

# O Investimento Brasileiro Direto no Exterior segue Uppsala? Uma Análise Econométrica

## RESUMO

*Este trabalho procura modelar o processo gerador da série de tempo do investimento brasileiro direto no exterior, de forma a testar hipótese relativa à aderência da Escola de Uppsala na explicação desses fluxos. Foi utilizado o teste de raiz unitária com quebra estrutural desenvolvido por FRANSES & HALDRUP (1993) e Modelo Auto-regressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA), para identificar e modelar o processo gerador da série temporal do investimento brasileiro direto no exterior no período de janeiro de 1995 a março de 2007. Através desta modelagem, chegou-se a conclusão de que a série apresenta memória longa, ou seja, o seu processo gerador sofre influência dos erros passados sobre os valores presentes da série. Tal fato parece corroborar a hipótese de que choques no investimento brasileiro direto afetam o comportamento futuro da série, validando, assim, as hipóteses da Escola de Uppsala.*

Palavras- Chave: Uppsala, investimento direto, internacionalização de empresas.

## 1. INTRODUÇÃO

A ampliação dos fluxos de investimento direto brasileiro no exterior e a internacionalização de algumas empresas brasileiras são fenômenos recentes, basicamente dos anos noventa. Hoje, a série disponível já permite testar hipóteses preliminares acerca dos determinantes desses fluxos, que têm merecido escassa exploração do ponto de vista empírico.

A literatura específica oferece hipóteses sobre a motivação dos investimentos diretos no exterior, que podem ser testadas com modelos econométricos. Este trabalho procurou avaliar, especificamente, a aderência de uma das hipóteses explicativas dos investimentos diretos, a Escola de Uppsala e seu desdobramento, a Escola Nórdica. Foi utilizado teste de raiz unitária com estrutura desenvolvida por FRANSES e HALDRUP (1993) e Modelo Auto-regressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA) para identificar e modelar o processo gerador da série temporal do investimento brasileiro direto no exterior no período de janeiro de 1995 a março de 2007.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

Há um conjunto de abordagens que procuram explicar o processo de internacionalização de empresas, que são: Escola de Uppsala e Escola Nórdica; o paradigma eclético, associado a DUNNING (1977); a visão baseada em conhecimento (KBV ou knowledge based view); a visão baseada em recursos (RBV ou resource based view); e a abordagem baseada nos custos de transação. Uma revisão desses modelos pode ser encontrada em TUROLLA et al (2007). Em particular, neste trabalho, foram testadas hipóteses relativas à Escola de Uppsala e a Escola Nórdica, que são apresentadas nos parágrafos a seguir.

O modelo de Uppsala surgiu, em meados da década de 70, a partir de um estudo realizado por pesquisadores da Universidade de Uppsala (HÖRNELL, VAHLNEM, &

WIEDERSHEIM-PAUL, 1973; JOHANSON & WIEDERSHEIM-PAUL, 1975; JOHANSON & VAHLNE, 1977) no qual analisaram e reuniram elementos e fenômenos que caracterizavam a internacionalização de empresas suecas, sob influência de trabalhos baseados na teoria da firma de CYERT & MARCH (1963). O modelo parte do pressuposto que a empresa decide pela internacionalização devido a incertezas quanto à lucratividade no país em que se encontra instalada. No entanto, devido à imperfeição das informações, as firmas buscam mercados que possuem características similares entre si e são guiadas por uma seqüência de passos incrementais, buscando aprendizagem sucessiva pelas experiências adquiridas em seu crescente comprometimento com mercados estrangeiros. Essas experiências são responsáveis tanto pela formulação estratégias de operação quanto pela seleção de mercados a serem explorados, devido ao acúmulo de informações.

A seqüência de seleção de mercados compreende o gradualismo existente na escolha de países cada vez mais distantes psiquicamente, à medida que a firma ganha experiência de operações no exterior. Segundo VAHLNE & WIEDERSHEIM-PAUL (1973), a distância psíquica consiste na soma de fatores que interferem no fluxo de informação entre países. Ou seja, uma forma de mensurar o grau de incerteza do investimento e que também pode ser interpretada por distância geográfica por envolver maiores diferenças culturais, políticas, sociais e econômicas.

Mais tarde, a ampliação dos elementos de pesquisa e o combate às controvérsias do modelo de Uppsala deram origem a sua sucessora, a Escola Nórdica de Negócios Internacionais. Essa linha incluiu a perspectiva da Teoria do Comportamento Organizacional, o que tem como conseqüência críticas a pontos relevantes no modelo original baseadas nas especificidades características das empresas. Na Escola de Uppsala, por exemplo, tipicamente eram estudadas organizações de grande porte com vantagens competitivas, gerando resultados empíricos que podem não ser generalizáveis. Dessa forma, a Escola Nórdica define a internacionalização como um processo descontínuo ao invés de incremental (PEDERSEN & SHAVER, 2000) além de criticar o argumento da distância psíquica como base para seleção de mercados por se tratar de um conceito subjetivo e pela existência das networks.

Apesar das críticas, a Escola de Uppsala possui significativa contribuição à literatura porque foi responsável pela observação de pontos importantes que serviram tanto para caracterizar o fenômeno como para seu posterior aperfeiçoamento. Dessa forma, mesmo invalidando as hipóteses de gradualismo na seleção e forma de operação dos novos mercados, a Escola Nórdica também adota o acúmulo de conhecimentos como mecanismo-chave do processo internacionalização seja por meio da experiência própria ou intercâmbio de informações. Admite, assim, alguma dependência do passado na trajetória dos investimentos diretos estrangeiros.

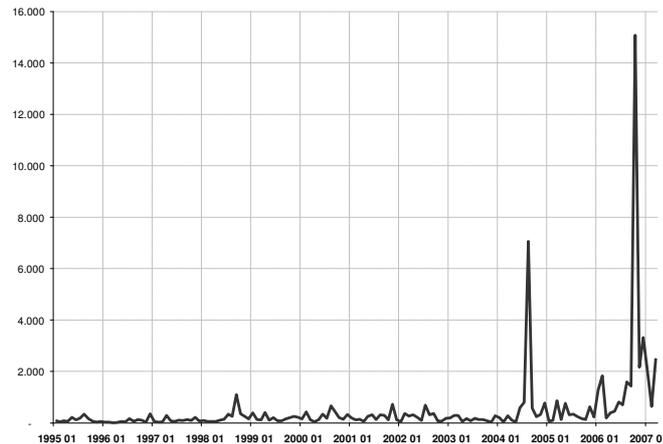
O conjunto representado pela Escola Nórdica pode ser caracterizado como dependente do passado, sendo que a internacionalização geraria fluxos contínuos em direção ao exterior. Esta é a hipótese que foi testada neste paper. Essa dependência do passado foi avaliada com base em modelos auto-regressivo e de médias móveis, que avaliam a influência do passado nos fluxos presentes.

Uma questão adicional diz respeito à presença de eventuais limites para o crescimento dos fluxos de internacionalização, por exemplo, pelo esgotamento das oportunidades no mercado internacional. Entretanto, como os fluxos de investimento direto ainda são pequenos, relativamente, por exemplo, aos fluxos de comércio de bens, é de se supor que esses limites ainda não foram atingidos. Gera-se, assim, a presente expansão contínua dos fluxos de investimento direto no exterior em várias economias.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

A série a ser explicada é a de Investimentos Diretos Brasileiros no exterior, no período entre janeiro de 2005 e março de 2007, apresentada no gráfico a seguir. Foram utilizados métodos relacionados com modelos de séries de tempo, tais como: Modelo Auto-regressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA), Análise de Intervenção e Teste de Raiz Unitária com várias quebras estruturais conforme apresentado em FRANSES & HALDRUP (1993).

Gráfico 1 – Investimentos Diretos Brasileiros no Exterior, US\$ milhões



Fonte: Ipeadata - Conta financeira - investimentos diretos - brasileiros no ext. - saídas - US\$(milhões)

#### MODELO AUTO-REGRESSIVO INTEGRADO DE MÉDIAS MÓVEIS (ARIMA)

Os modelos Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA) têm como base o trabalho de BOX, JENKINS & REINSEL (1994). De acordo com esse método, uma série temporal pode ser explicada em parte por ela mesma<sup>1</sup> tendo como base seus respectivos valores passados, também denominados de parâmetros auto-regressivos (AR) e/ou próprios erros presente e passados (parâmetros de médias móveis (MA)). Basicamente, o modelo ARIMA tem a seguinte representação:

$$\tilde{y}_t = \frac{\theta(B)\Theta(B^s)}{\phi(B)\Phi(B^s)} a_t \quad (1)$$

onde  $\tilde{y}_t$  é a variável  $y_t$  diferenciada<sup>2</sup> e centrada em relação à sua própria média, enquanto que  $\theta(B)$  e  $\phi(B)$  são polinômios que representam o operador de média móvel de ordem  $q$  e o operador auto-regressivo de ordem  $p$  respectivamente, e  $\Theta(B^s)$  e  $\Phi(B^s)$  representam os polinômios de médias móveis sazonal e auto-regressivo sazonal, respectivamente<sup>3</sup>. A ordem de integração de uma variável é o número de vezes que essa variável deve ser diferenciada para se tornar estacionária<sup>4</sup>. O operador de diferença regular ( $\nabla^d$ ) é representado da seguinte forma:

$$\nabla X_t = X_t - X_{t-1} \quad (2)$$

onde  $d$  representa a ordem da diferença. De acordo com VANDAELE (1983), o operador diferença também pode ser utilizado na remoção da sazonalidade das séries. Nesse caso, tem-se que D-ésima é a diferença sazonal de ordem  $s$  e é representada por  $\nabla_s^D X_t$ , onde:

$$\nabla^D_s X_t = X_t - X_{t-s} \quad (3)$$

Como destacado em um trabalho realizado no Instituto de Economia Agrícola (MARGARIDO, 1998, p. 76):

A utilidade da aplicação dos operadores de diferença reside no fato de que eles são capazes de deixar as séries estacionárias, o que significa que esses operadores não somente estabilizam a variância, como também removem a tendência que está por trás das séries originais, tornando-as estáveis.

MILLS (1990) enfatizou que a transformação de uma variável utilizando o operador diferença reveste-se de suma importância para quem trabalha com dados econômicos. Uma combinação particularmente relevante é a seguinte:

$$\nabla \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1} = \log \frac{X_t}{X_{t-1}} \approx \frac{X_t}{X_{t-1}} - 1 = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} \quad (4)$$

Uma vez que, a relação  $X_t / X_{t-1}$  é relativamente pequena, isto é, tomando-se a diferença dos logaritmos equivale a utilizar taxas de crescimento.

Ao se trabalhar com modelos ARIMA, o procedimento é composto de três fases: Identificação, Estimação e Verificação (MARGARIDO, KATO, & UENO, 1994). Analisando-se com mais detalhes, inicialmente, filtra-se à série original visando descobrir e identificar seu respectivo processo gerador, de modo a torná-la estacionária. A fase de estimação é realizada visualizando-se as respectivas funções de autocorrelação regular e parcial, verifica-se se o processo é auto-regressivo e/ou de médias móveis, e, também, qual(is) é(são) a(s) sua(s) respectiva(s) ordem(ns). Finalmente, após a construção do(s) filtro(s) e submeter à série a este(s) filtros, analisa-se os resíduos para a verificação da efetividade da filtragem. A hipótese implícita é de que a passagem da(s) série(s) pelo(s) filtros lineares resultará(ão) em um resíduo denominado de ruído branco, isto é, normal e independentemente distribuído com média zero e variância constante<sup>5</sup>.

Para verificar a efetividade da filtragem será utilizado o teste LJUNG-BOX (1978), o qual é dado pela seguinte fórmula:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^s r_k^2 / (T-k) \quad (5)$$

onde:  $T$  = número de observações;  $r_k$  = autocorrelação na defasagem  $k$ .  $Q$  tem distribuição  $\chi^2$  com  $k$  graus de liberdade. A série será ruído branco quando  $Q$  assumir valor igual a zero, ou seja, não há presença de autocorrelação nos resíduos da série. O teste Ljung-Box é superior ao tradicional teste de Box-Pierce<sup>6</sup>, pois possui performance superior para casos com pequenas amostras relativamente ao teste Box-Pierce.

#### ANÁLISE DE INTERVENÇÃO<sup>7</sup>

As séries contendo variáveis econômicas, normalmente, são afetadas não só por alterações no direcionamento dos instrumentos de política econômica, como também, por eventos de caráter exógeno como, por exemplo, bruscas variações climáticas. Logo, ao se realizar a modelagem econométrica de variáveis econômicas, esses eventos devem ser levados em consideração, pois caso contrário, corre-se o risco de se obter modelos estruturais viesados com a conseqüente perda de seu poder de previsão. Conforme um estudo realizado nos Estados Unidos sobre séries temporais (MILLS, 1990, p. 235) “eventos desse tipo, cujo timing é conhecido, têm sido denominados intervenções, por BOX & TIAO (1975), e podem ser incorporados ao modelo univariado estendendo-o para incluir variáveis de entrada

determinísticas (ou dummies)”. A questão é que nem sempre o exato momento das intervenções exógenas pode ser estabelecido a priori, fato esse que acarreta efeitos indesejáveis sobre o modelo, causando a ampliação de sua variância. O termo usado para a presença de observações consideradas discrepantes no interior de séries de tempo é outliers. Entre os vários efeitos provocados pela existência de outliers nas séries de tempo, destacam-se a mudança em seu nível, a qual pode ser abrupta ou suave, e/ou até mesmo alterações na trajetória de sua tendência.

Basicamente, duas são as estruturas no caso da análise de intervenção. A primeira delas é denominada pulse, a qual é representada por  $P^T_t$  e assume valor igual a um no momento da ocorrência de determinado evento e valor igual a zero fora do tempo de ocorrência do evento<sup>8</sup>. A segunda classe de outlier é conhecida com step e é representada por  $S^T_t$ . Nesse caso, a dummy assume valor igual a zero antes da ocorrência do evento e valor igual a um no período posterior à ocorrência do evento.

Chamando-se de  $I_t$  a variável de intervenção, em termos matemáticos os dois tipos de intervenção mencionados acima podem ser representados da seguinte forma:

1) variável de intervenção do tipo Pulse

$$I_t = P^T_t, \text{ com } P^T_t = \begin{cases} 1, & t = T \\ 0, & t \neq T \end{cases} \quad (6)$$

2) variável de intervenção do tipo Step

$$I_t = S^T_t, \text{ com } S^T_t = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases} \quad (7)$$

De maneira resumida, existem quatro categorias de impactos: a) o início é abrupto e o efeito de duração da intervenção é permanente; b) o início é gradual e o efeito de duração da intervenção é permanente; c) o início é abrupto e o efeito de duração da intervenção é temporário; e d) o início é gradual e o efeito de duração da intervenção é temporário.

Até agora, em relação ao processo de construção dos modelos contendo análise de intervenção foi suposto que o momento exato para a aplicação da intervenção fosse conhecido. Entretanto, isso nem sempre acontece, pois em determinadas situações o exato momento da intervenção não é conhecido a priori. Quando ocorre essa situação, esses eventos exógenos desconhecidos podem provocar o surgimento de observações discrepantes, também chamadas de outliers. Conforme MARGARIDO (1994, p. 65):

O principal efeito provocado pelo aparecimento de outliers reside no fato de que a identificação do modelo fica prejudicada, pois os outliers podem mascarar a verdadeira identificação do modelo. Seguindo o caminho contrário, um modelo que não seja bem especificado pode conduzir ao aparecimento de outlier.

Portanto, a não inclusão do modelo de intervenção em séries que apresentam valores aberrantes pode levar tanto a superespecificação quanto à subespecificação dos modelos, prejudicando não somente o trabalho de análise estrutural, mas empobrecendo o poder de previsão do modelo que está sendo elaborado.

Ao se detectar a presença de outliers, determinados procedimentos necessitam ser estabelecidos para o seu adequado tratamento. Em primeiro lugar, é necessário definir qual a sua categoria para posteriormente aplicar a análise de intervenção. Conforme descrito em MILLS (1990), há quatro categorias de outliers. O tipo de outlier considerado o mais simples é o additive outlier (AO), o qual é definido como:

$$x_t = \varepsilon_t + \omega I_t^T \quad (8)$$

onde  $\varepsilon_t$  representa o modelo de ruído composto por parâmetros auto-regressivos e de médias móveis. O additive outlier pode ser corrigido com intervenção do tipo *pulse*.

Outra categoria de outlier corresponde ao innovational outlier (IO), a qual é representada matematicamente como:

$$x_t = \varepsilon_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \omega I_t^T \quad (9)$$

A principal característica do innovational outlier é que os resíduos são afetados pelo processo gerador da série, ou seja, o seu efeito sobre a série de tempo não se esgota totalmente no mesmo momento em função da presença do modelo de ruído. Nas palavras de Mills (1990, p.241-242), a fundamental diferença entre o innovational outlier e o additive outlier consiste no fato de que:

O caso *AO* pode ser chamado de um modelo de ‘erro grosseiro’, desde que somente a  $t$ -ésima observação é afetada. De outra maneira, um IO representa um choque extraordinário em  $T$  influenciando  $x_T, x_{T+1}, \dots$  através da memória do modelo dada por  $\theta(B)/\phi(B)$ .

Finalmente, a terceira categoria de outlier é denominada de level shift (LS), o qual pode ser subdividido em termos do seu efeito ser transitório ou permanente. O tipo de LS com efeito permanente pode ser representado como:

$$x_t = \varepsilon_t + \frac{\omega}{(1-B)} I_t^T \quad (10)$$

Nesse caso, a magnitude da mudança de nível, a qual é dada pelo parâmetro  $\omega$  corresponde ao período de tempo em que  $t = T$ . Quando o efeito do LS é temporário, ou seja, se a mudança de nível é apenas transitória, o LS assume o seguinte formato:

$$x_t = \varepsilon_t + \frac{\omega}{(1-\delta B)} I_t^T \quad (11)$$

Nesse caso, a mudança de nível ocorre a partir do período em que  $t \geq T$ , sendo que seu efeito declina exponencialmente a taxa dada por  $\delta$ , após o impacto inicial de  $\omega$ , ou seja, nesse caso existe uma “memória” a qual está relacionada com a presença do parâmetro  $\delta$ . Isto quer dizer que após a incidência de um choque, demora um certo período de tempo até que seu efeito se esgote totalmente.

#### TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Uma série de tempo é estacionária quando preencher três requisitos. Mais precisamente, conforme Freitas et al (2001, p.4):

Um processo estocástico é dito ser estacionário, ou mais especificamente possuir fraca estacionariedade, quando preencher três requisitos básicos. Em primeiro lugar, sua média tem de ser constante ao longo do tempo ( $E(y)$  é constante para todo  $t$ ). Outra condição é que a sua variância também seja invariante ao longo do tempo ( $\text{Var}(y)$  é constante para todo  $t$ ). Finalmente, a sua covariância indica que a autocorrelação entre dois valores de  $y$  tomados a partir de dois períodos de tempo distintos depende somente do intervalo do tempo entre esses dois valores e não da sua data ( $\text{Cov}(y_t, y_{t+s})$  e é constante para todo  $t$  que não seja igual a  $s$ ).

De acordo com um estudo acerca da econometria de modelos de desequilíbrio (RAO

1994, p.2):

Os métodos padrões de estimação, que são rotineiramente utilizados em trabalhos de aplicação econométrica, têm como base o pressuposto de que a média e a variância das variáveis são constantes e independentes do tempo. Contudo, a aplicação dos testes de raiz unitária tem mostrado que esses pressupostos não são válidos para um grande número de séries de tempo macroeconômicas<sup>9</sup>. Variáveis cujas médias e variâncias mudam ao longo do tempo são denominadas não estacionárias ou variáveis com raiz unitária.

Ainda segundo RAO (1994), a utilização de métodos tradicionais para estimar o relacionamento entre variáveis que tenham raiz unitária, tais como, o método de mínimos quadrados ordinários, fornece inferências viesadas. Mais precisamente, dado que, diante da presença de raiz unitária às médias e variâncias das variáveis não sejam invariantes ao longo do tempo, isto implica que as estatísticas obtidas a partir desses métodos tradicionais falham em convergir para seus respectivos valores verdadeiros quando amplia-se o tamanho da amostra. Como resultado, obtém-se relacionamento espúrio entre as variáveis conforme apresentado em GRANGER & NEWBOLD (1974) e PHILLIPS (1986). Assim, a determinação da ordem de integração das variáveis torna-se imprescindível.

Para identificar a ordem de integração das variáveis, geralmente, se utiliza o teste de raiz unitária convencional do tipo Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY & FULLER, 1979 e 1981), o qual, basicamente, parte da seguinte auto-regressão:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + (\rho_1 - 1)y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + e_t \quad (12)$$

onde:  $\alpha$  é o intercepto;  $t$  é a tendência,  $\nabla$  é o operador diferença ( $\nabla y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ) e  $\nabla_{t-j}$  é a própria variável dependente diferenciada e defasada, sendo que o número de defasagens é determinado pelo menor valor do Critério de Schwarz (SBC), e visa eliminar a autocorrelação dos resíduos e, finalmente,  $e_t$  representa a estrutura de erro, a qual assume-se ser idêntica e independentemente distribuída.

O teste de raiz unitária<sup>10</sup> testa a hipótese nula de presença de raiz unitária ( $\rho = 1$ ) contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária ( $\rho < 1$ ), considerando a presença ou não da constante e/ou da tendência (denominadas de testes  $\tau$ ,  $\tau_\mu$ ,  $\tau_\tau$ ). Os valores críticos para os testes individuais encontram-se em MACKINNON (1991), enquanto que os valores tabelados para os testes conjuntos encontram-se em DICKEY & FULLER (1981).

Para finalizar este item torna-se necessário tecer alguns comentários sobre os testes de raiz unitária do tipo ADF. Em primeiro lugar, esses testes de raiz unitária tem baixo poder, ou seja, a inclusão de termos determinísticos, como por exemplo, tendência linear e intercepto, e também, a inclusão do número de defasagens podem conduzir a resultados viesados, isto é, pode levar o pesquisador a rejeitar (aceitar) a hipótese nula de raiz unitária quando ela é verdadeira (falsa). Também, em função do baixo poder dos testes de raiz unitária, eles não são capazes de distinguir um processo com raiz unitária de outro processo com raiz quase unitária<sup>11</sup>, fato este que pode induzir o pesquisador a tomar a decisão errada em relação à ordem de integração da variável. Outro fator que influí nos resultados dos testes de raiz unitária é o número de observações. Para pequenas amostras, estes testes têm baixo poder.

#### TESTE DE RAIZ UNITÁRIA COM QUEBRAS ESTRUTURAIS

Além dos fatores mencionados acima, os resultados dos testes de raiz unitária ADF também são afetados pela presença de quebras estruturais, ou seja, diante da presença de

quebra(s) estrutural(is), seus resultados são viesados. Isso impossibilita a utilização do teste ADF quando a série temporal apresenta pelo menos uma quebra estrutural.

FRANSES & HALDRUP (1993) desenvolveram teste de raiz unitária para séries que apresentam mais de uma quebra estrutural, dado que essas quebras caracterizam-se por serem somente do tipo AO. Os autores sugerem uma forma simples e prática para realizar o teste de raiz unitária ADF, a qual consiste na inclusão de variáveis dummies. De acordo com esses autores, esse procedimento via inclusão de variáveis de intervenção do tipo pulse não afeta a distribuição limite do teste ADF.

O teste de raiz unitária ADF, segundo FRANSES & HALDRUP (1993) deve ser conduzido levando-se em consideração a seguinte regressão:

$$\nabla z_t = (\alpha - 1) z_{t-1} + \sum_{i=0}^p \sum_{j=1}^k D^j_{t-i} + \sum_{i=1}^p \psi_i \nabla z_{t-1} + e_t \quad (13)$$

onde, testa-se se o termo  $(\alpha - 1)$  é igual a zero utilizando o teste convencional ADF. Um termo de tendência também pode ser incluído na estimação da regressão.

Cada variável dummy do tipo pulse ( $D_j$ ) assume valor igual a um no tempo  $j$ , e também que, a inclusão de  $p$  defasagens representadas pela presença dos termos com diferenças defasadas, necessariamente corresponde a igual ordem de defasagem em relação à cada variável dummy utilizada no teste ADF. O número de defasagens pode ser determinado pelo método *data dependent*, conforme apresentado em PERRON (1994).

#### 4. ANÁLISE DE RESULTADOS

A Função de Autocorrelação decai lentamente, indicando a presença de raiz unitária. Também, a variância não é constante, reafirmando a presença de raiz unitária com a série em nível. Segue-se o próximo passo, que consiste na determinação do número de defasagens do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com a variável em nível. Foi utilizado o Critério de Informação de Schwarz (BIC). O menor valor na matriz abaixo se refere ao modelo auto-regressivo de médias móveis (ARMA) de ordem (1,1), ou seja, AR=1 e MA=1. Para a tomada de decisão se utiliza o elemento AR=1. Sendo assim, foi utilizada somente uma defasagem no teste de raiz unitária.

A hipótese nula de raiz unitária para o modelo com tendência e constante  $\tau_\tau$  (Trend) foi rejeitada. A seguir testou-se a hipótese nula de raiz unitária no modelo com constante  $\tau_\mu$  (Single Mean), porém sem tendência. Novamente, a hipótese nula foi rejeitada. Finalmente, testou-se a presença de raiz unitária no modelo sem constante e sem tendência  $\tau$  (Zero Mean). Desta vez, a hipótese nula de raiz unitária não foi rejeitada. Dados esses resultados e mais o fato da Função de Autocorrelação decair lentamente ao longo do tempo, optou-se em afirmar que essa série tem raiz unitária em nível.

Sendo assim, foi aplicada uma diferença de ordem um e repetiu-se todo processo. O correlograma da Função de Autocorrelação com a variável diferenciada mostra que a Função de Autocorrelação decai rapidamente, indicando que a série está estacionária. Além disso, a variância ficou praticamente constante ao longo do tempo. O único ponto relevante está no primeiro lag (ou defasagem). Esse ponto foi utilizado na identificação e estimação do modelo ARIMA.

Para confirmar que a série está estacionária, é necessário fazer teste de raiz unitária com a variável diferenciada. Entretanto, antes, é necessário determinar o número de

defasagens a serem utilizadas no teste. Mais uma vez, foi utilizado o Critério de Informação de Schwarz (BIC). Os resultados do BIC mostraram um modelo ARMA de ordem (0, 1), o que implica dizer que é um modelo de médias móveis de ordem um. No entanto, qualquer modelo de médias móveis é estacionário e assim, pode ser escrito no formato de um modelo auto-regressivo de ordem elevada. Sendo assim, dado que os dados são mensais, utilizou-se um modelo auto-regressivo de ordem 12 (12 defasagens) para fazer o teste de raiz unitária ADF. Utilizou-se o método *data dependent* para eliminação de defasagens não significativas.

Em primeiro lugar, as 12 defasagens são estatisticamente significativas, sendo assim, em cada teste de raiz unitária foram utilizadas 12 defasagens.

Para a estatística  $\tau_r$  (Trend) a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada. O mesmo se aplica para as estatísticas  $\tau_\mu$  (Single Mean) e  $\tau$  (Zero Mean). Concluindo, após a aplicação de uma diferença de ordem um, a série tornou-se estacionária. Dado que foi necessária a aplicação de uma diferença de ordem um para torná-la estacionária, essa série é diferença estacionária (DS).

O próximo passo é a identificação do modelo ARIMA. Comparando o correlograma da Função de Autocorrelação com a variável diferenciada (correlograma em azul na página anterior) com seu respectivo correlograma da Função de Autocorrelação Parcial (em laranja, abaixo), verifica-se que o segundo decai mais lentamente enquanto que o primeiro cai abruptamente. Sendo assim, a Função de Autocorrelação Parcial indica o processo, que nesse caso é de média móvel. Por sua vez, a Função de Autocorrelação mostra a ordem desse processo que é de ordem um. Portanto, será estimado um modelo de médias móveis de ordem um.

O parâmetro de médias móveis de ordem um é estatisticamente diferente de zero. Portanto, esse parâmetro é relevante no processo gerador dessa série. A hipótese nula pode ser rejeitada conforme mostra o resultado do teste *t*.

Como a variável está no formato logarítmico, então, o valor 0.77246 mostra que, na média, os erros dessa variável são corrigidos em torno de 77,25% em relação ao seu próprio erro do período anterior.

Tabela 1 – Modelo ARIMA – Estimação por Mínimos Quadrados Condicionais

Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão	t - valor	Pr >  t	Lag
MA 1,1	0,77246	0,05291	14,6	< 0,0001	1

Fonte: estimativas no SAS

Finalmente, restou verificar se a série é ruído branco (isto é, verificar se os resíduos não são correlacionados). O teste Ljung-Box (que é um teste qui-quadrado) mostrou que a hipótese nula de todos os resíduos da série não são correlacionados não pode ser rejeitada. Isto indica a efetividade da filtragem. Outra forma de verificar se a série é ruído branco e visualizar os correlogramas dos resíduos, o que foi feito, confirmando o resultado.

Portanto, o modelo ARIMA pode ser descrito da seguinte forma: ARIMA (p=0, I=1, q=1). Matematicamente tem-se:

$$\nabla \tilde{a}_t = (1 - 0.77246B)a_t$$

Onde:  $\nabla$  significa que a variável é diferenciada de ordem 1 e o símbolo “ $\tilde{\cdot}$ ” denota que a variável foi centrada em relação à média.

Dado que a visualização gráfica mostrou a presença de dois outliers, utilizamos o comando de procura de outliers do SAS, utilizando nível de significância de 5,0%. Foram

encontrados dois outliers, um na observação 116 e outro na observação 142. O primeiro corresponde a agosto de 2004 e o segundo a outubro de 2006.

O próximo passo foi incorporar esses dois outliers ao modelo ARIMA e verificar seus respectivos efeitos sobre o comportamento da série de ibd, através de visualização dos respectivos correlogramas cruzados. Todos os outliers foram classificados como sendo do tipo Additive Outlier (AO). Os resultados desse correlograma cruzado mostram que a variável sofreu um choque na observação 116 e que esse choque pode ser decomposto em três efeitos em termos de horizonte temporal. O primeiro choque teve impacto instantâneo (sem defasagem temporal). O segundo choque significativo ocorreu na quarta defasagem. Isso quer dizer que, após o choque inicial no período zero e afetou o comportamento de ibd quatro meses após esse choque inicial. O terceiro choque aconteceu na defasagem 7, ou seja, após o choque inicial no período zero, seu efeito se fez sentir 7 meses após esse choque inicial. Testou-se o choque na oitava defasagem, no entanto, não se mostrou estatisticamente significativo. Sendo assim, foram incorporados ao modelo esses três choques que se mostraram estatisticamente significativos, correspondendo a eventos diferentes. No caso do outlier 116, tratou-se de uma aliança global firmada entre as cervejarias Ambev e Interbrew, a qual representou um total de US\$ 4,9 bilhões em Investimentos Brasileiros Diretos, sendo que houve entrada de igual montante na forma de participações pela Interbrew (Investimento Estrangeiro Direto). Tais investimentos (brasileiros) representaram quase 85% do total daquele ano. Os outliers 120 (dezembro de 2004) e 123 (fevereiro de 2005) também estão associados a operações pontuais.

A observação 142 corresponde a uma operação com início em agosto do mesmo ano, quando a Companhia Vale do Rio Doce anunciou oferta pública não solicitada para a aquisição de todas as ações ordinárias (com direito a voto) da mineradora canadense Inco. Tal operação envolveu o desembolso de US\$ 17,67 bilhões pela Vale do Rio Doce. No caso do correlograma cruzado para a observação 142, sua análise é mais simples, pois houve somente um choque que foi instantâneo.

Os resultados dos testes *t* encontram-se abaixo. Todos os parâmetros são significativos, ou seja, são estatisticamente diferentes de zero. O parâmetro de médias móveis mostra que o valor da variável ibd é corrigido, na média, pelo seu próprio erro do período anterior em torno de 68,29%. Já, a variável dummy AO116 na defasagem zero mostra que seu efeito elevou o nível de ibd em 321,40%. Já AO116 na defasagem 4 mostra que seu efeito resultou na queda do nível de ibd em 128,92%. O mesmo se aplica para AO116 na defasagem 7, porém, com efeito negativo um pouco mais acentuado sobre o nível de ibd, em torno de 141,33%. Já AO142, induziu a uma elevação no nível de ibd igual a 236,77%.

Tabela 2 – Modelo ARIMA – Estimação por Mínimos Quadrados Condicionais

Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão	t - valor	Pr >  t	Lag	Variável	Shift
MA 1,1	0,68286	0,06392	10,68	< 0,0001	1	lidb	0
NUM 1	3,21404	0,75511	4,26	< 0,0001	0	AO116	0
NUM 1,1	-1,28927	0,75584	-1,71	0,0904	4	AO116	0
NUM 1,2	-1,41334	0,75580	-1,87	0,0637	7	AO116	0
NUM 2	2,36769	0,75179	3,15	0,0020	0	AO142	0

Fonte: estimativas no SAS

Após a estimação do modelo, é preciso verificar se o mesmo é ruído branco. Novamente, foi utilizado o teste Ljung-Box. A hipótese nula de que os resíduos não são

autocorrelacionados não pode ser rejeitado para nenhuma defasagem. Portanto, a série remanescente é ruído branco.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A modelagem da série através de ARIMA mostrou que o processo tem uma memória longa, ou seja, o seu processo gerador é caracterizado pela influência dos erros passados sobre o valor atual da série. Essa influência parece ir no sentido de corroborar as hipóteses da escola de Uppsala e Nórdica, ou seja, choques no investimento brasileiro direto no exterior tendem a influenciar o comportamento futuro da série. A modelagem realizada pode contribuir com elementos para o entendimento dos determinantes do fluxo de investimentos brasileiros diretos no exterior.

A existência de múltiplas abordagens explicativas para o investimento direto permite a realização de uma competição econométrica dos modelos. Note-se que a competição econométrica de modelos concorrentes tem como um de seus mais interessantes exemplos a análise da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio, apresentada em paper seminal de MEESE & ROGOFF (1983). Os dois autores compararam a acurácia de previsões fora-da-amostra para a taxa de câmbio através de vários modelos econométricos de séries temporais, com o desempenho de um modelo simples em que a taxa de câmbio é descrita por um passeio aleatório. Entretanto, os modelos candidatos são de diferentes tipos, o que traz um desafio adicional na realização de uma competição do gênero.

---

<sup>1</sup> O modelo ARIMA também é denominado de univariado.

<sup>2</sup> No caso que a variável necessite ser diferenciada para se tornar estacionária, essa diferença pode ser somente regular, somente sazonal, ou então, ambas conjuntamente.

<sup>3</sup> Maiores detalhes sobre os modelos ARIMAs podem ser encontrados em BOX; JENKINS; REINSEL (1994), MILLS (1990) e VANDAELE (1983), entre outros.

<sup>4</sup> Questões relacionadas com a ordem de integração das variáveis e estacionariedade serão abordadas mais adiante.

<sup>5</sup> VANDAELE (1983) chama a atenção para o fato de que a hipótese de normalidade não é realmente necessária, mas, ao adotar tal hipótese em conjunto com as demais, o resíduo é denominado ruído branco gaussiano.

<sup>6</sup> BOX e PIERCE (1970).

<sup>7</sup> Esse item tem como base MARGARIDO (1994).

<sup>8</sup> Em relação à notação utilizada, é necessário destacar que  $t$  representa o tempo, enquanto que  $T$  corresponde ao exato momento da introdução da *dummy* ou *dummies* na(s) série(s) de tempo.

<sup>9</sup> “Isto porque se a hipótese de raiz unitária for verdadeira para uma série, os choques aleatórios que ela sofresse gerariam na mesma um efeito permanente. As flutuações não seriam transitórias, derrubando, por exemplo, as teorias de que os ciclos econômicos seriam flutuações temporárias em torno de uma tendência” (ALENCAR, 1998, p. 171). O trabalho utilizado como referencial para o fato de que a maioria das séries econômicas possui raiz unitária é o de NELSON; PLOSSER (1982).

<sup>10</sup> Maiores detalhes sobre o procedimento operacional passo a passo para a execução dos testes de raiz unitária dos tipos Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste não paramétrico Phillips-Perron (PP) podem ser encontrados em MARGARIDO; ANEFALOS (1999).

<sup>11</sup> Tomando-se como exemplo a equação 1 do teste Dickey-Fuller, quando o valor do parâmetro  $\rho$  for igual a um, então a variável possui raiz unitária, no entanto, quando o valor deste parâmetro estiver muito próximo de 1,

---

como por exemplo, entre 0,99 e 0,90, então o teste de raiz unitária não é capaz de distinguir precisamente se a variável possui ou não raiz unitária, isto é, se ela é diferença estacionária ou estacionária.

### LITERATURA CITADA

ALENCAR, L.S. de. Raízes unitárias e co-integração: uma introdução. Boletim do Banco Central do Brasil, Brasília, v.34, n.4, p.171-210, abr. 1998.

BOX, George.E.P.; PIERCE, D.A (1970). Distribution of residual autocorrelations in autoregressive moving average time series models. Journal of the American Statistical Association, 65 (332), 1509-1526.

BOX, George E.; TIAO, George C (1975). Intervention analysis with application to economic and environmental problems. Journal of the American Statistical Association, 70 (3), 70-79.

\_\_\_\_\_. \_\_\_\_\_. REINSEL, Gregory C (1994). \_\_\_\_\_. 3<sup>rd</sup>. New Jersey: Prentice Hall, 598p.

CYERT, R.; MARCH, J (1963). A behavioral theory of the firm. New Jersey: Prentice-Hall.

DICKEY, David A; FULLER, Wayne A (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit roots. Journal of the American Statistical Association, Whashington, 74 (366), 427-431.

\_\_\_\_\_. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, Chicago, v.49, p 1057-72.

DUNNING, John (1977). Trade, location of economic activity, and the multinational enterprise: a search for an eclectic approach. In B. Ohlin, P.O. Hasselborn & P.M. Wijkman (ed.s) "The International Allocation of Economic Activity", London.

FRANSES, Philip Hans; HALDRUP, Niels (1993). The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. Florence: European University Institute, 24p. (EUI Working Paper ECO, n. 93/16).

FREITAS, S.M. de. et al. (2001). Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. Agricultura em São Paulo, v.48(1):1-20.

GRANGER,C.W.J.; NEWBOLD, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. Journal of Econometrics, Nottingham, 26 (2), 111-120.

---

HÖRNELL, E.; VAHLNE, J.; WIEDERSHEIM-PAUL, F (1973). Exports and foreign establishments. Stockholm: Almqvist & Wiksell.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA) – Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em 03/03/2008.

JOHANSON, J.; WIEDERSHEIM-PAUL, F (1975). The internationalization of the firm: four Swedish cases. *Journal of Management Studies*, 12 (3), 305-322.

\_\_\_\_\_. VAHLNE, J (1977). The internationalization process of the firm: a model of knowledge development and increasing market commitment. *Journal of International Business Studies*, 8(1), 23-32.

LJUNG, G.M.; BOX, G.E.P (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 66, 67-72.

MACKINNON, James G (1991). Critical values for cointegration tests. In: Engle, Robert F., Granger, W. J. Long-run economic relationships: readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 267-76.

MARGARIDO, Mario A; KATO, Heitor T.; UENO, Lídia H (1994). Aplicação da metodologia Box-Jenkins na análise da transmissão de preços no mercado de tomate no Estado de São Paulo. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 24, n. 3, 405-32.

MARGARIDO, Mario A (1998). Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo. São Paulo: IEA. 127p. (Coleção Estudos Agrícolas, 6/98).

\_\_\_\_\_. ANEFALOS, Lilian C (1999). Testes de raiz unitária e o software SAS. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 46, t.2, 19-45.

MEESE, Richard.; ROGOFF, Kenneth (1983). Empirical exchange rate models of the seventies. Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14 (2), 3-24.

MILLS, Terence C (1990). Time series techniques for economists. New York: Cambridge University, 377p.

---

NELSON, Charles R.; PLOSSER, Charles I (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10 (2) , 139-162.

PEDERSEN, T., SHAVER, M (2000). *Internationalization revisited: the big step hypotheses*. Copenhagen: Copenhagen Business School Press.

PERRON, Pierre (1994). Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In RAO, B. Bhaskara. *Cointegration for the applied economist*. New York: ST. Martin's Press, 113-146.

PHILLIPS, Peter C.B (1986). Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, North-Holland, 33 (3), 311-40.

RAO, B. Bhaskara.(1994) . The econometrics of disequilibrium models. In:\_\_\_\_\_. *Cointegration for the applied economist*. New York: ST. Martin's Press, 1-8.

TUROLLA, F (2007). *Desenho de uma competição de modelos explicativos do investimento direto brasileiro no exterior. Relatório Parcial de Pesquisa apresentado ao Núcleo de Pesquisa e Publicações da ESPM. São Paulo.*

\_\_\_\_\_. et al. (2007). *Desenho de uma Competição de Modelos Explicativos do Investimento Direto Brasileiro no Exterior. Anais do V Ciclo de Debates EITT de Economia Industrial, Trabalho e Tecnologia da PUC-SP, São Paulo, SP, Brasil.*

VAHLNE, J.; WIEDERSHEIM-PAUL, F (1973). Economic Distance: model and empirical investigation. In: Hörnell, E.; Vahlne, J. E., Wiedersheim-Paul, F. *Export and foreign establishments*. Stockholm: Almqvist & Wiksel .

VANDAELE, Walter (1983). *Applied time series and Box-Jenkins models*. New York: Academic Press, 417p.