

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Monografia de Final de Curso

Tutor: Professor João Manoel Pinto

DECOMPOSIÇÃO DOS DETERMINANTES DA DIFERENÇA  
ENTRE O ÍNDICE GERAL DE PREÇOS AO MERCADO (IGP-M)  
E O ÍNDICE DE SERVIÇOS DE TELECOMUNICAÇÕES (IST)

Laura Rosa Marques

Matrícula: 0311141

Orientador: Professor Marco Cavalcanti

Novembro de 2006

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Monografia de Final de Curso

Tutor: Professor João Manoel Pinto

DECOMPOSIÇÃO DOS DETERMINANTES DA DIFERENÇA  
ENTRE O ÍNDICE GERAL DE PREÇOS AO MERCADO (IGP-M)  
E O ÍNDICE DE SERVIÇOS DE TELECOMUNICAÇÕES (IST)

Laura Rosa Marques

Orientador: Professor Marco Cavalcanti

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”

Novembro de 2006

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.”

**Agradecimentos:**

A Marco Cavalcanti, por toda a ajuda durante o período de desenvolvimento da monografia.

A meus pais, pelas lições, apoio e paciência durante todos esses anos.

A meus caros amigos, pelos conselhos, apoio e motivação nos diversos momentos de minha vida.

## Sumário

1. Introdução	05
2. Criação do IST	07
3. Revisão da Literatura	10
4. Fundamentação Teórica	11
5. Levantamento de Dados e Escolha das variáveis	13
6. Modelo VAR	16
6.1 Metodologia	16
6.2 Resultados	20
7. Modelo de Correção de Erros	22
8. Conclusão	24
Referências bibliográficas	26
Anexo 1	27
Anexo 2	28

## 1. Introdução

O assunto de indexadores contratuais é fartamente debatido no Brasil. Um dos aspectos de maior discussão nos setores detentores de ativos ou passivos no longo prazo é referente à escolha do índice a ser utilizado como indexador de contratos.

No setor de telecomunicações os contratos de financiamento das empresas telefônicas apresentam uma cláusula que os indexa ao IGP-M. Isso implica que caso as receitas dessas companhias estejam indexadas a um outro índice, existe um risco de descasamento, significando que seus passivos podem apresentar uma correção inflacionária superior das receitas, ampliando significativamente as incertezas do setor.

Tendo em vista esse cenário, no ano de 2006 os contratos de concessão de serviços de telefonia fixa começaram a vencer e conseqüentemente assuntos relativos ao índice de preço que seria utilizado na indexação de tarifa entraram em pauta. Todo debate daí decorrente levantou muitas questões sobre a escolha quanto a este novo indexador e por fim decidiu-se substituí-lo por um índice setorial.

A ANATEL<sup>1</sup> substituiu o índice inflacionário que corrigia as tarifas de telefonia fixa, IGP-DI<sup>2</sup>, por um índice setorial, o IST<sup>3</sup> (Índice de Serviços de Telecomunicações). No entanto, depois de todas as modificações, especialistas do setor se perguntam se tudo isso foi realmente necessário, ou seja, se questionam se esses dois índices realmente divergem.

---

<sup>1</sup> Agência Nacional de Telecomunicações.

<sup>2</sup> A utilização do IGP-DI como indexador de contratos vincendos era duramente criticada já que após a flexibilização do câmbio no país este apresentou significativas altas.

<sup>3</sup> Índice setorial seria um índice de custos colhido diretamente junto às empresas, mês a mês, que registraria sua variação conforme variassem os custos reportados pelas empresas – similar ao método de recolhimento do IPCA, por exemplo. No caso do IST, as despesas foram classificadas e agrupadas, associando-se a cada grupo um índice de preços já existente. A variação do IST é a média das variações dos seus índices componentes, ponderada pelas participações das respectivas despesas no total – similar ao cálculo do IGP-DI, por exemplo.

São estas dúvidas e indagações a motivação para o presente trabalho. Assim, visando a melhor entender as causas das divergências entre os índices, realizei um exercício econométrico de análise dos determinantes de cada série. Defini a razão entre o IGP-M e o IST como variável dependente; os regressores foram escolhidos observando-se a composição dos índices<sup>4</sup>, sendo eles: câmbio, salário cambial, preços de commodities e preços controlados<sup>5</sup>.

Em outras palavras: tive a impressão de que os índices não convergem; será que isto é verdade? Sendo a resposta afirmativa, buscarei compreender o que leva a esta diferença e em que medida isto ocorre. Com isto em mente, tentarei responder como se comporta a razão entre os índices em questão quando ocorre uma mudança em cada um dos componentes.

---

<sup>4</sup> Os 4 regressores mencionados no parágrafo anterior foram escolhidos inspirados em CUNHA e CARNEIRO (2004), que afirmam “Dadas as características da metodologia e da estrutura dos índices acima descritas, podemos sintetizar o conjunto de variáveis relevantes, com grande poder para a explicação do diferencial entre os índices, considerando somente quatro variáveis, a saber: i) Câmbio; ii) Salário; iii) Tarifas Reguladas/Administradas e; iv) Preços Agrícolas. Conforme será visto, a análise da evolução dessas variáveis explicará grande parte das variações observadas nos índices”. Selecionamos as séries que julgamos adequadas, sujeitos às restrições e disponibilidade.

<sup>5</sup> Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Fim de período; Relação câmbio efetivo / salário, Índice de preços internacionais de commodities:geral (exceto petróleo) e IPCA - preços monitorados, respectivamente. Todos as séries têm periodicidade mensal.

## 2. A Criação do IST

A tradição inflacionária brasileira que em grande parte das vezes foi causada pelo fenômeno da indexação de contratos levou a composição de diversos artigos e análises dos indexadores mais comuns<sup>6</sup>. Mesmo após a criação do Plano Real em 1994, nota-se que a indexação não acabou deixando ainda uma incerteza acerca da escolha do melhor indexador a ser utilizado.

Durante o período hiperinflacionário o governo utilizava tarifas públicas a fim de conter a inflação, reajustando-as abaixo da variação dos preços<sup>7</sup>. No entanto, após a privatização a questão dos reajustes tarifários passou a ser tratada nos contratos de concessão já que muitos setores estavam sendo controlados por empresas privadas que necessitavam lucros. Desde então a escolha do indexador a ser utilizado acabou sendo menos influenciada pela racionalidade dos custos ou de quem arcava melhor com cada tipo de risco e buscou-se selecionar o índice de preço que apontava menor variação.

Após a privatização do sistema Telebrás selecionou-se o IGP-DI como o índice responsável por corrigir os contratos de telefonia fixa já que suas variações eram significativamente menores que as do IPC's<sup>8</sup>. No entanto, em 1999 com a flexibilização do regime cambial a situação se inverteu e iniciou-se um processo de aceleração dos preços medidos pelos IGP's prejudicando o consumidor e usuários do sistema.

A fim de contornar esse problema, o governo aliou-se à renovação dos contratos de telefonia fixa e decidiu a partir do ano de 2006 reajustar a tarifas telefônicas através de um índice setorial. O IST seria em tese um melhor indexador, ma medida em que representaria fielmente as variações de custos das empresas do setor<sup>9</sup>.

---

<sup>6</sup> O enfoque foi dado nas semelhanças e diferenças entre os índices de preço mais utilizados, o que as causavam e quais as suas conseqüências sobre a distribuição de renda e o equilíbrio econômico-financeiro das empresas.

<sup>7</sup> “As tarifas públicas [...] quando eram controladas diretamente pelo poder público, apresentaram evolução real negativa, mesmo nos períodos de maior indexação, fruto da tentativa do governo de utilizá-las como instrumento para evitar uma aceleração inflacionária” in Luiz Roberto Cunha e Dionísio Dias Carneiro (2004).

<sup>8</sup> O IGP-DI respondia de forma intensa aos impactos de variação cambial. Isso significa que o câmbio fixo mantinha o índice sobre controle.

<sup>9</sup> A escolha e estrutura da ponderação foram feitas por profissionais que levaram em conta fatores importantes que podem levar as empresas ao desequilíbrio-econômico.

Sua função é de aproximar o aumento tarifário da variação dos custos das empresas telefônicas. Ficou estabelecido que de acordo com a específica despesa seria utilizado um determinado índice que tivesse a maior capacidade explicativa em relação a sua variação de preços. As tarifas seriam reajustadas conforme a média ponderada destas despesas de referência, refletindo assim os verdadeiros custos.

No entanto, mesmo com a variação sendo pré-determinada, existia o risco das empresas superestimarem a variação dos custos<sup>10</sup>, já que elas possuem o incentivo de dar mais ênfase às despesas cujos índices de reajuste tende a apresentar maior alta.

A tabela a seguir resume a estrutura das despesas de referência, índices associados e suas respectivas ponderações.

---

<sup>10</sup> Risco moral

<i>Tabela 1 - Estrutura de despesas, índices associados e pesos</i>			
ITEM	DESPESA	ÍNDICE DE PREÇO ASSOCIADO	%
1	Pessoal	IPCA/IBGE	8,63
2	Material	-	-
2.1	Material – Planta	SINAPI/IBGE	0,88
2.2	Material TP - cartão	IPA-OG/FGV - Produtos de matérias plásticas	1,63
2.3	Outros	IGP-DI/FGV	0,33
3	Serv. Terceiros	-	-
3.1	Técnico - Administrativo	IPCA/IBGE	3,69
3.2	Transporte e Comunicação	IPCA/IBGE	0,92
3.3	Técnico - Operacionais - Planta	IPCA/IBGE	7,46
3.4	Marketing e Vendas	IPCA/IBGE	8,32
3.5	Serviços de atendimento	IPCA/IBGE	3,14
3.6	Serviços de faturamento e cobrança	-	-
3.6.1	Impressão	IPCA/IBGE	0,51
3.6.2	Postagem	IPCA/IBGE – Correios	1,13
3.6.3	Cobrança	IPCA/IBGE	1,4
3.6.4	Outros	IPCA/IBGE	0,72
3.7	Outros serviços de terceiros	-	-
3.7.1	Energia Elétrica	IPCA/IBGE – Energia Elétrica Residencial	2
3.7.2	Outros	IPCA/IBGE	4,26
4	Aluguéis, Arrendamentos e Seguros	IGP-M/FGV	5,75
5	Depreciação e Amortização	-	-
5.1	Equip. de Comutação, Equip. e Meios de Transmissão, Equip. Terminais e Equip. de Informática e Equip. de Energia	IPA-OG/FGV - Máquinas e equipamentos industriais	26,02
5.2	Prédios, Suportes e Protetores e Benfeitorias em Propriedade de Terceiros	SINAPI/IBGE	3,08
5.3	Veículos, Bens de Uso Geral e Outros	IPA-OG/FGV - Máquinas e equipamentos industriais	8,13
9	Provisão para Contingências	INPC/IBGE	4,78
10	Outras Despesas operacionais, exclusive financeiras	IPCA/IBGE	7,22

### 3. Revisão da literatura

O assunto de indexadores contratuais é amplamente debatido no Brasil, havendo, pois, diversos trabalhos que tratam do assunto. Merecem destaque especial, todavia, os dois que mais se aproximam do escopo deste, qual seja, descrever as variáveis relevantes na diferença entre os índices, especificamente o IGP-M e IST.

O primeiro deles é o trabalho de Luiz Roberto Cunha e Dionísio Dias Carneiro, “Índices de preços como indexadores de contrato de longo prazo: problemas de escolhas, evolução relativa e percepções para o futuro”. Nele os autores buscam analisar a evolução e a relação ao longo do tempo de dois índices de preços (IGP-DI e IPCA).

Na primeira parte do estudo, os autores ressaltam a importância do cuidado na escolha dos indexadores para contratos de longo prazo e em seguida descrevem a evolução dos índices de preços escolhidos e os efeitos de diversas variáveis sobre esses índices. A análise das diferenças entre os índices de preço foi feita através da técnica do Modelo Autoregressivo Vetorial (VAR).<sup>11</sup>

O segundo estudo relevante para este trabalho é a monografia de André Luis Pulcherio, “O Índice de Serviços de Telecomunicações como indexador de contratos: prós e contras”. Neste trabalho, o autor analisa o mercado de telecomunicações e os impactos do novo índice sobre ele através da discriminação das variáveis relevantes na diferença entre os dois índices utilizados como indexadores das tarifas de telefonia fixa (IGP-M e IST).

---

<sup>11</sup> Os autores realizaram o teste econométrico a fim de avaliar o impacto de uma desvalorização cambial na relação entre os índices IGP-DI e IPCA.

#### 4. Fundamentação teórica

O modelo autoregressivo vetorial (VAR) é um modelo de equações simultâneas, cuja principal vantagem é mensurar o impacto que as variáveis endógenas defasadas tem sobre as variáveis contemporâneas. Isso significa que todas as variáveis são endógenas e dependem das próprias defasagens e das defasagens de todas as demais variáveis do sistema.

Este modelo permite resolver sistemas de múltiplas equações, solucionando o excesso de parâmetros no modelo estrutural de uma forma mais “eficiente”.<sup>12</sup>

Considerando as variáveis de interesse selecionadas<sup>13</sup> (IGP-M, câmbio, *commodities*, salário cambial e preços controlados), pode-se esperar que sejam interrelacionadas. Por exemplo, uma queda generalizada dos preços de *commodities* pode apreciar o câmbio através do aumento de exportações desses produtos<sup>14</sup>, outrossim, uma variação cambial eleva a razão IGP-M/IST, pois há maior participação de produtos cujos preços são atrelados ao câmbio nos índices ao atacado e, por sua vez, o IGP possui maior participação de preços ao atacado<sup>15</sup>.

Para este tipo de situação em que as variáveis são interdependentes, sendo difícil considerar quaisquer delas exógenas, o uso do VAR é indicado, pois como foi dito anteriormente ele resolve os problemas de simultaneidade.

---

<sup>12</sup> Ao contrário das técnicas anteriores, o VAR reduz o excesso de parâmetros da forma estrutural sobre a reduzida através da hipótese de ausência de covariância entre os erros, sem impor zero sobre parâmetros estruturais e considerando todas as variáveis endógenas.

<sup>13</sup> Essas variáveis foram escolhidas com base no trabalho de Luiz Roberto Cunha e Dionísio Dias Carneiro levando em consideração a composição básica dos índices de preço.

<sup>14</sup> Os preços maiores aumentarão o volume das exportações, elevando a oferta de divisas estrangeiras, o que leva à apreciação da moeda nacional.

<sup>15</sup> Para maiores informações a respeito das participações de preços ao consumidor e ao atacado e da composição de cada índice, ver CUNHA e CARNEIRO (2004), pp.8 a 9 e PULCHERIO (2006) pp. 23 a 27.

No entanto, essas variáveis interdependentes apresentam uma peculiaridade. Após testá-las observei uma singularidade que merece ser destacada. As variáveis selecionadas, embora apresentem raiz unitária, são cointegradas<sup>16</sup>. Isso significa que uma boa análise entre o IGP-M e o IST pode ser feita a partir da especificação de um modelo de correção de erros.

O modelo de correção de erros permite estudar a dinâmica de curto prazo entre as variáveis escolhidas. Isso porque, o modelo corrige aos poucos e de forma gradual as discrepâncias entre a razão prevista e a atual, permitindo uma previsão e captando assim a dinâmica das variáveis no curto prazo.

Nesse caso, o modelo seria obtido através de uma regressão do logaritmo da razão IGP-M / IST nos logaritmos das outras variáveis, extraindo daí uma tendência de longo prazo<sup>17</sup>. Em seguida, para prever o comportamento de curto prazo, estimaria uma regressão da diferença do logaritmo da razão nas diferenças dos logaritmos das outras quatro variáveis e no resíduo da regressão anterior.

---

<sup>16</sup> Será detalhado mais adiante.

<sup>17</sup> Essa equação é capaz de estimar o equilíbrio de longo prazo já que as variáveis são cointegradas. O resíduo obtido nessa equação são os valores estimados dos desvios do equilíbrio de longo prazo.

## 5. Levantamento de dados e escolha das variáveis

Sendo o objetivo avaliar os determinantes da diferença entre o IGP-M e o IST, de início era necessário o histórico destes índices. O problema, todavia, é que o IST só entrou em vigor a partir de janeiro de 2006, aparentemente tornando esta tarefa impossível.

Ocorre que, embora a ANATEL somente tenha passado a divulgar o índice setorial a partir deste ano, ela também divulgou a fórmula de cálculo e os índices componentes. De forma simples, o IST é uma média ponderada de outros índices de preço, sendo os pesos definidos conforme o peso de determinada rubrica nos custos da empresa. A tabela 2 abaixo indica os componentes do índice de serviços de telecomunicações e seus devidos pesos.

IPCA	SINAPI	IPA-OG - Produtos de matérias plásticas	IGP-DI	IPCA - Comunicações - Correio	IPCA - Combustíveis e energia - En. Eletr. Res.	IGP-M	IPA-OG - Máq. e equip. ind.	INPC	IST
46,27%	3,96%	1,63%	0,33%	1,13%	2,00%	5,75%	34,15%	4,78%	100,00%

Destarte, iniciei o trabalho criando um índice, nos padrões e com a fórmula definidos pela ANATEL. Todas séries necessárias foram encontradas no IPEADdata, cada valor mensal dos índices acima foi multiplicado pelo seu peso e a soma destes produtos foi definida como o valor do “novo”<sup>18</sup> índice de serviços de telecomunicações. Em seguida normalizei para a base 100, conforme definido no edital, tendo a partir daí o “novo” IST .

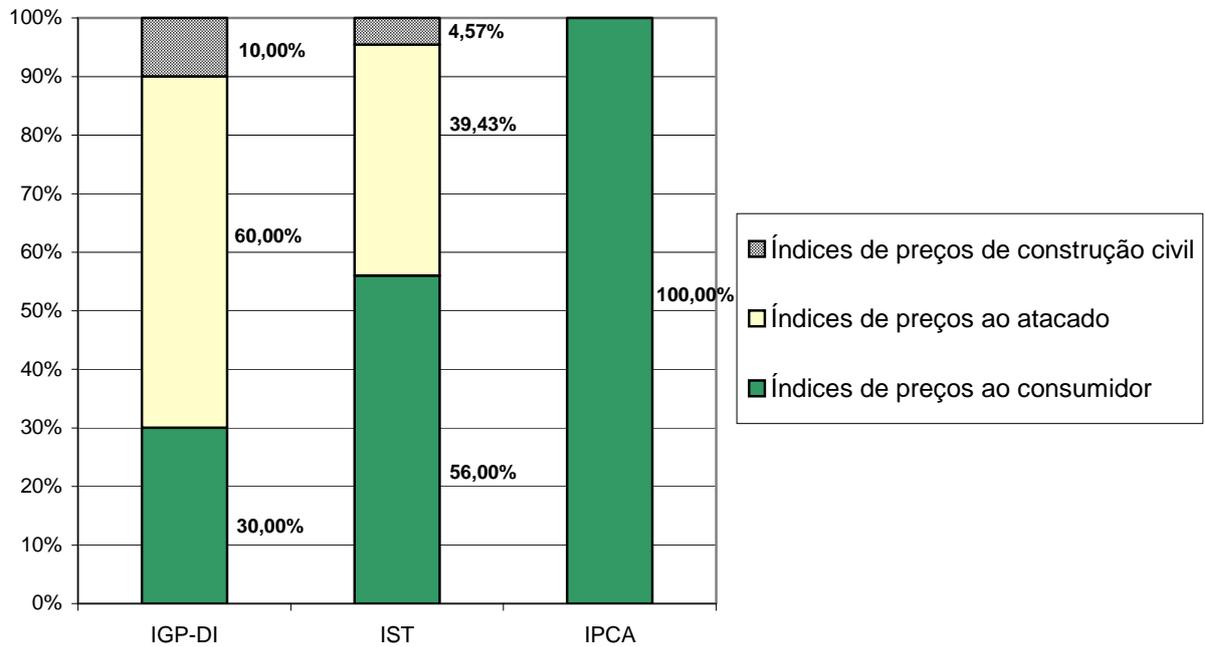
As demais séries necessárias para o trabalho foram também retiradas do IPEADdata, quais sejam<sup>19</sup>:

<sup>18</sup> A rigor não se poderia chamar a série montada de IST propriamente dito, posto que este só entrou em vigor e passou a ser divulgado de janeiro de 2006 em diante, no entanto representa exatamente o que seria se, por exemplo, a ANATEL tivesse decidido antecipar sua implementação.

<sup>19</sup> Como mencionado anteriormente as séries foram escolhidas com base no trabalho de Luis Roberto Cunha e Dionísio Dias Carneiro.

- IGP-M → índice geral de preços, disponibilidade interna; coletado pela FGV entre os dias 21 do mês anterior e 20 do corrente. Apresenta uma ponderação *sui generis* com 60% preços ao atacado, 30% ao consumidor e 10% de construção civil. CUNHA e CARNEIRO (2004) apontam ser essa ponderação única a causa da divergência entre o IGP e o IPCA.
- Câmbio → taxa de câmbio reais por dólar americano, cotação de venda no fim do mês, segundo o Banco Central do Brasil. As últimas cotações são retiradas pelo IPEADData da Gazeta Mercantil.
- *Commodities* → índice de preços internacionais de commodities: geral (exceto petróleo), elaborado pelo IPEA.
- Salário cambial → a série relação câmbio efetivo / salário é o inverso do salário cambial, que representa o poder de compra do brasileiro à paridade internacional. Índice calculado pelo IPEA a partir dos salários médios nominais (FIESP), taxa de câmbio real (R\$) / dólar americano (US\$) - média mensal - venda (Banco Central), taxas de câmbio de 16 países selecionados / dólar americano (US\$) - média mensal (FMI) e da ponderação de 16 países selecionados na pauta de exportações brasileiras (Secex).
- Preços controlados → índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), preços monitorados, elaborado pelo BACEN e englobando: IPTU, taxa de água e esgoto, gás de bujão, gás encanado, energia elétrica residencial, ônibus urbano, ônibus intermunicipal, ônibus interestadual, ferry-boat, avião, metrô, navio, barco, táxi, trem, emplacamento e licença, pedágio, gasolina, álcool, óleo, óleo diesel, plano de saúde, cartório, jogos lotéricos, correios, telefone fixo, telefone público e telefone celular.

**Gráfico 1 - Composição dos índices em questão**



Escolhidos e reunidos os índices, restringi a amostra ao de menor tempo. Assim, embora quase todas as séries remetessem a mais de 10 anos atrás, limitei-as a julho de 1999 em diante porque o IPCA Correios (um dos componentes do IST) só foi criado nesta data.

## 6. Modelo VAR

### 5.1. Metodologia

Tendo recolhido os dados necessários, a primeira etapa era verificar a presença de comportamento sazonal. De início tirei o logarítmo de todas as séries e testei para a presença de sazonalidade.

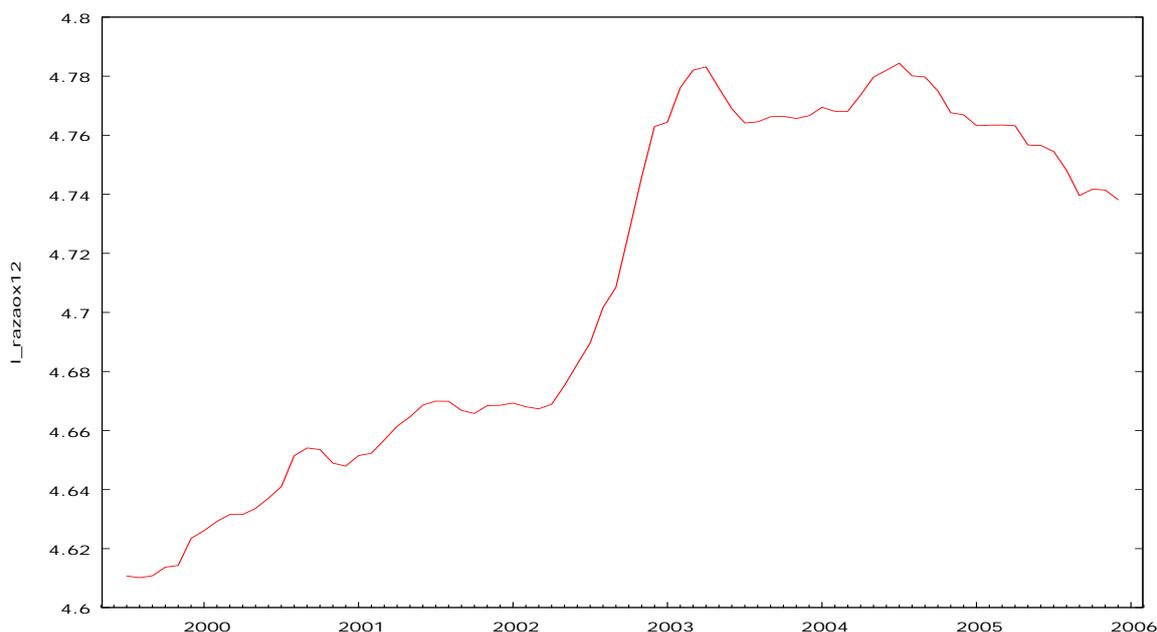
O método utilizado no teste foi o de *dummies* sazonais, o qual verificou sua presença em todas as séries. Ele consistiu em regredir cada uma das variáveis nas 12 *dummies* por MQO sem constante e verificar a estatística F. Com o p-valor próximo de zero em todos os casos, verifiquei que há sazonalidade nas séries em questão.

Para sua retirada, entretanto, optei por um método melhor, o X12 ARIMA, salvei as séries dessazonalizadas, com a qual comecei a trabalhar.

Em seguida, testei a hipótese de não estacionariedade<sup>20</sup> da razão IGP-M/IST. Embora uma análise gráfica deixasse clara a tendência de crescimento, era necessário fazer um teste de raiz unitária para saber se era determinística ou estocástica.

---

<sup>20</sup> A noção de estacionariedade implica que a média, variância e autocovariâncias do processo não podem depender do tempo.



Rodei um teste Dickey-Fuller aumentado<sup>21</sup> com constante e tendência linear. No 1º caso, o p-valor foi de 0,9669 e 13 defasagens, no 2º, 0,8831 e 1 defasagem, evidenciando a presença de raiz unitária.

A etapa seguinte era repetir os procedimentos para as outras 4 séries. A tabela 3 a seguir resume os resultados:

Variáveis	P-Valor	Defasagens
Câmbio	0,9595	7
Commodities	0,0735	4
Salário Cambial	0,9856	7
Preços Monitorados	0,5894	9

Percebi que câmbio, salário cambial e preços monitorados definitivamente possuem raiz unitária a qualquer graus de significância usuais, enquanto os *commodities* somente possuem raiz unitária à significância de 5% ou 1%. Isto é, a 10% consideraria a série com tendência determinística.

<sup>21</sup> O que um teste de raiz unitária faz é, basicamente, analisar uma série temporal e verificar qual dentre dois processos estocásticos teóricos – um com raiz unitária e outro sem raiz unitária – teria maior probabilidade de ter gerado a série em questão. O ADF realiza um teste t com uma tabela não-padrão e acrescenta ao DF simples defasagens da variável dependente, sendo capaz de corrigir problemas de autocorrelação serial.

Os resultados mostrados significam que as séries apresentam pelo menos uma raiz unitária, para saber se há outras tirei suas primeiras diferenças<sup>22</sup> e repeti o teste ADF. Desta vez os testes foram feitos apenas com a constante, além de constante e tendência. A tabela 4 a seguir mostra os resultados apenas com a constante, já garantindo a ausência de raiz unitária nas séries.

Variáveis	P-Valor	Defasagens
Razão	0,0316	1
$\Delta$ Câmbio	0,0112	6
$\Delta$ Commodities	0,0107	10
$\Delta$ Salário Cambial	0,0018	6
$\Delta$ Preços Monitorados	0,00002	1

Os p valores todos menores do que 5% indicam que as variáveis em nível eram I(1) com bom nível de confiança. A idéia imediata seria tirar a diferença das variáveis de forma a utilizar dados estacionários, evitando uma regressão espúria<sup>23</sup>. Todavia, foi necessário fazer um teste de cointegração<sup>24</sup>, pois neste caso haveria mais flexibilidade<sup>25</sup> no trabalho com estas séries.

O teste de cointegração realizado consistiu em fazer um regressão tradicional por MQO da razão IGP/IST em cada uma das outras variáveis. Salvei o resíduo e realizei testes ADF sem constante. Caso houvesse cointegração, os resíduos deveriam ser estacionários, ou seja, deveria rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária.

<sup>22</sup> É sabido que o uso de variáveis em diferença ignora possíveis relações de longo prazo entre elas, por outro lado não é possível testar hipóteses com o uso de variáveis em nível.

<sup>23</sup> Regressão com resultados aparentemente bons do ponto de vista estatístico, mas que na realidade são espúrios sendo decorrente do uso de variáveis com tendência (estocástica ou determinística).

<sup>24</sup> Duas ou mais variáveis de mesmo grau de integração são cointegradas quando existe uma combinação de linear delas que resulte em menor grau de integração. No caso mais usual, duas I(1) combinadas formam uma I(0), mostrando que as duas séries originais, embora aleatórias (entenda-se passeio aleatório), possuem uma tendência comum. No caso particular, há cointegração conjunta, ou seja, em conjunto as variáveis apresentam uma tendência de longo prazo comum.

<sup>25</sup> A presença de cointegração permite que sejam feitas regressões que de outra forma seriam espúrias ou não teriam interpretação.

Não detectei cointegração entre a razão e cada uma das outras variáveis, no entanto quando testei em conjunto obtive os resultados encontrados no Anexo I. De forma breve, eles indicam a presença de cointegração no conjunto de variáveis com um p-valor de 0,0034, ou seja, as séries possuem tendência de longo pra comum com grau de confiança maior que 99%.

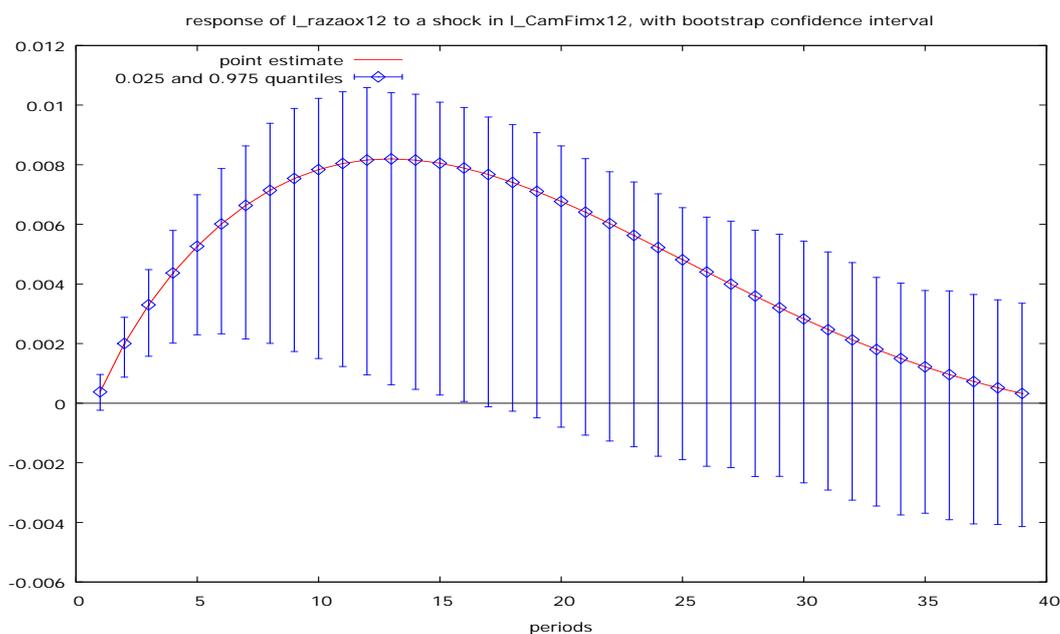
Tendo feito todos os testes relevantes, resta definir o modelo a ser estimado. Conforme dito acima, podemos esperar que as 5 variáveis de interesse sejam interrelacionas, caso em que um modelo autorregressivo vetorial é o mais indicado.

Primeiramente busquei determinar o número de defasagens a ser usado. Limitada pela disponibilidade de dados, testei um máximo de 11 defasagens, tendo o Gretl indicado 1 defasagem pelo método bayesiano (BIC).

Montei então o modelo VAR com os 5 logaritmos como variáveis endógenas e uma defasagem.

## 5.2. Resultados

Através do modelo estimado, obtive funções de resposta a impulso (FRI), isto é, como determinada variável responde a um choque em outra. No gráfico abaixo temos a FRI do câmbio sobre a razão IGP/IST, busquei investigar o efeito de uma desvalorização daquele no período 0 sobre a evolução desta em 0, 1, 2 etc.



O gráfico 3 acima chama a atenção especialmente por 3 pontos. O ápice do efeito do choque é demorado, levando mais de um ano para ocorrer; com 13 meses a resposta da razão é máxima, com pouco mais de 0,8 pontos percentuais (p.p.). A partir daí começa a se dissipar, o que nos leva ao segundo ponto.

Os efeitos do choque não chegam a ser permanentes, mas apresentam lentíssima dissipação, somente se aproximando de zero após 3 anos. Atrelado a isto, o 3º ponto é que, embora a previsão pontual somente se aproxime de zero após 3 anos, do 17º mês em diante os impactos não diferem significativamente de zero.

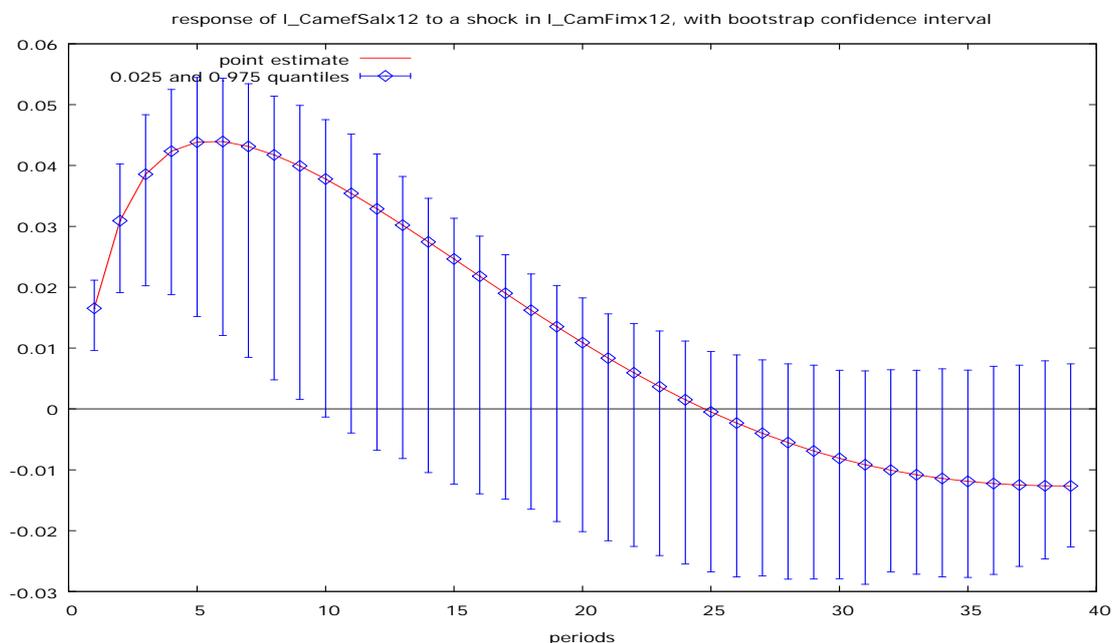
Isto é, até o 16º mês podemos dizer que há realmente uma diferença entre a evolução do IGP-M e do IST, a partir daí os resultados não são significativos, a não ser como análise qualitativa de que a faixa de previsão continua a decrescer.

O gráfico apresenta um comportamento de acordo com o esperado. É de conhecimento comum que o IGP possui 60% de sua composição composto de preços ao atacado, enquanto o IST tem apenas 39,43%. É sabido também que os produtos ao atacado são mais sensíveis e respondem mais rápido a mudanças na taxa de câmbio, sendo assim a depreciação cambial deve ter maior impacto sobre o índice geral de preços, elevando a razão.

As outras funções de resposta a impulso não apresentaram resultados significativos, como pode ser visto no anexo 2.

Um exemplo de como as variáveis são interdependentes pode ser visto no gráfico abaixo, onde o salário cambial responde a uma desvalorização do câmbio. Como era de se esperar, a desvalorização causa um aumento da relação câmbio efetivo-salário, segundo estas estimativas atingindo um máximo de aproximadamente 4,5 p.p. após 5 períodos.

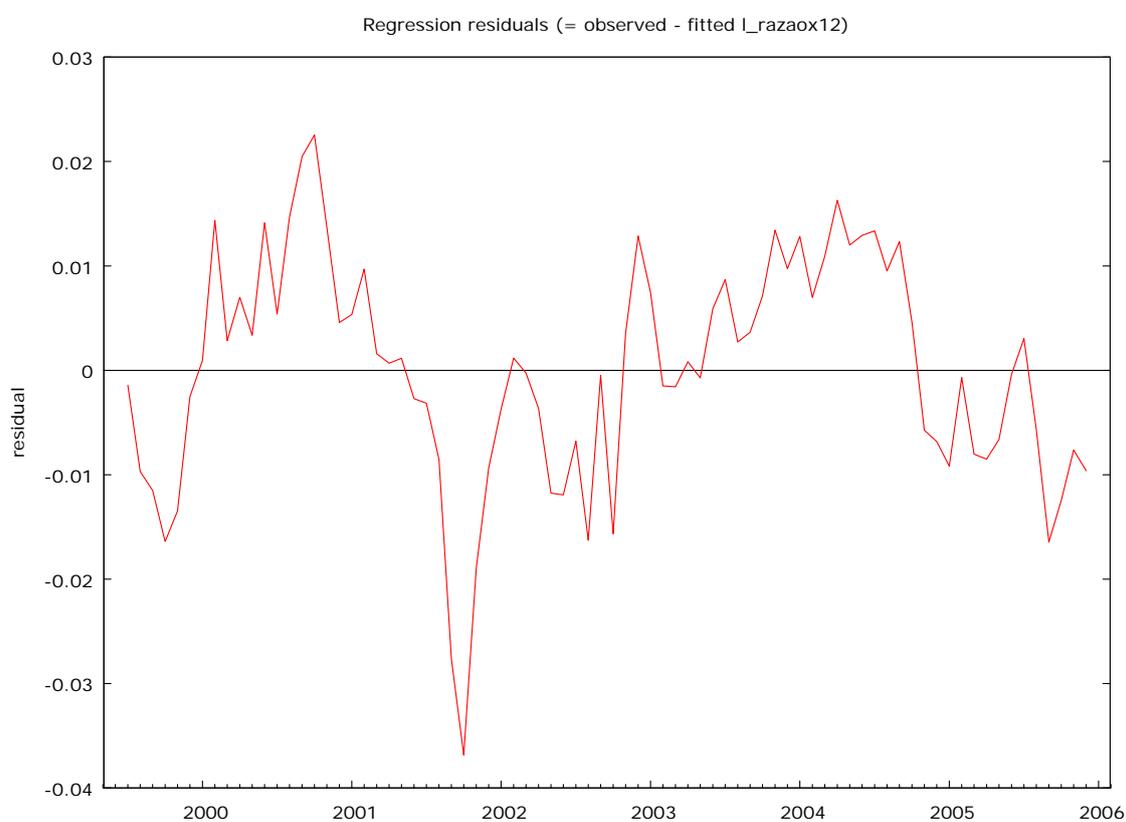
Em seguida há um retorno da relação a níveis anteriores, compatível com a idéia de que os salários são fixos no curto prazo, porém respondem em parte a variações cambiais com o tempo.



## 7. Modelo de Correção de Erros

A próxima etapa para a análise da relação entre o IGP-M e o IST, foi a especificação de um modelo de previsão. Como já foi mostrado ao longo desta monografia, as séries trabalhadas são I(1) e cointegradas, o que assegurou as restrições necessárias para que tal modelo pudesse ser estimado.

O primeiro passo foi fazer uma regressão do logaritmo da razão IGP-M / IST nos logaritmos das outras variáveis, extraindo uma tendência de longo prazo.



O gráfico acima é o resultado da estimação do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Na realidade, o resíduo da equação representa os valores estimados dos desvios do equilíbrio de longo prazo.

Em seguida, a fim de prever o comportamento de curto prazo, estimei uma regressão da diferença do logaritmo da razão IGP-M / IST nas diferenças dos logaritmos das outras 4 variáveis escolhida e no resíduo da regressão anterior. A tabela 5 resume os resultados:

<b>Variáveis</b>	<b>Coefficientes</b>
Câmbio	0,0115
Commodities	0,0021
Salário Cambial	0,0609
Preços Monitorados	0,2311
Resíduo	0,0825

Quanto maior o coeficiente do resíduo, melhor é a resposta do desvio do período anterior do equilíbrio de longo prazo (ou seja, esse coeficiente mede a velocidade de ajuste dos parâmetros). No caso acima temos um valor bem pequeno, o que significa que as variáveis no curto prazo não respondem ao erro de equilíbrio do último período, ou seja, a convergência entre os índices irá ocorrer de forma muito lenta.

## 8. Conclusão

Busquei nas seções anteriores decompor a estrutura do trabalho, fazendo uma análise etapa a etapa dos índices. Inicialmente fiz os testes necessários para indicar o caminho a ser seguido, a partir dos resultados optei por um modelo autorregressivo vetorial. Após o tratamento dos dados, rodamos um modelo VAR, suas funções de resposta a impulso e um modelo de correção de erros. Comentei os resultados, mas ainda não enfatizei suas implicações.

A resposta ao choque cambial vista no gráfico 3 mostra uma divergência significativa por 15 períodos e apenas após mais de 39 períodos retorna a previsão pontual ao ponto inicial. Ou seja, a convergência<sup>26</sup> entre os índices é muito lenta, com os choques demorando a se dissipar.

Num cenário de contratos indexados como é o mercado de telecomunicações, esta divergência tem seus efeitos potencializados. Com a mudança de marco regulatório ocorrida neste ano, onde a ANATEL substituiu o indexador de reajuste da telefonia fixa, este trabalho se mostra deveras relevante ao apontar um prazo para que voltem a convergir caso descolem.

Considerando que os passivos destas companhias são indexados ao IGP-M – pois era este o indexador de seus ativos inicialmente definido –, este horizonte tão longo agrava seriamente o risco de descasamento<sup>27</sup>, ampliando as incertezas do setor. Aliado ao fato de não haver mercado para um índice setorial, este descasamento aumenta os custos esperados pelas empresas sem contrapartida de aumento de receitas.

---

<sup>26</sup> O teste de raiz unitária feito no início do exercício mostrou não ser uma série estacionária, logo possuindo uma tendência de divergir. Todavia sendo a amostra pequena, cabe aqui considerar a possibilidade de venham a convergir num longo prazo, como seria de se esperar com o repasse dos preços ao atacado para o varejo.

<sup>27</sup> Dado que a maioria dos contratos de financiamento das empresas telefônicas apresenta cláusula de indexação ao IGP-M, caso as receitas dessas companhias sejam indexadas a um outro índice, cria-se o risco de base, ou risco de descasamento, representado pela possibilidade de os passivos apresentarem correção inflacionária superior à das receitas. Adaptado de GARCIA (2004).

Embora possa ter um céu de brigadeiro à frente, posto que o câmbio deve se manter nos níveis atuais no curto prazo e se depreciar gradativamente, não causando um descolamento significativo dos índices e permitindo a também gradual mudança de indexadores dos passivos, é bom possível que uma crise internacional leve a mudanças das expectativas e precipite fuga de capitais.

Caso isto ocorra ainda nos próximos meses, as empresas podem sofrer e eventualmente terem de ser socorridas. A previsão, entretanto, é de que a transição ocorrerá de forma gradual e suave, beneficiando os consumidores. As questões que restam a ser debatidas são mais de ordem filosófica do dever-ser do que econométrica, quais sejam, se os contratos devem ser corrigidos pelos custos da empresa ou custos de vida, se tudo isto terá qualquer relevância no médio prazo em função da mudança de paradigma ocorrendo no mercado<sup>28</sup> etc.

No prazo mais curto, o cenário esperado para o setor de telecomunicações, é de superação do IPCA pelo IST e deste pelo IGP-DI. Primeiro porque o câmbio está próximo ao seu nível mínimo, e de agora em diante tende a se depreciar<sup>29</sup>; em segundo lugar, os preços agrícolas estão em tendência de alta<sup>30</sup>, e sua menor participação no IPCA, leva a menor resposta deste índice.

As tarifas públicas, por outro lado, devem ficar baixas, pois, sendo em geral reajustadas por um IGP, devem sair beneficiadas pela deflação mostrada por estes índices nos últimos meses de 2005.

Há, portanto, neste cenário a manutenção da tendência de superação do IPCA pelo IGP, com o IST situando-se no meio termo. Desta forma é de se esperar um pequeno descolamento, não comprometedor do equilíbrio econômico financeiro das operadoras<sup>31</sup>.

---

<sup>28</sup> Com a ascensão das Next Generation Networks, o cenário tende a ser de alta concorrência, desmotivando a regulação. Neste caso é irrelevante o indexador presente nos contratos, pois os reajustes devem ser menores.

<sup>29</sup> Neste primeiro reajuste com o IST, em julho do ano corrente, o câmbio ainda estará apreciado, mas daqui para frente espera-se que deprecie.

<sup>30</sup> Instituto de Economia Agrícola – SP

<sup>31</sup> O não-comprometimento do equilíbrio ainda foi favorecido pelo aviso com antecedência por parte da ANATEL de que ocorreria a substituição, dando mais tempo às empresas para reorganizarem seus passivos.

## Bibliografia

- Resolução N.º 420, de 25 de novembro de 2005, da ANATEL;  
<http://www.anatel.gov.br/>;
- Anexo à resolução N.º 420, de 25 de novembro de 2005, da ANATEL;  
[http://www.anatel.gov.br/Telefonia\\_Fixa/stfc/indices\\_stfc/](http://www.anatel.gov.br/Telefonia_Fixa/stfc/indices_stfc/);
- Resolução N.º 425, de 7 de dezembro de 2005, da ANATEL;  
[http://www.anatel.gov.br/Telefonia\\_Fixa/stfc/indices\\_stfc/](http://www.anatel.gov.br/Telefonia_Fixa/stfc/indices_stfc/);
- Anexo à resolução N.º 425, de 7 de dezembro de 2005, da ANATEL;  
<http://www.anatel.gov.br/>;
- CUNHA, Luiz Roberto e CARNEIRO, Dionísio Dias; “Índices de Preços como Indexadores de Contratos de Longo Prazo: Problemas de Escolha, Evolução Relativa e Percepções para o Futuro”; 2004 (mimeo);
- PULCHERIO, André Luis; “Índice de serviços de telecomunicações como indexador de contratos: prós e contras”; 2006.
- Agência Nacional de Telecomunicações; [www.anatel.gov.br](http://www.anatel.gov.br/);
- IPEADData; [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br/);
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br/);
- ENDERS, Walter; “Applied Econometric Time Series”, Wiley, 2004.
- Wooldridge, J.M., Introductory Econometrics: A Modern Approach, South Western College Publishing, 2006.
- Stock, J.H. e M. Watson, Econometria, Addison-Wesley, 2004.

## Anexo 1

Dickey-Fuller tests for res\_1\_tudo

sample size 76

unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test without constant

model:  $(1 - L)y = (a-1)*y(-1) + e$

lag order: 0

estimated value of  $(a - 1)$ : -0,234222

test statistic:  $t = -2,9742$

p-value 0,003408

Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 76 observations 1999:09-2005:12

Dependent variable: d\_res\_1\_tudo

VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	P-VALUE
res_1_tudo_1	-0,234222	0,0787511	-2,974	0,00341
d_res_1_tud_1	0,0246241	0,115635	0,213	

## Anexo 2

