

DETERMINANTES DOS INVESTIMENTOS DIRETOS ESTRANGEIROS NO BRASIL, 1980-2004*

Leonardo Bornacki de Mattos^{**}

Francisco Carlos da Cunha Cassuce^{***}

Antônio Carvalho Campos^{****}

RESUMO Este trabalho teve o objetivo de investigar em que medidas o ingresso dos Investimentos Diretos Estrangeiros (IDE) no Brasil respondeu às mudanças nos níveis de seus principais determinantes no período de 1980 a 2004. Após identificar que as séries estudadas eram não estacionárias, optou-se pela utilização do conceito de co-integração, sendo estimado um Modelo de Correção de Erros Vetorial (*VecM Model*). Os coeficientes estimados foram estatisticamente significativos e apresentaram os sinais esperados. Constatou-se que as variáveis às quais o ingresso de IDE apresentou maior sensibilidade são o risco-Brasil, o grau de abertura comercial da economia e a taxa de inflação brasileira.

Palavras-chave: investimento direto estrangeiro; Brasil; co-integração; *VecM*

Código JEL: F21

* Artigo recebido em 30 de agosto de 2005 e aprovado em 26 de fevereiro de 2007.

** Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV). Bolsista do CNPq, e-mail: leobornacki@yahoo.com.br

*** Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV), e-mail: fccassuce@yahoo.com.br

**** Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV), e-mail: accampos@ufv.br

**DETERMINANTS OF FOREIGN DIRECT INVESTMENTS
IN BRAZIL: 1980-2004**

ABSTRACT The main objective of this paper is to investigate the responses of the ingression of the Foreign Direct Investments (FDI) in Brazil to changes in the levels of its main determinants in the period from 1980 to 2004. After identifying that the series were nonstationary, it was used the cointegration approach and the estimation of a Vector Error Correction Model (Vec Model). The esteem coefficients had been statistically significant and had presented the expected signals. It was evidenced that the variables to which the FDI ingression presented greater sensitivity is risk-Brazil, the degree of commercial opening of the economy and the tax of Brazilian inflation.

Key words: foreign direct investments; Brazil; cointegration; VecM

INTRODUÇÃO

O processo de abertura comercial ao qual a economia brasileira foi submetida a partir do início da década de 1990 trouxe consigo uma série de mudanças no que diz respeito à relação do Brasil com o mundo globalizado. Dentre tais mudanças, merece destaque a nova dinâmica apresentada pelo ingresso de Investimentos Diretos Estrangeiros (IDE) no país.

O histórico dos fluxos de IDE direcionados ao Brasil indicam que tais investimentos eram atraídos pelo potencial do mercado interno e se concentravam na indústria manufatureira. Entretanto, a crise da dívida externa e a instabilidade econômica da década de 1980 desanimaram os investidores estrangeiros que vinham em busca de mercados. Recentemente, a entrada de novos investidores internacionais foi amplamente favorecida pelo programa de privatização, principalmente nas atividades de serviços públicos e infra-estrutura. Também foi importante a recuperação do investimento estrangeiro direto no setor de manufaturas, estimulada pelo novo potencial do mercado interno e favorecida por melhores condições macroeconômicas que se apresentaram nos anos 1990 (Cepal, 2004).

Em 2000, os fluxos de IDE direcionados ao Brasil alcançaram a cifra recorde de US\$ 32,8 bilhões, decorrentes, principalmente, da estabilidade macroeconômica e das políticas de desregulamentação e privatização que foram implementadas. Entretanto, em 2002, esses fluxos foram fortemente reduzidos em função das turbulências no cenário internacional, bem como das instabilidades resultantes da transição política que ocorreria nesse ano. Os ingressos de IDE somente apresentaram sinais de recuperação dois anos mais tarde, em 2004, quando foi registrado um total de US\$ 18,2 bilhões (Gregory e Oliveira, 2005).

O movimento dos fluxos internacionais de capital, sobretudo em direção aos países em desenvolvimento, dentre os quais o Brasil está inserido, ainda se constitui em um objeto de investigação. Certo é que, conforme já mencionado por Nonnenberg e Mendonça (2004), tal movimento é complexo e condicionado a uma série de fatores, que podem ser relativos ao ambiente em que as firmas atuam, às suas características ou ainda depender de aspectos econômicos, sejam eles dos países de origem ou dos países hospedeiros dos IDE.

Sobre esse assunto, conforme ressaltaram Nonnenberg e Mendonça (2004), há uma divergência entre a abordagem feita pelos estudos de natureza teórica e a realizada pelos estudos de natureza empírica, que procuraram maior compreensão sobre os determinantes dos IDE. Segundo esses autores, enquanto o primeiro grupo de estudos se concentra na investigação dos fatores específicos à firma multinacional, o segundo dá ênfase aos fatores de atração dos IDE, ou seja, aos fatores locais.

O presente trabalho, de natureza empírica, também se enquadra na linha de estudos que enfatizam os fatores de atração dos IDE, e tem o objetivo de fornecer subsídios para maior entendimento dos seus determinantes no Brasil. Especificamente, pretende-se investigar em que medidas o ingresso de IDE no Brasil respondeu às mudanças nos níveis de seus principais determinantes no período 1980-2004. Acredita-se que tais medidas sejam informações relevantes, uma vez que, a partir destas, é possível antecipar alterações nos níveis desses investimentos que ingressam no Brasil.

1. INGRESSO DE INVESTIMENTOS DIRETOS ESTRANGEIROS NO BRASIL

Segundo Gregory e Oliveira (2005), após o fim da Segunda Guerra Mundial, o Brasil se apresentou como um grande receptor de IDE na América Latina, até que, com a crise da dívida externa no início da década de 1980, foi praticamente excluído dos mercados internacionais de capitais. Até o início dos anos 1990, os níveis de ingresso de investimentos estrangeiros no país, em termos absolutos, permaneceram muito baixos e relativamente estagnados.

A estabilização da economia brasileira, alcançada com a implementação do Plano Real em julho de 1994, restabeleceu um ambiente propício para a realização de novos investimentos, possibilitando que os investidores internacionais destinassem novos recursos para ampliar e modernizar suas operações, assim como iniciar novas atividades no país. A estabilização monetária abriu, ainda, a perspectiva de recuperação de um grande mercado consumidor a ser explorado. Também foram removidas restrições ao capital privado e outras relacionadas ao capital estrangeiro em setores específicos, tais como os de telecomunicações, petróleo e gás, e tecnologia da informação. No início do governo Fernando Henrique Cardoso, foram aprovadas emendas constitucionais que puseram fim aos monopólios públicos, permitindo a

implementação de um amplo programa de privatização dos ativos federais e estaduais a partir de 1996 (Cepal, 2004).

Outro importante fator para a atração de novos IDE foi a assinatura do Tratado de Assunção, em março de 1991, com o qual se pretendia avançar não apenas na integração comercial, mas também na complementação das estruturas produtivas entre os países-membros (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai). Os resultados da integração regional, entretanto, não foram homogêneos entre as atividades econômicas. Os mais significativos, em termos de ingressos de IDE, ocorreram no setor automotivo, em parte como resultado do compromisso entre Argentina e Brasil de compensar o comércio automobilístico mútuo, obrigando os principais produtores de veículos e autopeças a manter plantas produtivas nesses dois países (Cepal, 2004).

Segundo Laplane e De Negri (2004), constatou-se que os investimentos estrangeiros na década de 1990 foram essencialmente direcionados ao mercado interno e/ou regional, ou seja, foram investimentos do tipo *market seeking*. De acordo com Laplane e Sarti (1999), uma outra característica importante no que se refere ao fluxo dos IDE tem sido a perda de atratividade da indústria em relação ao setor de serviços. Laplane e Sarti (1997), citados por Laplane e Sarti (1999), constataram que, em 1989, antes, portanto, do processo de abertura comercial e da crise econômica instaurada no governo Collor, a indústria respondia por 71% do estoque de capital estrangeiro que era investido no Brasil, tendo tal percentual sido reduzido para 55% em 1995. A maior participação do setor serviços foi acentuada com o aprofundamento do processo de privatização de serviços públicos, principalmente nos setores de telecomunicações e energia elétrica, e com a maior inserção das instituições financeiras estrangeiras no mercado financeiro brasileiro.

Segundo Gregory e Oliveira (2005), o ingresso de IDE atingiu seu auge em 2000, quando foi registrada a cifra de US\$ 32,8 bilhões, decorrentes, principalmente, da ocorrência de uma onda mundial de investimentos em que predominaram operações de aquisição e fusão de empresas. No ano seguinte, esse cenário começou a mudar, como reflexo de acontecimentos ocorridos no mundo, tais como a queda nas bolsas dos Estados Unidos, o desaquecimento da economia global em decorrência de atentados terroristas e guerras, além das fraudes descobertas na contabilidade de grandes empresas americanas e multinacionais. O resultado desses acontecimentos foi

a redução de cerca de 40% nos níveis de investimentos estrangeiros no mundo, o que também se verificou no Brasil. Tal redução teria sido agravada pelo declínio dos processos de privatizações e pela crise energética, dentre outros fatores. Nesse ano, o ingresso de investimentos no Brasil alcançou apenas US\$ 22 bilhões.

Ainda de acordo com Gregory e Oliveira (2005), em 2002, o Brasil ocupou a décima primeira colocação dentre os países receptores de investimentos estrangeiros, com um total de US\$ 16,6 bilhões, o que correspondeu a uma redução aproximada de 25% em relação aos valores de 2001. Em 2003, ingressaram no Brasil US\$ 10,1 bilhões sob a forma de IDE, representando redução de cerca de 30% em comparação aos valores do ano anterior e ratificando a tendência declinante observada desde 2001. Em 2004, os ingressos de IDE no Brasil alcançaram cerca de US\$ 18,16 bilhões, valor que confirma recuperação em relação ao registrado em 2003, situando-se mais próximo ao valor de 2002.

Ressalta-se, entretanto, que a redução observada nos níveis dos IDE que ingressam no Brasil se deve, principalmente, ao esgotamento dos processos de privatização dos ativos públicos federais e estaduais implementados na década de 1990. O ingresso dos IDE permanece independente do processo de privatização, como resultado da percepção favorável dos investidores internacionais no que se refere à condução eficiente da política econômica brasileira. Tal fato é ratificado pela reduzida participação de recursos associados a privatizações no total dos IDE (Banco Central do Brasil – BCB, 2000).

2. METODOLOGIA

2.1 Referencial teórico¹

Segundo Nonnenberg e Mendonça (2004), os trabalhos teóricos que procuraram abordar os determinantes dos Investimentos Diretos Estrangeiros (IDE) remontam a Adam Smith, Stuart Mill e Torrens. Entretanto, um dos primeiros teóricos a desenvolver argumentos referentes a esse assunto foi Ohlin. A partir dos argumentos desenvolvidos por esse autor, vários outros estudos procuraram maior compreensão dos determinantes dos IDE. No estudo de Nonnenberg e Mendonça (2004), tais estudos foram segmentados em basicamente cinco correntes principais.

Uma primeira corrente, liderada por Hymer (1976), seria a dos que argumentam que se as empresas multinacionais (EMN) conseguem competir com as empresas locais, que têm maior conhecimento do mercado e do ambiente local, é porque possuem vantagens compensatórias em relação às empresas locais. Por exemplo, as EMN podem ser detentoras de um produto diferenciado, ter acesso a conhecimento patentado ou próprio, vantagens no acesso a capital ou a diferenças de capacitação. A favor das EMN haveria ainda economias de escala internas ou externas, inclusive as decorrentes da integração vertical. Outro fator a ser considerado seria a intervenção governamental, como, por exemplo, restrições às importações. Assim, na presença dessas vantagens, as EMN irão preferir que o atendimento do mercado externo seja feito via IDE, em vez de fazê-lo através das exportações.

Uma segunda linha teórica sobre os determinantes dos IDE, apresentada por Nonnenberg e Mendonça (2004), teve origem em Buckley e Casson (1976 e 1981) e Buckley e Ghauri (1991). Esses autores se apóiam na idéia de que os IDE ocorrem como resultados da internalização de custos de transação. Para tanto, partem do princípio de que os mercados de produtos intermediários são imperfeitos, apresentando maiores custos de transação quando a administração é feita por empresas diferentes. Assim, a integração dos mercados pelas EMN seria a melhor alternativa para minimizar tais custos, já que essas empresas são detentoras de direitos de propriedade relativos a *marketing*, *design*, patentes, marcas, capacidade de inovação etc., cuja transferência a outras empresas deve ter um custo elevado.

A terceira corrente de estudos teóricos relativos aos determinantes dos IDE pode ser atribuída aos trabalhos de John Dunning (1993), para quem sua abordagem deve ser entendida como um paradigma, uma vez que pode abranger diversas teorias concorrentes sem apresentar uma previsão única, abordagem essa que ficou conhecida pela sigla OLI (*Ownership, Location, Internalization*). De acordo com esse paradigma, a firma estrangeira apresenta vantagens sobre as concorrentes domésticas em decorrência da propriedade privilegiada de alguns ativos tangíveis ou intangíveis. A firma estrangeira usará a referida vantagem se julgar mais vantajoso internalizá-la do que vendê-la. Assim, a firma estrangeira decidirá por produzir no país de destino se nesse houver vantagens locais que sejam suficientes para justificar a produção nesse país e não em qualquer outro.

Baseando-se em seu paradigma, Dunning (1993) apresentou quatro razões para que a firma invista no exterior: busca de recursos, busca de mercados, busca de eficiência e busca de ativos estratégicos. A combinação entre os ativos de conhecimento e os fatores locacionais seria, então, a motivação de investimentos das EMN.

Deve-se ainda, segundo Dunning (2002), ressaltar que há diferenças substanciais entre os fluxos de IDE apenas entre países desenvolvidos (origem e hospedeiro) e os fluxos em que os hospedeiros são países em desenvolvimento. Para esse autor, enquanto no primeiro caso ocorrem investimentos do tipo procura de ativos estratégicos e de eficiência horizontal, no segundo os IDE são caracterizados por procura de mercados, de recursos ou de eficiência horizontal.

A quarta linha de estudos teóricos, citada por Nonnenberg e Mendonça (2004), é representada pelo modelo de ciclo de produto de Vernon (1966). Segundo tal modelo, como as inovações são poupadoras de mão-de-obra, inicialmente surgem nos países intensivos em capital. Na medida em que a produção nesses países é redirecionada para as mais recentes inovações de produtos e processos, a produção dos produtos e processos mais antigos é transferida para os países menos intensivos em capital. Assim, as empresas iriam, inicialmente, atender aos mercados por via de exportações para, posteriormente, estabelecer representantes comerciais e, por último, começar a produzir nos mercados de destino por meio de subsidiárias.

Os trabalhos de Cantwell, resumidos em Cantwell (2000), foram referenciados por Nonnenberg e Mendonça (2004) como a quinta corrente dos estudos teóricos sobre os determinantes dos IDE. Tal autor parte do princípio de que, uma vez que a tecnologia não é transferida sem custos, cada firma desenvolve seu conhecimento e suas capacitações de forma única e diferenciada. Assim, a internacionalização da produção permitiria à firma utilizar seu conhecimento e potencial inovador em outros mercados, o que ampliaria suas vantagens específicas.

2.2 Método de estimação

Para se determinar a relação existente entre os fluxos de Investimentos Diretos Estrangeiros (IDE) direcionados ao Brasil, no período 1980-2004, e seus principais determinantes, foi feito o uso da técnica de co-integração,

especificamente da metodologia proposta por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), estimando-se um modelo de correção de erros com vetor de co-integração (*Vec Model*).

A opção pelo modelo *Vec* pode ser justificada principalmente pelas propriedades estatísticas das séries temporais das variáveis analisadas, que, com uma única exceção, são séries não estacionárias.² O conceito de co-integração, que foi introduzido por Engle e Granger (1987), permite que regressões envolvendo séries não estacionárias sejam realizadas sobre seus níveis, sem que se incorra no problema da regressão espúria, além de não ser perdida informação alguma de longo prazo, o que ocorre quando são utilizadas séries diferenciadas.³

Uma segunda justificativa para essa escolha pode ser obtida no fato de tal metodologia tratar todas as variáveis como endógenas, eliminando, assim, a possibilidade do viés de simultaneidade, geralmente presente em equações que incluem variáveis macroeconômicas, o que acontece no presente estudo.⁴

Tal metodologia consiste em, em uma primeira etapa, estimar o(s) vetor(es) de co-integração a partir da modelagem de um vetor auto-regressivo (VAR). Em uma segunda etapa, estima-se um mecanismo de correção de erros (MCE) com vetor de co-integração.

2.3 Modelo econométrico

O modelo econométrico a ser estimado foi especificado da seguinte maneira:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta X_{t-i} + a_0 + a_1 t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que α é a matriz dos coeficientes de ajustamento, com seus elementos indicando a velocidade de ajustamento de cada variável a desequilíbrios no curto prazo; β é a matriz de parâmetros (coeficientes) de co-integração; a_0 e a_1 são vetores ($n \times 1$) de constantes e tendências, respectivamente; ε_t é um vetor ($n \times 1$) de termos de erro com $\varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)$; t é o tempo, medido em trimestres; e X_t é um vetor composto pelas seguintes variáveis endógenas:

IDE_t é o ingresso total de investimentos diretos estrangeiros no Brasil, em US\$ milhões;

$OPEN_t$ é uma *proxy* para o grau de abertura comercial da economia brasileira, tendo sido construída da seguinte forma: $(M_t + X_t) / PIB_t$, em que M_t e X_t são os valores das importações e exportações brasileiras, respectivamente, e PIB_t , o valor do Produto Interno Bruto brasileiro, sendo as três variáveis medidas em US\$ milhões;

$RISC_t$ é uma *proxy* para o indicador do risco-Brasil, tendo sido construída da seguinte forma: $(DECP_t / PIB_t)$, em que $DECP_t$ é o valor da dívida externa brasileira de curto prazo, em US\$ milhões, e PIB_t permanece conforme definido anteriormente;

CE_t é a taxa de crescimento do PIB real brasileiro, no período t , medida em relação ao período $t - 1$;

INF_t é a taxa de inflação brasileira, correspondente à série histórica do Índice Geral de Preços — Disponibilidade Interna (IGP-DI); e

TC_t é o valor da taxa de câmbio, medido em R\$/US\$.

É importante informar que a definição das variáveis utilizadas como determinantes dos IDE foi limitada por dois fatores principais: primeiro, o fato de se utilizar dados de periodicidade trimestral, o que impossibilitou o uso de algumas variáveis, como, por exemplo, o nível de escolaridade (qualificação) da mão-de-obra no Brasil; segundo, o grande número de graus de liberdade consumido pelo modelo VEC estimado, o que restringe o número de variáveis a serem incluídas no mesmo.⁵

Tendo em vista que as variáveis explicativas especificadas no modelo econométrico apresentado em (1) possuem unidades de medidas diversificadas, uma eventual referência aos coeficientes estimados não seria adequada para se fazer comparações entre a magnitude da resposta dos IDE em relação a cada uma das variáveis explicativas. Com o objetivo de se obter, a partir dos parâmetros estimados, as respostas percentuais da variável IDE_t em relação a variações percentuais das demais variáveis, foram tomados, antes de se proceder à estimação do modelo, os logaritmos naturais (\ln) das variáveis IDE_t , $OPEN_t$, $RISC_t$, e TC_t .⁶ As variáveis CE_t e INF_t , por conterem observações cujos valores são negativos, foram operacionalizadas sem que pudessem ser obtidos seus respectivos \ln 's. Portanto, os parâmetros estimados para essas variáveis não podem ser interpretados diretamente como as

respostas percentuais da variável dependente a mudanças percentuais nessas variáveis.⁷

A partir do modelo especificado, esperou-se que a variável IDE_t respondesse positivamente a aumentos nas variáveis $OPEN_t$, CE_t e TC_t e negativamente a aumentos nas variáveis $RISC_t$ e INF_t .

2.4 Fonte de dados e operacionalização do modelo

Os valores referentes ao ingresso dos investimentos diretos estrangeiros no Brasil, às importações e exportações brasileiras, à dívida externa brasileira de curto prazo e à taxa de câmbio tiveram como fonte o Banco Central do Brasil (BCB) e foram retirados do *Boletim do Balanço de Pagamentos*, que se encontra disponível em BCB (2005). Os dados do PIB brasileiro são referentes à série histórica do PIB a preços de mercado, cuja fonte foi o Sistema de Contas Nacionais do IBGE (2005). Os dados referentes à taxa de inflação tiveram como fonte a revista *Conjuntura Econômica* da Fundação Getulio Vargas (FGV, 2005).

Todos os dados anteriormente mencionados são trimestrais e cobrem o período compreendido entre o quarto trimestre de 1980 e o quarto trimestre de 2004. Para operacionalização do modelo foi utilizado o *software* econométrico EViews4.

3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 Teste de raiz unitária

A utilização do conceito de co-integração só se justifica se as séries analisadas são não estacionárias. Portanto, o primeiro procedimento foi a realização dos Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller (DF) e de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os resultados obtidos são apresentados na tabela 1.

Os resultados apresentados na tabela 1 indicam que, para as séries em nível, apenas para CE_t pode-se rejeitar a presença de raiz unitária, nos níveis de significância de 1% e 5%. O teste realizado para as séries em primeira diferença indicou que, no nível de significância de 1%, pode-se rejeitar a presença de raiz unitária para todas as séries. Assim, com exceção de CE_t , todas as demais séries possuem a mesma ordem de integração, ou seja, são todas I (1), e é possível que sejam co-integradas.

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária DF e ADF, realizados para as séries IDE_t , $OPEN_t$, $RISC_t$, INF_t , CE_t e TC_t , 1980-2004

Série	Equação de teste	Defasagens	Estatística de teste	Valor 5%	Crítico 1%
IDE_t	constante e tendência	1	-1,9294	-3,4528	-4,0469
ΔIDE_t	sem const. e sem tend.	0	-15,0106***	-1,9439	-2,5870
$OPEN_t$	constante e tendência	0	-3,1668	-3,4480	-4,0370
$\Delta OPEN_t$	sem const. e sem tend.	1	-10,1653***	-1,9436	-2,5849
$RISC_t$	constante e tendência	0	-2,6587	-3,4573	-4,0565
$\Delta RISC_t$	sem const. e sem tend.	0	-10,3833***	-1,9442	-2,5895
INF_t	constante	4	-2,55321	-2,88673	-3,48806
ΔINF_t	sem const. e sem tend.	2	-9,16059***	-1,94361	-2,58505
CE_t	sem const. e sem tend.	3	-5,6533***	-1,9437	-2,5853
ΔCE_t	sem const. e sem tend.	6	-8,5264***	-1,9437	-2,5860
TC_t	sem const. e sem tend.	1	-1,8194	-1,9432	-2,5818
ΔTC_t	sem const. e sem tend.	0	-2,7155***	-1,9432	-2,5818

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados da pesquisa.

Notas: Utilizou-se o número de defasagens que minimizou o Critério de Schwarz; (***) rejeita-se a presença de raiz unitária ao nível de 1%.

3.2 Teste de co-integração e relação de longo prazo entre as variáveis

Verificada a ordem de integração das séries estudadas, o passo seguinte foi testar a existência de co-integração entre elas, utilizando o procedimento de Johansen, a partir da especificação de um modelo VAR.

Assim como no teste de raiz unitária, para a realização do teste de co-integração é necessária a correta determinação do número de defasagens e da presença ou não de termos determinísticos a serem incluídos. Os termos determinísticos podem ser uma constante, uma tendência ou ainda uma variável *dummy*.

Com a finalidade de determinar o número de defasagens do modelo VAR, foram adotados dois critérios: o primeiro, a decisão pelo número de defasagens que minimizou os Critérios de Informação de Akaike e de Schwarz. O segundo, o teste de Wald para significância estatística das defasagens. Os resultados estão apresentados na tabela 2.

A partir da tabela 2 nota-se que, de acordo com o Critério de Schwarz, o modelo VAR deve conter apenas uma defasagem. Entretanto, o Critério de Akaike e o teste de significância estatística das defasagens indicam que o modelo VAR deve conter seis defasagens. Além de dois entre os três critérios apontarem para a utilização de seis defasagens, tal escolha é ratificada pelo

problema econômico que está sendo analisado. Por se tratar de um modelo referente aos determinantes dos investimentos diretos estrangeiros, a escolha de apenas uma defasagem poderia não ser suficiente para captar a verdadeira relação dessa variável com seus principais determinantes, dado que as decisões de investimentos são tomadas com vistas no longo prazo. Ressalta-se ainda que, por se tratar de dados trimestrais, uma defasagem representa um horizonte de apenas três meses, o que de fato parece ser insuficiente.

Definida a ordem do VAR, o passo seguinte foi determinar a inclusão ou não de termos determinísticos. A conclusão foi de que o modelo deveria conter tanto uma constante quanto uma tendência, uma vez que tais termos são estatisticamente significativos no nível de 1%.

Determinada a especificação do modelo VAR, realizou-se o teste do Máximo Autovalor proposto por Johansen (1988), com o objetivo de encontrar, caso exista relação de longo prazo entre as variáveis, o(s) vetor(es) de co-integração. A tabela 3 apresenta o resultado do teste.

Tabela 2: Definição do número de defasagens do modelo VAR

Defasagens	Akaïke	Schwarz	Teste de Wald (p-valor)
0	24,04000	24,20555	—
1	8,993444	10,15230*	0,000000
2	9,022547	11,17471	0,056188
3	9,016809	12,16228	0,028462
4	8,887070	13,02585	0,000386
5	8,753252	13,88534	0,033399
6	8,667063*	14,79246	0,017439

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados da pesquisa.

Notas: (*) Indica o número de defasagens escolhido pelo critério.

Tabela 3: Teste do Máximo Autovalor para co-integração, realizado para as séries IDE_t , $OPEN_t$, $RISC_t$, INF_t , CE_t e TC_t , 1980-2004

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa (H_1)	Estatística do teste	Valor crítico (1%)
$r = 0$	$r = 1$	49,7555***	49,51
$r = 1$	$r = 2$	39,5720	42,36
$r = 2$	$r = 3$	31,5463	36,65
$r = 3$	$r = 4$	21,0663	30,34
$r = 4$	$r = 5$	10,8828	23,65

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados da pesquisa.

Nota: (***) Rejeição de H_0 ao nível de 1%.

De acordo com o teste do Máximo Autovalor, a hipótese nula de que o posto da matriz de co-integração é nulo ($r = 0$) é rejeitada a 1% de significância. Portanto, o teste indica que há no mínimo um vetor de co-integração entre as variáveis. A hipótese nula de que o posto da matriz é igual a 1 ($r = 1$), ou seja, há um vetor de co-integração, não pode ser rejeitada nesse mesmo nível de significância. Portanto, o teste utilizado indica a existência de um vetor de co-integração. Assim, pode-se dizer que as variáveis são co-integradas, havendo uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. O vetor de co-integração obtido, normalizado para a variável IDE_t , é apresentado na tabela 4.

A partir do vetor de co-integração estimado, pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo do investimento direto estrangeiro e seus determinantes. A equação (2) apresenta essa relação.

$$IDE_t = 30,874 + 4,595 OPEN_t - 7,033 RISC_t + 0,227 CE_t - 0,282 INF_t + 0,622 TC_t - 0,207_t \quad (2)$$

Ressalta-se que a relação apresentada em (2) só pode ser considerada de equilíbrio de longo prazo se o seu resíduo for estacionário. Portanto, antes que fosse atribuída qualquer interpretação econômica a tal relação, fez-se necessário testar a estacionariedade do resíduo estimado (\hat{u}_t). Para tanto, foram utilizados os testes de raiz unitária de Engle-Granger (EG) e Engle-Granger Aumentado (AEG),⁸ apresentados na tabela 5, e o correlograma do resíduo, apresentado na figura 1.

Tabela 4: Vetor de co-integração normalizado para a variável IDE_t

IDE_t	k	$OPEN_t$	$RISC_t$	CE_t	INF_t	TC_t	tendência
1,0000	-30,87397	-4,595435	7,033204	-0,227203	0,281648	-0,622365	0,207442
		(1,14368)	(1,11645)	(0,11553)	(0,12157)	(0,09749)	(0,03742)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados da pesquisa.

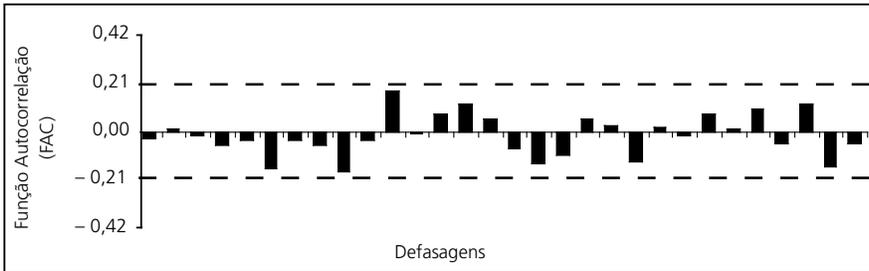
Nota: As estatísticas entre parênteses referem-se aos desvios-padrão dos parâmetros estimados.

Tabela 5: Testes de Raiz Unitária EG e AEG, realizados para o resíduo \hat{u}_t

Série	Equação de teste	Defasagens	Estatística de teste	Valor Crítico 5%	1%
\hat{u}_t	sem const. e sem tend.	0	-9,83009	-4,71	-5,25

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados da pesquisa.

Notas: Utilizou-se o número de defasagens que minimizou o Critério de Schwarz; os valores críticos foram obtidos em Davidson e Mackinnon (1993, tabela 20.2: 722).

Figura 1: Correlograma para trinta⁹ defasagens do resíduo \hat{u}_t 

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados da pesquisa.

Nota: Os intervalos de confiança, indicados pelas duas linhas tracejadas, foram construídos com base no nível de significância estatística de 5%.

O resultado apresentado na tabela 5 indica que a presença de raiz unitária pode ser rejeitada no nível de significância estatística de 1%. Assim, com base nesse teste, o resíduo \hat{u}_t é estacionário.

A partir do correlograma apresentado na figura 1, pode-se verificar que os coeficientes de autocorrelação das 30 defasagens são estatisticamente iguais a zero, no nível de 5% de significância, ratificando que a relação linear apresentada na equação (2) é estacionária.

Após certificar-se de que a relação de co-integração estimada é estacionária, pode-se afirmar que essa é uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o ingresso de investimentos diretos estrangeiros no Brasil e seus principais determinantes.

Com base nos resultados, pode-se afirmar que os sinais de todos os parâmetros da equação (2) estão de acordo com o esperado. Nota-se, também, que, à exceção da variável CE_t , que foi estatisticamente significativa a 5%, todas as demais foram significativas no nível de 1%, indicando que os resultados obtidos são estatisticamente robustos.

É importante destacar que, uma vez que antes da estimação foram tomados os logaritmos naturais tanto da variável dependente IDE_t quanto das variáveis explicativas $OPEN_t$, $RISC_t$ e TC_t , os coeficientes estimados na relação de co-integração apresentada em (2) podem ser interpretados como uma medida da resposta de longo prazo, em termos percentuais, da variável dependente IDE_t em relação a mudanças percentuais em cada uma dessas variáveis.

Entretanto, as variáveis INF_t e CE_t , que, por apresentarem valores negativos, não tiveram seus logaritmos naturais tomados, não podem ter seus respectivos coeficientes interpretados dessa maneira. Para tanto, faz-se necessário tomar o produto do coeficiente estimado pelo valor assumido pela respectiva variável no ponto para o qual se deseja obter tal medida.¹⁰ Nesse caso, a técnica padrão consiste em se considerar o valor médio da variável explicativa, ou seja, calcula-se para o ponto médio da amostra.

Portanto, os coeficientes estimados devem ser interpretados como uma medida da sensibilidade dos IDE em relação a cada uma das variáveis explicativas. Os resultados obtidos são apresentados na tabela 6.

É importante ressaltar que não se pretende, a partir dos valores apresentados na tabela 6, associar variações percentuais da variável dependente a variações percentuais das variáveis explicativas, visto que variáveis como $OPEN_t$ e $RISC_t$, além de serem latentes, não são diretamente controladas pelos *policymakers*.

Entretanto, os valores apresentados na tabela 6 são úteis para se comparar o grau de sensibilidade do ingresso dos investimentos diretos estrangeiros no Brasil, no período de 1980 a 2004, às alterações ocorridas em cada uma das variáveis explicativas nesse mesmo período.

Assim, verifica-se que todos os coeficientes estimados apresentaram o sinal esperado. A maior sensibilidade dos IDE ocorre em relação à variável $RISC_t$, ou seja, à *proxy* construída como medida para o risco-Brasil. Dado o crescimento expressivo do ingresso dos IDE na década de 1990, pode-se concluir que a percepção dos investidores estrangeiros quanto ao risco incorrido pelo capital direcionado ao Brasil foi sensivelmente modificada em relação à percepção que eles tinham na década de 1980. A maior influência

Tabela 6: Sensibilidade dos Investimentos Diretos Estrangeiros em relação às variáveis $OPEN_t$, $RISC_t$, INF_t , IDE_t , CE_t e TC_t , 1980-2004

Variáveis	Coefficientes
$OPEN_t$	4,59
$RISC_t$	-7,03
CE_t	0,15
INF_t	-2,53
TC_t	0,62

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados da pesquisa.

da variável $RISC_t$ era esperada por se tratar de um país ainda em desenvolvimento e, portanto, mais exposto aos efeitos de crises internacionais. Tais efeitos ganham proporções ainda maiores quando se considera o aumento na velocidade com a qual as informações são transmitidas ao cenário internacional em um mundo globalizado.

A segunda variável à qual os ingressos dos IDE apresentam maior sensibilidade é a variável $OPEN_t$, que é a *proxy* construída com o objetivo de se encontrar uma medida para o grau de abertura da economia brasileira. O resultado obtido indica que, assim como houve uma mudança significativa no risco-Brasil na década de 1990, pode-se dizer que a maneira pela qual o país deseja se relacionar com o capital externo também foi sensivelmente modificada, o que favoreceu sobremaneira a atração de recursos externos para o setor produtivo brasileiro.

O coeficiente estimado para a variável INF_t é negativo, conforme era esperado. Tal resultado indica que os ingressos dos IDE respondem negativamente a aumentos nas taxas de inflação no Brasil ou, em outras palavras, os IDE são estimulados por um ambiente macroeconômico mais estável, no qual prevaleçam menores oscilações nos níveis de preços. Portanto, o resultado ressalta a importância do Plano Real para a elevação dos fluxos de IDE direcionados ao Brasil a partir de meados da década de 1990.

Quando se compara o coeficiente estimado para a variável TC_t aos coeficientes das variáveis apresentadas anteriormente, pode-se dizer que os fluxos de IDE direcionados ao Brasil são relativamente pouco sensíveis a mudanças na taxa de câmbio R\$/US\$. Esse resultado pode ser explicado, pelo menos em parte, por dois fatores: o primeiro, uma maior atuação no mercado de câmbio por parte do Banco Central do Brasil, sendo implantado, inclusive, o sistema de bandas cambiais, reduzindo a magnitude das oscilações nas taxas de câmbio; o segundo se relaciona a: o fato de essa modalidade de investimento assumir uma posição de longo prazo, as decisões tomadas pelos investidores provavelmente não sofrem influências imediatas das mudanças frequentes nas taxas de câmbio.

O mesmo procedimento empregado para a análise da resposta dos IDE a mudanças na taxa de câmbio pode ser adotado para a taxa de crescimento da economia brasileira, o que justifica o relativamente reduzido coeficiente estimado para a variável CE_t . No período de 1980 a 2004, não foram obser-

vadas grandes alterações no que se refere ao crescimento da economia brasileira, de maneira que essa variável pode assumir a função de apenas sinalizar um eventual crescimento da economia.

3.3 Modelo de correção de erros com vetor de co-integração

Os procedimentos realizados até o presente momento foram úteis para determinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Entretanto, Engle e Granger (1987) mostraram que, mesmo havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, é possível que ocorra algum desequilíbrio no curto prazo. Nesse caso, a dinâmica de curto prazo é influenciada pela magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, devendo haver algum mecanismo que conduza as variáveis para o equilíbrio. Esse mecanismo é conhecido como Mecanismo de Correção de Erros (MCE), e liga o comportamento de curto prazo das variáveis ao seu comportamento de longo prazo. Além disso, através do MCE, é possível determinar a velocidade com que os desequilíbrios são eliminados.

Sendo assim, foi estimado o MCE a partir do modelo VAR utilizado para o teste de co-integração. A relação de longo prazo entre as variáveis, dada pelo vetor de co-integração e apresentada em (2), foi utilizada como variável explicativa do termo de correção de erros.

Uma vez que o objetivo deste trabalho foi determinar as relações dos investimentos diretos estrangeiros com seus principais determinantes, optou-se por apresentar apenas a equação referente à variável IDE_t . A tabela 7 apresenta os resultados obtidos.

O coeficiente de ajustamento estimado indica qual a proporção do desequilíbrio de curto prazo do ingresso dos IDE no Brasil é corrigida no período seguinte. Especificamente, o valor de $-0,12$ estabelece que, aproximadamente, 12,4% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, são corrigidos a cada ano. Assim, na ocorrência de eventuais choques nas variáveis explicativas dos IDE, seriam necessários cerca de oito trimestres, ou seja, aproximadamente dois anos, para que o ingresso de IDE retornasse ao seu nível de equilíbrio de longo prazo.

O coeficiente de determinação encontrado foi de 0,519, indicando que, aproximadamente, 52% das variações ocorridas no ingresso dos IDE são explicados pelo modelo ajustado.

Tabela 7: Estimativa do Modelo VEC referente à variável IDE_t

Variável Explicativa	Coefficiente	Desvio-padrão
Y_{t-1}	-0,1239**	0,0553
Constante	-0,3408*	0,1739
ΔIDE_{t-1}	-0,2538**	0,1232
ΔIDE_{t-2}	0,0420	0,1356
ΔIDE_{t-3}	-0,0119	0,1329
ΔIDE_{t-4}	0,2047	0,1384
ΔIDE_{t-5}	-0,0921	0,1305
$\Delta OPEN_{t-1}$	-0,1186	0,4700
$\Delta OPEN_{t-2}$	-0,2175	0,4181
$\Delta OPEN_{t-3}$	0,0390	0,4204
$\Delta OPEN_{t-4}$	0,8756*	0,4446
$\Delta OPEN_{t-5}$	0,1160	0,4745
$\Delta RISC_{t-1}$	0,3511	0,5120
$\Delta RISC_{t-2}$	0,5514	0,4891
$\Delta RISC_{t-3}$	1,4506***	0,4746
$\Delta RISC_{t-4}$	0,1107	0,4739
$\Delta RISC_{t-5}$	0,0403	0,4747
ΔCE_{t-1}	-0,0428***	0,0143
ΔCE_{t-2}	-0,0310**	0,0154
ΔCE_{t-3}	-0,0182	0,0150
ΔCE_{t-4}	-0,0051	0,0124
ΔCE_{t-5}	0,0120*	0,0066
ΔINF_{t-1}	0,0321*	0,0186
ΔINF_{t-2}	0,0097	0,0217
ΔINF_{t-3}	0,0333	0,0209
ΔINF_{t-4}	0,0454**	0,0178
ΔINF_{t-5}	0,0022	0,0082
ΔTC_{t-1}	0,4954	0,8187
ΔTC_{t-2}	0,4765	0,8604
ΔTC_{t-3}	-1,6704**	0,7784
ΔTC_{t-4}	0,9439	0,8002
ΔTC_{t-5}	1,1584	0,7822
$R^2 = 0,5191$		Estadística F = 2,0547
	Defasagem	Estadística do teste
	1 ^a	54,4959
Autocorrelação (LM–teste)	2 ^a	44,7905
	3 ^a	54,8706
	4 ^a	35,1876
	5 ^a	36,4081
		p–valor
		0,0247
		0,1494
		0,0228
		0,5070
		0,4497

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; γ_{t-1} é a relação de co-integração no período $t-1$, que é igual a $\beta' X_{t-1}$, sendo β o vetor de co-integração.

O teste F mostrou-se significativo, indicando que as variáveis explicativas são, conjuntamente, significativas para explicarem o comportamento do ingresso dos IDE no Brasil no período 1980-2004.

Com base no teste do Multiplicador de Lagrange (LM – teste), a hipótese nula de que não há autocorrelação serial nos resíduos estimados não pode ser rejeitada no nível de significância estatística de 1%.

4. CONCLUSÃO

Este trabalho teve o objetivo de investigar em que medidas o ingresso dos Investimentos Diretos Estrangeiros (IDE) no Brasil respondeu às mudanças nos níveis de seus principais determinantes no período 1980-2004.

Os coeficientes estimados para tais medidas foram estatisticamente significativos e apresentaram os sinais esperados. Constatou-se que as variáveis às quais os ingressos de IDE se apresentaram mais sensíveis foram o risco-Brasil, o grau de abertura comercial da economia e a taxa de inflação brasileira. Por outro lado, os fluxos de IDE direcionados ao Brasil se mostraram pouco sensíveis às mudanças ocorridas na taxa de crescimento da economia brasileira (PIB brasileiro) bem como na taxa de câmbio R\$/US\$.

Sendo assim, os resultados indicam que, para que o Brasil permaneça como um dos principais receptores de IDE, é necessário um acompanhamento mais austero dos fatores que estão associados ao risco incorrido pelo capital que ingressa no país. Para tanto, faz-se necessária a manutenção da inflação em níveis compatíveis com os atualmente observados, além do controle da sua dívida externa como sinalização para os investidores estrangeiros de que seus compromissos serão saldados.

NOTAS

1. Baseado em Nonnenberg e Mendonça (2004).
2. Os testes de estacionariedade são apresentados na seção 3.1.
3. Uma discussão sobre o conceito de co-integração pode ser obtida em Enders (1995).
4. A presença de simultaneidade entre IDE e seu(s) determinante(s) já foi constatada, por exemplo, em Tsai (1994).
5. Segundo Moreira et al. (1996), o modelo a ser estimado deve necessariamente ser parcimonioso quanto ao número de variáveis, sob pena de perda excessiva de graus de liberdade na estimação dos seus parâmetros.

6. O procedimento adotado é o mesmo que, em um estudo de demanda ou oferta, seria classificado como estimação dos coeficientes de elasticidade. Entretanto, por não ser metodologicamente adequado para o presente estudo, evitou-se utilizar o termo “elasticidade”.
7. Esse assunto será retomado na apresentação e discussão dos resultados na seção 3.2.
8. Ver Gujarati (2000: 733).
9. Número equivalente a um terço do tamanho da amostra, conforme sugerido em Gujarati (2000: 721).
10. Ver Gujarati (2000: 168).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL (2000) *Relatório de inflação*. Brasília, mar. 2000. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em 14 jun. 2005.
- (2005) *Boletim do Balanço de Pagamentos*. Séries Temporais, 2005. Disponível em: <http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/>. Acesso em 14 jun.
- BUCKLEY, P., CASSON, M. (1976) *The future of the multinational enterprise*. Londres: Mac-Millan.
- (1981) “The optimal timing of a foreign direct investment”. *The Economic Journal*, v. 91, n. 361, p. 75-87.
- BUCKLEY, P. J., GHAURI, P. N. (1991) “The internationalization of the firm: a reader”. Londres: The Dryden Press.
- CANTWELL, J. (2000) “A survey of theories of international production”. In: C. Pitelis., R. Sugden, *The nature of the transnational firm*. Londres: Routledge.
- CEPAL (2004) “Investimento estrangeiro na América latina e no Caribe”. Documento informativo, 2004. Disponível em: <http://www.eclac.cl/brasil/default.asp>. Acesso em 14 jul.
- DAVIDSON, R., MACKINNON J.G. (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*. Nova York: Oxford University Press.
- DUNNING, J. H. (1993) *Multinational enterprise and the global economy*. Wokinghan, England: Addison-Wesley.
- (2002) *Determinants of foreign direct investment: globalization induced changes and the role of FDI policies*. Washington: World Bank. Annual Bank Conference on Development Economics.
- ENDERS, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, Inc. 433p.
- ENGLE, R. F, GRANGER, C. W. (1987) “Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing”. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276.
- FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS (2005) “Índice Geral de Preços – Disponibilidade interna” (IGP–DI). *Conjuntura Econômica*, 2005. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 9 jun.

- GREGORY, D., OLIVEIRA, M. F. B. A. (2005) "O desenvolvimento de ambiente favorável no Brasil para a atração de investimento estrangeiro direto". 2005. Disponível em: http://www.cebri.org.br/09_visualizapdf.cfm. Acesso em 27 jul.
- GUJARATI, D.N. (2000) *Econometria Básica*. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 846p.
- HYMER, S. (1976) "The international operations of national firms: a study of direct foreign investment". MIT: MIT Press, (Ph. D. Dissertation).
- IBGE. (2005) "PIB a preços de mercado. Sistema de Contas Nacionais, 2005". Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em 12 jun.
- JOHANSEN, S. (1988) "Statistical analysis of cointegrating vectors". *Journal of Economics Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254.
- , JUSELIUS, K. (1990) "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-209.
- LAPLANE, M. F., SARTI, F. (1997) "Investimento direto estrangeiro e a retomada do crescimento sustentado nos anos 90". *Economia e Sociedade*, Revista do Instituto de Economia da UNICAMP, n. 8.
- (1999) "Investimento direto estrangeiro e o impacto na balança comercial nos anos 90". Brasília: IPEA, fev. (Texto para discussão, n. 629).
- LAPLANE, M. F., DE NEGRI, F. (2004) "Impactos das empresas estrangeiras sobre o comércio exterior brasileiro: evidências da década de 90". *Economia*, v. 30, n. 1, p. 31-48, jan./jun. Curitiba: Editora da UFPR.
- MOREIRA, A. R. B., FIORÊNCIO, A., LOPES, H. F. (1996) "Um modelo de previsão do PIB, Inflação e Meios de Pagamento". Rio de Janeiro: IPEA, nov. (Texto para discussão, n. 446).
- NONNENBEG, M.J.B., MENDONÇA, M. J. C. (2004) "Determinantes dos investimentos diretos externos em países em desenvolvimento". Rio de Janeiro: IPEA, mar. (Texto para discussão, n. 1016).
- TSAI, P. L. (1994) "Determinants of foreign direct investment and its impact on economic growth". *Journal of Economic Development*, v. 19, n. 1, Jun.
- VERNON, R. (1966) "International investment and international trade in the product cycle". *Quarterly Journal of Economics*, v. 80.