

A sustentabilidade do endividamento externo no Brasil: uma análise de co-integração*

ADRIANA FERREIRA PONTA**

Este artigo tem por objetivo investigar, empiricamente, a sustentabilidade da dívida externa no Brasil. A hipótese de sustentabilidade do crescimento da dívida externa é colocada à prova através da co-integração entre o estoque da dívida externa líquida e os superávits comerciais, utilizando dados trimestrais que cobrem o período 1970/I-1992/I. Os resultados empíricos indicam que o crescimento da dívida externa não é sustentável, o que traz importantes implicações para a condução da política cambial brasileira.

1 - Introdução

A preocupação recente com o equilíbrio intertemporal do balanço de pagamentos surgiu quando a forte fuga de capitais do Brasil, iniciada em dezembro de 1994, como resultado da grave crise de confiança que se abateu sobre os investidores estrangeiros em decorrência do colapso cambial mexicano, passou a levantar o risco de o país não conseguir mais honrar seus compromissos externos.

De fato, o recurso excessivo ao endividamento externo, como alternativa à captação de poupança interna para financiar os investimentos internos e o déficit, pode comprometer a sustentabilidade do equilíbrio intertemporal do balanço de pagamentos, o qual pode, eventualmente, entrar em uma trajetória não-sustentável a longo prazo.

Este artigo tem por objetivo investigar, empiricamente, a sustentabilidade do processo de endividamento externo no Brasil de 1970 a 1992, e está dividido em três seções, além desta introdução. A segunda seção aborda teoricamente a questão do equilíbrio intertemporal do balanço de pagamentos e define a condição de sustentabilidade do crescimento da dívida externa. A seção seguinte trata da parte empírica e apresenta a metodologia com relação aos procedimentos estatísticos utilizados, bem como os resultados empíricos obtidos. A sustentabilidade do crescimento da dívida externa requer a co-integração entre os superávits em conta corrente do balanço de pagamentos, líquidos

* Este artigo é parte de minha dissertação de mestrado apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP-SP). A autora agradece a Affonso Celso Pastore, Octávio Tourinho e a dois pareceristas anônimos desta revista pelos seus comentários e sugestões. As opiniões expressas neste artigo, bem como os erros e omissões remanescentes, são de minha única e exclusiva responsabilidade.

** Do IPEA/DIPES/PNPE.

dos serviços de fatores, e o estoque da dívida externa líquida. Os testes de co-integração utilizados para colocar à prova esta hipótese empregam o procedimento de Johansen (1988 e 1991), enquanto os testes de estacionariedade aplicam, além dos testes convencionais de raízes unitárias propostos por Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988), o procedimento desenvolvido por Perron (1993) para o teste de uma raiz unitária na presença de uma quebra estrutural única na função de tendência dos dados. Por fim, na quarta seção são apresentadas as principais conclusões.

2 - A sustentabilidade do crescimento da dívida externa

Considerando-se que o endividamento externo é uma forma alternativa de financiamento do déficit público, é necessário que se defina a condição de sustentabilidade do crescimento da dívida externa.¹ A relação dívida externa/produto é dada por:

$$b^* = \frac{B^* E}{P y} \quad (1)$$

onde B^* é o estoque da dívida externa em moeda estrangeira, E a taxa nominal de câmbio e $P y$ é o produto nominal. A equação (1) pode ser reescrita como:

$$b^* = \frac{B^* e}{P^* y} \quad (2)$$

onde $e = EP^*/P$ é a taxa de câmbio real e P^* o nível dos preços internacionais.

Calculando, em (2), a derivada logarítmica com relação ao tempo, obtemos:

$$\frac{1}{b^*} \frac{db^*}{dt} = \frac{1}{B^*} \frac{dB^*}{dt} + \hat{e} - \pi^* - \rho \quad (3)$$

onde \hat{e} é a taxa real de desvalorização cambial, π^* a taxa de inflação internacional e ρ a taxa de crescimento do produto real doméstico.

A variação do estoque da dívida externa ao longo do tempo depende do saldo em contas correntes do balanço de pagamentos:

¹ A derivação da restrição orçamentária intertemporal do balanço de pagamentos e, por conseguinte, algumas das equações descritas nesta seção seguem Rossi (1992), e são reproduzidas apenas para facilitar a compreensão da exposição aos leitores não familiarizados com o assunto. Ver também Wijnbergen (1990).

$$\frac{dB^*}{dt} = (M - X) + i^* B^* \quad (4)$$

onde M e X são as importações e exportações de bens e serviços não-fatores e i^* a taxa nominal de juros internacionais que incide sobre o estoque da dívida externa B^* .

Substituindo (4) em (3), chegamos à equação que descreve a dinâmica da dívida externa:

$$\frac{db^*}{dt} = d + (r^* + \hat{e} - \rho)b^* \quad (5)$$

onde $d = (M - X) E/Py$ é o déficit em contas correntes líquido do pagamento de serviços fatores com relação ao produto nominal e $r^* = i^* - \pi^*$ representa a taxa real de juros internacionais.

Rearranjando os termos em (5), obtemos:

$$\frac{db^*}{dt} = d + (r^* - \rho)b^* + \hat{e}b^* \quad (6)$$

Pela equação (6), e de acordo com Wijnbergen (1990), três fatores devem ser considerados na análise do equilíbrio externo, a saber:

a) a conta corrente do balanço de pagamentos líquida do pagamento de serviços fatores;

b) a inter-relação entre as taxas reais de juros e a taxa de crescimento do produto real doméstico; e

c) a perda de capital produzida no estoque da dívida externa resultante de uma desvalorização real da taxa de câmbio.

O primeiro termo em (6), d , corresponde ao déficit na balança comercial e de serviços não-fatores e equivale à diferença entre a absorção doméstica agregada e o produto interno bruto. Sempre que houver excesso de demanda interna sobre o produto, dada a taxa cambial, o país estará absorvendo recursos reais do exterior.

Cabe considerar que, através das contas correntes do balanço de pagamentos, é possível obter uma maneira alternativa de definir a transferência de recursos reais, como a soma do saldo líquido da balança comercial (bc) e a conta de serviços não-fatores (snf) ou, ainda, pela diferença entre o saldo em conta corrente (cc) — exclusive transferências unilaterais — e o pagamento de serviços fatores (sf). Formalmente:

$$(X - M) = (bc + snf) = (cc - sf) \quad (7)$$

Observe-se que, sempre que a renda líquida enviada ao exterior a título de remessas de juros, lucros e dividendos for maior que o déficit em conta corrente, estará ocorrendo transferência de recursos reais ao exterior. Nesse caso, o pagamento de uma parte ou do total da conta de serviços fatores estará sendo realizado à custa de compressão dos gastos domésticos.

Assim, o termo d em (6), que representa o déficit na balança comercial e de serviços não-fatores, tem como contrapartida a absorção de recursos reais do exterior. Note-se que, se a balança comercial e de serviços não-fatores for consistentemente deficitária, a dívida estará crescendo mais rápido do que a taxa de juros, e o endividamento externo será auto-alimentador no sentido de que os juros da dívida antiga estarão sendo continuamente financiados por meio de novos empréstimos. Se d for igual a zero, então o aumento na dívida será equivalente às remessas de juros ao exterior, e a dívida estará crescendo à taxa de juros. Se a conta corrente líquida do pagamento de serviços fatores for superavitária ($d < 0$), o endividamento externo será menor do que os pagamentos de juros, e o país estará transferindo recursos reais.

O segundo termo em (6), $(r^* - \rho)b^*$, mede a inter-relação entre as taxas reais de juros e a taxa de crescimento do produto real doméstico. Observe-se que, se d for igual a zero, então o numerador da relação dívida/produto em (2) estará crescendo à taxa de juros — ver equação (4) —, enquanto o denominador estará crescendo à taxa real de crescimento econômico. Assim, se a taxa real de juros for superior à taxa real de crescimento da economia, a relação dívida/produto aumentará devido à aceleração do crescimento dos custos do serviço da dívida referentes aos pagamentos de juros sobre a dívida passada, limitando, dessa forma, o espaço para a existência de déficits na balança comercial e de serviços não-fatores.

O terceiro termo, $\hat{e}b^*$, mede a perda de capital que uma desvalorização real da taxa de câmbio provoca no estoque da dívida externa. À medida que a taxa de câmbio é desvalorizada em termos reais, ocorre um aumento da contrapartida em moeda nacional da dívida externa existente, o que implica que mais bens necessitarão ser exportados para cobrir o mesmo serviço da dívida que, após a desvalorização real da taxa de câmbio, ficou mais elevado em moeda nacional.

O valor de estado estacionário da relação dívida/produto, b^* , é dado por:

$$b^* = \frac{d}{[\rho - (r^* + \hat{e})]} \quad (8)$$

E, para que esta dívida externa seja sustentável, é necessário que o superávit em contas correntes, líquido do pagamento de serviços fatores, deve pelo menos igualar o estoque da dívida inicial vezes a diferença entre o custo real da dívida externa e a taxa real de crescimento econômico.

$$-d \geq [(r^* + \hat{e}) - \rho]b^* \quad (9)$$

A obtenção de saldos nulos na balança comercial e de serviços não-fatores seria consistente se as taxas reais de juros internacionais fossem equivalentes à taxa de crescimento econômico (supondo nula a taxa real de desvalorização cambial).

Quanto mais elevados os encargos da dívida externa, tanto maior deverá ser o superávit necessário na balança comercial e de serviços não-fatores. Além disso, um país que apresente um estoque de dívida menor ou uma taxa de crescimento mais elevada tem mais espaço para aumentar o seu endividamento externo que um país com uma relação dívida/produto mais elevada. A observação precedente encerra um círculo vicioso, na medida em que uma taxa de crescimento baixa implica menos endividamento externo, o que, por sua vez, envolve menos crescimento econômico, e assim por diante.

Note-se que (5) é uma equação diferencial linear de primeira ordem não-homogênea, sendo a sua solução dada por:

$$b_0^* = - \int_0^t (M_t - X_t) \frac{E}{Py} e^{-(r^* + \hat{e} - \rho)t} dt + b_t^* e^{-(r^* + \hat{e} - \rho)t} \quad (10)$$

Aplicando em (10) a condição de sustentação da dívida externa dada por:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} b_t^* e^{-(r^* + \hat{e} - \rho)t} = 0 \quad (11)$$

com b_t^* crescendo a uma taxa inferior à diferença entre a taxa real de juros internacionais, corrigida pela taxa real de desvalorização cambial, e a taxa de crescimento econômico, chegamos à restrição orçamentária intertemporal do balanço de pagamentos:

$$b_0^* = - \int_0^{\infty} (M_t - X_t) \frac{E}{Py} e^{-(r^* + \hat{e} - \rho)t} dt \quad (12)$$

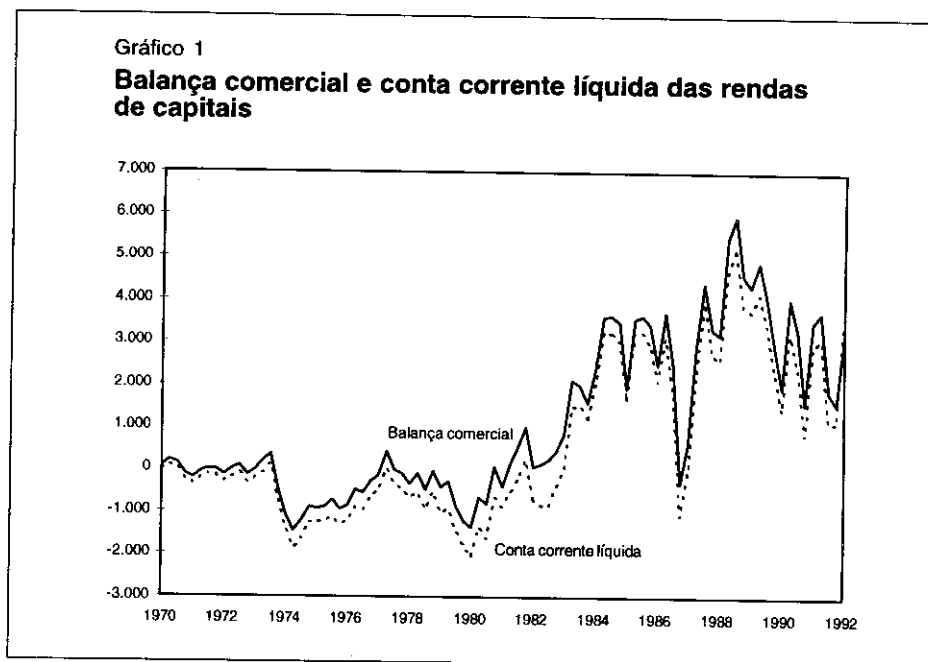
Assim, a sustentabilidade do crescimento da dívida externa tem como contrapartida o equilíbrio intertemporal do balanço de pagamentos, o que, por sua vez, requer que o valor presente — descontado à taxa $(r^* + \hat{e} - r)$ — dos superávits da balança comercial e de serviços não-fatores seja igual ao estoque inicial da dívida externa líquida (pública ou privada). No que diz respeito à implementação empírica, a sustentabilidade do crescimento da dívida externa requer que os superávits em contas correntes do balanço de pagamentos, líquidos dos serviços fatores, e o estoque da dívida externa líquida sejam co-integrados.

3 - A evidência empírica

A hipótese de sustentabilidade do crescimento da dívida externa é colocada à prova através da co-integração entre os superávits em conta corrente do balanço de pagamentos, líquidos dos serviços fatores, e o estoque da dívida externa líquida.

Em se tratando da análise empírica, a contrapartida dos superávits da balança comercial e de serviços não-fatores consiste nos superávits comerciais, uma vez que a balança de serviços não-fatores, que incorpora viagens internacionais, transportes, seguros, serviços governamentais e diversos, não altera a natureza das flutuações do déficit. De fato, a comparação entre a balança comercial e a conta corrente líquida das rendas de capitais indica que a utilização na análise empírica dos saldos comerciais, em vez da soma destes com os saldos da balança de serviços não-fatores, não implica perda de informações relevantes, tal como pode ser visto no Gráfico 1.

A dívida externa líquida foi calculada como a diferença entre a dívida externa bruta (registrada) e as reservas (liquidez internacional).² Os dados de dívida externa bruta,



² Como a série da dívida externa bruta não apresentava dados para os três primeiros trimestres de 1989, fez-se uma interpolação pela média dos trimestres imediatamente anterior e posterior.

reservas internacionais e balança comercial foram extraídos do *Boletim do Banco Central* (vários números) e consistem em observações trimestrais expressas em milhões de dólares correntes para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1970 e o primeiro trimestre de 1992.³

Os testes de raízes unitárias utilizados para a determinação da ordem de integração das variáveis são os propostos por Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988).

Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) baseiam-se nas estatísticas t de $\hat{\alpha}$, representadas por τ_ν , τ_μ e τ , para a regressão (13) a seguir estimada, respectivamente: a) com tendência e com constante; b) apenas com constante; e c) sem tendência e sem constante.

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

onde p é escolhido de modo a assegurar que a série de resíduos $\{\varepsilon_t\}$ seja um ruído branco.

Os testes de Phillips-Perron (PP) são robustos na presença de heterogeneidade e dependência nos resíduos, pois consistem em ajustes não-paramétricos aplicados às estatísticas ADF de modo a permitir os efeitos de inovações distribuídas heterogeneamente e correlacionadas serialmente.

Os resultados dos testes de estacionariedade para os níveis e as primeiras diferenças da dívida externa líquida (*DE*) e da balança comercial (*BC*) encontram-se nas Tabelas 1 e 2.⁴ Os testes ADF indicam que a variável *BC* é $I(1)$ e que a variável *DE* demonstra evidências de possuir pelo menos duas raízes unitárias.⁵ Não obstante, os testes PP mostram que a variável *DE* é $I(1)$.

Como as séries de dívida externa líquida e balança comercial apresentam quebras estruturais significativas (ver Gráficos 2 e 3), os testes propostos por Perron (1993) para uma raiz unitária permitindo a possibilidade de uma mudança estrutural única na função de tendência dos dados também são aplicados a estas, dado que, na presença de uma quebra estrutural, os testes de Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988) são viesados no sentido da não-rejeição da hipótese nula de raiz unitária, mesmo que a tendência não seja estocástica.

3 Dado que a análise empírica utiliza as variáveis em dólares correntes e não como proporção do PIB, a equação de dinâmica da dívida externa não corresponde mais à equação (5), mas sim à equação (4). Conseqüentemente, os superávits da balança comercial passam a ser descontados à taxa nominal de juros internacionais e não mais à taxa $(r^* + \hat{e} - \rho)$.

4 Os testes de raízes unitárias foram executados no RATS 4.0.

5 É interessante notar que, como sugerido por um parecerista anônimo desta revista, o teste Dickey-Fuller Aumentado para a série da dívida externa líquida parece estar sendo "dominado" pelo comportamento da série até o fim de 1987 e, portanto, a reversão de tendência ocorrida em 1988 não foi "captada" pelo modelo. Os testes subseqüentes corrigem esta deficiência.

TABELA 1

Testes ADF para a dívida externa líquida e a balança comercial

Variável	Período	τ_τ	τ_μ	τ	p
DE	70:1/92:1	-0,3065	-1,4636	-0,0313	6
BC	70:1/92:1	-2,9821	-1,5439	-1,0924	4
Δ DE	70:2/92:1	-2,0534	-1,7764	-1,8429	4
Δ BC	70:2/92:1	-4,1558	-4,1846	-4,1789	3

* Para a estatística τ , $p = 5$.

OBS.: 1) O número de defasagens p foi aumentado até que a estatística Q de Ljung-Box não rejeitasse a hipótese nula de resíduos não-autocorrelacionados.

2) Valores críticos tabulados por MacKinnon (1991):

DE (τ_τ)	1% = -4,0727; 5% = -3,4645; 10% = -3,1585
DE (τ_μ)	1% = -3,5111; 5% = -2,8967; 10% = -2,5853
DE e Δ DE (τ)	1% = -2,5912; 5% = -1,9442; 10% = -1,6178
BC e Δ BC (τ_τ)	1% = -4,0700; 5% = -3,4632; 10% = -3,1578
BC e Δ BC (τ_μ)	1% = -3,5092; 5% = -2,8959; 10% = -2,5849
BC e Δ BC (τ)	1% = -2,5906; 5% = -1,9440; 10% = -1,6178

TABELA 2

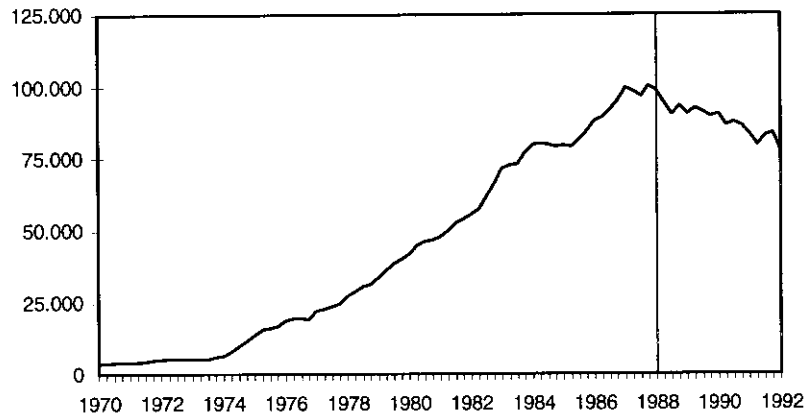
Testes PP para a dívida externa líquida e a balança comercial

Variável	Período	$\ell = 1$		$\ell = 4$	
		$Z(\tau_\tau)$	$Z(\tau_\mu)$	$Z(\tau_\tau)$	$Z(\tau_\mu)$
DE	70:1/92:1	0,8446	-1,2554	0,2327	-1,1448
BC	70:1/92:1	-3,8295 **	-2,1047	-3,6672 **	-1,8013
Δ DE	70:2/92:1	-6,4417 ***	-6,2093 ***	-6,7613 ***	-6,5887 ***
BC	70:2/92:1	-9,6352 ***	-9,6353 ***	-10,0748 ***	-10,0720 ***

OBS.: 1) ℓ = número de autocovariâncias estimadas.

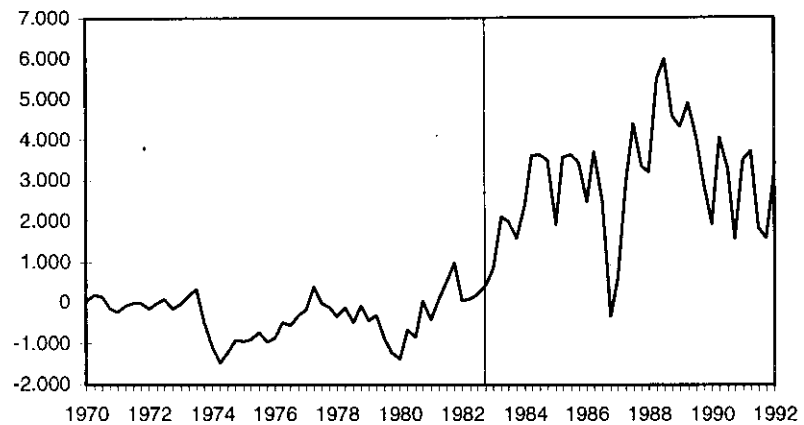
2) * indica significância ao nível de 10%; ** indicam significância ao nível de 5%; e *** indicam significância ao nível de 1%.

Gráfico 2
Dívida externa líquida



OBS.: A linha vertical corresponde à data da quebra ($T_b = 1988:1$) determinada endogenamente pelos dados.

Gráfico 3
Balança comercial



OBS.: A linha vertical corresponde à data da quebra ($T_b = 1982:4$) determinada endogenamente pelos dados.

O modelo de *outlier* aditivo com mudança na declividade foi aplicado à série da dívida externa líquida, ao passo que o modelo selecionado para a série da balança comercial foi o de *outlier* aditivo com mudança no intercepto.

Para uma dada série de tempo $\{y_t\}$, os modelos de *outlier* aditivo podem ser especificados como:

a) mudança no intercepto:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + v_t \quad (14)$$

b) mudança na declividade:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + v_t \quad (15)$$

onde DU_t é a *dummy* associada a uma mudança no intercepto e definida como $DU_t = 1$ se $t > T_b$ e 0 caso contrário, DT_t^* é a *dummy* associada a uma mudança na declividade e definida como $DT_t^* = t - T_b$ se $t > T_b$ e 0 caso contrário e T_b é o instante de tempo no qual ocorre a mudança na função de tendência. A componente estocástica v_t é dada por $A(L)v_t = B(L)\varepsilon_t$, com $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$ e $A(L)$ e $B(L)$ polinômios de ordem p e q , respectivamente, no operador de defasagem L .

A estimação dos modelos de *outlier* aditivo requer a aplicação de mínimos quadrados ordinários em duas etapas, através das seguintes equações:

a) modelo de *outlier* aditivo com mudança no intercepto:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \tilde{y}_t \quad (16.1)$$

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^k d_j D(T_b)_{t-j} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16.2)$$

b) modelo de *outlier* aditivo com mudança na declividade:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \quad (17.1)$$

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17.2)$$

Observe-se que na primeira etapa de estimação a tendência da série é estimada e removida da série original através das regressões (16.1) e (17.1), com \tilde{y}_t representando, dessa forma, a série sem tendência. Os resultados dos testes encontram-se resumidos na Tabela 3.⁶

TABELA 3

Modelo de outlier aditivo

Variável	Período	T_b	k	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}}$	Q Ljung-Box
DE	70:1/92:1	88:1	9	0,92	-1,85 *	$Q(19)=16,85$
BC	70:1/92:1	82:4	8	0,24	-4,32 **	$Q(20)=18,40$

OBS.: Valores críticos encontrados em Perron (1993):

* 1% = -4,67; 5% = -4,08; 10% = -3,77.

** 1% = -5,34; 5% = -4,80; 10% = -4,58.

No modelo de *outlier* aditivo com mudança na declividade, o instante de mudança na função de tendência foi escolhido através da minimização do t -estatístico associado a γ , o coeficiente de DT_t^* , enquanto que, no modelo de *outlier* aditivo com mudança no intercepto, a data da quebra T_b foi selecionada com base na minimização do t -estatístico associado a α .⁷ Os valores do parâmetro k nas equações (16.2) e (17.2) foram determinados através de um procedimento recursivo baseado na significância estatística da última defasagem nas auto-regressões estimadas. Observe-se que as estatísticas Q de Ljung-Box indicam a inexistência de resíduos autocorrelacionados nas regressões estimadas com base neste critério de seleção de k . Os resultados mostram que, para ambas as séries, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, a um nível de significância de 10%.

Os testes de co-integração aplicam o procedimento proposto por Johansen (1988 e 1991) para a estimação de uma base para o espaço gerado pelos vetores de co-integração,

6 Os testes foram implementados através das rotinas desenvolvidas por Perron e Ng para o RATS 4.0.

7 A mudança de regime identificada no primeiro trimestre de 1988 para a dívida externa líquida é plenamente justificável em termos de política econômica, pois a decretação da moratória unilateral da dívida externa, em 1987, destruiu por bastante tempo o crédito internacional do país. No que diz respeito à balança comercial, a mudança no nível da série, identificada no último trimestre de 1982, é consistente com o início da transferência de recursos reais ao exterior para o pagamento de serviços fatores.

em um contexto multivariado. A técnica de Johansen baseia-se na seguinte versão reparametrizada de um modelo VAR de ordem finita k com erros normais:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

onde Y_t é um vetor de variáveis estocásticas $p \times 1$ com cada variável $I(1)$, μ é um termo constante, D_t são *dummies* sazonais que consideram qualquer sazonalidade determinista e Ψ é uma matriz $(s-1) \times (s-1)$ que contém todos os coeficientes das *dummies* sazonais. Além disto, $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ são variáveis normais independentes p -dimensionais com média zero e matriz de variância $\Sigma [N_p(0, \Sigma)]$ e $\Pi = \alpha \beta'$, com α e β matrizes $p \times r$.

O posto da matriz Π , r , corresponde ao número de vetores de co-integração linearmente independentes, e a determinação do número das relações que co-integram equivale à determinação do número de autovalores significativamente diferentes de zero.

Os resultados da aplicação do procedimento de Johansen para o estoque da dívida externa líquida e o superávit comercial encontram-se reproduzidos na Tabela 4.⁸ O modelo VEC dado em (18) foi estimado para $k = 10$, identificado pelos critérios FPE e AIC.⁹ Tanto o teste do traço quanto o teste do autovalor máximo indicam que a hipótese nula Posto (Π) = $r = 0$ não pode ser rejeitada, o que implica que as variáveis não são co-integradas.¹⁰

TABELA 4

Testes do número (r) de vetores de co-integração para $Y_t = [DE_t, BC_t]$

Hipótese nula	λ_{\max}	Valor crítico (5%)	Hipótese nula	Traço	Valor crítico (5%)
$r = 1$	1,856	3,76	$r \leq 1$	1,856	3,76
$r = 0$	11,188	14,07	$r \leq 0$	13,043	15,41

8 O procedimento de Johansen foi implementado através da rotina CATS, executada no RATS 3.11. Os valores críticos foram extraídos de Osterwald-Lenum (1992).

9 A ordem do VEC deve ser escolhida de modo a assegurar que os resíduos sejam ruídos brancos. Tendo em vista este objetivo, o valor de k foi selecionado através da minimização dos seguintes critérios de informação: a) Akaike Information Criterion (AIC); b) Hannan-Quinn Criterion (HQ); c) Schwarz Criterion ou Bayesian Information Criterion (SC); e d) Final Prediction Criterion (FPE).

10 A hipótese de sustentabilidade do crescimento da dívida externa também foi colocada à prova através da co-integração entre os superávits em contas correntes do balanço de pagamentos, em vez dos superávits comerciais, e o estoque da dívida externa líquida, tendo sido obtido o mesmo resultado acerca da ausência de alguma relação de co-integração entre as variáveis.

Cabe considerar que, como o procedimento de Johansen não é robusto a quebras estruturais, o fato de as variáveis não serem co-integradas pode ter sido provocado simplesmente pela existência de quebras estruturais significativas nas séries. Assim, visando controlar por estas quebras, o procedimento de Johansen foi então repetido para as variáveis DE_t e BC_t , substituídas, respectivamente, pelos resíduos das regressões de DE_t contra $\{1, t, DT_t^*\}$ e de BC_t contra $\{1, t, DU_t\}$, para as variáveis *dummies* DT_t^* e DU_t definidas como anteriormente. Note-se que, no caso dos modelos de *outlier* aditivo, a função de tendência quebrada consiste simplesmente nas equações (14) e (15) estimadas por mínimos quadrados ordinários.

Os resultados da aplicação do procedimento de Johansen para os resíduos R_t^{DE} e R_t^{BC} encontram-se na Tabela 5.¹¹ O modelo VEC dado em (18) foi estimado para $k=10$, identificado pelos critérios FPE e AIC. Os testes do traço e do autovalor máximo continuam indicando que as variáveis não são co-integradas, mesmo com controle das quebras estruturais.

TABELA 5

Testes do número (r) de vetores de co-integração para $Y_t = [R_t^{DE}, R_t^{BC}]$

Hipótese nula	λ_{\max}	Valor crítico (5%)	Hipótese nula	Traço	Valor crítico (5%)
$r=1$	5,486	9,24	$r \leq 1$	5,486	9,24
$r=0$	12,932	15,67	$r \leq 0$	18,418	19,96

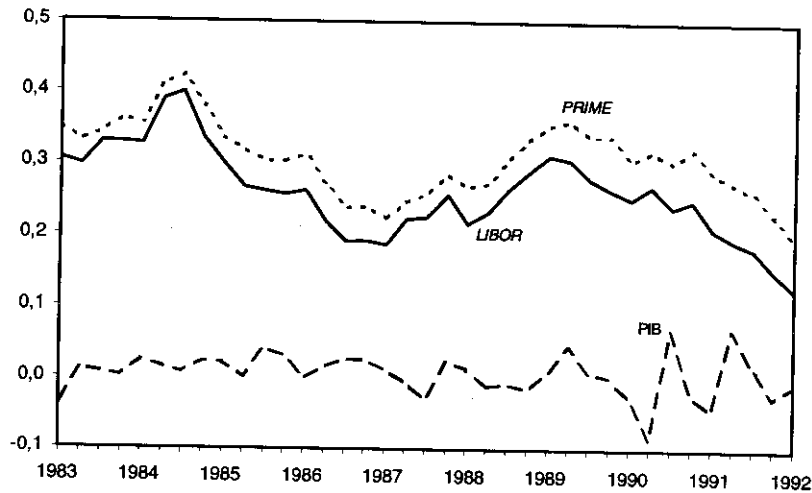
Tal resultado parece paradoxal, na medida em que, mesmo com os superávits comerciais externos sem precedentes que foram gerados a partir de 1983, a dívida externa não é sustentável. Observe-se, entretanto, que a geração de superávits na balança comercial requer cortes no dispêndio agregado, os quais, por um lado, produzem efeitos recessivos no curto prazo e, por outro, afetam a capacidade instalada de produção no longo prazo, assim como a taxa de crescimento econômico do país. A redução da taxa de crescimento do produto real doméstico pode fazer com que os ganhos provenientes dos superávits comerciais sejam anulados pela elevação do termo $(r^* - \rho)b^*$ — ver equação (6) —, onde, neste caso, os ganhos produzidos no numerador da relação dívida/produto seriam compensados pela redução na taxa de crescimento do denominador, podendo eventualmente levar a uma espiral desestabilizadora. De fato, a comparação entre a taxa de crescimento do produto real doméstico e as taxas reais de juros internacionais (*Libor* e *Prime*) fornece uma forte evidência nesta direção, tal como pode ser visto no Gráfico 4.¹²

11 O modelo VEC foi estimado sem o termo constante μ , devido ao fato de que, quando se trabalha com os resíduos, na verdade o que se está fazendo é retirar a tendência linear das séries.

12 Como a série da dívida externa bruta utilizada para a realização dos testes foi interrompida no primeiro trimestre de 1992, por esta razão os testes não prosseguem até o momento presente. Não

Gráfico 4

Taxa de expansão do PIB e taxas reais de juros internacionais



4 - Conclusão

Os resultados empíricos obtidos neste estudo indicam que o crescimento da dívida externa não é sustentável, o que implica que uma política cambial que vise produzir déficits em transações correntes, obtidos através da manutenção do câmbio artificialmente defasado e sobrevalorizado, com o intuito de permitir ao país absorver fluxos crescentes de capital externo, poderá eventualmente constituir-se em uma estratégia altamente arriscada em se tratando da sustentabilidade do equilíbrio externo, haja vista a extrema volatilidade dos fluxos de capitais internacionais.

A recente crise mexicana, em dezembro de 1994, fornece um exemplo atual dos riscos de uma estratégia de desenvolvimento baseada na absorção de poupanças externas para

obstante, se mesmo com os superávits comerciais externos sem precedentes que foram gerados a partir de 1983 o crescimento da dívida externa não é sustentável, com muito maior razão seria de se esperar que este resultado se repetisse pela inclusão na análise empírica do período recente, cuja política cambial, desde o advento do Plano Real em julho de 1994, tem produzido uma taxa de câmbio real fortemente desalinhada com a competitividade externa do país devido a um processo de progressiva valorização da moeda nacional, levando a déficits crescentes e cumulativos em conta corrente.

financiar os investimentos internos e o déficit. De fato, déficits crescentes e cumulativos em conta corrente, aliados aos reduzidos níveis de poupança interna existentes no Brasil, podem eventualmente deixar o país em um contexto muito semelhante ao que antecedeu a crise de 1982.

Abstract

This article attempts to investigate, empirically, the sustainability of external debt in Brazil. The hypothesis of growth sustainability of external debt is tested through the cointegration between net external debt stock and trade surpluses, by using quarterly data covering the period from 1970/I to 1992/I. The empirical results indicate that the external debt growth is unsustainable, which has some important implications for the conducting of the Brazilian exchange rate policy.

Bibliografia

- BATISTA JR., P. N. *Participação brasileira no mercado financeiro internacional: custo e perfil da dívida externa brasileira*. Rio de Janeiro: FGV, 1981 (Estudos Especiais, 2).
- CARNEIRO, D. D., GARCIA, M. G. P. *Capital flows and monetary control under a domestic currency substitution regime: the recent Brazilian experience*. Rio de Janeiro: PUC/ Departamento de Economia, 1993 (Texto para Discussão, 304).
- CAVALCANTI, C. B. *Transferência de recursos ao exterior e substituição de dívida externa por dívida interna*. Rio de Janeiro: BNDES, 1988 (12º Prêmio BNDES de Economia).
- COHEN, D. The management of the developing countries' debt: guidelines and applications to Brazil. *The World Bank Economic Review*, v. 2, n. 1, p. 77-103, 1988.
- DICKEY, D. A., BELL, W. R., MILLER, R. B. Unit roots in time series models: tests and implications. *American Statistician*, v. 40, n. 1, p. 12-26, 1986.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1.057-1.072, 1981.
- DOLADO, J. J., JENKINSON, T., SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, v. 4, n. 3, p. 249-273, 1990.

- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- FAVA, V. L., CATI, R. C. *Raízes unitárias no PIB brasileiro: uma nova abordagem*. São Paulo: FEA/USP, 1994 (Texto para Discussão Interna, 09/94).
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- _____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1.551-1.580, 1991.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- _____. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, v. 53, p. 211-244, 1992.
- JUSELIUS, K. *Manual to cointegration analysis of time series: CATS in RATS*. Institute of Economics, University of Copenhagen, 1991.
- MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: ENGEL, R. F., GRANGER, C. W. J. (eds.). *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- MUSCATELLI, V. A., HURN, S. Cointegration and dynamic time series models. *Journal of Economic Surveys*, v. 6, n. 1, p. 1-43, 1992.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, p. 461-471, 1992.
- PASTORE, A. C. *Déficit público, a sustentabilidade do crescimento da dívida, senhoriação e inflação: uma análise do caso brasileiro*. São Paulo: FEA/USP, 1993, mimeo.
- PERMAN, R. Cointegration: an introduction to the literature. *Journal of Economic Studies*, v. 18, n. 3, p. 3-30, 1991.
- PERRON, P. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 297-332, 1988.

- _____. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. (ed.). *Cointegration: expository essays for the applied economist*. Basingstoke: Macmillan Press, 1993.
- PHILLIPS, P. C., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- PONTA, A. F. *As implicações macroeconômicas do endividamento público: um estudo econométrico aplicado ao Brasil*. São Paulo: FEA/USP, 1995 (Dissertação de Mestrado).
- ROSSI, J. W. *A equação da restrição orçamentária do governo: uma resenha dos usos e interpretações*. Rio de Janeiro: IPEA, 1992 (Texto para Discussão, 254).
- WIJNBERGEN, S. van. External debt, inflation, and the public sector: toward fiscal policy for sustainable growth. *The World Bank Economic Review*, v. 3, n. 3, p. 297-320, 1990.

(Originais recebidos em maio de 1996. Revistos em julho de 1996.)