

DETERMINANTES DO INVESTIMENTO DIRETO ESTRANGEIRO NO BRASIL (1996-2003): UM ESTUDO COM DADOS EM PAINEL

ANTÔNIO J. M. LIMA JR*
FREDERICO G. JAYME JR**

RESUMO

Ao longo da década de 1990, o fluxo de investimentos diretos estrangeiros para a economia brasileira apresentou um crescimento sem precedentes, ao menos em valores absolutos. Nesse sentido, o propósito central deste estudo é estimar, com base em dados em painel para 49 setores no período 1996-2003, os principais determinantes dos fluxos de IDEs em direção a economia brasileira. Os resultados obtidos apontam que fatores tradicionais tais como o tamanho e o ritmo de crescimento do produto e o coeficiente de abertura comercial continuam sendo os principais determinantes dos investimento externos no Brasil. Além desses fatores, a taxa de inflação, o desempenho das bolsas de valores e o estoque de investimento direto estrangeiro também exercem influência sobre os fluxos de IDE.

PALAVRAS-CHAVE: *Investimento Direto Estrangeiro, Dados em Painel, Brasil*

JEL: *F10, F21, C23*

ABSTRACT

During the 1990s, there was a considerable growth in Foreign Direct Investment (FDI) to Brazil. The Central purpose of this paper is to estimate, using Panel Data for 49 industrial sectors between 1996-2003, the determinants of FDI to Brazil. The results suggest that traditional determinants, like GDP, GDP growth, as well as the coefficient of openness are the main determinants of FDI in Brazil. Moreover, the inflation rate, the performance of stock market and the FDI stock also affected the inflows of FDI in that country.

KEY WORDS: *Foreign Direct Investment, Panel Data, Brazil*

JEL: *F10, F21, C23*

Grande Área: Trabalho, Indústria e Tecnologia

Sub área 16: Economia Industrial e de Serviços

* Do Banco Central do Brasil. As opiniões aqui expressas são de responsabilidade dos autores e não necessariamente representam as opiniões das instituições a que estão vinculados. E-mail: antonio.medina@bcb.gov.br

** Do Cedeplar/UFMG e pesquisador do Cnpq. E-mail: gonzaga@cedeplar.ufmg.br

DETERMINANTES DO INVESTIMENTO DIRETO ESTRANGEIRO NO BRASIL (1996-2003): UM ESTUDO COM DADOS EM PAINEL

1. INTRODUÇÃO

No início da década de 1990, a condução da política macroeconômica pelas economias desenvolvidas é marcada por um afrouxamento da política monetária, culminando em redução das taxas de juros internacionais, principalmente pelo Banco Central Norte Americano (FED). Essa redução dos juros, associada à elevada liquidez internacional e a recessão enfrentada por alguns países desenvolvidos, fez com que os mercados emergentes se constituíssem como uma alternativa para os capitais internacionais.

Nos países da África e América Latina, a média do fluxo anual de entrada de investimentos diretos foi de US\$ 63 bilhões, entre 1990 e 1994. Entre 1995 e 1998, a média desse fluxo elevou-se para US\$ 145 bilhões, ou seja, o volume de investimentos diretos mais que dobrou com relação ao período anterior.

No Brasil, a última década foi marcada pela consolidação do cenário de estabilidade econômica reformas estruturais como a abertura comercial e financeira, a internacionalização da estrutura produtiva, a disciplina fiscal e o processo de privatizações. Nesse contexto, a economia brasileira aparece como um dos principais países receptores do fluxo de capitais internacionais, sobretudo após a implementação do Plano Real. Dentre esses recursos externos, destaca-se o papel do investimento direto estrangeiro (IDE), cujo volume, a partir da segunda metade da década de 1990, supera o volume de entrada de capitais de curto prazo, constituindo uma alteração significativa na estrutura de propriedade de capital no Brasil.

O volume de IDE bruto aumentou, de uma média de US\$ 2,4 bilhões entre 1991 e 1995, para US\$ 22,3 bilhões entre 1996 e 1999. A participação do Brasil nos fluxos mundiais esteve em ascensão por quase toda a década de 1990, onde os investimentos no país representaram 4,2% do total mundial. A partir de 1999 a participação brasileira inicia uma trajetória de queda, culminando, em 2003, com uma participação de apenas 1,8% dos fluxos mundiais de investimentos.

Os crescentes ingressos de IDEs na economia brasileira tiveram um papel primordial ao longo da década de 1990, uma vez que sustentavam os volumosos déficits na balança de transações correntes e viabilizavam a valorização cambial ocorrida após o Plano Real. A maior parcela desses investimentos diretos externos foi direcionada para o setor de serviços, resultado sobretudo do processo de privatizações e de desregulamentação realizado pelo governo brasileiro. Neste processo de expansão dos investimentos diretos estrangeiros para o país é importante destacar que a principal forma de realização dos mesmos foram as fusões e aquisições transfronteiras. Configurou-se, assim, um novo perfil para os fluxos de IDE, caracterizado pela compra de ativos já existentes, e, sem uma contribuição significativa do ponto de vista do aprofundamento da estrutura industrial¹.

Diferentemente dos investimentos em portfólio, o IDE apresenta uma contrapartida de longo prazo, aumentando os níveis de poupança e de investimento de um país. No

¹ Esse novo perfil do IDE contrasta com aquele observado na década de 1970, onde os investimentos concentravam-se na indústria, além de serem investimentos novos (*greenfield*). Na década de 1970, os investimentos realizados pelas EMNs representaram importante contribuição para o processo de substituição de importações, sobretudo nos setores de bens de capital e bens de consumo durável.(NONNENBERG e MENDONÇA, 2003)

entanto, crescentes ingressos de IDE podem elevar a vulnerabilidade externa de uma economia, especialmente se este processo não for acompanhado de um aumento na receita das exportações.

Nos últimos 50 anos, os estudiosos da literatura sobre IDE vêm buscando uma teoria que explique quais seriam os determinantes dos IDEs, ou seja, por que empresas localizadas num país inserem sua atividade no exterior e por que elas escolhem um país e não outro. Atualmente, os movimentos nos fluxos de IDEs são bastante complexos e estão ligados, não apenas a uma série de fatores que cercam o ambiente competitivo em que as firmas atuam, mas também às características econômicas dos países hospedeiros e remetentes. Por essa razão, compreender as razões que determinam a entrada de IDE no Brasil é uma área de estudo importante.

Esse trabalho tem o objetivo de contribuir para essa análise, procurando estimar, com base em dados em painel para 49 setores no período 1996-2003, os principais determinantes dos fluxos de IDEs em direção à economia brasileira. Variáveis como o tamanho e o crescimento do produto na economia brasileira, a taxa de inflação, o coeficiente de abertura comercial, o risco-país, o diferencial de taxa de juros, a quantidade consumida de energia elétrica, o índice Dow Jones, o crescimento do produto nos países desenvolvidos e o estoque de IDE serão testadas no intuito de verificar se estes fatores exercem algum efeito sobre o investimento externo.

A hipótese básica do estudo é que os investimentos diretos estrangeiros ingressam no país devido, em grande parte, ao tamanho do mercado brasileiro, ou seja, seria a busca de mercados – *market-seeking* – a principal atratividade para as empresas multinacionais alocarem suas atividades no Brasil.

O trabalho está estruturado em cinco capítulos, incluindo essa introdução. A próxima seção desenvolve um simples modelo teórico para testar empiricamente o grau de influência de algumas variáveis sobre o montante de investimento direto estrangeiro direcionado aos setores secundário e terciário. Posteriormente, são apresentadas as variáveis selecionadas para explicar os fluxos de IDE que ingressaram no Brasil, examinando as principais hipóteses sobre o comportamento esperado das mesmas. O modelo é então empiricamente testado, no quarto capítulo, usando a metodologia de dados em painel. Por fim, são apresentadas algumas conclusões provenientes da análise e suas implicações de política econômica.

2. O MODELO TEÓRICO

A estrutura do modelo teórico desenvolvido abaixo é similar às versões de LOVE e LAGE-HIDALGO (2000) e BAJO-RUBIO e SOSVILLA-RIVERO (1994). Neste modelo, o produtor multinacional deve tomar duas decisões: primeiramente escolher o nível de produção da firma estrangeira e, posteriormente, o *mix* de insumos para sua produção externa.

Assuma inicialmente que a primeira decisão de um produtor multinacional é escolher o nível apropriado da produção estrangeira. O custo total de uma firma pode ser definido como:

$$CT = CT_1 + CT_2 \quad (1)$$

onde as produções doméstica e estrangeira são definidas pelos índices 1 e 2. Sendo $c_1 = CT_1/Q_1$ e $c_2 = CT_2/Q_2$ os respectivos custos unitários de produção, obtêm-se a seguinte função custo total:

$$CT = c_1(Q_1)Q_1 + c_2(Q_2)Q_2 \quad (2)$$

Assim, a firma minimiza a equação (2) sujeita a restrição de que a produção deva se igualar à demanda total conforme abaixo:

$$Q_1 + Q_2 = X \quad (3)$$

Definindo o Lagrangeano tem-se:

$$L = c_1(Q_1)Q_1 + c_2(Q_2)Q_2 - \lambda(X - Q_1 - Q_2) \quad (4)$$

que provê as seguintes condições de primeira ordem necessárias para a solução do problema de otimização:

$$\partial L / \partial Q_1 = c_1'(Q_1) + c_1(Q_1) + \lambda = 0 \quad (5)$$

$$\partial L / \partial Q_2 = c_2'(Q_2) + c_2(Q_2) + \lambda = 0 \quad (6)$$

$$\partial L / \partial \lambda = X - Q_1 - Q_2 = 0 \quad (7)$$

onde $c_1' = dc_1 / dQ_1$ e $c_2' = dc_2 / dQ_2$. Substituindo a equação (5) em (6) obtêm-se:

$$c_1'(Q_1) + c_1(Q_1) = c_2'(Q_2) + c_2(Q_2) \quad (8)$$

onde os custos marginais são igualados entre as plantas doméstica e externa.

Resolvendo para Q_2 e substituindo na equação (7) obtemos:

$$Q_2 = \phi(c_1'X) + \phi(c_1 - c_2) \quad (9)$$

onde assume-se que $\phi = 1/(c_1' + c_2')$ é positivo. Assim, a produção da firma estrangeira é positivamente relacionada com a demanda total e negativamente relacionada com seu custo unitário de produção.

A segunda decisão do produtor multinacional é selecionar o apropriado *mix* de insumos para a sua produção externa. O custo total da planta externa é dado por:

$$CT_2 = w_2 L_2 + r_2 K_2 \quad (10)$$

onde w e r são, respectivamente, a taxa de salário real e o custo real do capital. Assuma por simplicidade que a função de produção da planta externa é do tipo *Cobb-Douglas* com dois insumos, capital (K) e trabalho (L), tal que:

$$Q_2 = K_2^\alpha L_2^\beta \quad (11)$$

O problema da firma é minimizar o custo total sujeita a função de produção acima. Definindo o Lagrangeano tem-se:

$$L = w_2 L_2 + r_2 K_2 - \lambda(K_2^\alpha L_2^\beta - Q_2) \quad (12)$$

que provê as seguintes condições de primeira ordem:

$$\partial L / \partial L_2 = w_2 - \beta \lambda (K_2^\alpha L_2^{\beta-1}) = 0 \quad (13)$$

$$\partial L / \partial K_2 = r_2 - \alpha \lambda (K_2^{\alpha-1} L_2^\beta) = 0 \quad (14)$$

$$\partial L / \partial \lambda = Q_2 - K_2^\alpha L_2^\beta = 0 \quad (15)$$

Igualando as equações (13) e (14) obtêm-se:

$$L_2 = \beta \cdot r_2 K_2 / \alpha \cdot w_2 \quad (16)$$

e substituindo em (15) resulta em:

$$K_2 = (\alpha \cdot w_2 / \beta \cdot r_2)^{\beta/(\alpha+\beta)} Q_2^{1/(\alpha+\beta)} \quad (17)$$

Substituindo a equação (9) na equação (17) encontra-se:

$$K_2 = (\alpha \cdot w_2 / \beta \cdot r_2)^{\beta/(\alpha+\beta)} [\phi(c_1 X) + \phi(c_1 - c_2)]_2^{1/(\alpha+\beta)} \quad (18)$$

que representa o nível ótimo de estoque de capital estrangeiro. Esse capital é positivamente relacionado com a demanda total e negativamente relacionado com seu custo unitário de produção, da mesma forma que a produção estrangeira.

Entretanto o nível desejado de estoque de capital não é igual ao nível diretamente observado na economia, devido, entre outros motivos, a custos de ajustamento, a defasagens operacionais etc. Assim, fluxos de IED podem ser demonstrados através de um modelo de ajustamento parcial, tal como se segue:

$$IDE_t = \sum_{i=0}^n \Lambda_i (K_{t-i}^* - K_{t-i-1}^*) + \delta K_{t-1} \quad (19)$$

onde os fluxos são resultados de decisões passadas acumuladas que modificam o estoque desejado e onde $\sum_{i=0}^n \Lambda_i = 1$.

Usando a transformação de Koyck e assumindo que as defasagens declinam a uma taxa geométrica constante², a equação (19) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$IDE_t = \eta K_t^* + (\delta - \eta) K_{t-1} \quad (20)$$

ou seja, o fluxo de IDE depende tanto dos determinantes do estoque de capital ótimo (K_t^*) – equação (18) – como do estoque de capital no começo do período (K_{t-1}).

As equações (18) e (20) serão a base para a análise empírica, as quais devem ser estendidas para captar alguns efeitos adicionais, tais como a instabilidade macroeconômica.

Uma versão modificada das equações (18) e (20) pode ser reescrita na forma log-linear da seguinte forma para fins de estimação:

$$LIDE_{it} = \phi_0 + \phi_1 LPIB_t + \phi_2 TXPIB5_t + \phi_3 ABERTURA_t + \phi_4 INFLAÇÃO_t + \phi_5 RISCO_t + \phi_6 DOWJONES_t + \phi_7 ENERGIA_t + \phi_8 TXPIBIND_t + \phi_9 TXJUROS_t + \phi_{10} LK_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (21)$$

onde L significa o logarítmico natural e as variáveis selecionadas para explicar o investimento direto no Brasil seriam na ordem acima, o nível de produto (PIB), a taxa média de crescimento real do produto nos últimos cinco anos (TXPIB5), o coeficiente de abertura comercial, a taxa de inflação, o risco país, o índice Dow Jones, a quantidade consumida de energia elétrica (ENERGIA), a taxa de crescimento real dos países

² $\Lambda_i = \eta(1 - \eta)^i$

industrializados (TXPIBIND), as taxas de juros nacional e internacional³ e o estoque de investimento estrangeiro do período anterior.

3. METODOLOGIA E FONTE DE DADOS

As variáveis selecionadas para explicar o investimento direto estrangeiro destinado aos setores industrial e de serviços no Brasil são o nível do PIB e a taxa média de crescimento real do PIB dos últimos 5 anos, a taxa de crescimento real do PIB dos países industrializados, a taxa de inflação, o coeficiente de abertura comercial, a quantidade consumida de energia elétrica, o índice Dow Jones, um diferencial entre as taxas de juros brasileira e americana, o risco-país e o estoque de investimento estrangeiro do período anterior, além de algumas variáveis *dummies*. A introdução de variáveis *dummies* tem a função de captar as heterogeneidades setoriais e temporais que possam influenciar os fluxos de IDE para cada setor da economia brasileira.

Inicialmente, mostraremos as principais hipóteses sobre o comportamento esperado de cada uma das variáveis explicativas do modelo. Com relação ao nível do PIB, acredita-se que a correlação encontrada seja positiva, assim como em vários outros trabalhos. De acordo com DUNNING (1993), as empresas muitas vezes investem em um país no intuito de ofertar bens e serviços para aquele mercado, ou seja, seria a busca de mercados que levaria as empresas a investirem em atividades transfronteiras. Além disso, caso a lucratividade das firmas seja relacionada com a demanda doméstica e/ou caso um declínio do produto seja relacionado com períodos instáveis, os investidores irão preferir entrar em uma economia em que o tamanho do PIB seja considerável. Nesse sentido, o tamanho do mercado seria uma das principais razões para esse tipo de investimento externo. Foi utilizado o produto interno bruto convertido para dólares internacionais através da taxa de paridade do poder de compra, divulgado pelo Banco Mundial.

Além do nível do produto, uma outra importante razão para o investimento externo do tipo *market-seeking* é a possibilidade de crescimento do produto. No intuito de captar essa relação, incluiremos como um dos determinantes de IDE a taxa média de crescimento real do produto dos últimos cinco anos, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Assim como o nível corrente do PIB espera-se que a taxa de crescimento real do PIB também seja positivamente correlacionada com os ingressos de IDEs destinados aos setores industriais e de serviços na economia brasileira.

A taxa de inflação, por sua vez, é a *proxy* para o grau de estabilidade de uma economia. Uma vez que os investidores estrangeiros preferem economias mais estáveis, com reduzidas taxas de inflação, seria desejável que se observasse um efeito negativo da taxa de inflação sobre os fluxos de investimentos externos. A taxa de inflação utilizada foi o índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA), divulgada pelo IBGE.

Uma outra importante variável na determinação dos investimentos externos é o coeficiente de abertura comercial, que será medido pelo somatório das importações e das exportações dividido pelo PIB. Para o cálculo dessa variável utilizou-se dos dados fornecidos pelo Boletim do Banco Central do Brasil. O coeficiente de abertura comercial representa uma boa *proxy* para o tipo de relação que um país tem com o capital externo. Acredita-se que quanto maior o grau de abertura comercial da economia brasileira, mais propenso este país se torna para facilitar a entrada de investimento estrangeiro. Assim, o

³ As taxas de juros serão estimadas através de um diferencial entre as taxas nacionais e internacionais.

coeficiente de abertura comercial deveria ser positivamente correlacionado com os ingressos de IDEs⁴.

Com o intuito de medir o grau de desenvolvimento da estrutura industrial foi incluída a variável quantidade consumida de energia elétrica, divulgada pela Eletrobrás. Espera-se que quanto maior a quantidade consumida de energia elétrica na economia brasileira mais propenso este país fica aos olhos dos investidores externos para facilitar a entrada de investimento direto. Portanto, a *proxy* para medir o grau de desenvolvimento da estrutura industrial deveria apresentar um sinal positivo, sendo diretamente correlacionado com os fluxos de IDE⁵.

O *C-Bond*, principal título da dívida externa brasileira negociado no mercado internacional, também pode influenciar o ingresso de IDE. Quanto maior a procura pelo papel, maior é o seu valor de mercado, ou seja, maior o sinal de confiança dos investidores na economia do país. O *C-Bond* – calculado em pontos base e divulgado pelo jornal Valor Econômico – serve como uma *proxy* para o risco país⁶, e quanto menor o valor de mercado deste título, maior a probabilidade de *default* da dívida externa e, conseqüentemente de adoção de medidas de restrição à saída de capitais internacionais. Desta forma, o *C-Bond* deveria ser positivamente associado aos ingressos de IDEs. Uma vez que esta variável exerce um efeito de maior peso sobre os ingressos de capitais de portfólio, a não significância desta variável também seria esperada ao modelo.

Nos últimos anos, os IDEs destinados à economia brasileira foram fortemente influenciados pelo grande número de fusões e aquisições, não apenas com a privatização dos serviços públicos, mas também com a venda de algumas empresas privadas locais. Como os processos de F&A foram fortemente influenciados pelo desempenho das bolsas de valores internacionais, períodos de euforia aumentam a propensão dos investidores a realizarem operações com maior risco. Assim, através do índice *Dow Jones*, espera-se que haja uma correlação positiva entre os investimentos diretos no Brasil e a evolução dessa variável. A série do índice *Dow Jones* é divulgada pelo jornal Gazeta Mercantil, estando também em pontos base.

A taxa de crescimento real do produto dos países industrializados pode ser também uma importante variável na determinação dos investimentos externos, uma vez que os países industrializados são os maiores exportadores de IDE para a economia brasileira. Uma relação positiva entre essa variável e os fluxos de IDEs podem ser explicados pelo aumento de maiores lucros das empresas, e, portanto, de mais recursos para a realização de inserção em atividades transfronteiras. Por outro lado, uma correlação negativa entre essas variáveis pode ser interpretada como uma diversificação de risco por parte das empresas (NONNENBERG e MENDONÇA, 2004). A taxa de crescimento real dos países industrializados é divulgada pelo Fundo Monetário Internacional (FMI).

A variável escolhida para representar o custo do capital foi um diferencial entre as taxas de juros externa e interna (taxa. doméstica/taxa. externa). Utilizou-se a *libor* para os

⁴ Apesar da correlação esperada entre o coeficiente de abertura comercial e os investimentos externos ser positiva, para alguns setores específicos essa correlação pode ser negativa, uma vez que alguns setores podem se beneficiar de um menor grau de abertura e receberam maiores fluxos de IDE. Entretanto, não é objeto deste trabalho a análise de cada setor especificamente.

⁵ Como em diversos trabalhos a quantidade de energia é utilizada como *proxy* para o PIB, seria esperado que esta variável fosse bastante correlacionada com o PIB. Na Tabela A1, em anexo, encontram-se as correlações entre todas as variáveis do modelo principal.

⁶ O risco-país é calculado de acordo com o desempenho de uma cesta de títulos da dívida externa. Quando mais valorizados esses papéis, menor o índice de risco, utilizado como um termômetro da confiança dos investidores no país.

juros internacionais e a selic para os juros domésticos. Quanto maior a diferença entre essas duas taxas de juros, maior o ingresso de IDE na economia receptora, uma vez que o custo de capital na economia remetente se eleva. Portanto, o sinal esperado para essa variável é negativo. Por outro lado, se considerarmos o diferencial de taxa de juros como uma *proxy* para o retorno dos investimentos, um crescimento da taxa de juros brasileira vis-à-vis a taxa de juros internacional deveria provocar um influxo de investimentos diretos para o Brasil. Assim, o sinal esperado para essa variável é positivo. Como essa variável está mais relacionada com os capitais de portfólio e devido à ambigüidade com relação ao sinal esperado da mesma, a não significância dessa variável poderia até ser esperada para o modelo.

Por fim, com relação ao estoque de investimento direto estrangeiro do ano anterior para cada setor da economia brasileira, o sinal esperado para essa variável é positivo, ou seja, quanto maior o estoque de IDE no país, mais os investidores externos tenderão a direcionar suas decisões de investimento rumo ao Brasil. O estoque de IDE para cada setor foi divulgado pelo Banco Central para os anos de 1995 e 2000, através do Censo de Capitais Estrangeiros⁷.

Os dados utilizados para a estimação da equação para explicar o investimento direto estrangeiro caracterizam um painel setorial, analisado em oito anos consecutivos. Uma das vantagens do modelo de dados em painel é a possibilidade de controlar a heterogeneidade existente entre os diversos setores através da estimação dos efeitos individuais dos mesmos. O modelo de dados em painel é capaz de captar aspectos dinâmicos relacionados a cada uma das variáveis explicativas, ou seja, é possível mostrar a influência que a mudança em uma determinada variável tem sobre a variável dependente, livre de influências individuais das demais variáveis da regressão⁸.

A especificação básica que será utilizada é a seguinte:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

onde:

$i = 1, 2, \dots, 49$ (setores);

$t = 1996, 1997, \dots, 2003$ (períodos);

y_{it} = fluxo de investimento direto estrangeiro específico para cada setor em um determinado período;

x_{it} = matriz das variáveis explicativas compostas por k regressores sem a constante;

⁷ A série do estoque do investimento direto estrangeiro para cada setor foi construída da seguinte maneira:

- utilizou-se para 1995 e 2000 os dados de estoque do censo de capitais estrangeiros publicado pelo Banco Central;
- para os demais anos (para 1996, por exemplo) o cálculo foi feito da seguinte forma:
 1. somou-se ao estoque de 1995 de um respectivo setor o fluxo correspondente ao ano de 1996 para o mesmo setor;
 2. como não se tinha dados de saída de IDE por setor da atividade econômica, mas apenas o fluxo de saída total, utilizou-se a participação percentual de cada setor no ingresso de IDE como a mesma para a saída de investimento externo, calculando então a saída correspondente a cada setor;
 3. reduziu-se à soma resultante de (1), o fluxo de saída para o ano de 1996 para o mesmo setor, resultando então no estoque de 1996.

⁸ Maiores detalhes sobre as vantagens da utilização de dados em painel podem ser encontrados em BALTAGI (1995) e HSIAO (1996).

β = parâmetros a serem estimados;

α_i = efeito fixo de setor – representa um termo estocástico próprio dos efeitos setoriais que busca capturar todas as características não observáveis inerentes a cada setor e invariantes ao longo do tempo, tal que $(\alpha_i \sim (0, \sigma_\alpha^2))$; e ε_{it} é um distúrbio estocástico tal que $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$. Além disso, tem-se que $E[\varepsilon_{it} \alpha_i] = 0$ e $E[\varepsilon_{it} x_{it}] = 0$.

Assim como o termo α_i capta os efeitos das unidades individuais, o modelo pode também captar os efeitos específicos no tempo, assumindo assim a seguinte formulação:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta' x_{it} + u_{it} \quad (23)$$

onde o termo δ_t – efeito fixo temporal – representa um termo estocástico próprio dos efeitos temporais que busca capturar todas as características não observáveis inerentes aos períodos e invariantes para cada setor, tal que $(\delta_t \sim (0, \sigma_\delta^2))$.

O efeito específico α_i pode ou não ser correlacionado com o vetor de variáveis explicativas x_{it} e o método de estimação dependerá crucialmente dessa hipótese. Duas são as formulações mais comuns para a estimação de dados em painel. A abordagem de efeitos fixos assume que diferenças entre as unidades (setores) podem ser capturadas através de diferentes interceptos para cada membro. Neste modelo, os efeitos específicos podem ser livremente correlacionados com as demais variáveis explicativas.

No modelo de efeitos aleatórios assume-se que o efeito específico não observável α_i é não correlacionado com cada variável explicativa, ou seja:

$$Cov(x_{it}, \alpha_i) = 0 \quad (24)$$

Supõe-se ainda que as diferenças entre as unidades são aleatoriamente distribuídas e não estariam presentes na regressão⁹.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Na tabela 4.1 são apresentados os resultados econométricos¹⁰ para o modelo de investimento direto estrangeiro a partir de dados longitudinais de acordo com o já exposto. Os dados dos fluxos de investimento direto estrangeiro são anuais, referentes a 49 setores pertencentes à indústria e ao setor de serviços da economia brasileira – CNAE (Classificação Nacional de Atividade Econômica) a dois dígitos – abrangendo o período de 1996 a 2003. Optou-se por excluir os setores de extração mineral, agricultura e pecuária uma vez que esses, em conjunto, sempre apresentaram menor representatividade na absorção de IDE. Assim como o fluxo de investimento direto estrangeiro, o nível de produto (PIB) e o estoque de IDE também foram transformados em logaritmo natural, o que faz com que o parâmetro estimado seja definido como a elasticidade dos ingressos de IDE para os setores da economia brasileira em relação ao nível do PIB e ao estoque de investimento direto estrangeiro do período anterior.

As estimativas foram geradas pelos seguintes modelos: mínimos quadrados ordinários (*pooling* ou dados agrupados); painel de efeitos aleatórios; e painel de efeitos

⁹ Em HSIAO (1996), GREENE (2000) e WOOLDRIDGE (2002), dentre outros, encontram-se maiores explicações sobre a estimação através de dados em painel e os respectivos testes a serem utilizados.

¹⁰ Os programas estatísticos utilizados foram o E-Views 5.0 e o Stata 7.0.

fixos. Posteriormente, estimou-se um painel de efeitos fixos por meio de ponderação. A estimação por MQO de dados agrupados aparece apenas como referência, uma vez que ela pode dar alguma idéia do ganho de eficiência em se estimar o modelo por dados em painel. Além disso, a estimação por MQO permite confirmar a existência de multicolineariedade no modelo por meio da estatística *Variance Inflation Factor* (VIF). De acordo com JUDGE *et alii* (1982) existe indicação de multicolineariedade severa se o valor da estatística VIF exceder o valor 5. Devido à elevada multicolineariedade com a estimação do modelo completo, as variáveis risco-país, taxa de crescimento real dos países industrializados e a *proxy* para o custo de capital foram estimadas separadamente resultando em três tabelas de resultados.

De acordo com a tabela 4.1, verifica-se que existe um ganho de eficiência na utilização de estimação de dados em painel. Diversos são os testes que comprovam essa melhora. O teste F de significância conjunta, obtido a partir do modelo de efeitos fixos, aponta para a conveniência da estimação do modelo de efeitos fixos em detrimento ao MQO, uma vez que se rejeita a hipótese do termo constante ser igual para todos os grupos (setores). Além do valor de F, o teste de Breusch-Pagan e a estatística RHO também revelam a importância do componente individual. O teste de Breusch-Pagan, cuja hipótese nula é a de que a variância do componente individual α_i seja zero, também rejeita a hipótese nula, ou seja, rejeita o modelo de regressão clássico em detrimento ao modelo de efeito aleatório. A estatística RHO demonstra que a proporção estimada da variância do componente individual em relação à variância total do distúrbio é alta. Por fim, o teste de Hausman indica uma clara preferência para a utilização do estimador de efeito fixo, uma vez que a hipótese nula de não correlação entre os efeitos específicos (individuais) e as variáveis explicativas é rejeitada. Sendo assim, os testes apontam para a conveniência da estimação do modelo de efeito fixo.

Tabela 4.1 - Modelo de dados longitudinais para o investimento direto estrangeiro (1996-2003)

Variável Dependente =	Investimento Direto Estrangeiro (em logs)			
Variáveis Independentes	MQO (<i>pooling</i>)	EFEITO ALEATÓRIO	EFEITO FIXO	CROSS SECTION WEIGHTS
PIB	3.311848	2.871777	2.177935	4.872644
(em logs)	0.502	0.4376	0.5180	0.0003 *
TXPIB5	0.957815	0.978325	1.010662	0.732845
	0.3291	0.1523	0.1125	0.0041 *
ABERTURA	0.310763	0.351764	0.416407	0.199588
	0.5205	0.2917	0.1861	0.1131
INFLAÇÃO	0.011551	0.001918	-0.013269	0.031533
	0.8899	0.9755	0.8118	0.1539
ENERGIA	-0.000007	-0.000003	0.000003	-0.000001
	0.7590	0.8506	0.8420	0.928
DOW JONES	-0.000311	-0.000327	-0.000351	-0.000041
	0.6497	0.4920	0.4344	0.8209
DIF. TX. JUROS	-0.126343	-0.135807	-0.150728	-0.035682
	0.6285	0.4497	0.3773	0.6011
ESTOQUE	0.791111 *	0.473547 *	-0.027142	-0.118403 *
(em logs)	0.0000	0.0000	0.7241	0.0005
CONSTANTE	-95.513380	-83.139980	-	-
	0.4585	0.3940	-	-
R2	0.4950	0.6623	0.7440	0.9578
VALOR DE F			6.7904	135.8298
VIF	78.57			
RHO		0.3106	0.7182	
HAUSMAN		84.29		
		0.0000		
BREUSCH-PAGAN		91.74		
		0.0000		
NÚM. DE OBSERVAÇÕES	392	392	392	392

Nota: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; (***) significativo a 10%.

Os resultados já foram corrigidos para heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões

Conforme pode ser observado pela tabela 4.1, os resultados encontrados para o modelo com a utilização da variável diferencial de taxa de juros não são satisfatórios, uma vez que apenas no modelo por meio de ponderação (última coluna da tabela) é que algumas variáveis – PIB e taxa de crescimento do PIB – tornam-se significativas e com o sinal esperado. Além disso, o diferencial entre as taxas de juros brasileira e americana, *proxy* para representar o custo do capital e/ou retorno dos investimentos, também não apresentou coeficientes significativos em nenhum dos modelos estimados, corroborando a hipótese que também esta variável estaria mais condicionada aos capitais de portfólio e não aos fluxos de IDE. Stephen Hymer¹¹, em seu trabalho seminal, já afirmava que o diferencial de taxa de juros não seria fator determinante para o investimento direto internacional.

Uma possível justificativa para a não significância da variável diferencial entre as taxas de juros brasileira e americana estaria ligada à liquidez no mercado internacional. Se a oferta de capital é a mesma em todos os períodos da análise, e se existe excesso de liquidez no mercado internacional, o diferencial entre as taxas de juros poderia influenciar os fluxos de investimentos externos. Como não foi objetivo deste trabalho atentar-se para a oferta de liquidez no mercado externo, esta variável foi eliminada do modelo.

Os resultados para os modelos com a variável taxa de crescimento real dos países industrializados e a variável *proxy* para o risco-país – tabelas em anexo – são bastante semelhantes ao resultado acima, uma vez que os testes apontam para o modelo de efeito fixo como o mais conveniente a ser estimado e os resultados obtidos também não são satisfatórios, a não ser pela estimação do modelo de efeito fixo ponderado.

A taxa de crescimento real do produto dos países industrializados (anexo) não se apresentou significativa em nenhum dos modelos estimados, além de ter piorado bastante o coeficiente das demais variáveis, o que mostra que, de certa forma, o crescimento dos países industrializados não teve relação alguma com o montante de IDE que ingressou no país entre 1996 e 2003. Esse resultado corrobora aquele encontrado por NONNENBERG e MENDONÇA (2004), para os países em desenvolvimento onde, na estimação com todas as variáveis, a média do PIB dos maiores exportadores de capital da OCDE também não foi significativa. Uma hipótese para esse resultado é a de que os investidores estariam mais atentos aos movimentos nos mercados financeiros em detrimento do tamanho do produto dos países desenvolvidos.

Já o *C-Bond*, *proxy* para o risco-país, também não se mostrou significativo em nenhum dos modelos (Tabela A3), o que mostra que essa variável é importante apenas para explicar os fluxos financeiros (especulativos) e não para explicar os ingressos de investimentos externos, conforme já salientado antes.

Tanto o diferencial de taxas de juros quanto o risco-país não exerceram influência alguma sobre o IDE. Esse resultado diferencia o investimento direto estrangeiro de outros tipos de capitais, uma vez que as variáveis ligadas aos fluxos especulativos não seriam sensíveis aos fluxos de investimento de longo prazo.

É importante destacar que, tanto no modelo da tabela 4.1, quanto nos modelos em anexo, a multicolineariedade, expressa através da estatística VIF, é bastante elevada, sendo, por exemplo, de 78,6 no modelo com a variável diferencial de taxa de juros. Para corrigir este problema, foi estimado um novo modelo – tabela 4.2 – onde se optou por excluir as variáveis risco-país, taxa de crescimento real dos países industrializados e a *proxy* para o custo de capital.

¹¹ Ver HYMER (1976).

Conforme pode ser observado, os resultados encontrados para os modelos melhoraram sensivelmente. A estatística VIF reduziu-se consideravelmente para 3,4 não mais indicando um problema de multicolineariedade severa. Os testes estatísticos também apontaram para o ganho de eficiência na utilização de estimação de dados em painel.

Tabela 4.2 - Modelo de dados longitudinais para o investimento direto estrangeiro (1996-2003)

Variável Dependente =	Investimento Direto Estrangeiro (em logs)		
Variáveis Independentes	MQO (<i>pooling</i>)	EFEITO ALEATÓRIO	EFEITO FIXO
PIB	5.434001 *	5.158280 **	4.710547 *
(em logs)	0.0079	0.0164	0.005
TXPIB5	0.506134 ***	0.493065 **	0.471844 **
	0.0756	0.0339	0.0193
ABERTURA	0.078684	0.101848 **	0.139462 *
	0.1600	0.0327	0.0009
INFLAÇÃO	0.045784	0.038851	0.027593
	0.3407	0.3223	0.4191
ENERGIA	-0.000018 **	-0.000015 ***	-0.000010
	0.0331	0.0818	0.1342
DOW JONES	0.000019	0.000028	0.000043
	0.8297	0.7083	0.4953
ESTOQUE	0.791249 *	0.479783 *	-0.025993
(em logs)	0.0000	0.0000	0.7376
CONSTANTE	-150.231600 *	-142.115500 **	-
	0.0077	0.0161	-
R2	0.4946	0.6604	0.7434
VALOR DE F			6.7891
			0.0000
VIF	3.38		
RHO		0.3108	0.7179
HAUSMAN		84.07	
		0.0000	
BREUSCH-PAGAN		91.46	
		0.0000	
NÚM. DE OBSERVAÇÕES	392	392	392

Nota: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; (***) significativo a 10%.

Os resultados já foram corrigidos para heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões

Os resultados encontrados para os modelos, sobretudo para o modelo de efeito fixo, corrobora algumas das hipóteses formuladas inicialmente. O log do nível de produto (PIB) mostrou-se positivo e significativo em ambos os modelos. Observou-se também, tal como era esperado, que a taxa média de crescimento real do produto (TXPIB5) também exerce influência positiva e significativa sobre o investimento direto estrangeiro. Já o coeficiente de abertura comercial, apesar de não ser significativo no modelo de dados agrupados, mostrou-se positivo e significativo nos modelos de efeito aleatório e fixo, sendo neste último significativo a 1%.

Tendo ainda em vista os resultados da tabela 4.2, a variável inflação, tomada como *proxy* para a estabilidade econômica, não foi significativa em nenhum dos três modelos estimados, apesar de ter apresentado um coeficiente positivo¹².

A quantidade consumida de energia elétrica, *proxy* para medir o grau de desenvolvimento da estrutura industrial, mostrou-se significativa nos modelos de *pooling* e de efeitos aleatórios, não o sendo no modelo de efeitos fixos. Por outro lado, a variável Dow Jones não se mostrou significativa em nenhum dos modelos. Tentou-se também

¹² Além do IPCA, foram testados o IGP-DI e o IGP-M como *proxy* para a estabilidade econômica, e os resultados não se alteraram.

substituí-lo pelo índice Bovespa, mas os resultados dos modelos não se alteraram consideravelmente. Por fim, o estoque de IDE no período anterior apresentou-se significativo e com sinal positivo nos modelos de dados agrupados e de efeito aleatório, não sendo significativa no modelo de efeitos fixos.

Os testes de Hausman e de Breusch-Pagan para determinar a melhor especificação para o prosseguimento das estimações foram também utilizados. Os resultados mostraram que os efeitos fixos devem estar presentes na especificação básica, e que os mesmos encontram-se correlacionados com as variáveis explicativas, o que favorece o método de efeitos fixos em detrimento do método de efeitos aleatórios. Sendo assim, estimou-se um modelo em painel de efeitos fixos para o investimento direto estrangeiro onde existe uma ponderação, no intuito de buscar uma melhora na significância das variáveis.

As mudanças nos coeficientes estimados e na significância dos mesmos foram importantes, de acordo com a tabela 4.3. Na estimação por efeito fixo, sem ponderação, apenas o nível do PIB, a taxa de crescimento do PIB e o coeficiente de abertura comercial foram significativos, mesmo ao nível de 10%. Já na estimação de efeito fixo por meio de ponderação, com a utilização de *dummies* setoriais¹³ para captar os referidos efeitos fixos, quase todas variáveis foram fortemente significativas.

O nível do produto, a taxa de crescimento real do produto e a abertura comercial continuaram apresentando o sinal esperado, além de serem fortemente significativas. Por outro lado, a quantidade consumida de energia elétrica foi a única variável no modelo por ponderação que não foi significativa. Como a quantidade consumida de energia elétrica serve como uma *proxy* para o PIB, a sua não significância não causa maiores problemas ao modelo.

Tabela 4.3 - Modelo em painel de efeitos fixos para o IDE (1996-2003)	
Variável Dependente =	Investimento Direto Estrangeiro (em logs)
Variáveis Independentes	GLS (CROSS SECTION WEIGHTS)
PIB	5.458770 *
(em logs)	0.0000
TXPIB5	0.605697 *
	0.0000
ABERTURA	0.134558 *
	0.0000
INFLAÇÃO	0.041109 *
	0.0019
ENERGIA	-0.000004
	0.1411
DOW JONES	0.000053 **
	0.0281
ESTOQUE	-0.118561 *
(em logs)	0.0004
R2	0.9587
VALOR DE F	141.6375
	0.0000
NÚM. DE OBSERVAÇÕES	392

Nota: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões

¹³ O modelo da tabela 4.2 também foi estimado com *dummies* temporais mas os resultados não foram satisfatórios.

Com relação ao nível do PIB, por exemplo, sua elasticidade de curto prazo é 5,45, o que quer dizer que um choque positivo de 1% no nível de produto na economia brasileira (em logs) levaria a um aumento de 5,4% nos ingressos de IDE.

O índice *Dow Jones* – *proxy* para o grande número de fusões e aquisições – apresentou o sinal esperado no modelo de efeitos fixos por ponderação, sendo significativo ao nível de 5%. Um melhor desempenho dos mercados de capitais, sobretudo nos países desenvolvidos, realmente atua como um determinante dos fluxos de IDE, aumentando o apetite dos investidores por investimentos externos.

A taxa de inflação, por seu turno, apresentou sinal positivo significativa, ao contrário do sinal esperado inicialmente. Uma hipótese para que o aumento do IPCA tenha um efeito positivo sobre o IDE é que um setor qualquer da economia brasileira poderia estar se beneficiando de um diferencial de preços relativos e, assim, recebendo maiores investimentos externos¹⁴.

Por fim, o estoque de IDE apresentou-se significativo e com sinal negativo, contrariando o sinal esperado para essa variável¹⁵. Os investidores estrangeiros teriam cautela em suas decisões de investimento no Brasil caso o estoque de investimento direto estrangeiro fosse elevado no período anterior. Um choque positivo de 1% no nível de estoque de IDE no período anterior, levaria a uma redução de 0,12% nos ingressos de investimentos externos.

Em síntese, de acordo com os resultados das estimações, ficou evidenciado que a principal razão que levou os investidores diretos estrangeiros a alocarem seus investimentos na economia brasileira foi a busca de mercados (*market-seeking*), uma vez que o tamanho do mercado interno e seu histórico de crescimento afetaram forte e significativamente os ingressos de IDE. Além desses dois fatores, o coeficiente de abertura comercial – *proxy* para a disposição do país em aceitar investimento externo – também apresentou o sinal esperado sendo altamente significativa em todas as estimações. Por fim, quando se estima o modelo de efeito fixo por ponderação, a taxa de inflação, o índice *Dow Jones* e o estoque de IDE no ano anterior também se tornam significativos.

5. CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi o de estimar um modelo para identificar a relevância das principais variáveis que determinaram a entrada de IDE no Brasil. O período de análise compreendeu os anos de 1996 a 2003 e utilizou-se da metodologia de dados em painel para os 49 setores da economia brasileira. A ênfase da análise foi na ótica do cedente dos recursos, que avalia as economias receptoras e a postura dos governos. A importância foi dada aos fatores macroeconômicos, sobretudo aos relacionados à economia receptora.

Os resultados encontrados evidenciaram que a principal razão que levou os investidores diretos estrangeiros a alocarem seus investimentos na economia brasileira foi a busca de mercados (*market-seeking*)¹⁶, uma vez que o tamanho do mercado interno e seu

¹⁴ São necessárias pesquisas futuras que verifiquem se isto realmente ocorreu na economia brasileira.

¹⁵ Conforme já foi dito anteriormente, nos modelos de dados agrupados e de efeito aleatório, o estoque de IDE apresentou-se significativo e com sinal positivo.

¹⁶ Apesar dos resultados encontrados evidenciarem que grande parte do IDE que ingressou no Brasil foi em razão da busca de mercados, nos últimos anos – a partir de 2001 – verificou-se uma tendência por parte dos investidores externos na alocação de suas atividades em segmentos exportadores ligados sobretudo à agroindústria e à extração mineral. Esse fenômeno, ainda recente, pode indicar uma opção pela busca de

histórico de crescimento afetaram positiva e significativamente os ingressos de IDE. Além desses dois fatores, o coeficiente de abertura comercial – *proxy* para a disposição do país em aceitar investimento externo – também apresentou o sinal esperado sendo altamente significativo na maioria das estimações. A forte significância dessas três variáveis mostra que os fatores tradicionais, também no Brasil, são os principais determinantes dos investimentos externos.

Quando se estima o modelo de efeito fixo por ponderação, outras variáveis tornam-se significativas. A taxa de inflação comportou-se com sinal positivo e significativa, ao contrário do sinal esperado inicialmente. Uma hipótese para que o aumento do IPCA tenha um efeito positivo sobre o IDE é que um setor qualquer da economia brasileira poderia estar se beneficiando de um diferencial de preços relativos e assim recebendo maiores investimentos externos. O índice *Dow Jones* – *proxy* para o grande número de fusões e aquisições – apresentou o sinal esperado no modelo de efeitos fixos por ponderação, sendo significativo ao nível de 5%. Um melhor desempenho dos mercados de capitais, sobretudo nos países desenvolvidos, realmente atua como um determinante dos fluxos de IDE, aumentando o apetite dos investidores por investimentos externos. Por fim, o estoque de IDE apresentou-se significativo e com sinal negativo, contrariando o sinal esperado para essa variável. Os investidores estrangeiros teriam cautela em suas decisões de investimento no Brasil caso o estoque de investimento direto estrangeiro fosse elevado no período anterior.

Variáveis como o risco-país e o diferencial entre as taxas de juros brasileira e americana não exerceram influência alguma sobre o IDE. Esse resultado diferencia o investimento direto estrangeiro de outros tipos de capitais uma vez que as variáveis ligadas aos fluxos especulativos não foram sensíveis aos fluxos de investimento de longo prazo. Como cada modalidade de capital – investimentos estrangeiros, investimentos de portfólio e capitais de crédito – possui sensibilidade diferente em relação a fatores como risco-país, crescimento da economia, coeficiente de abertura comercial etc., os formuladores de política econômica poderiam definir políticas dirigidas especificamente ao capital sobre o qual desejariam exercer influência¹⁷.

Uma vez que o comportamento das empresas multinacionais é na maioria das vezes *market-seeking*, políticas que assegurem o crescimento econômico sustentado do país ao longo dos próximos anos, juntamente com políticas que fortaleçam os fluxos de comércio da economia brasileira são incentivadoras de um maior ingresso de investimento externo no Brasil.

recursos (*resource-seeking*) por parte dos investidores externos, o que alteraria o perfil dos recursos externos que ingressam na economia brasileira.

¹⁷ De acordo com HENNINGS (1994), ao longo da primeira metade da década de 1990, não pode ser afirmado que o governo possuísse uma política de atração de IDE, que indicasse uma opção por essa modalidade de capital como fonte de financiamento do crescimento do país.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAJO-RUBIO, O., SOSVILLA-RIVERO, S.. An econometric analysis of foreign direct investment in Spain, 1964-89. *Southern Economic Journal*, v.61, n.1, p.104-120, 1994.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. London: John Wiley & Sons, 1995. 257p.
- BARRELL, R., PAIN, N. An econometric analysis of U.S. foreign direct investment. *Review-of-Economics-and-Statistics*, v.78, n.2, p.200-207, May 1996.
- DUNNING, J. H. *Multinational enterprises and the global economy*. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1993. 687p.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 4.ed. New York: Prentice Hall, 2000. 1004p.
- HENNINGS, K. *Os fluxos de capitais externos para o Brasil e seus determinantes: uma análise do período 1970-95*. 1996 Tese (Doutorado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1996.
- HSIAO, C. *Analysis of panel data*. Cambridge: Cambridge University, 1986. 246p.
- HYMER, S. *The international operations of national firms: a study of direct foreign investment*, 1976. 253p. (Ph.D. Dissertation).
- JUDGE, G. et al. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. New York: Wiley, 1982. 839p.
- LAPLANE, M. *et al.* La inversión extranjera directa en el MERCOSUR: el caso brasileño. In: CHUDNOVSKY, D. (Org.) *El boom de inversión extranjera directa en el Mercosur*. Buenos Aires: Siglo Veintiuno de Argentina, 2001, p.123-208.
- LAPLANE, M., SARTI, F. O investimento direto estrangeiro e a internacionalização da economia brasileira nos anos 90. In: LAPLANE, M., COUTINHO, L., HIRATUKA, C. (Orgs.) *Internacionalização e desenvolvimento da indústria no Brasil*. Campinas: Unesp, 2003, p.11-57.
- LOVE, J. H., LAGE-HIDALGO, F. Analyzing the determinants of US direct investment in Mexico. *Applied Economics*, v.32, n.10, p.1259-1267, Aug.2000.
- NONNENBERG, M. J. B., MENDONÇA, M. J. C. *Determinantes dos investimentos externos em países em desenvolvimento*. Rio de Janeiro: IPEA, 2004. 18p. (Texto para discussão, 1016)
- NONNENBERG, M. J. B., MENDONÇA, M. J. C. *Determinantes dos investimentos externos e impactos das empresas multinacionais no Brasil: as décadas de 1970 e 1990*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. 68p. (Texto para discussão, 969).
- UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT. *FDI determinants and TNC strategies: the case of Brazil*. New York: United Nation, 2000. 180p.
- UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT. *World Investment Report*. New York: United Nations Centre on Transnational Corporations (várias edições)
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT, 2002, 752p.

ANEXOS

Tabela A1 - Correlação entre as variáveis

	ide	pib	txpib5	abertura	inflação	dow jones	energia	estoque
ide	1.000							
pib	0.125	1.000						
txpib5	-	-	1.000					
abertura	0.142	0.568	-	1.000				
inflação	0.067	0.188	-	0.586	1.000			
dow jones	0.104	0.519	-	0.485	-	1.000		
energia	0.106	0.687	-	0.719	0.238	0.634	1.000	
estoque	0.695	0.121	-	0.185	0.073	0.130	0.173	1.000

Tabela A2 - Modelo de dados longitudinais para o investimento direto estrangeiro (1996-2003)

Variável Dependente =	Investimento Direto Estrangeiro (em logs)				
Variáveis Independentes	MQO (<i>pooling</i>)	EFEITO ALEATÓRIO	EFEITO FIXO	CROSS SECTION WEIGHTS	
PIB	2.304569	1.789047	0.976245	4.588164	**
(em logs)	0.7377	0.7171	0.8319	0.0126	
TXPIB5	0.135331	0.094232	0.029434	0.500555	**
	0.8677	0.8700	0.9570	0.0226	
ABERTURA	-0.075388	-0.063313	-0.044273	0.090529	
	0.8152	0.7775	0.8360	0.2908	
INFLAÇÃO	0.060353	0.054376	0.044953	0.045316	*
	0.2987	0.2202	0.2671	0.0050	
ENERGIA	-0.000004	0.000000	0.000007	0.000000	
	0.8842	0.9981	0.7305	0.9714	
DOW JONES	0.000152	0.000171	0.000201	0.000090	
	0.6021	0.4001	0.2929	0.2390	
TXPIBIND	-0.375241	-0.403349	-0.447665	-0.105977	
	0.6285	0.4497	0.3773	0.6011	
ESTOQUE	0.791111 *	0.473547 *	-0.027142	-0.118403 *	
(em logs)	0.0000	0.0000	0.7241	0.0005	
CONSTANTE	-63.704550	-48.948500	-	-	
	0.7376	0.7196	-	-	
R2	0.4950	0.6623	0.7440	0.9578	
VALOR DE F			6.7904	135.8298	
				0.0000	
VIF	34.60				
RHO		0.3106	0.7182		
HAUSMAN		84.29			
		0.0000			
BREUSCH-PAGAN		91.74			
		0.0000			
NÚM. DE OBSERVAÇÕES	392	392	392	392	

Nota: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; (***) significativo a 10%.

Os resultados já foram corrigidos para heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões

Tabela A3 - Modelo de dados longitudinais para o investimento direto estrangeiro (1996-2003)

Variável Dependente =	Investimento Direto Estrangeiro (em logs)			
Variáveis Independentes	MQO (<i>pooling</i>)	EFEITO ALEATÓRIO	EFEITO FIXO	CROSS SECTION WEIGHTS
PIB	2.590999	2.096932	1.317958	4.669059 *
(em logs)	0.6818	0.6466	0.7560	0.0059
TXPIB5	0.090329	0.045860	-0.024254	0.487846 **
	0.9201	0.9424	0.9679	0.0440
ABERTURA	0.023719	0.043218	0.073962	0.118519 *
	0.8508	0.6364	0.3929	0.0007
INFLAÇÃO	0.033023	0.024999	0.012347	0.037597 **
	0.5382	0.5627	0.7405	0.0107
ENERGIA	-0.000028	-0.000026	-0.000022	-0.000006
	0.2036	0.1240	0.1520	0.2871
DOW JONES	0.000160	0.000179	0.000211	0.000092
	0.6027	0.401	0.2958	0.2523
RISCO	0.000698	0.000750	0.000832	0.000197
	0.6285	0.4497	0.3773	0.6011
ESTOQUE	0.791111 *	0.473547 *	-0.027142	-0.118403 *
(em logs)	0.0000	0.0000	0.7241	0.0005
CONSTANTE	-67.879900	-53.436600	-	-
	0.7091	0.6834	-	-
R2	0.4950	0.6623	0.7440	0.9578
VALOR DE F			6.7904	135.8298
VIF	16.36			
RHO		0.3106	0.7182	
HAUSMAN		84.29		
		0.0000		
BREUSCH-PAGAN		91.74		
		0.0000		
NÚM. DE OBSERVAÇÕES	392	392	392	392

Nota: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; (***) significativo a 10%.

Os resultados já foram corrigidos para heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões