
Durbin-Watson stat	2.266788	Prob(F-statistic)		0.000000

[5] Os testes de estabilidade detectaram uma mudança estrutural em 1994 e a equação especificada foi então estimada apenas para os subperíodos onde se revelou estável.

Na primeira etapa é estimada a relação de longo prazo. Se os resíduos (*RES*) forem estacionários ou I(0) passa-se à segunda etapa. Nesta última se trata de estimar o modelo de correção de erros (ECM), obtendo-se as estimativas de curto prazo. A equação estática é descrita no Quadro 9.

QUADRO 10 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA SOBRE OS RESÍDUOS E GRÁFICO DOS VALORES REAIS E PREVISTOS [1966-1993]

ADF Test Statistic				
RES	-5.350887	1%	Critical Value*	-3.7076
		5%	Critical Value	-2.9798
		10%	Critical Value	-2.6290

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.



QUADRO 11 – ESTIMAÇÃO DO MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS PELO MÉTODO DE ENGLE E GRANGER [1967-1993]

Dependent Variable: D(I / K)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1967 1993
Included observations: 27 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000959	0.001053	0.911039	0.3721
RES(-1)	-0.690568	0.178432	-3.870198	0.0008
D(I / K (-1))	0.064447	0.138685	0.464700	0.6467
D(r)	0.416340	0.070603	5.896888	0.0000
D(r(-1))	0.413808	0.117559	3.519991	0.0019
R-squared	0.808094	Mean dependent var		-0.002413
Adjusted R-squared	0.773202	S.D. dependent var		0.010744
S.E. of regression	0.005117	Akaike info criterion		-7.547047
Sum squared resid	0.000576	Schwarz criterion		-7.307077
Log likelihood	106.8851	F-statistic		23.15982
Durbin-Watson stat	1.973630	Prob(F-statistic)		0.000000

NOTA: A letra "D" antes das variáveis significa primeiras diferenças.

Os testes ADF de raízes unitárias confirmaram a estacionaridade dos resíduos da regressão (Quadro 10). Como a estatística ADF para os resíduos é inferior aos valores críticos tabulados por ENGLE e YOO (1987), de -4,32 (1%) e de -3,67 (5%), estes constituem uma série

I(0) para este período de análise. Consequentemente, a co-integração está confirmada também pelo método de ENGLE e GRANGER e pode-se passar à estimação do ECM correspondente (Quadro 11).

Conforme GRANGER se duas séries são co-integradas então deve existir ao menos uma relação de causalidade unilateral. O teste de causalidade no Quadro 12 confirma que *as variações na taxa de lucro precedem as variações na taxa de acumulação, o que implica que a taxa de lucro causa-Granger a acumulação de capital, no período [1966-1993]*.

QUADRO 12 – TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA *I/K* E *r* [1966-1993]

Pairwise Granger Causality Tests Sample: 1966 1993 Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
r does not Granger Cause $\frac{I}{K}$	28	9.39649	0.00104
$\frac{I}{K}$ IK does not Granger Cause *r*		1.28120	0.29679

Consequentemente, a tendência declinante da taxa média de lucro bruto encontra-se entre as principais razões para o declínio da taxa de acumulação de capital, na economia brasileira, entre 1974 e 1993. Mas um novo fato estilizado da evolução econômica brasileira é observado nos anos 90: após sair de sua *trajetória marxiana*[6] de queda tendencial, a partir de 1994, a dinâmica da acumulação de capital se desconecta da taxa de lucro. Mais precisamente, a taxa de lucro volta a crescer mas não é capaz de estimular os investimentos produtivos e então, a taxa de acumulação de capital declina tendencialmente. Como se poderia explicar esse comportamento, de certa forma, anômalo, na evolução conjunta dessas variáveis, no caso brasileiro atual ?

DETERMINANTES DO INVESTIMENTO PRODUTIVO SOB CONDIÇÕES DE ELEVADO ENDIVIDAMENTO EXTERNO E FINANÇAS LIBERALIZADAS

Para responder a essa questão é necessário analisar o padrão de repartição da massa de lucro entre capital produtivo e capital bancário-financeiro. Os juros são uma dedução do lucro bruto total[7] e consequentemente o lucro empresarial pode ser escrito conforme a expressão: $\prod_e = \prod - J$, onde $\prod_e$ é o lucro empresarial e J representa o fluxo de juros sobre o estoque de dívida dos setores não-financeiros. Mas uma questão fundamental refere-se ao modo como a distribuição do lucro total entre lucro empresarial e juros pode afetar a taxa de acumulação de

[6] Conforme VIDAL (2003), a expressão "trajetória marxiana" é devida a DUMENIL e LÉVY (2000; 2003) e é utilizada para designar o tipo de crescimento desequilibrado associado à alta dos coeficientes de capital, com a conseqüente queda da taxa de lucro média da economia.

[7] BELUZZO e ALMEIDA (2002) observam que MARX foi o autor que mais firmemente insistiu na peculiaridade dos juros, a remuneração do "capital-propriedade" e não do "capital em função". Por essa razão, na abordagem marxiana, os juros surgem como uma dedução do lucro.

capital (STEINDL, 1952)[8] Na formulação proposta por AGLIETTA (2001), parte-se do fato de que os custos do endividamento afetam negativamente a poupança das empresas: $S = \Pi - i.D - DIV$, onde *S* é a poupança das empresas; *i* é a taxa de juros sobre o estoque de dívida *D*; e *i.D* são os fluxos de juros pagos.

A participação dos dividendos DIV pagos aos acionistas é pouco expressiva em termos relativos na economia brasileira, em razão tanto da excessiva concentração da propriedade e da renda quanto da predominância de um processo de financeirização baseada em ativos de renda fixa (geradores de juros) *vis-à-vis* os ativos de renda variável (ações).

$$S = \Pi - i.D \qquad (3)$$

O investimento total realizado pelas empresas pode ser financiado por recursos próprios (S) ou mediante endividamento junto ao sistema financeiro:

$$I_{t+1} = S_{t+1} + D_{t+1} - D_t \qquad (4)$$

Substituindo-se (1) em (2), tem-se que:

$$I_{t+1} = \Pi_{t+1} - i.D_t + D_{t+1} - D_t \qquad (5)$$
$$I_{t+1} = \Pi_{t+1} - D_t(1+i) + D_{t+1} \qquad (6)$$

Dividindo-se ambos os membros da equação (7) pelo estoque de capital fixo produtivo (K), obtém-se a expressão:

$g = \frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} = \frac{\Pi_{t+1} - D_t(1+i) + D_{t+1}}{K_{t+1}}$ (8), onde *g* é a taxa de acumulação de capital.

$$g_{t+1} = r_{t+1} - d_t.(1+i) - d_{t+1} \qquad (9)$$

Onde $r = \frac{\Pi}{K}$ e $d = \frac{D}{K}$ são, respectivamente, a taxa de lucro e a taxa de endividamento das empresas. Segundo AGLIETTA, o *regime de crescimento a longo prazo* depende das seguintes condições:

a) $d_{t+1} = d_t = d$, a taxa de endividamento deve ser constante;

b) $g = \frac{K_{t+1} - K_t}{K_t} = \frac{D_{t+1} - D_t}{D_t}$, a taxa de acumulação deve ser igual à taxa de crescimento do estoque de dívida.

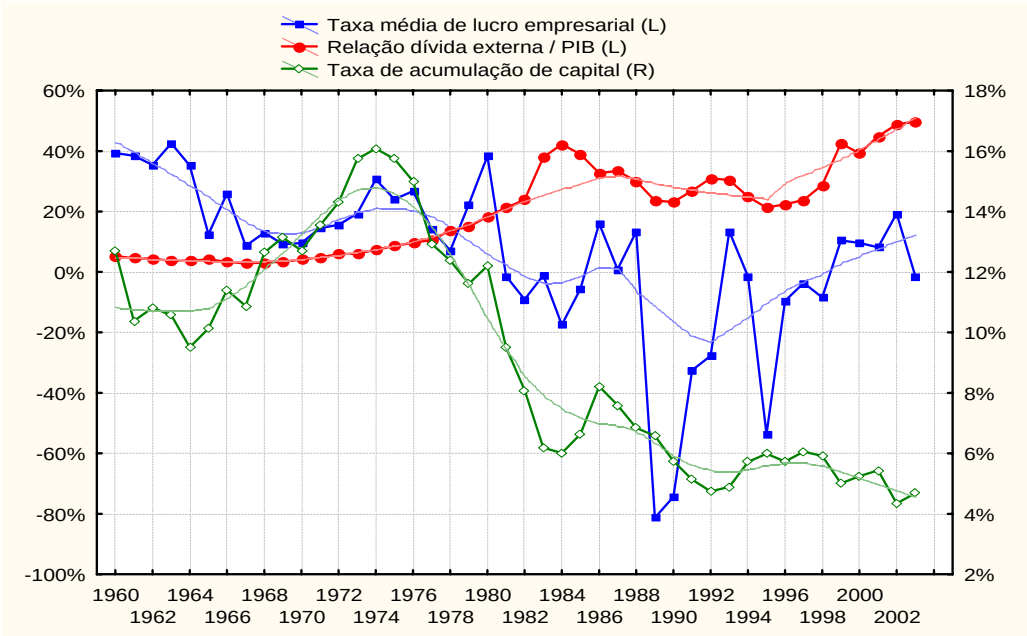
Ressalte-se que nenhuma das duas condições é cumprida pela economia brasileira atual, sobretudo, quando se constata que a taxa de acumulação de capital permanece em tendência de queda, enquanto o estoque de dívida e seus encargos são muito elevados. O problema tende a ser

[8] STEINDL, Josef. *Maturidade e Estagnação no Capitalismo Americano* (1952).

agravado também pelo próprio ambiente macroeconômico pós-liberalização financeira – característico do período pós-fordista – que imprime um novo padrão ao ciclo de investimento e acumulação de capital em longo período. Sob finanças liberalizadas, o clima dos negócios depende das expectativas que se formam sobre os mercados financeiros e que se refletem nos preços dos ativos. AGLIETTA (2001, p.107) observa que:

> *"Lorsque des perturbations dans la réalisation des programmes d'investissement entraînent des coûts fixes irrécupérables, l'investissement est irréversible. Le sentier d'accumulation du capital dépend de son histoire passée; il existe une hystérésis. C'est pourquoi le régime du crédit en finance libéralisée, dans la mesure où il se caractérise par de fortes fluctuations des prix des actifs et de l'endettement entraîne une rémanence des ajustements récessifs sur le stock de capital. »*[9]

GRÁFICO 4 – LUCRO EMPRESARIAL, DÍVIDA EXTERNA E ACUMULAÇÃO DE CAPITAL [1960-2003]



FONTE: M. BRUNO (2005).

A dinâmica do crescimento econômico e o comportamento da taxa de acumulação de capital, na economia brasileira dos anos 90 é um exemplo empírico dessa problemática abstraída ou simplesmente desacreditada pelos formuladores e defensores do atual regime de política

[9] É esta uma das razões que explicam o fato, ressaltado por CASTRO (2004), das empresas que operam no Brasil terem se adaptado a uma dinâmica do tipo "*stop and go*". Se as fases de expansão tendem a ser de curta duração, não há estímulos para investimentos significativos em ampliação da capacidade produtiva instalada.

econômica. No Gráfico 4, pode-se observar a evolução da relação dívida externa / PIB, juntamente com a taxa de lucro empresarial $(r-i)$ e a taxa de acumulação de capital produtivo.[10]

Constata-se que a taxa de lucro empresarial e a taxa de endividamento (dívida externa / PIB) estão sob mesma tendência de crescimento a partir da implementação do Plano Real. Todavia, neste mesmo período, a taxa de acumulação de capital produtivo permanece sob tendência de queda. Os setores não-financeiros respondem à punção rentista representada pela grande participação dos juros no valor adicionado total gerado na economia brasileira, elevando a taxa de lucro bruto. Mas conforme a equação (9), a taxa de acumulação deve declinar se a taxa de endividamento das empresas superar o crescimento da taxa de lucro.

A ECONOMIA BRASILEIRA EM "FINANCEIRIZAÇÃO FORÇADA"

Em um trabalho original que já se tornou famoso por suas contribuições, CASTRO e SOUZA (1985)[11] sustentaram a hipótese de que a economia brasileira foi levada a ingressar num longo período de "marcha forçada", para responder à crise de 1974. Este processo implicou na manutenção por parte do Estado de taxas excepcionalmente altas de investimento, apesar das dificuldades trazidas pelo esgotamento do regime de crescimento do "milagre". Em razão dessa opção, os bons resultados macroeconômicos em termos do balanço de pagamento puderam ser colhidos em inícios dos anos 80. A presente análise procurará mostrar que no período pós-abertura e pós-Real, a economia brasileira encontra-se num outro tipo de "marcha" que, contrariamente ao anterior, não se traduz por um esforço de novos investimentos em ampliação da capacidade produtiva. Parafraseando CASTRO e SOUZA, a economia brasileira da era do Real é uma economia em "financeirização forçada" e incapaz de encontrar as condições estruturais para uma retomada sustentada da taxa de acumulação de capital e então, do crescimento econômico. Pode crescer por períodos curtos e sob taxas historicamente inferiores à média histórica. Mas não pode garantir taxas crescentes de acumulação, sem o aval das expectativas dos mercados financeiros com sua pressão para a elevação periódica das taxas de juros. Consequentemente, nas atuais condições estruturais não há garantias de que a economia brasileira possa desfrutar de uma expansão forte e durável, necessária à retomada de seu processo de desenvolvimento.

O conceito de "financeirização" das economias difunde-se a partir do processo de globalização na década de 90, quando uma sucessão de crises financeiras [México (1995),

[10] Como *proxy* do custo de uso do capital foram utilizadas as taxas de juros dos empréstimos para capital de giro das empresas, deflacionadas pelo IGP-DI e em seguida anualizadas.
[11] Antonio Barros de Castro e Franciso Eduardo Pires de Souza. *A Economia Brasileira em Marcha Forçada*. 3ª edição. Paz e Terra, 2004.

Ásia(1997), Rússia(1998), Brasil(1999)] ao expor sua dimensão desestabilizadora, levantaria dúvidas quanto às possibilidades de um crescimento forte e durável sob condições de liberalização ampla da conta de capitais. Desde então vários autores [AGLIETTA (2001); CHESNAIS(1997); ORLÉAN (1999), BOYER (2000); LORDON (2000); STIGLITIZ (2002)] passariam a assumir uma postura mais crítica quanto aos aspectos supostamente positivos desse processo, sobretudo no que concerne à constituição de regimes de crescimento macrodinamicamente estáveis. Em outros termos, tratava-se de investigar as condições macroeconômicas de viabilidade de *regimes de acumulação à dominante financeira* ou *regime de crescimento financeirizado (finance led-growth)*[12]. As economias teriam de enfrentar uma nova configuração sistêmica onde a gestão da "poupança" coletiva converte-se numa forma institucional que permite às finanças impor sua lógica aos demais atores econômicos. Neste contexto, as margens de rentabilidade dos setores diretamente produtivos são pressionadas para cima, de maneira a responder a "ponction rentiste"[13] (punção rentista) dos mercados financeiros, com conseqüências diretas sobre as decisões de investimento e portanto sobre o ritmo de acumulação de capital e de crescimento econômico.

A idéia de *ponction rentiste* tem sido utilizada pelas análises em termos de regulação[14] para caracterizar a dependência estrutural dos setores não-financeiros com relação às finanças. MIOTTI (1991), por exemplo, a mobiliza no contexto da economia argentina para explicitar o modo como as transferências financeiras líquidas (endividamento novo menos encargos de juros) se constituem em uma punção rentista que limita a gestão do Estado ao reduzir drasticamente a autonomia da política econômica. No mesmo sentido, FURTADO (2003) chamara a atenção para o fato de que a economia e o Estado brasileiros estariam funcionando prioritariamente para pagar juros.

Segundo BOYER (1998, p.56), um regime do tipo *finance led growth* – ou *regime de acumulação financeirizado* - não tem sua estabilidade garantida. O modelo proposto por BOYER (2000)[15] para uma economia financeirizada ou patrimonial conduz aos seguintes resultados,

---

[12] Segundo CHESNAIS, « *le 'coup d'État' qui a ouvert la voie à la 'dictature des créanciers', au sens élargi d' André Orléan (1999), aurait été impossible sans les politiques de libéralisation, de déréglementation et privatisation, pas simplement dans le domaine de la finance, mais aussi des IDE et des échanges de marchandises et de services* ». No período 1980-1995 observa-se a devolução ao mercado de setores ou grandes atividades de serviços que haviam sido incluídos no setor público desde o pós-Segunda Guerra. Para CHESNAIS, numa perspectiva neo-marxista, « la prétention à l'autonomie de la finance a pour fondement une extension très forte à la sphère géopolitique, mais aussi sociale, du 'règne de la marchandise' ».

[13] Expressão francesa para designar a apropriação do fluxo de valor adicionado gerado pelos setores diretamente produtivos de uma economia.

[14] Refere-se à Teoria (francesa) da Regulação desenvolvida por Robert BOYER, Bernard BILLAUDOT, Pascal PETIT, Michel AGLIETTA, Benjamin CORIAT, Alain LIPIETZ, para citar os mais conhecidos no Brasil.

[15] Esse modelo não será exposto aqui. Mais detalhes podem ser encontrados em BOYER (2000).

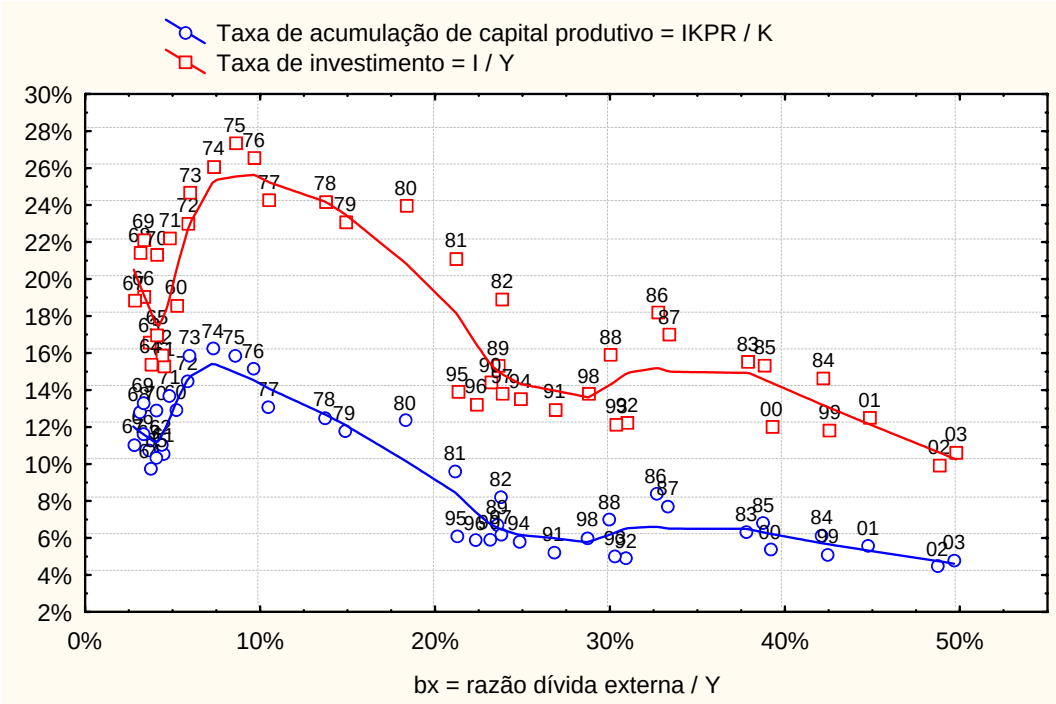
considerados ainda provisórios pelo autor: (a) quando os efeitos patrimoniais são muito desenvolvidos e os mercados financeiros induzem a generalização de decisões de investimento fortemente determinadas pela rentabilidade, então pode existir um *regime virtuoso de crescimento financeirizado*. Num tal regime, uma elevação da norma de rentabilidade tem um efeito favorável sobre a demanda, desde que o efeito acelerador seja significativo; (b) se, pelo contrário, a financeirização intervém em uma economia ainda dominada pela sociedade salarial, isto é, uma economia onde a renda do trabalho é um determinante essencial do modo de consumo, então uma elevação da norma de rentabilidade tem um impacto negativo; (d) as configurações são viáveis apenas *se a relação capital-trabalho não for predominantemnte concorrencial*, isto é, se a remuneração real dos assalariados não é condicionada de forma determinante pela evolução da demanda. Este resultado mostra que muita flexibilidade no mercado de trabalho prejudica a estabilidade macroeconômica; (e) existe um limiar para a rentabilidade exigida pelos mercados financeiros: um limite superior se o efeito acelerador do investimento é fraco e um limite inferior se ele for forte. Aparece assim um limite ao poder dos mercados financeiros que, se ele não é respeitado, introduz-se uma série de patologias macroeconômicas (inexistência de equilíbrio ou instabilidade); (f) uma reivindicação salarial elevando a remuneração de forma exógena tem influência positiva sobre a atividade econômica apenas se a condição de estabilidade está sendo preenchida; (g) o desenvolvimento dos mercados financeiros amplia a zona do regime patrimonial mas, simultaneamente, ele aproxima a economia da zona de instabilidade estrutural. *Existe então um limite a partir do qual a financeirização desestabiliza o equilíbrio macroeconômico*; (h) para estabilizar um regime financeiro, é preciso que as reações do banco central sejam suficientemente rápidas para prevenir o estouro das "bolhas financeiras".

O duplo diagrama de dispersão constante do Gráfico 5 mostra nitidamente que houve expansão das taxas de investimento e de acumulação de capital produtivo enquanto a razão dívida externa / PIB permaneceu a abaixo dos 10%, ou seja, no período [1960-1974]. Consequentemente, há um limite a partir do qual a correlação entre endividamento e investimento inverte o sinal, passando de positiva à negativa. Quando isto ocorre sob condições estruturais específicas - regime *monetário-financeiro inflacionista*, entre 1984-1993 e à *alta restrição monetária sob finanças liberalizadas*, a partir de 1994 – o resultado direto é a estagnação ou a queda da taxa de acumulação de capital.

Os dados empíricos indicam ser este o caso atual da economia brasileira sob "financeirização forçada". O crescimento econômico não é nunca uma hipótese improvável nestas condições, como pode ser constatado pela recuperação de 2004. O que está em jogo é a

qualidade e durabilidade desse crescimento, pois sua magnitude e estabilidade dinâmica, permanecem sujeitos às expectativas dos mercados financeiros e da proporção do valor adicionado que é apropriada pelas finanças, via punção rentista sobre os setores diretamente produtivos. O Estado brasileiro não contribui para quebrar este círculo vicioso entre acumulação financeira e acumulação real. Pelo contrário, o atual regime de política econômica reforça e reproduz a dependência financeira dos setores produtivos. De maneira que a economia cresce até o próximo ataque especulativo ou pressão inflacionária que ameace as estruturas internas que suportam as finanças liberalizadas. O Governo responde com aumentos das taxas básicas de juros e o crescimento é desacelerado.

GRÁFICO 5 – RAZÃO DÍVIDA /PIB, TAXA DE INVESTIMENTO E TAXA DE ACUMULAÇÃO [1960 - 2003]



FONTE: M. BRUNO (2005).
NOTA: As curvas ajustadas foram geradas a partir do método de regressão local – *lowess smoothing*.

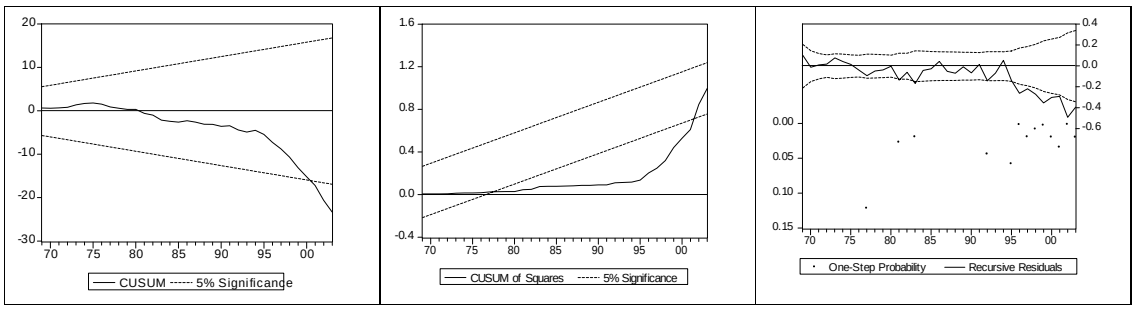
Para testar a hipótese de que há um limite a partir do qual o endividamento externo – ou a absorção de poupança externa – passa a ter impactos negativos sobre a taxa de acumulação de capital e então, sobre o crescimento econômico, uma função investimento foi especificada da seguinte maneira:

$$TXINV = \beta_0 + \beta_1 . r_{-1} + \beta_2 . bx \qquad (3)$$

$TXINV = \frac{FBKFprod}{PIB}$ é a taxa de investimento produtivo ou seja, a formação bruta de capital fixo em máquinas, equipamentos e construções não-residenciais como percentagem do PIB.[16]

$r = \frac{\Pi}{Kprod}$ é a taxa média de lucro bruto da economia brasileira; $bx = \frac{DívidaExterna}{PIB}$ é a dívida externa como percentagem do produto total. As variáveis foram tomadas em logaritmos a fim de que as elasticidades fossem imediatamente lidas da regressão. Os resultados da estimação da equação (3) encontram-se no Quadro 13, a seguir. A equação não se revelou estável para o período completo (Figura 1). Uma subdivisão fez-se necessária e os testes novamente detectaram que há estabilidade no subperíodo [1966-1980].

FIGURA 1- TESTES DE ESTABILIDADE PARA A EQUAÇÃO (3)



QUADRO 13 – ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO (3) [1966-1980]

Dependent Variable: TXINV
Method: Least Squares
Sample: 1966 1980
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.015731	0.806200	-4.981061	0.0003
r (-1)	0.866488	0.191387	4.527421	0.0007
bx	0.130275	0.022858	5.699182	0.0001

R-squared	0.805473	Mean dependent var	0.216248
Adjusted R-squared	0.773052	S.D. dependent var	0.109774
S.E. of regression	0.052295	Akaike info criterion	-2.886967
Sum squared resid	0.032817	Schwarz criterion	-2.745357
Log likelihood	24.65225	F-statistic	24.84409
Durbin-Watson stat	1.427460	Prob(F-statistic)	0.000054

Seguindo a metodologia utilizada ao longo deste trabalho, deve-se verificar a presença de raízes unitárias e uma eventual relação de co-integração, para se evitar o problema de regressões espúrias. Os testes de raízes unitárias confirmam que as três séries em questão são I(1) e além

[16] Inclui as construções governamentais que, segundo o IBGE, são consideradas produtivas.

disso o teste de JOHANSEN confirmou a presença de uma equação de co-integração (Quadros 14 e 15):

QUADRO 14 – TESTE DE RAÍZES UNITÁRIAS PARA TXINV, r e bx [1966-1980]

ADF Test Statistic			
TXINV	-2.455999	1% Critical Value*	-3.9635
r	0.864092	5% Critical Value	-3.0818
bx	-0.653131	10% Critical Value	-2.6829
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			

QUADRO 15 – TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN [1966-1980]

Sample: 1966 1980
Included observations: 15
Test assumption: Linear deterministic trend in the data
Series: TXINVPR r bx
Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.821008	36.79593	29.68	35.65	None **
0.447195	10.98972	15.41	20.04	At most 1
0.130553	2.098465	3.76	6.65	At most 2

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

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

TXINVPR	*r*	*bx*	C
1.000000	-0.820969	-0.098281	3.680350
	(0.14969)	(0.02582)	
Log likelihood	78.26813		

Para o próximo período, [1981-2003], as séries têm raízes unitárias mas o teste de JOHANSEN não revelou nenhuma relação de co-integração, o que está coerente com o fato de que a economia brasileira sai de sua trajetória de crescimento, a partir dos anos 80, como um dos resultados das transformações do regime de acumulação (Quadro 16). No entanto, quando os testes são aplicados ao subperíodo [1991-2003], uma nova relação de co-integração surge e confirma a influência particular do endividamento externo sobre as decisões de investimento produtivo.

QUADRO 16 – TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN [1981-2003]

Sample: 1981 2003
Included observations: 23
Test assumption: Linear deterministic trend in the data
Series: TXINVPR LR LBX
Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.609809	27.02305	29.68	35.65	None
0.208008	5.377334	15.41	20.04	At most 1
0.000593	0.013641	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. rejects any cointegration at 5% significance level

Os testes são agora executados para o período [1991-2003] que corresponde à fase de liberalização comercial e financeira (Quadro 17).

QUADRO 17 – ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO (3) [1991-2003]

Dependent Variable: TXINVPR
Method: Least Squares
Sample: 1991 2003
Included observations: 13

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.199067	0.575458	2.083675	0.0638
LR(-1)	0.107993	0.166127	0.650065	0.5303
LBX	-0.303682	0.059854	-5.073737	0.0005

R-squared	0.744756	Mean dependent var	-0.399146
Adjusted R-squared	0.693707	S.D. dependent var	0.101242
S.E. of regression	0.056031	Akaike info criterion	-2.726641
Sum squared resid	0.031395	Schwarz criterion	-2.596268
Log likelihood	20.72317	F-statistic	14.58908
Durbin-Watson stat	2.067259	Prob(F-statistic)	0.001083

Novamente as variáveis são todas I(1), mas desta vez o teste de JOHANSEN detecta uma relação de co-integração e isto sugere a entrada da economia brasileira em um novo padrão de acumulação de capital (Quadro 18).

QUADRO 18 – TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN (1991-2003)

Sample: 1991 2003
Included observations: 13
Test assumption: No deterministic trend in the data
Series: TXINVPR LR LBX
Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.836486	36.24168	34.91	41.07	None *
0.419986	12.70054	19.96	24.60	At most 1
0.350961	5.619403	9.24	12.97	At most 2

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

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

TXINVPR	LR	LBX	C
1.000000	0.044090	0.289819	-1.610526
	(0.12347)	(0.05203)	(0.49681)
Log likelihood	56.22006		

Para facilitar a leitura dos resultados e sua análise, a Tabela 1 a seguir reúne os valores dos parâmetros estimados. No período [1966-1980] que inclui a fase do "milagre brasileiro" com seu esgotamento e crise a partir de 1974, os efeitos do endividamento externo sobre o investimento são positivos, pois parte expressiva dos recursos externos que ingressaram no país destinaram-se às inversões produtivas.

TABELA 1 – ELASTICIDADES ESTIMADAS DA RELAÇÃO (3)[17]

PERÍODOS	r_{-1}	bx
[1966 – 1980]	0.82 (5,48)	0.10 (3,80)
[1991 – 2003]	- 0.04 (0,36)	- 0.30 (5,57)

NOTA: As estatísticas *t* estão entre parênteses.

Mas quando se analisam os resultados do teste econométrico para o período [1991-2003], destacam-se os seguintes fatos: o coeficiente relativo à taxa de lucro não é mais estatisticamente significativo e o sinal é agora negativo. O mesmo acontecendo com o sinal do coeficiente relativo a *bx*, cujo valor é agora três vezes superior ao do primeiro período (-0,30). Em resumo, a taxa de investimento não é mais sensível à taxa de lucro e sua sensibilidade à evolução da razão dívida externa / PIB foi triplicada e é agora negativa. O aumento do endividamento externo, ou a absorção de poupança externa sob condições de liberalização da conta de capital, leva a uma queda da taxa de acumulação de capital. Esse resultado corrobora a hipótese sustentada por BRESSER-PEREIRA (2004) e BRESSER-PEREIRA e NAKANO (2003), segundo a qual o principal problema macroeconômico que estaria impedindo a economia brasileira de requacionar as condições de retomada da acumulação de capital em bases sustentáveis, residiria na estratégia de crescimento com poupança externa.

Reforçando o novo padrão de relacionamento entre essas duas variáveis, o teste de causalidade de Granger mostra que as variações da razão dívida externa / PIB (BX) precedem as variações da taxa de investimento produtivo (TXINVPR). Isto significa que *as variações de BX causam-Granger as variações em TXINVPR*.

QUADRO 19 – TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA TXINV E LBX (1991-2003)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 04/04/05 Time: 11:40
Sample: 1991 2003

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LBX does not Granger Cause TXINVPR	13	6.08584	0.02474
TXINVPR does not Granger Cause LBX		1.35296	0.31179

NOTA: O teste foi realizado em logaritmo das variáveis.

CONCLUSÃO

Uma das características mais surpreendentes deste novo regime *finance led growth* é a desconexão entre taxa de lucro e taxa de acumulação de capital. Um fator básico que conspira

[17] A equação não se revelou estatisticamente significativa para o período [1980-1990].

contra a sustentabilidade do crescimento econômico em ritmo elevado. Os dados empíricos mostraram também que, nos anos 90, a taxa média de lucro empresarial (deduzidos os pagamentos de juros ao sistema financeiro) evoluiu segundo a mesma tendência de crescimento da razão dívida externa / PIB, enquanto a taxa de acumulação de capital produtivo permaneceu em tendência de queda. Isto significa que a elevação da *profit share* neste período foi uma resposta endógena à pressão da lógica financeira sobre os capitais diretamente produtivos, provocando a estagnação e até mesmo o declínio dos níveis de investimento em alguns períodos. Sob condições de elevado endividamento externo e liberalização financeira, a correlação entre a absorção de poupança externa e o investimento produtivo inverte o sinal, tornando-se negativa e portanto deprimindo a taxa de acumulação de capital. Essas evidências empíricas desafiam as abordagens derivadas da tradição neoclássica, que identificam apenas virtudes na abertura da conta de capitais.

Como a economia brasileira caracteriza-se por uma alta concentração da propriedade e da renda e níveis elevados de oligopolização de suas estruturas produtivas, o lucro empresarial pode expandir-se para absorver custos financeiros crescentes. Mas esse processo desenvolve-se às expensas da taxa de acumulação de capital produtivo e com pressões permanentes sobre o nível geral de preços da economia. Seja pelo fato de que os juros são custos financeiros das empresas, seja em razão da estagnação da taxa de crescimento da capacidade produtiva instalada. E como a nova fase de abertura econômica inaugurada pela "globalização neoliberal" pressupõe, para sua efetivação e lógica de financiamento, taxas baixas de inflação e taxas reais de juros atrativas aos fluxos de capitais estrangeiros, o Estado recorrentemente "freia" esse tipo de economia. Em conseqüência, a recomposição das condições para uma retomada sustentável do crescimento e do desenvolvimento econômicos, torna-se de fato um problema maior. Sobretudo, tratando-se de uma economia ainda em desenvolvimento e submetida a um processo de financeirização usurária sem precedentes históricos.

BIBLIOGRAFIA

AGLIETTA, Michel. *Macroéconomie financière: finance, croissance et cycles*. V.1 e 2 La Découverte. Paris, 2001;

AGLIETTA, Michel e BRETON, Regis. *Sistemas Financeiros, controle corporativo e acumulação de capital.* IPEA. Seminários DIMAC nº78. Outubro, 2001.

BELLUZZO, Luiz Gonzaga e ALMEIDA, Júlio Gomes de. *Depois da queda – a economia brasileira da crise da dívida aos impasses do real.* Ed.Civilização brasileira. Rio de Janeiro, 2002.

BILLAUDOT, Bernard. *Régulation et Croissance: une macroéconomie historique et institutionnelle*. L'Harmattan, 2001, Paris.

BOWLES, S. e BOYER, R. *Wages, aggregate demand, and employment in an open economy: an empirical investigation in Macroeconomics policy after the conservative era*. Edited by G. Epstein and H. Gintis, Cambridge University press, 1995.

BOYER, Robert. *Is a Finance-led Growth Regime a Viable Alternative to Fordism? A preliminary analysis*. Economy and Society 29 (1): 111–45. Volume 29, Issue 1, 1 February 2000.

_____. *Deux défis pour le XXI^e siècle: discipliner la finance et organiser l'internationalisation*. CEPREMAP n° 2000-08, Paris, 2000.

BOYER, Robert. e DURAND, Jean-Pierre. *L'après Fordisme*.Syros, Paris, 1998.

BRESSER–PEREIRA, Luiz Carlos. *Macroeconomia do Brasil pós-1994.* Análise econômica, 21 (40):07-38. Setembro, 2003.

BRESSER–PEREIRA, Luiz Carlos e NAKANO, Y. *Crescimento econômico com poupança externa ?,* Revista de Economia Política, vol. 23, n. 2, 2003.

BRUNO, Miguel. *Crescimento econômico, mudanças estruturais e distribuição: as transformações do regime de acumulação no Brasil – uma análise regulacionista*. Tese de Doutorado em co-tutela (co-orientação) entre o Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ) e a École des Hautes Études en Sciences Sociales (EHESS / Paris-França), março de 2005.

_____. *Rapport salarial et régime monétaire au Brésil – émergence, évolution et perspectives d'une construction inachevée*. CEPREMAP, Séminaire URA-922, Paris, octobre, 2002.

_____. *Regimes de crescimento, mudanças estruturais e distribuição na economia brasileira (1970-2001).* Anais do VIII Encontro Nacional de Economia Política. Florianópolis, junho, 2003.

_____. *Wage-labor nexus, financeirização e acumulação de capital no Brasil-Evolução, configuração atual e interdependências estruturais.* Anais do IX Encontro Nacional de Economia Política. Uberlândia, julho, 2004.

CHESNAIS, François. *La théorie du regime d'accumulation financiarisé: contenu, portée et interrogations.* Forum de la Régulation. Paris, 2003.

CASTRO, Antônio B. de. *A hipótese do crescimento rápido e sustentável*. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, gabinete do ministro. Brasília, 2004.

CLEVELAND, WS. *Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots*\ Journal of American Statistical Association, 74, 829—836, 1979.

CLEVELAND, W.S., and S. J. Devlin, *Locally Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting*, *J. Amer. Stat. Assn., 83* (403), 596-610, 1988.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. Jonh Wiley & Sons, Inc., 1995.

ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J. *Cointegration and error correction: representation, estimation and testing*. Econometrica, 55, 251-276, 1987.

ENGLE, R. F. e YOO S. *Forecasting and testing in cointegrated systems*, Journal of Econometrics, 35, 143-159, 1987.

FURTADO, Celso. Entrevista em jornal, 2003;

JONES, Charles I. *Times-series of endogenous growth methods*. Quartely Journal of Economics 110 (May); 495-525. 1995;

LARDIC, Sandrine e MIGNON, Valérie. *Économétrie des séries temporalles macroéconomiques et financières.* Ed. Econômica. Paris, 2002.

LORDON, Fréderic. *Finance internationale: les illusion de la transparance*. Critique internationale, janvier 2001, n° 10.

MADDALA, G. S. e KIM, In-Moo. *Unit roots cointegration and structural change*. Cambridge University Press, 1998.

MARQUES-PEREIRA, Jaime. *L'aléa moral de la souveraineté monétaire em Amérique Latine ou le voile du conflict distributif.* Cadernos PROLAM/USP. Ano 02. V.02 .Nº. 4 - 2003.

MARQUES-PEREIRA, J. M. e THÉRET, Bruno. *Régimes politiques, médiations sociales de la régulation et dynamiques macroéconomiques*. in L'Année de la régulation, n° 5, 2001-2002.

MARQUETTI, Adalmir. *A economia brasileira no capitalismo neoliberal: progresso técnico, distribuição, crescimento e mudança institucional*. Seminário nº3/2004.USP, SP, 2004.

MENDONÇA, Sônia Regina de. *Estado e economia no Brasil : opções de desenvolvimento.* 2ª Edição. Editora Graal.Rio de Janeiro, 1988.

MIOTTI, E. L. *Accumulation, régulation et crises en Argentine*. Thèse de doctorat, Université de Paris VII, octobre 1991.

MORANDI, L. E REIS, E. *Estoque de capital fixo no Brasil*. IPEA, 2003.

NOWAK-LEHMANN, F. Does the AK model apply to Chilean Economy ? Tmes-series evidence for the period of 1960-1998. 2001;

PETIT, Pascal.. *On growth regimes in a pos fordist era.* CEPREMAP. July, 2003.

SALAMA, Pierre. *Do produtivo ao financeiro e do financeiro ao produtivo na Ásia e na América Latina.* Revista da Sociedade Brasileira de Economia Política nº6. Rio de Janeiro, junho, 2000.

SILBER, Simão David. *Mudanças na economia brasileira (1988-2002): abertura, estabilização e crescimento.* FAU/USP, 2003.

SODRÉ, Maria Cecília e GOTTSCHALK, Ricardo. *A liberalização das saídas de capitais nos países emergentes: uma análise comparada*. V Encontro de Economistas da Língua Portuguesa. Recife, novembro, 2003.

SOUZA Jr., José Renato de Castro. *Restrições ao crescimento econômico do Brasil: uma aplicação do modelo de três hiatos (1970-2000).* UFMG, CEDEPLAR. Belo Horizonte, 2002.

STEINDL, Josef. *Maturidade e Estagnação no Capitalismo Americano* (1952).

STOCK, James H e WATSON, Mark W. *Econometria.* Ed. Pearson. São Paulo, 2004.

VIDAL, Jean-François. *Régimes de croissance post-fordistes: comparaison des états-unis, du Japon et de la France*. Forum de la régulation, octobre, 2003.