

PONTÍFICA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

ESPECIFICAÇÃO E ESTIMAÇÃO DE UM MODELO VAR PARA O ESTUDO DAS
RELAÇÕES ENTRE INFLAÇÃO E CÂMBIO NA ECONOMIA BRASILEIRA

Nilson Araujo Silva Junior

Número de matrícula: 0114501-1

Orientador: Fabrício Mello

Dezembro de 2004

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.

Nilson Araujo Silva Junior

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

Agradecimentos

Agradeço aos meus pais e familiares pelo apoio e ajuda em todos os momentos difíceis.

Ao meu orientador, o Professor Fabrício Mello, pela paciência, dedicação e ajuda no desenvolvimento desta monografia.

Aos meus grandes amigos, por todos esses anos de convivência e apoio.

Índice

1. INTRODUÇÃO	8
2. ANÁLISE INDIVIDUAL DAS SÉRIES	10
2.1 INTRODUÇÃO	10
2.2 ANÁLISE DO IPCA	13
2.3 ANÁLISE IPCA-COMERCIALIZÁVEIS	24
2.4 ANÁLISE IPCA-NÃO COMERCIALIZÁVEIS	31
2.5 ANÁLISE DA PTAX	38
3. DINÂMICA DAS RELAÇÕES ENTRE CÂMBIO E IPCA- COMERCIALIZÁVEIS	51
3.1 COINTEGRAÇÃO ENTRE TAXA DE CÂMBIO NOMINAL E IPCA-COMERCIALIZÁVEIS	51
3.2 ASPECTOS TEÓRICOS DA MODELAGEM VAR.....	57
3.3 ESTIMAÇÃO DE UM MODELO VAR E CONSIDERAÇÕES SOBRE CAUSALIDADE	60
4. CONCLUSÃO.....	66
5. BIBLIOGRAFIA	68
6. APÊNDICE A	70

Índice de Ilustrações

Ilustração 1 – Gráfico da série do logaritmo do número índice do IPCA.	14
Ilustração 2 – Gráfico da série da primeira diferença do logaritmo do IPCA.	15
Ilustração 3 – Gráfico da série do logaritmo do número índice de IPCA (1989:04/1994:06).	16
Ilustração 4 – Gráfico da série da taxa de inflação (IPCA - 1989:04/1994:06).	16
Ilustração 5 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA – 1991:05/1994:06).	17
Ilustração 6 – FAC e FACP da taxa de inflação (IPCA- 1991:05/1994:06).	18
Ilustração 7 – Gráfico da aceleração da inflação (IPCA-1991:05/1994:06).	19
Ilustração 8 – FAC e FACP da aceleração de inflação (IPCA- 1991:05/1994:06).	19
Ilustração 9 – Teste de JB da série de aceleração da inflação (IPCA- 1991:05/1994:06)...	20
Ilustração 10 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA-1994:10/2004:08).	21
Ilustração 11– FAC e FACP da taxa de inflação (IPCA-1994:10/2004:08).	21
Ilustração 12 – Teste JB de normalidade dos resíduos do modelo estimado.	23
Ilustração 13 – Gráfico dos resíduos do modelo estimado contra o tempo.	23
Ilustração 14 – FAC e FACP dos resíduos do modelo estimado.....	24
Ilustração 15 – Gráfico da série do logaritmo do número índice do IPCA-comercializáveis (1992:01/2004:08).	25
Ilustração 16 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA-comercializáveis – 1992:01/2004:08). 25	
Ilustração 17 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA-comercializáveis – 1992:01/1994:06). 26	
Ilustração 18 – Gráfico da aceleração de inflação (IPCA-comercializáveis - 1992:01/1994:06).	27
Ilustração 19 – FAC e FACP da aceleração de inflação (1992:01/1994:06).....	28
Ilustração 20 – Taxa de inflação (IPCA-comercializáveis – 1994:11/2004:08).	28
Ilustração 21– FAC e FACP da taxa de inflação (IPCA-comercilizáveis - 1994:11/2004:08).	29
Ilustração 22 – Teste JB de normalidade dos resíduos do modelo estimado.	30
Ilustração 23 – Gráfico dos resíduos do modelo estimado contra o tempo.	30
Ilustração 24 – FAC e FACP dos resíduos do modelo estimado.....	31
Ilustração 25 – Gráfico da série do logaritmo do número índice do IPCA-não comercializáveis (1992:01/2004:08).	32
Ilustração 26– Gráfico da taxa de inflação (IPCA-não comercializáveis – 1992:01/2004:08).	32

Ilustração 27 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA-não comercializáveis – 1992:01/1994:06).	33
Ilustração 28 – Gráfico da aceleração de inflação (1992:01/1994:06).....	34
Ilustração 29 – FAC e FACP da aceleração de inflação (1992:01/1994:06).....	34
Ilustração 30 – Taxa de inflação (IPCA-não comercializáveis – 1994:10/2004:08).....	35
Ilustração 31 – FAC e FACP da taxa de inflação (1994:10/2004:08).....	36
Ilustração 32 – Teste JB de normalidade dos resíduos do modelo estimado.	37
Ilustração 33 – Gráfico dos resíduos do modelo estimado contra o tempo.	37
Ilustração 34 – FAC e FACP dos resíduos do modelo estimado.....	38
Ilustração 35 – Gráfico do logaritmo da Ptax contra o tempo.	40
Ilustração 36 – Gráfico da variação percentual da Ptax contra o tempo.	40
Ilustração 37 – Gráfico da variação percentual da Ptax contra o tempo (1992:05/1994:06).	41
Ilustração 38 – Gráfico da aceleração da Ptax contra o tempo (1992:05/1994:06).....	42
Ilustração 39 – Histograma da aceleração da Ptax (1992:05/1994:06).	42
Ilustração 40 – FAC e FACP da aceleração da Ptax (1992:05/1994:06).	43
Ilustração 41 – Gráfico da Ptax contra o tempo (1995:01/1998:12).	44
Ilustração 42 – Gráfico do logaritmo da Ptax contra o tempo (1995:01/1998:12).....	44
Ilustração 43 – FAC e FACP do logaritmo da Ptax (1995:01/1998:12).	45
Ilustração 44 – Gráfico da variação percentual da Ptax (1995:01/1998:12).	45
Ilustração 45 – FAC e FACP da variação percentual da Ptax (1995:01/1998:12).....	46
Ilustração 46 – Gráfico do logaritmo da Ptax contra o tempo (1999:01/ 2004:08).....	48
Ilustração 47 – Gráfico da variação percentual da Ptax contra o tempo (1999:01/ 2004:08).	48
Ilustração 48 – FAC e FACP do logaritmo da Ptax (1999:01/2004:08).	49
Ilustração 49 – FAC e FACP da variação percentual da Ptax (1999:01/2004:08).....	49
Ilustração 50 – Histograma da variação percentual da Ptax (1999:01/2004:08).....	50
Ilustração 51 – IPCA-comercializáveis e Ptax contra o tempo.	52
Ilustração 52 – FAC e FACP do IPCA-comercializáveis (1999:01/2004:08).....	54
Ilustração 53 – FAC e FACP da Ptax (1999:01/2004:08).....	54
Ilustração 54 – IPCA-comercializáveis, Ptax e Fed Funds contra o tempo.	56
Ilustração 55 – Gráficos dos resíduos da equação 1 – VAR (1).....	61
Ilustração 56 – Histograma dos resíduos da equação 1 – VAR (1).....	61

Ilustração 57 – Gráfico dos resíduos da equação 1 – VAR (2).	62
Ilustração 58 – Histograma dos resíduos da equação 1 – VAR (2).....	63
Ilustração 59 – Gráfico dos resíduos da equação 1 – VAR (3).	65
Ilustração 60 – Histograma dos resíduos da equação 1 – VAR (3).....	65

1. Introdução

O assunto que se propõe como tema do estudo que se desenvolve nas páginas a seguir é de suma importância em nosso país, haja vista o grande número de notícias sobre o assunto a que somos submetidos diariamente seja pela mídia falada, seja pela escrita. O assunto é tão vivo e pulsante em nossa sociedade que o frio jargão econômico “inflação” ganhou até “vida” na figura de um dragão bonachão que mesmo dormindo (ou acordado) sempre povoa o imaginário do brasileiro.

Não bastasse essa constatação, se olharmos para história econômica do Brasil, particularmente na segunda metade do século passado, veremos que a mesma é pontuada de forma marcante e recorrente por dois assuntos: inflação e planos de estabilização das mais diversas naturezas e orientações que visavam por fim neste flagelo que se impingia à população. Como sabemos só conseguimos chegar a um final feliz nesta história - se assim pudermos colocar - com o lançamento do Plano Real em 1994, o qual além de confundir a cabeça de várias crianças de onze anos na hora de comprar o lanche no recreio da escola (inclusive o autor do trabalho), obteve grande sucesso naquilo a que se propunha: estabilizar a inflação e trazê-la para patamares mais aceitáveis.

Se essa história fosse um filme “água com açúcar”, provavelmente o diretor lhe tascaria agora um “e todos viveram felizes para sempre” tomando iogurte, comendo frango e aposentando seus freezers. Entretanto, estávamos longe de ter um romance. O que tínhamos era ação, e das boas como ficou demonstrado pelos reveses e incertezas que se abateram sobre a nossa economia representados pela Crise da Ásia (1997), Crise da Rússia (1998), pela desvalorização e flutuação do Real (1999), pela Crise Energética (2001) e pela Crise Sucessória (2002). Em todos estes episódios, o dragão deu sinais de que ainda continua vivo e conseguiu provocar alguma aceleração inflacionária, mesmo que sem a magnitude prevista pelos profetas do apocalipse e os apóstolos da “teoria da bola da vez”.

O segundo capítulo apresenta uma análise detalhada a cerca das principais características de quatro séries temporais: o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) medido pelo IBGE; o IPCA-comercializáveis; o IPCA-não comercializáveis; e a taxa de câmbio comercial R\$/US\$ de venda, conforme registrada pelo Banco Central do Brasil (BACEN). Como é de praxe no estudo de séries temporais, cada análise é condicionada pelas conjunturas econômicas e políticas em voga no período de tempo em que são observados os dados, conjunturas estas que se encontram dispostas em um breve quadro histórico que é apresentado no decorrer de todo capítulo.

No terceiro capítulo partimos para a análise das relações dinâmicas entre IPCA-comercializáveis e a taxa de câmbio, procurando demonstrar com dados brasileiros a relação de longo prazo entre estas duas variáveis tal como é tradicionalmente colocada pela literatura econômica quando a mesma versa a respeito do repasse cambial (pass-through). Os resultados encontrados nesta seção, motivam as seguintes, nas quais especificamos e estimamos um modelo autoregressivo vetorial (VAR) para a inflação dos bens e serviços comercializáveis e a taxa de câmbio no Brasil e desenvolvemos por meio deste modelo uma análise referente a Causalidade no sentido de Granger entre as duas variáveis que o compõem.

No quarto e último capítulo são apresentadas as conclusões do trabalho desenvolvido.

2. Análise Individual das Séries

2.1 Introdução

A especificação e estimação de um modelo autoregressivo vetorial (VAR) para a inflação e a taxa de câmbio no Brasil, a qual tarefa nos dedicaremos neste trabalho, devido ao fato de envolver o manuseio de dados em forma de séries temporais, pressupõe uma análise individual cuidadosa das principais características de cada série com que nos propomos a trabalhar, qual sejam, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA-IBGE) e sua divisão em comercializáveis e não comercializáveis, além da taxa de câmbio comercial R\$/US\$ de venda (Ptax), como registrada pelo sistema do Banco Central. Em razão disto, o presente capítulo será dedicado a esta tarefa investigativa a cerca de propriedades tais como estacionariedade das séries destacadas, de tal forma que possamos extrair informações relevantes para o próximo passo que daremos em nosso ensaio, o qual consiste na montagem do modelo supracitado.

Antes de adentrar a análise propriamente dita dos dados com os quais vamos trabalhar, fazem-se necessárias uma breve defesa da escolha do IPCA como o índice de preços a ser focalizado em nosso estudo e uma apresentação com caráter descritivo a respeito do mesmo. Esta digressão torna-se pertinente se tivermos em mente a profusão de índices de preço que permeiam a nossa economia como o IGP-M (FGV), o INPC (IBGE) e o IGP-DI (FGV), os quais juntamente com o IPCA conseguem confundir a cabeça não apenas de leigos, mas também a dos iniciados nas artes da “ciência lúgubre”.

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo foi determinado como foco de nosso trabalho por ter sido escolhido pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) como referência para o sistema de metas de inflação, implementado em junho de 1999. Trata-se, por conseguinte, de um índice que ancora as expectativas dos agentes do mercado e que, portanto tem características que atendem a um dos propósitos do presente estudo, qual seja estudar a relação de longo prazo (pass-through) entre taxa de câmbio nominal e índice de preços.

O IPCA é um índice de abrangência nacional que mede a variação de preços nos bens e serviços consumidos por famílias com renda de 1 a 40 salários mínimos nas regiões metropolitanas do Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Belém, Fortaleza, Curitiba, Salvador, no município de Goiânia e no Distrito Federal. O IPCA é uma média aritmética ponderada dos 11 índices metropolitanos mensais, cuja variável de

ponderação é o rendimento total urbano de cada região obtido através da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios de 1996 (PNAD).

Os índices metropolitanos são calculados pela fórmula de Laspeyres, à exceção dos itens sazonais alimentícios, onde é empregada a fórmula de Paasche. A representação da fórmula de Laspeyres, onde $p_{i,t}$ é o preço do bem i no período t e $q_{i,0}$ é a quantidade do bem i consumida no instante zero, é a que se segue:

$$L_t = \frac{\sum_i p_{i,t} q_{i,0}}{\sum_i p_{i,0} q_{i,0}}$$

A equação geral do índice de preços de Laspeyres, apresentada acima, pode ser desenvolvida de tal forma para que se compreendam melhor os efeitos da ponderação nesta metodologia:

$$L_t = \sum_i w_{i,0} \frac{p_{i,t}}{p_{i,0}},$$

onde

$$w_{i,0} = \frac{p_{i,0} q_{i,0}}{\sum_i p_{i,0} q_{i,0}},$$

isto é, $w_{i,0}$ mede a participação do gasto com o bem i no instante zero no total de gastos do consumidor. Neste ponto, há que se chamar a atenção para o fato de que o índice calcula o gasto com o mesmo consumo nos dois períodos, donde que fica fácil perceber que o mesmo desconsidera os efeitos de substituição no consumo.

A cesta de consumo considerada para o cálculo do IPCA utiliza como base a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), empreendida pelo IBGE em 1995 e 1996, e incorporada ao índice a partir de agosto de 1999. Esta cesta é dividida em nove grandes grupos principais: alimentação e bebidas, habitação, artigos de residência, vestuário, transporte, saúde e cuidados pessoais, despesas pessoais, educação e comunicação. Cada grupo destes é dividido em itens, os quais são divididos em subitens.

O processo de construção que leva ao IPCA pode ser representado por meio do esquema que se segue. Os mais de quinhentos mil preços coletados mensalmente por pessoal cadastrado em aproximadamente vinte e sete mil e quinhentas unidades informantes¹ cadastradas em todo o país são agregados e geram as estimativas de variação de preço para cada subitem. Essas são agregadas também e fornecem as variações

¹ Estabelecimentos comerciais e de prestação de serviço, concessionárias de serviço público e domicílios (aluguéis e condomínio).

referentes aos itens, as quais, agrupadas, formam as variações para os nove grandes grupos. Por fim, a partir das estimativas para os grupos, é constituído o índice mensal regional por meio do qual se consegue chegar ao índice nacional.

Uma faceta do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) que se demonstrará importante no restante do desenvolvimento de nosso trabalho é a sua consolidação em comercializáveis e não-comercializáveis. Entende-se por comercializáveis os bens e serviços que podem ser importados e exportados, mesmo que não sejam. Esta categoria no IPCA é constituída pelos seguintes itens: mobiliário, utensílios domésticos, aquisição de veículos, equipamentos eletro-eletrônicos, fumo e bebidas, artigos de cama/mesa/banho, vestuário, material escolar, remédios, higiene e beleza, artigos de limpeza e alimentos industrializados e semi-industrializados. Os não-comercializáveis, por sua vez, são os bens e serviços produzidos e consumidos internamente de sorte que não podem ser importados nem exportados devido a uma série de razões entre as quais podemos destacar a própria natureza do produto/serviço e os altos custos de transporte por unidade de transporte, fato que inviabiliza as trocas. No IPCA, este tipo de bem ou serviço é representado pelos itens que se segue: linha telefônica, aluguel, habitação/despesas operacionais, recreação e cultura, matrícula e mensalidade escolar, livros didáticos, serviços médicos, serviços pessoais, produtos in natura, alimentação fora do domicílio e veículos-seguro/reparos/lavagem/abastecimento.

Concluída a breve parte inicial introdutória, passaremos na próxima seção a análise individual das quatro séries que servirão de espinha dorsal ao estudo que se pretende realizar. As mesmas são: a série mensal do número índice do IPCA² (base janeiro de 1999), de dezembro de 1979 a agosto de 2004; a série mensal do número índice do IPCA comercializáveis³ (base janeiro de 1999), de janeiro de 1992 a agosto de 2004 (doravante também referido como Ipcacom); a série mensal do número índice do IPCA não-comercializáveis⁴ (base janeiro 1999), de janeiro de 1992 a agosto de 2004 (doravante também mencionado como Ipcanocom) e; a série mensal da taxa de câmbio comercial R\$/US\$ de venda⁵, compreendendo o período de janeiro de 1992 a agosto de 2004.

Uma última observação ainda se faz necessária. Como se pode perceber, tomamos a decisão de analisar a série do IPCA em um período amostral que difere do das demais

² Fonte: IBGE.

³ Fonte: IPEADATA.

⁴ Fonte: IPEADATA.

⁵ Fonte: Banco Central do Brasil.

séries. Mesmo correndo o risco (ainda que pequeno) de que com tal atitude possamos levar confusão a alguns leitores, justificamos a mesma lançando mão do objetivo maior ao qual o tipo de trabalho que desenvolvemos aqui se presta: disseminar conhecimento.

2.2 Análise do IPCA

Como já foi exposto na apresentação inicial, o IPCA representa o preço de uma cesta de produtos e serviços. Portanto, por sua própria natureza, não assume valores negativos e, além disso, é um tipo de série que normalmente está sujeita a choques multiplicativos, comportamento diferente do observado em outras séries que são normalmente abordadas em cursos de econometria, as quais apresentam choques aditivos. Em outras palavras, a flutuação aleatória de preços em geral não vem da soma de um choque gaussiano u_t ao preço passado, mas da multiplicação por um fator $(1+r)$, onde a taxa r pode ser modelada de tal forma para que passe a representar um choque gaussiano (estritamente falando, seria uma lognormal com mínimo em -1). Simbolicamente, o passeio aleatório multiplicativo pode ser representado da seguinte forma:

$$IPCA_t = IPCA_{t-1} \times (1+r),$$

com r gaussiano. Em tal situação, de certa forma comum em econometria, aplica-se a transformação logarítmica sobre a série para que se consiga chegar a um modelo de choques gaussianos aditivos de sorte que podemos expô-lo como se segue:

$$\ln(IPCA_t) = \ln(IPCA_{t-1}) + r,$$

usando-se, como se torna claro, a conveniente aproximação $\ln(1+r) \approx r$. Por isso, no estudo do Índice Nacional de Preços ao consumidor Amplo que apresentaremos abaixo (assim como no estudo das outras séries apresentadas nas demais seções deste capítulo), modelaremos a série do logaritmo do seu número índice (base janeiro de 1999), no intuito de encontrar um modelo melhor do que o simples passeio aleatório exposto acima.

O exame do gráfico (ilustração 1) da série do logaritmo do número índice do IPCA nos permite inferir inicialmente algumas características da mesma. O que salta aos olhos imediatamente é o caráter explosivo apresentado pela série até aproximadamente 1994, quando da introdução do Plano Real. Podemos inferir que mesmo com os diversos planos econômicos que permearam a década de 1980 e o início dos anos noventa (Plano Cruzado, Plano Bresser, Plano Verão e os Planos Collor I e II), a inflação se manteve firme em sua trajetória ascendente, apresentando uma aceleração que podemos considerar crescente com o passar dos anos. No período que podemos chamar pós-Real, também acompanhamos

uma trajetória ascendente e persistente da série, não obstante o fato de a mesma apresentar um comportamento que podemos considerar muito menos agressivo do que no período pré-Real. Como consequência, a análise gráfica sugere estarmos lidando com uma série não estacionária, visto que a variância e a média da mesma não parecem permanecer constantes com o decorrer do tempo. Além disso, podemos observar uma quebra estrutural bem acentuada notadamente marcada, como já ressaltado, pela implementação do Plano Real e outras cinco quebras menos sensíveis, as quais se apresentam em decorrência dos planos econômicos da década de oitenta e início dos anos noventa e em conjunto acabam por constituir no gráfico um trecho que podemos alinhar de “estrada sinuosa”. Esse pretense percurso se inicia com o Plano Cruzado de fevereiro de 1986, passa pelo Plano Bresser de junho de 1987, pelo Plano Verão de janeiro de 1989, pelo Plano Collor I de março de 1990 e encontra seu término no Plano Collor II de janeiro de 1991.

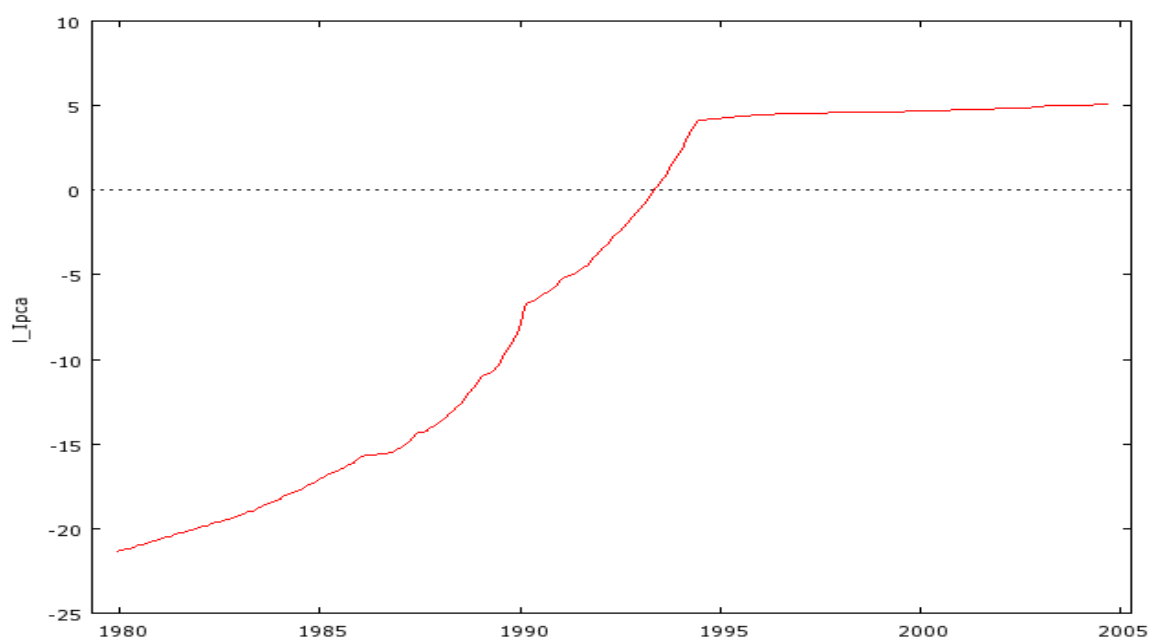


Ilustração 1 – Gráfico da série do logaritmo do número índice do IPCA.

Fonte: IBGE.

Não obstante a extrema relevância dos Planos Cruzado e Bresser e a discussão interessante que uma análise desse período suscitaria, achamos por bem limitar nosso esforço analítico ao período pós-Plano Verão, o que nos ajudará a manter o foco sobre o objetivo de nosso estudo. Além disso, dedicaremos especial atenção à quebra estrutural mais pronunciada que reflete a mudança institucional representada pelo plano Real. Considerado isto, grosso modo, podemos afirmar que há dois processos geradores da série do logaritmo do IPCA: um antes de agosto de 1994 (mês que marca a instituição do Real com padrão monetário nacional) e outro depois de agosto de 1994. O processo referente ao

período pré-Real, mesmo apresentando uma subdivisão interna em três outros processos representados pelos três planos de estabilização que se seguiram neste período (Verão, Collor I e Collor II), será considerado como sendo um todo. Este fato, portanto sugere que devemos empreender análises individuais para cada um dos dois períodos observados.

Poderíamos enriquecer a exposição e reforçar o que foi dito a respeito do processo gerador do logaritmo do IPCA por meio da análise da variação percentual do mesmo (Ilustração 2), isto é, da taxa de inflação propriamente dita. Podemos chegar à série proposta por meio de um algebrismo simples se observarmos que a primeira diferença da série do logaritmo do número índice do IPCA pode representar uma boa aproximação para a taxa de inflação através da variação percentual de r . Simbolicamente:

$$\ln(IPCA_t) - \ln(IPCA_{t-1}) = r .$$

No gráfico da série da taxa de inflação, podemos ver de forma mais clara as cinco quebras estruturais que nos foram sugeridas pelo exame da ilustração 1, as quais se apresentam, como já sabemos, em decorrência dos planos de estabilização (ilustração 2). Sendo assim, confirmamos o diagnóstico preliminar de cinco mudanças do processo gerador de inflação, sempre lembrando a agregação em dois períodos proposta acima e que servirá de guia para o restante do estudo da série do IPCA.

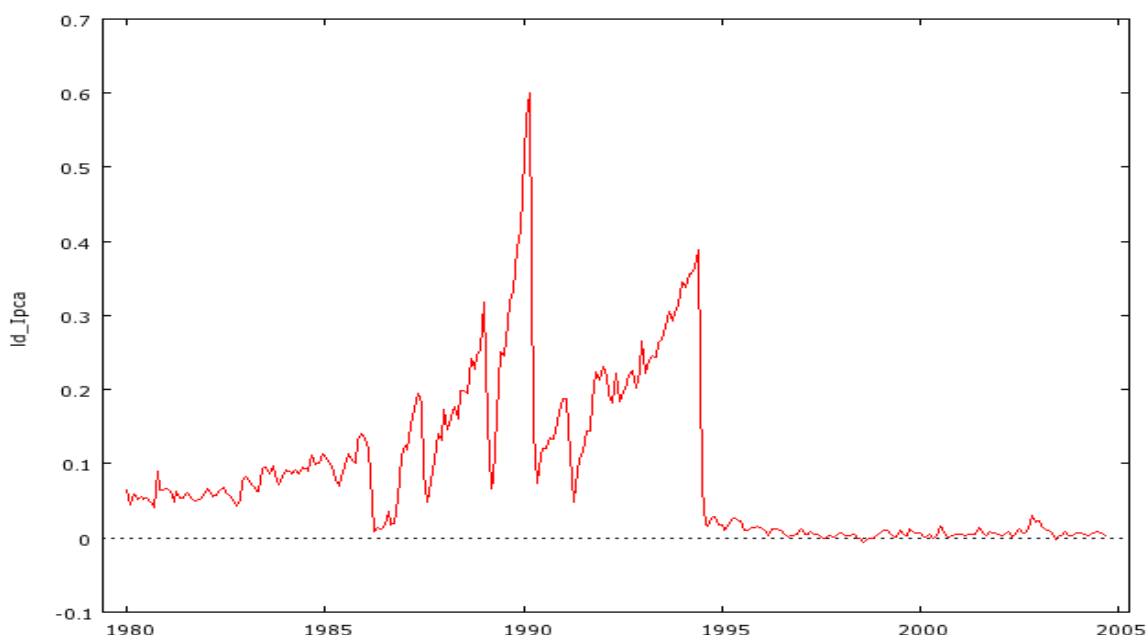


Ilustração 2 – Gráfico da série da primeira diferença do logaritmo do IPCA.

Fonte IBGE.

Voltemos, por agora, nossas atenções para o primeiro período que destacamos, qual seja o período amostral pré-Plano Real. Para tanto, restringimos a análise ao intervalo de

tempo que tem início em abril de 1989 e fim em junho de 1994. O gráfico do logaritmo do número índice do IPCA no período determinado parece tratar-se da realização de um processo não estacionário do tipo explosivo, já que a série parece crescer de forma cada vez mais rápida com o passar do tempo, como fica patente pela observação da ilustração 3.

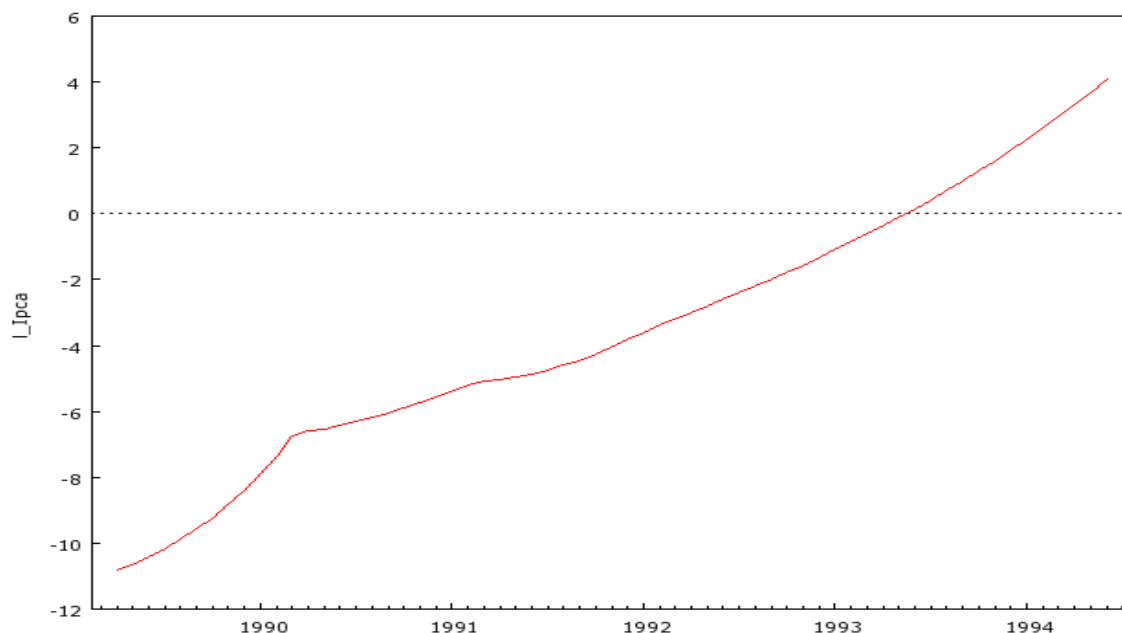


Ilustração 3 – Gráfico da série do logaritmo do número índice de IPCA (1989:04/1994:06).

Fonte: IBGE.

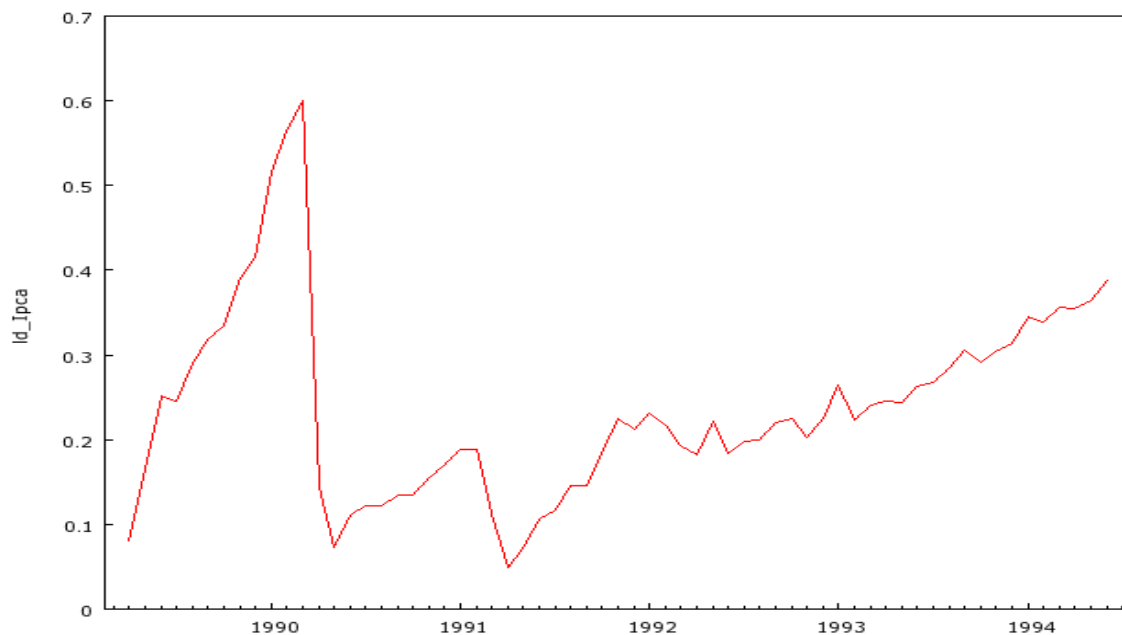


Ilustração 4 – Gráfico da série da taxa de inflação (IPCA - 1989:04/1994:06).

Fonte: IBGE.

O gráfico da taxa de inflação (ilustração 4) para o mesmo intervalo corrobora para com o veredicto de não estacionariedade da série no período considerado, além de sinalizar claramente as quebras estruturais referentes aos Planos Collor I e II.

Uma nova restrição na amostra de forma que a mesma represente o período que vai de maio de 1991 a junho de 1994, performando, portanto, o intervalo entre o Plano Collor II e o Real, mesmo contendo relativamente poucas observações, pode trazer à tona aspectos interessantes a respeito do processo gerador de inflação num período em que a inflação parecia estar fora de controle. Um rápido exame do gráfico das variações percentuais (ilustração 5), isto é, da taxa de inflação propriamente dita, revela-nos uma possível realização de um processo que não se demonstra estacionário, visto que a média e a variância do mesmo decididamente não permanecem constantes no decorrer do tempo.

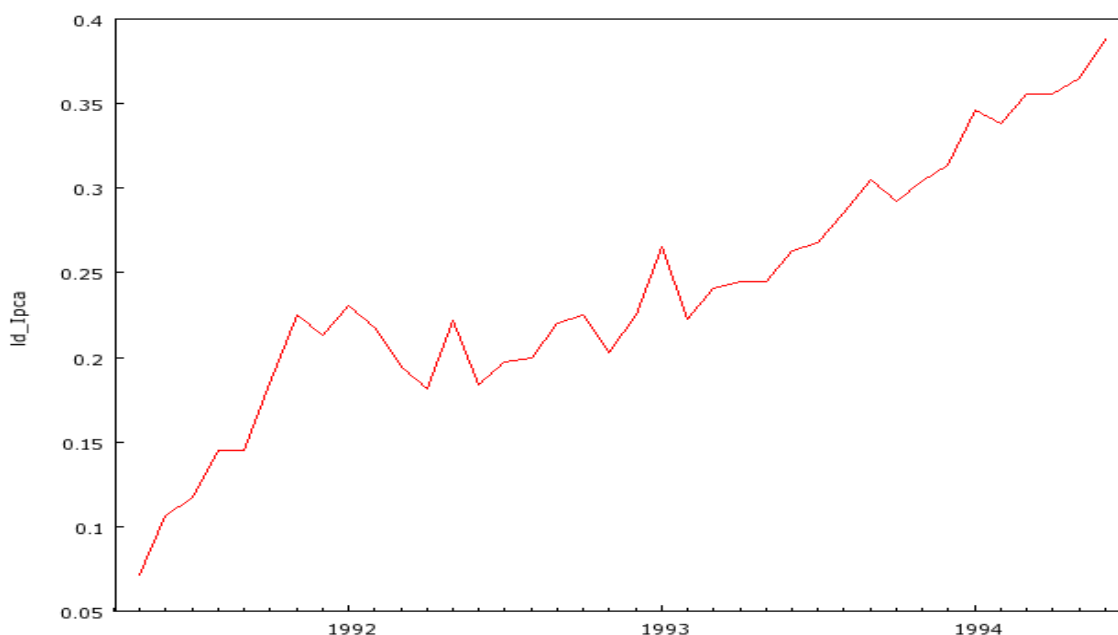


Ilustração 5 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA – 1991:05/1994:06).

Fonte: IBGE

Essa primeira impressão poderia ser reforçada por meio da análise da função de autocorrelação e autocorrelação parcial da série da taxa de inflação (ilustração 6), uma vez que a mesma apresentaria o que podemos chamar de decaimento lento, propriedade esta que se constitui em uma das características principais de um processo não estacionário. É importante ressaltar, entretanto, que tal teste tem sua interpretação prejudicada pelo pequeno número de observações de que dispomos no período tratado, visto que o intervalo de confiança de 95% do teste só é válido assintoticamente.

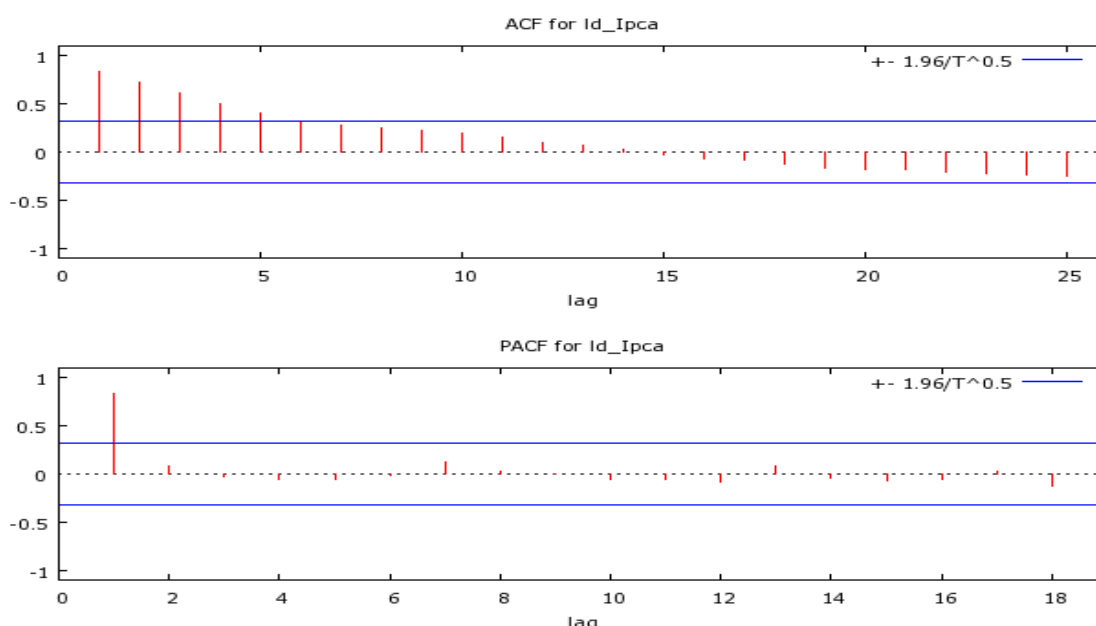


Ilustração 6 – FAC e FACP da taxa de inflação (IPCA- 1991:05/1994:06).

Fonte: IBGE.

Entretanto, obtemos o juízo final a respeito da estacionariedade desta série de inflação por meio do conhecido teste de Dickey Fuller, o qual apresenta como hipótese nula a presença de raiz unitária, o que quer dizer o mesmo que não estacionariedade. No output do teste (quadro um), realizado no software Gretl, que reproduzimos no Apêndice A⁶, não rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 10% em ambas as situações, isto é, tanto no teste simples (somente com intercepto na equação de teste) quanto no teste “aumentado” (com tendência determinística e defasagem na primeira diferença) não rejeitamos a presença de raiz unitária.

Desse modo, em vista das evidências apresentadas, não há meios de refutar o diagnóstico de não estacionariedade da série da taxa de inflação, de sorte que somos impelidos quase que imediatamente ao estudo da série que representa a aceleração da inflação, a qual pode ser obtida por meio da primeira diferença das variações percentuais (taxa de inflação).

A análise gráfica da aceleração da inflação (ilustração 7) nos leva a suspeita de estarmos finalmente lidando com uma série estacionária. Mesmo assumido valores bastante diversos (muito altos e muito baixos) sempre parece existir uma força que atua no sentido de reconduzir o processo para um determinado ponto, o qual na linguagem da econometria é conhecido por média. Também pode se sentir que a variância do processo

⁶ Os demais quadros citados no corpo texto também se encontram reproduzidos no Apêndice A.

não sofre alterações drásticas com o correr do tempo, de modo que podemos até propor que a mesma se mantém constante sem medo de estar incorrendo em um erro muito grande.

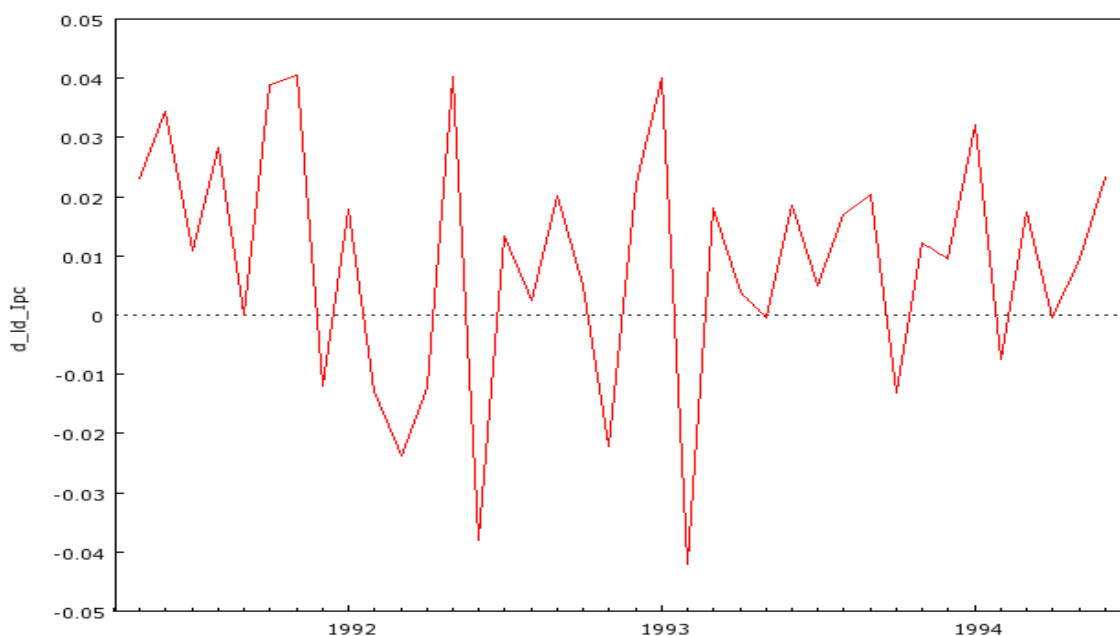


Ilustração 7 – Gráfico da aceleração da inflação (IPCA-1991:05/1994:06).

Fonte: IBGE.

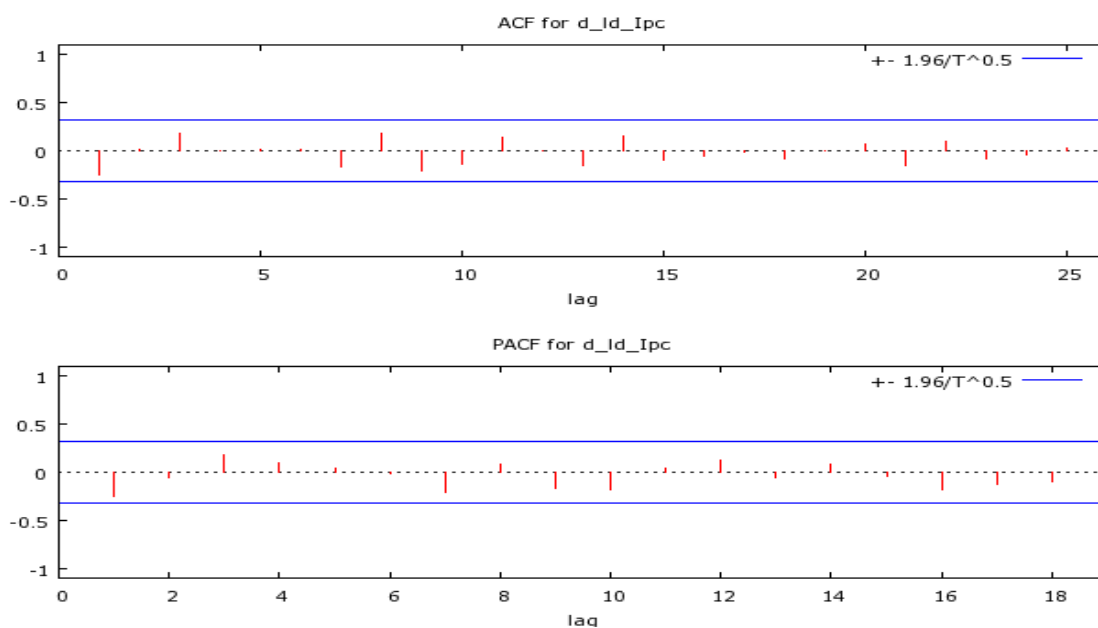


Ilustração 8 – FAC e FACP da aceleração de inflação (IPCA- 1991:05/1994:06).

Fonte: IBGE.

As funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (FAC e FACP) (ilustração 8) acabam por confirmar aquilo que nos sugeriu a representação da aceleração da inflação, na medida em que ambas não apresentam autocorrelações significativas em um intervalo de

confiança de aproximadamente 95%. Além disso, os formatos da FAC e da FACP coincidem com os que obtemos quando estamos analisando um ruído branco.

Portanto, temos razões para acreditar que a série de aceleração de inflação nada mais é do que um choque gaussiano. No intuito de confirmar esta crença apresenta-se como alternativa viável a realização do teste de Jarque-Bera (JB), cuja hipótese nula é de normalidade da distribuição (ilustração 9). A realização do teste proposto nos apresenta o resultado de que não podemos rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 10%, fato que nos leva a um modelo bastante simples e até mesmo desinteressante, visto que não existem outros parâmetros a estimar que não a média e a variância.

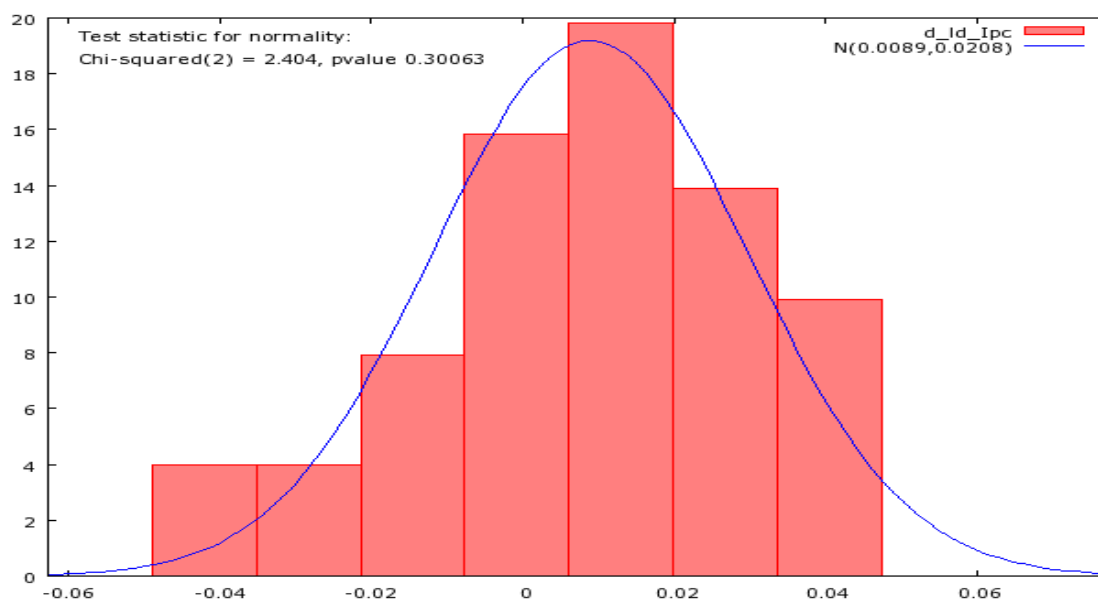


Ilustração 9 – Teste de JB da série de aceleração da inflação (IPCA- 1991:05/1994:06).

Fonte: IBGE.

Concluída as considerações a respeito de período pré-Real, devotaremos nossos esforços a partir de agora ao estudo do período pós-Plano, o qual compreende o intervalo que vai desde outubro de 1994 até agosto de 2004. Iniciaremos nossa investigação por meio da verificação da estacionariedade da taxa de inflação. O gráfico desta série (ilustração 10), a primeira vista, parece-nos pertencer a uma realização de um processo estacionário. Após um período inicial com variação um tanto quanto errática, a mesma se estabilizou ao redor de uma determinada média constante, o que nos propõe estacionariedade. Uma informação adicional extremamente interessante que conseguimos extrair da análise gráfica é uma perturbação acentuada ocorrida no último trimestre de 2002, fruto do que foi chamada a época de “Crise de Confiança”.

A observação cuidadosa das funções de autocorrelação e atuocorrelação parcial, expostas acima (ilustração 11), continua a nos fornecer subsídios seguros para acreditar na estacionariedade da taxa de inflação. A função de autocorrelação (FAC) apresenta decrescimento exponencial, fato que pode ser encarado como uma parte da “impressão digital” de um processo autoregressivo de ordem um, o qual também é comumente chamado apenas de AR (1). A outra parte desta “impressão” nos é fornecida pela função de autocorrelação parcial (FACP) que apresenta um corte abrupto na defasagem $k = 1$.

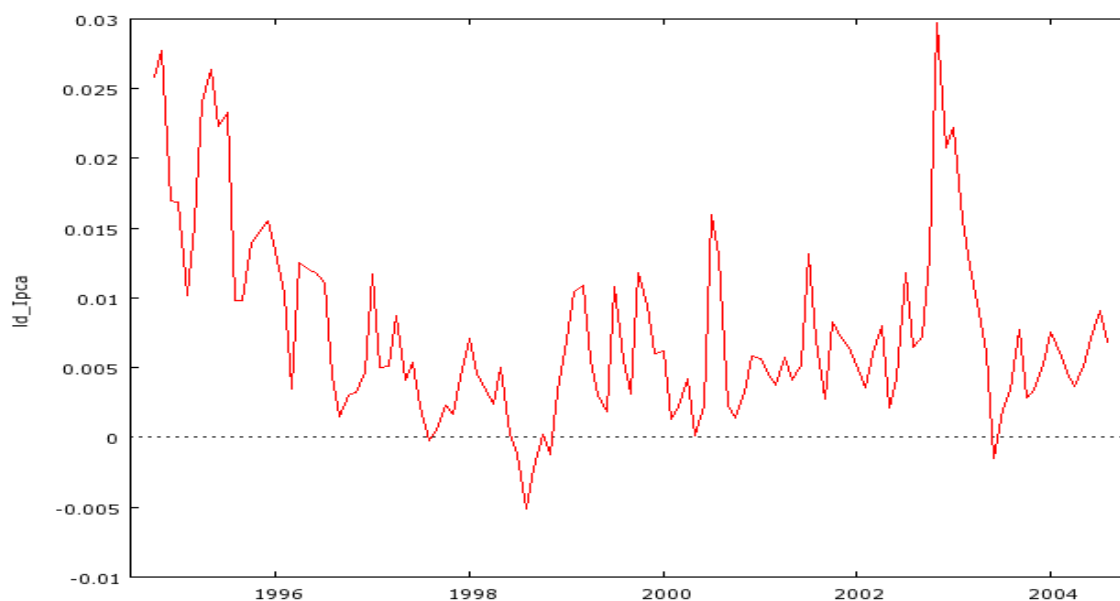


Ilustração 10 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA-1994:10/2004:08).

Fonte: IBGE.

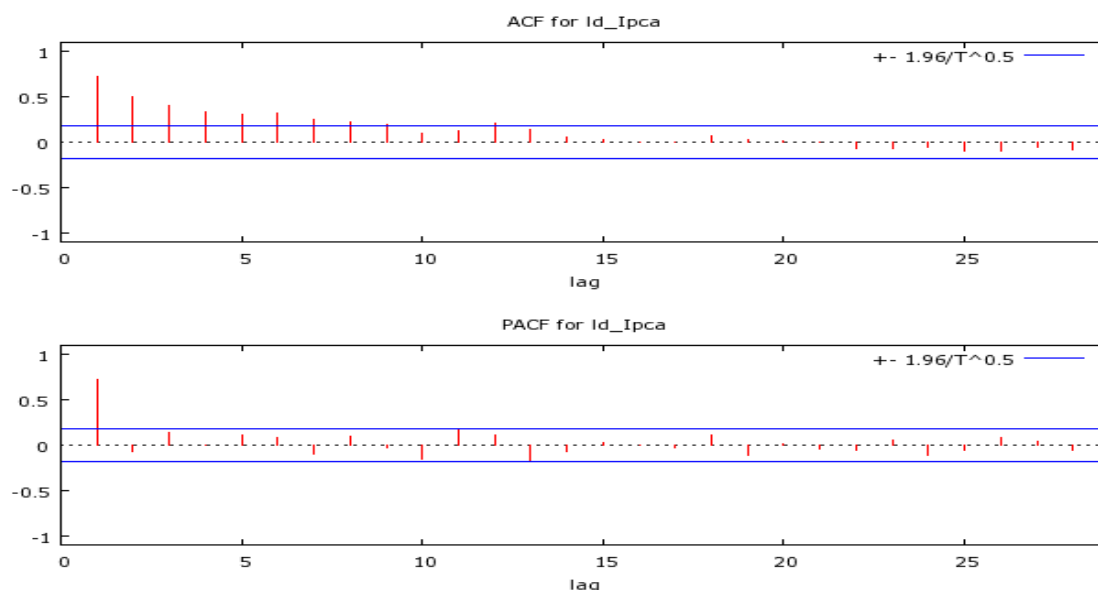


Ilustração 11– FAC e FACP da taxa de inflação (IPCA-1994:10/2004:08).

Fonte: IBGE.

Mesmo que tenhamos bases fortes para defender que o processo gerador da taxa de inflação é estacionário e que o mesmo pode ser representado por um modelo do tipo AR, realizaremos os testes Dickey Fuller para cobrir todas as possibilidades. Como o output dos mesmos nos revela (quadro 2), rejeitamos fortemente a hipótese nula de presença de raiz unitária (não estacionariedade) em ambos os testes, de forma que agora podemos vaticinar que a série da taxa de inflação é seguramente estacionária.

O passo natural após a verificação da estacionariedade da taxa de inflação no período pós-Real é a estimação do modelo AR (1) que foi identificado acima quando do estudo das funções de autocorrelação da série em questão. O output da estimação do modelo (realizada no software Gretl) através de mínimos quadrados ordinários é apresentada no quadro 3.

Uma implicação interessante do modelo escolhido é que os parâmetros do AR podem ser encarados com uma medida rudimentar da inércia inflacionária, assunto que de tempos em tempos lotam páginas e mais páginas de jornais e revistas. Segundo nossa estimação, cerca de 75% da inflação do mês anterior é preservado, em média, por inércia na inflação do mês corrente.

Após a estimação de qualquer modelo econométrico, é imprescindível o diagnóstico de adequação dos resíduos, para checar se eles não violam os pressupostos de normalidade, ausência de correlação, homocedasticidade entre outros. Em outras palavras, devemos checar se ainda existem informações nos resíduos. Começaremos tal tarefa pela realização do já mencionado teste de Jarque-Bera (JB) de normalidade dos resíduos. A análise da ilustração 12 nos revela que a estatística de JB rejeita a normalidade dos resíduos ao nível de significância de 1%.

Um motivo freqüente para a não-normalidade residual em modelos de séries temporais (tal o qual estamos estudando) é a presença de outliers. Para dimensionar a relevância dos mesmos é importante que se tenha em mente que numa série com 100 observações, bastam dois ou três outliers para distorcer a normalidade dos resíduos da regressão. Portanto, é salutar que tentemos identificar outliers na série, analisando o gráfico dos resíduos (ilustração 13) e buscando aqueles muito grandes, que se destaquem do resto.

Um outlier salta imediatamente aos nossos olhos quando examinamos a ilustração 13: a observação de outubro de 2002 (2002:10). Ele certamente se insere no contexto da Crise Sucessória e da conseqüente bolha inflacionária que tomou conta do ambiente

econômico por razão da incerteza dos agentes quanto ao rumo futuro da política monetária. Inclusive, se reestimarmos o modelo especificado com uma dummy controlando tal episódio e quase certo que conseguiremos uma melhor adequação do mesmo.

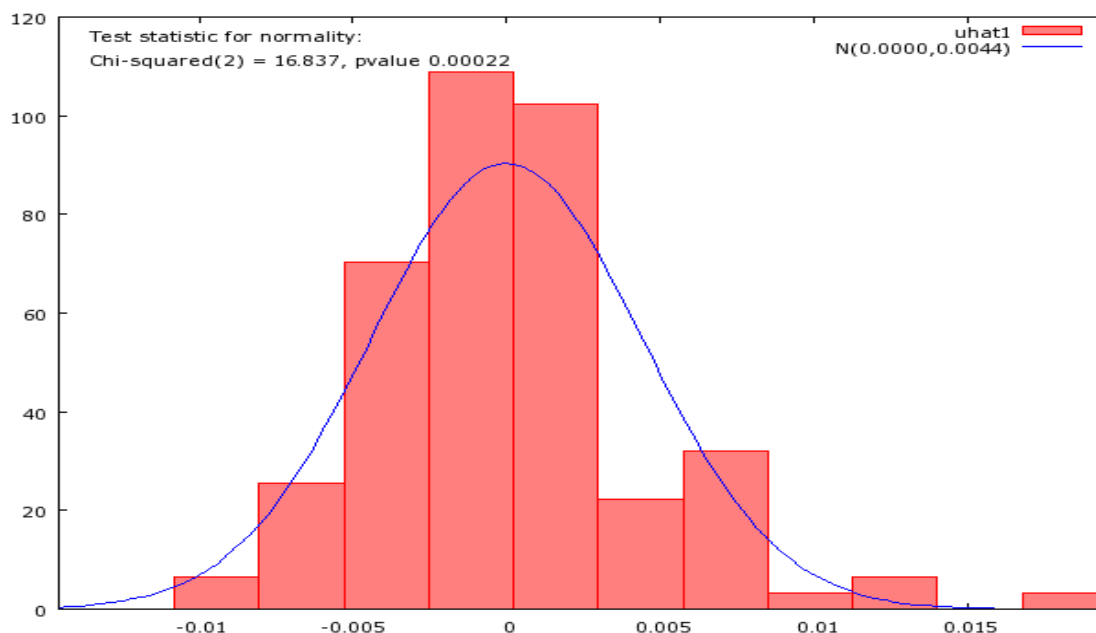


Ilustração 12– Teste JB de normalidade dos resíduos do modelo estimado.

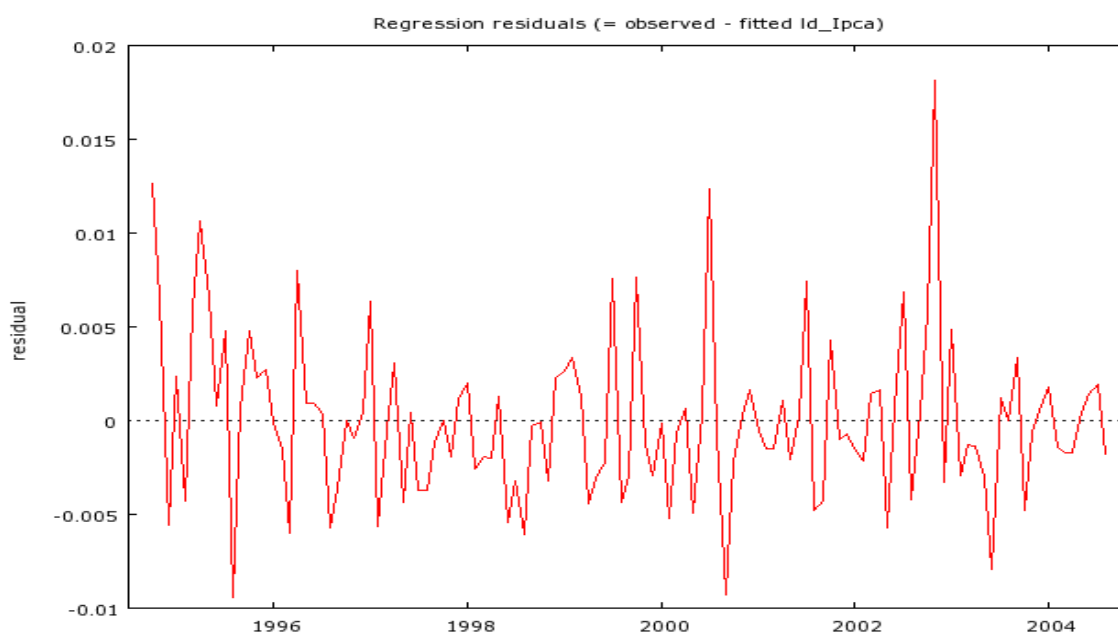


Ilustração 13– Gráfico dos resíduos do modelo estimado contra o tempo.

Por fim, um exame que se mostra importantíssimo quando estamos trabalhando com modelagem do tipo ARIMA é a verificação da existência de autocorrelação residual, fato que apontaria que o modelo especificado para Y_t não está tendo êxito em capturar toda a informação do passado. Para isso, devemos analisar a FAC e a FACP dos resíduos (uhat1) do modelo AR que estimamos. Como não há autocorrelação significativa

observável (ilustração 14), podemos afirmar que do ponto de vista da autocorrelação residual o modelo encontra-se bem especificado.

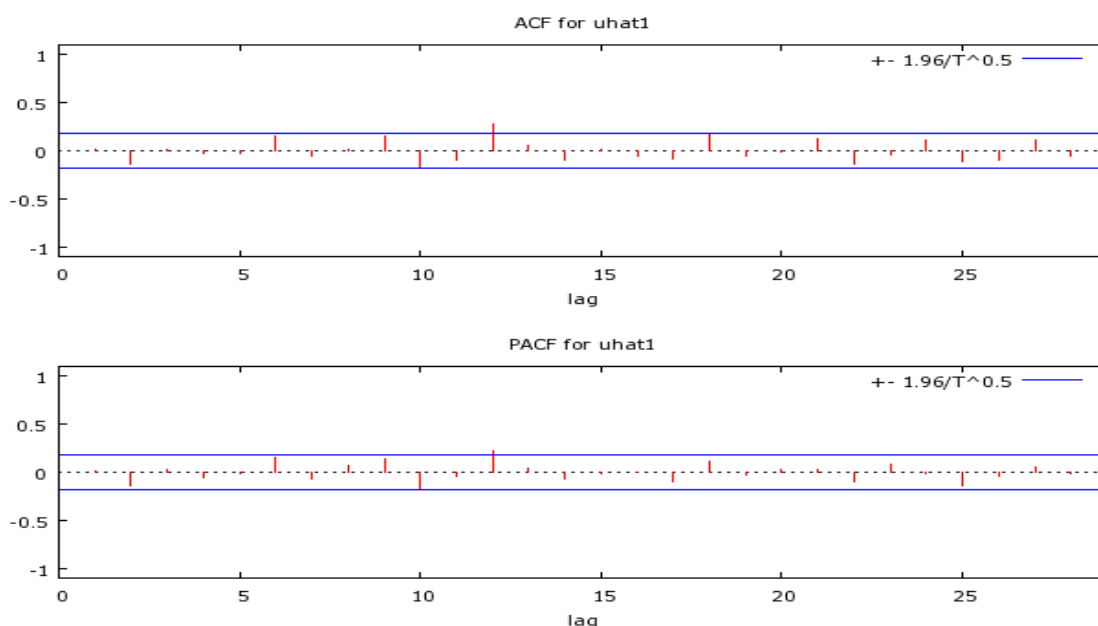


Ilustração 14 – FAC e FACP dos resíduos do modelo estimado.

Agora, laçaremos mão da consolidação do IPCA em comercializáveis e não comercializáveis, a qual já foi mencionada no texto, e empreenderemos o estudo individual das características de cada uma destas séries, sempre tendo como pano de fundo e linha de desenvolvimento a mesma análise realizada para o IPCA em sua forma fechada. Iniciaremos esta jornada pelo IPCA-comercializáveis e depois passaremos ao IPCA-não comercializáveis.

2.3 Análise IPCA-comercializáveis

A série do logaritmo do número índice do IPCA-comercializáveis (ilustração 15) apresenta uma tendência crescente ao longo do tempo, tendência esta que se manifesta de forma bem acentuada no período anterior a 1994 correspondendo, portanto, ao período anterior a implantação do Plano Real. O período pós-1994, ou seja, depois da implantação do Plano Real também apresenta uma tendência altista, mas bem menos pronunciada. Há aqui uma aparente mudança estrutural, já que o choque estabilizador representado pelo Plano Real alterou o “processo gerador” de inflação. Essa série parece não ser a realização de um processo estacionário, visto que a média e a variância parecem não serem constantes ao longo do tempo.

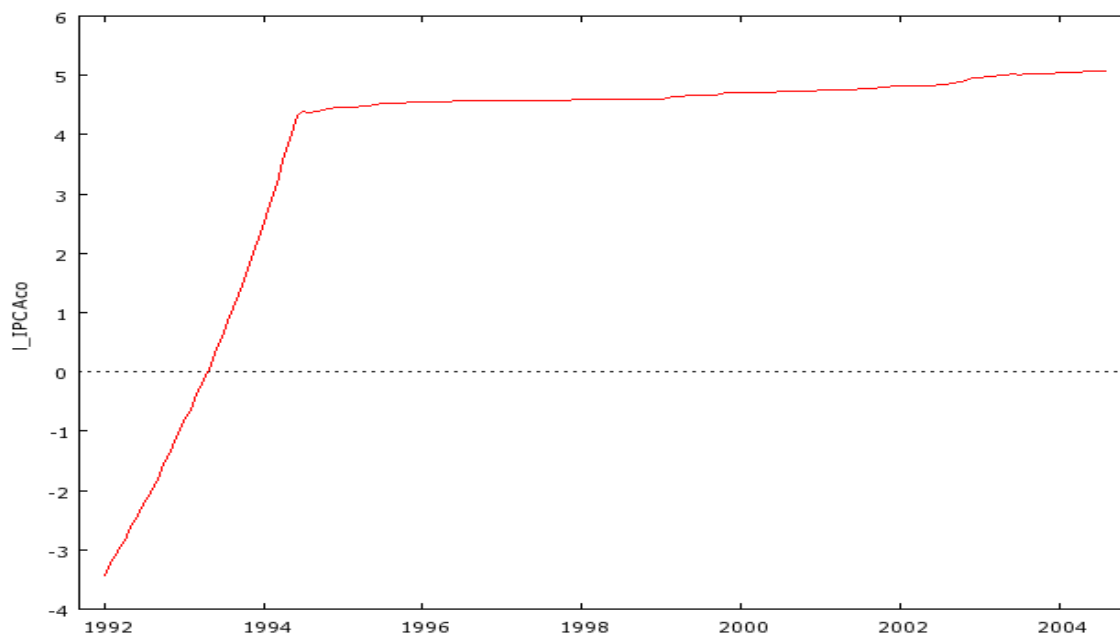


Ilustração 15 – Gráfico da série do logaritmo do número índice do IPCA-comercializáveis (1992:01/2004:08).

Fonte: IPEADATA.

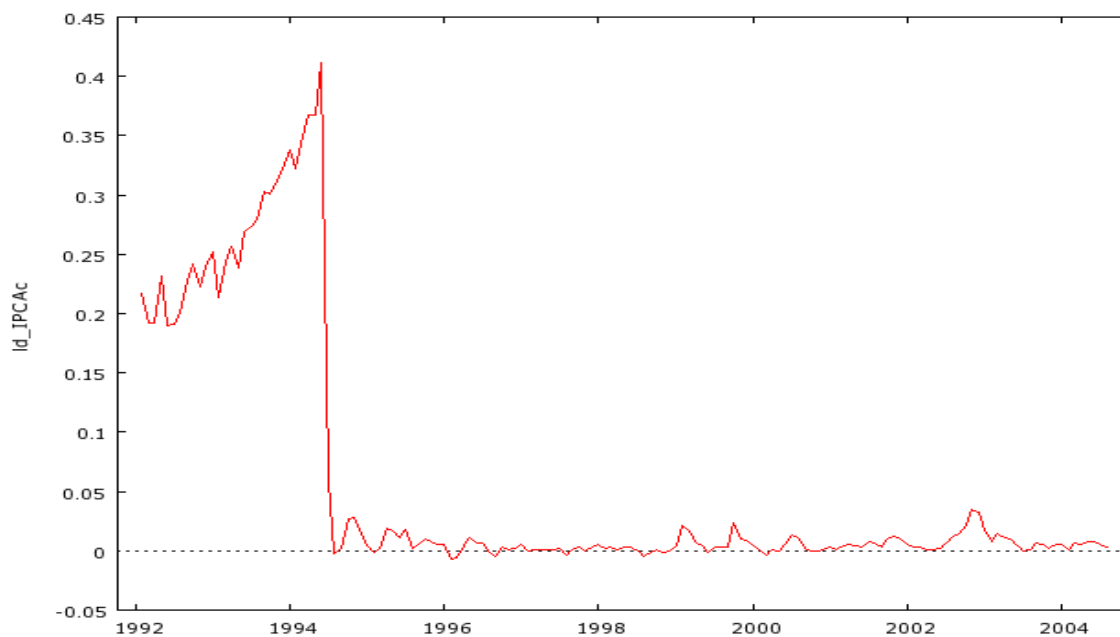


Ilustração 16 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA-comercializáveis- 1992:01/2004:08).

Fonte: IPEADATA.

O gráfico da variação percentual, ou melhor, da taxa de inflação do IPCA-comercializáveis⁷ (ilustração 16) confirma o aventado pela análise do logaritmo do número índice do IPCA comercializáveis, já que também mostra uma mudança bem pronunciada do processo gerador de inflação, notadamente a partir de agosto de 1994. Dessa forma, não

⁷ Produzida da mesma forma que no IPCA fechado, seguindo os mesmos pressupostos.

faz sentido estimar um único modelo ARIMA para todo o período amostral em virtude do fato de que existe uma clara quebra estrutural no processo gerador da série representada pelo Plano Real de agosto de 2004. Em outras palavras, não faz sentido estudar dois processos estocásticos distintos que ocorrem em diferentes momentos do tempo como se fossem um só. Portanto, o procedimento correto nesse caso é separar a análise em duas partes: a primeira engloba o período pré-Real e a segunda trata do período pós-Real.

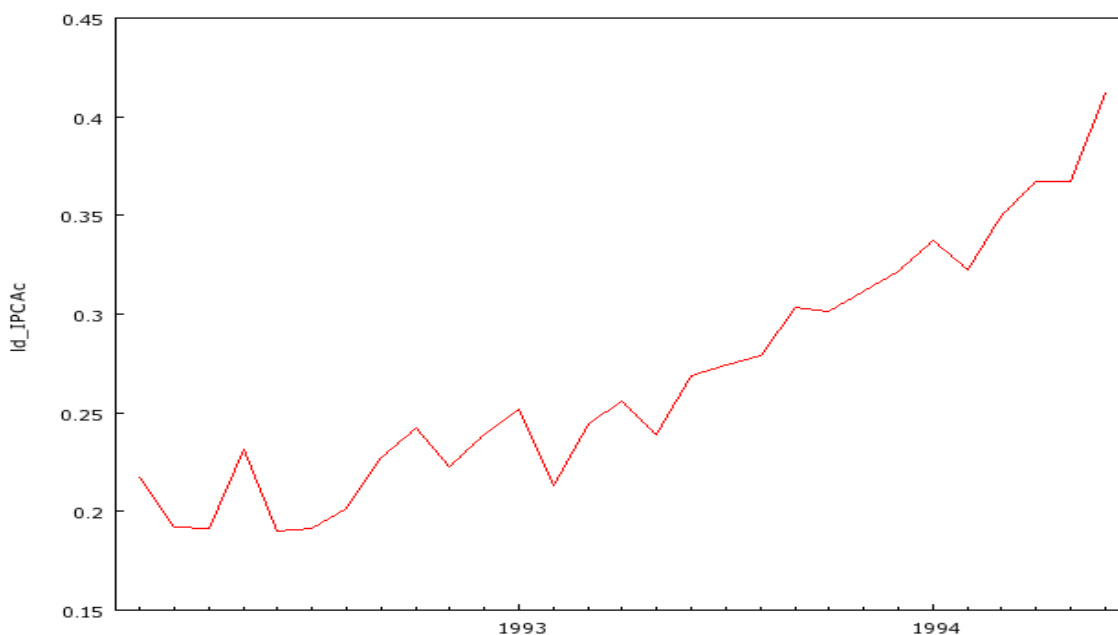


Ilustração 17 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA-comercializáveis– 1992:01/1994:06).

Fonte: IPEADATA.

Não obstante a quantidade de reduzida de observações (30) neste intervalo que compreende janeiro de 1992 a junho de 1994 (período pré-Real), o gráfico da taxa de inflação apresentado acima (ilustração 17) parece ser a realização de um processo não estacionário, visto que a série cresce de forma cada vez mais rápida com o decorrer do tempo de sorte que a média e a variância não aparentam serem constantes.

As funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (FAC e FACP) que poderiam nos ajudar a formular um veredicto a respeito da estacionariedade da taxa de inflação no período não são de grande valia neste caso, pois em pequenas amostras ambas se tornam muito vulneráveis aos efeitos de outliers e as perturbações prejudicam a análise. No entanto, podemos tentar enriquecer a análise por meio dos testes Dickey Fuller. O output destes testes (quadro 4) nos mostra que, ao nível de significância de 10%, não rejeitamos a hipótese nula de presença de raiz unitária. Portanto, podemos afirmar que a série da taxa de inflação neste intervalo de tempo é a realização de um processo não estacionário com

provavelmente uma raiz unitária, fato que nos impele ao estudo da primeira diferença da mesma com o objetivo de verificar se há alguma estrutura interessante a ser estimada.

A primeira diferença das variações percentuais, a qual como já mencionada anteriormente, representa a aceleração da inflação. Como demonstra o gráfico (ilustração 18), essa aceleração de inflação parece ser a realização de um processo estacionário, mesmo que se leve em conta o reduzido número de observações com que se está trabalhando.

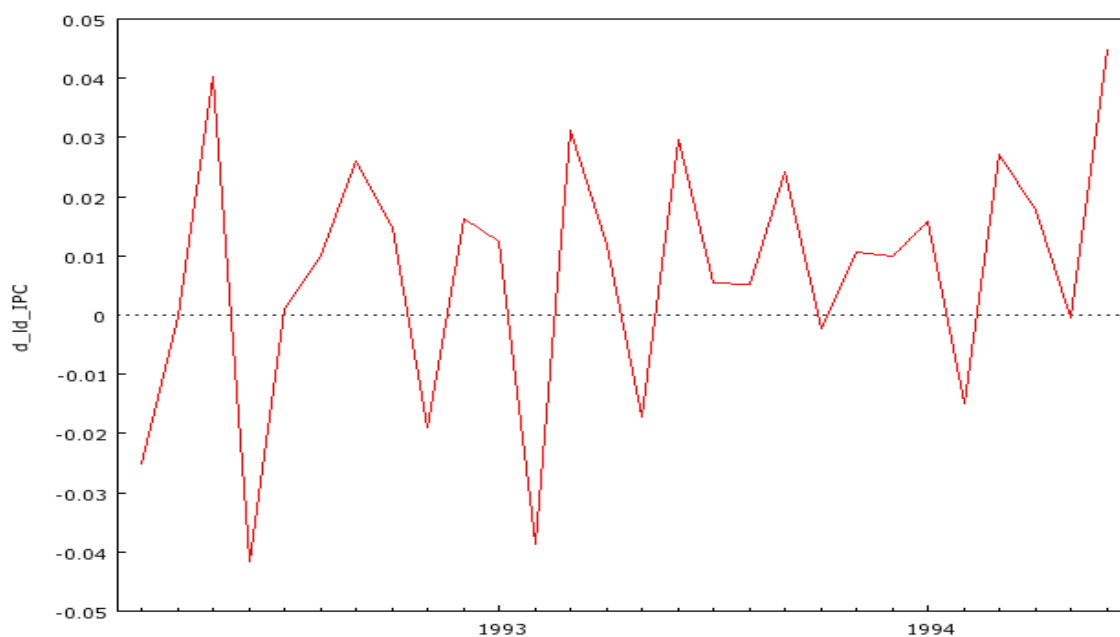


Ilustração 18 – Gráfico da aceleração de inflação (IPCA-comercializáveis-1992:01/1994:06).

Fonte: IPEADATA.

A FAC e a FACP mostradas acima (ilustração 19) acabam por assumir um formato que é parecido com o observável para choques gaussianos, não obstante, o fato de apresentarem os mesmos problemas relacionados ao pequeno número de observações, entre os quais se destaca existência de autocorrelações pretensamente significativas (isto é, que ultrapassam o intervalo de confiança de 95% representado pelas linhas horizontais). Juntamente com a análise gráfica, esta evidência nos confere subsídios para afirmar que a aceleração de inflação não nos fornece um modelo onde se seja capaz de estimar algo além da média e da variância do ruído branco.

Damos o pontapé inicial ao estudo do período pós-real, o qual compreende intervalo de novembro de 1994 a agosto de 2004, por meio da análise da taxa de inflação. A observação gráfica (ilustração 20) indica que a série em questão deve ser a uma realização de um processo estacionário. Mesmo assumindo valores diversos (muito altos

ou muito baixos) sempre parece haver uma espécie de força puxando os valores da série para a sua média, fato que condiz com as características de uma série estacionária.

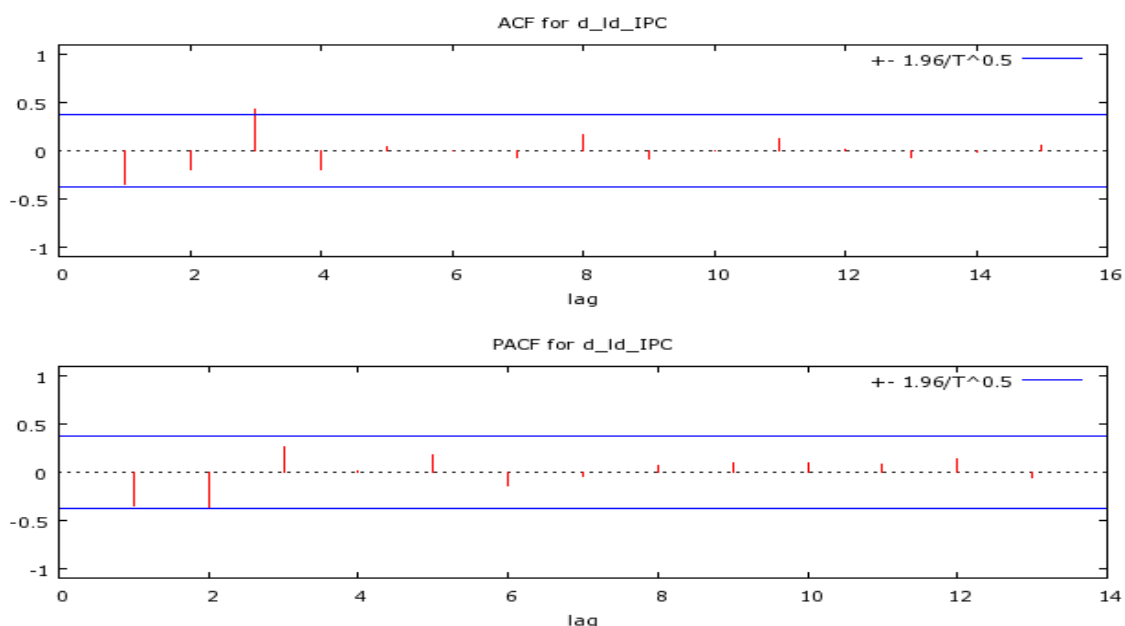


Ilustração 19 – FAC e FACP da aceleração de inflação (1992:01/1994:06).

Fonte: IPEADATA.

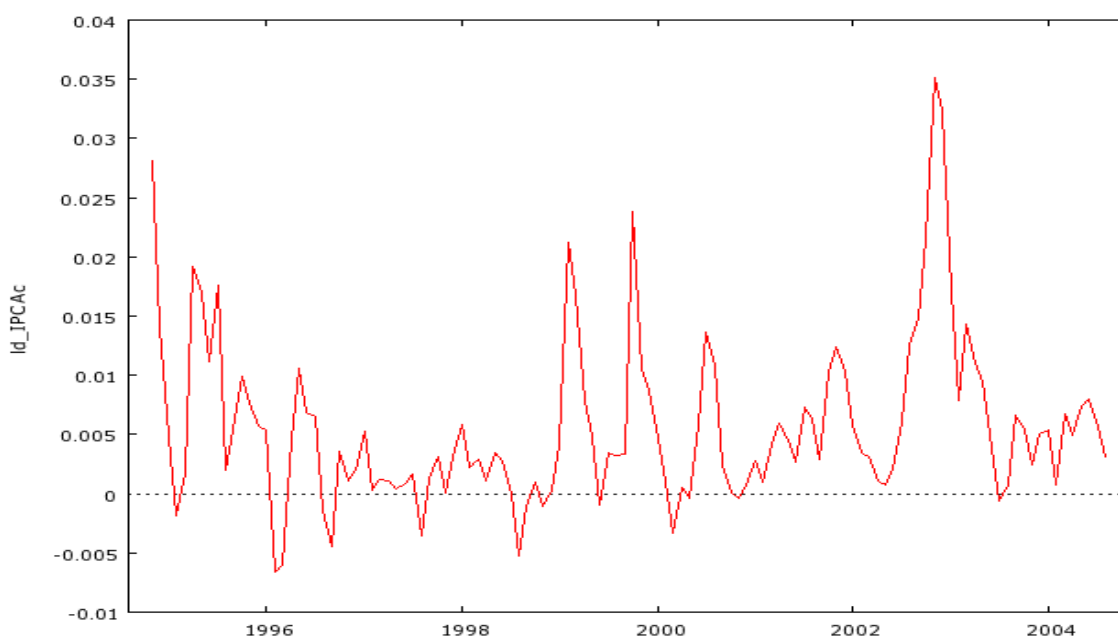


Ilustração 20 – Taxa de inflação (IPCA-comercializáveis – 1994:11/2004:08).

Fonte: IPEADATA.

O teste *Dickey-Fuller*, apresentado no quadro de número 5, rejeita fortemente a hipótese nula de raiz unitária, o que corrobora nosso juízo primeiro de se tratar de uma série estacionária. Além disso, a FAC (ilustração 21) da série decaiu de forma exponencial, indicando a existência de um típico processo AR, indicação esta confirmada pela FACP

(ilustração 21) que apresenta um corte logo na primeira defasagem. Sendo assim, podemos dizer que estamos tratando com um processo AR (1) estacionário.

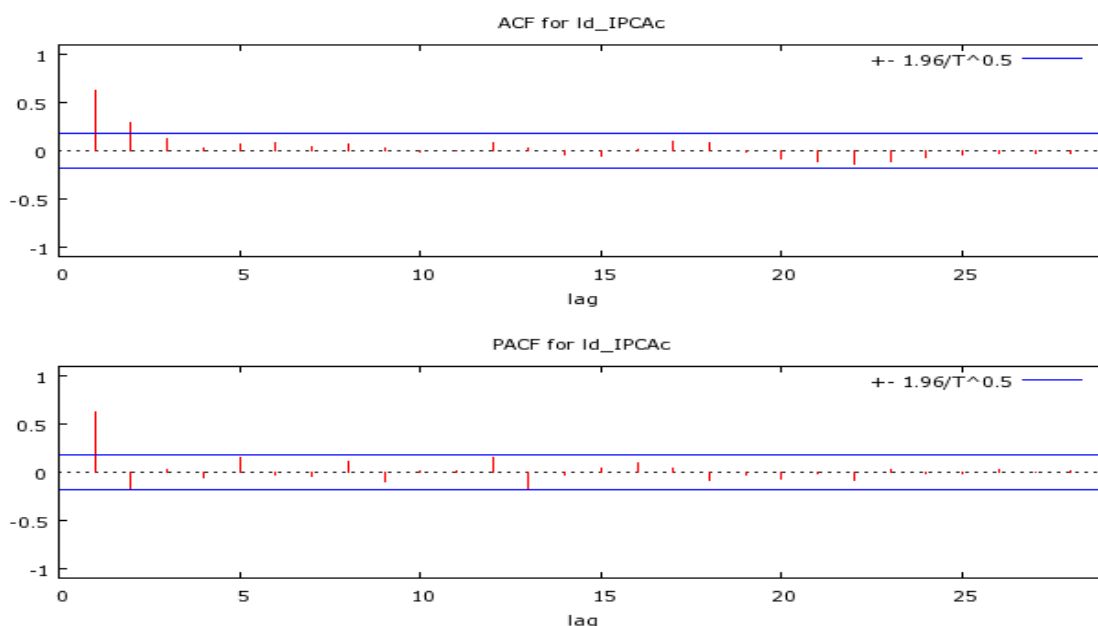


Ilustração 21 – FAC e FACP da taxa de inflação (IPCA-comercilizáveis - 1994:11/2004:08).

Fonte: IPEADATA.

O próximo passo a se dar é a estimação do modelo que nos foi sugerido (quadro 6). Por se tratar de um AR, temos a interessante característica, já observada, de que os parâmetros do modelo podem ser tomados como medida rudimentar da inércia inflacionária. A mesma, como podemos observar no output da regressão abaixo, situa-se ao redor de 65% para os bens e serviços comercializáveis.

Por fim, realizaremos dois testes com a intenção de avaliar se o modelo por nós estimado encontra-se bem especificado. O primeiro é o teste de Jarque-Bera (JB) que avalia a normalidade dos resíduos. Como demonstra a ilustração 22, rejeita-se fortemente a normalidade dos resíduos por meio da estatística de JB.

Quando se trabalha com séries temporais deve-se sempre investigar a presença de outliers. Estes, mesmo que em pequeno número, podem ser a causa de termos rejeitado a normalidade dos resíduos. A análise do gráfico dos resíduos do modelo AR (1) (ilustração 23) estimado apresenta pelo menos cinco *outliers* mais pronunciados. Eles são as seguintes observações: 1995:03, 1999:01, 1999:09 e 2000:10.

O outlier referente a março de 1995 provavelmente está relacionado com a crise do México e o tão propalado efeito tequila. Já os de janeiro e setembro de 1999, devem-se as

turbulências econômicas deste ano marcado pela desvalorização do real e pela subsequente mudança do regime cambial brasileiro que passou a ser flutuante no início daquele ano.

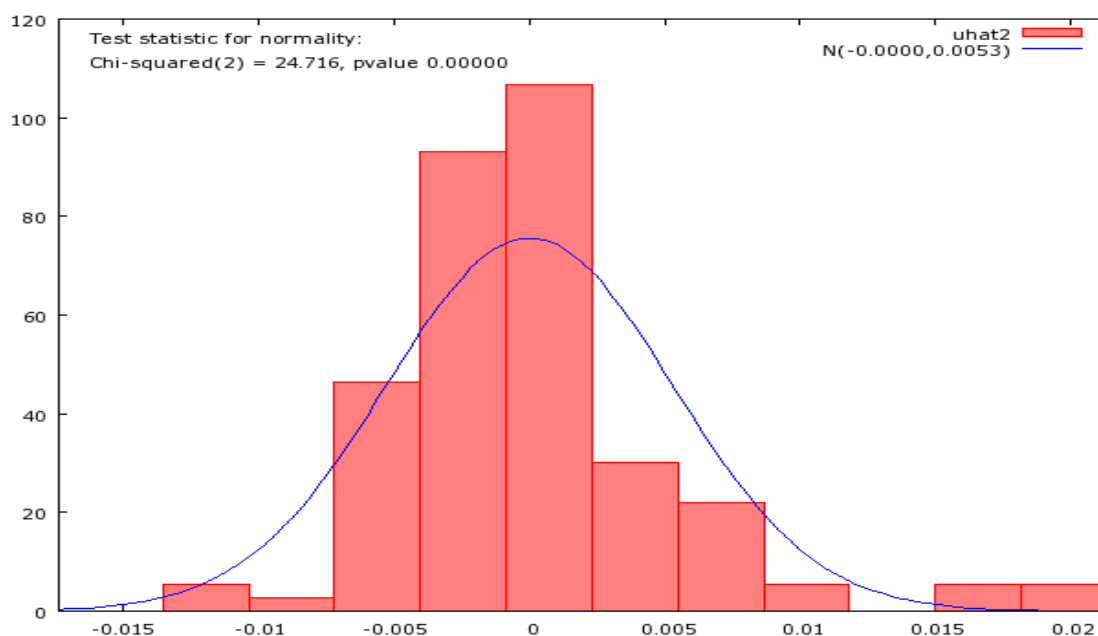


Ilustração 22 – Teste JB de normalidade dos resíduos do modelo estimado.

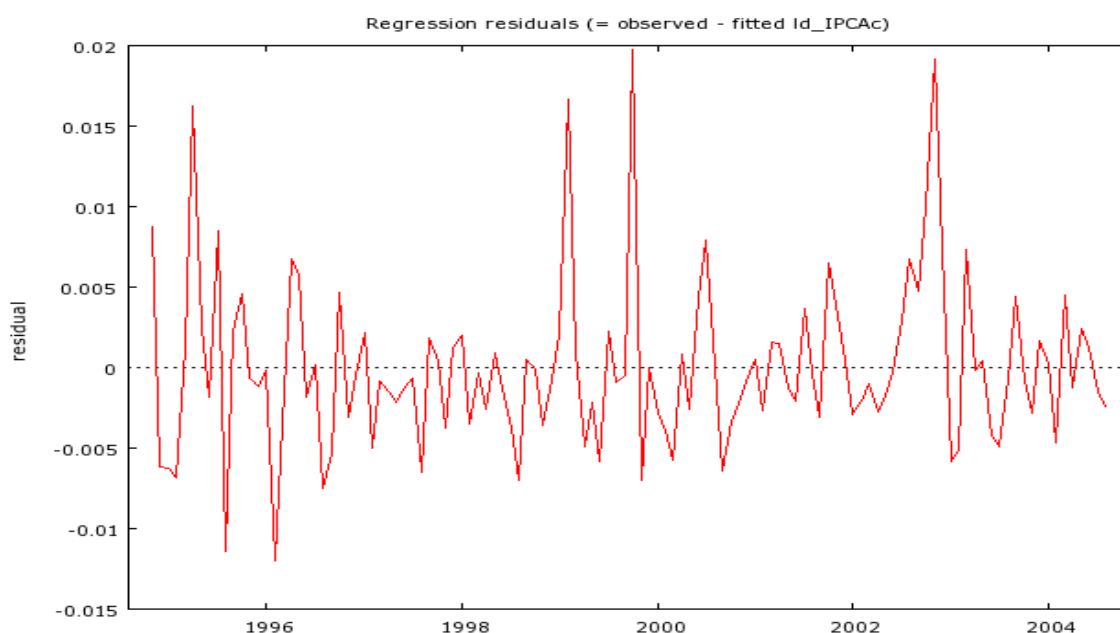


Ilustração 23 – Gráfico dos resíduos do modelo estimado contra o tempo.

A observação referente a outubro de 2002 pode ser explicada no contexto da crise sucessória aberta por ocasião das eleições presidenciais que se realizariam nos últimos meses daquele ano. A mesma se deveu basicamente a incertezas dos mercados em relação à condução futura da política econômica por parte do novo governo de oposição que ascenderia ao poder no ano de 2003.

O segundo teste, ao qual nos referimos acima, diz respeito à verificação da existência de autocorrelação serial, fato que denunciaria que ainda existe informação nos resíduos que não foi devidamente capturada pelo modelo. Tal verificação pode ser feita via análise da FAC e da FACP dos resíduos do modelo AR que estimamos. Como podemos observar na ilustração 24, não há presença de nenhuma estrutura de autocorrelação observável que seja significativa. A FAC e FACP parecem com a de um ruído branco. Sendo assim, podemos afirmar que o modelo, do ponto de vista da correlação residual, está bem especificado.

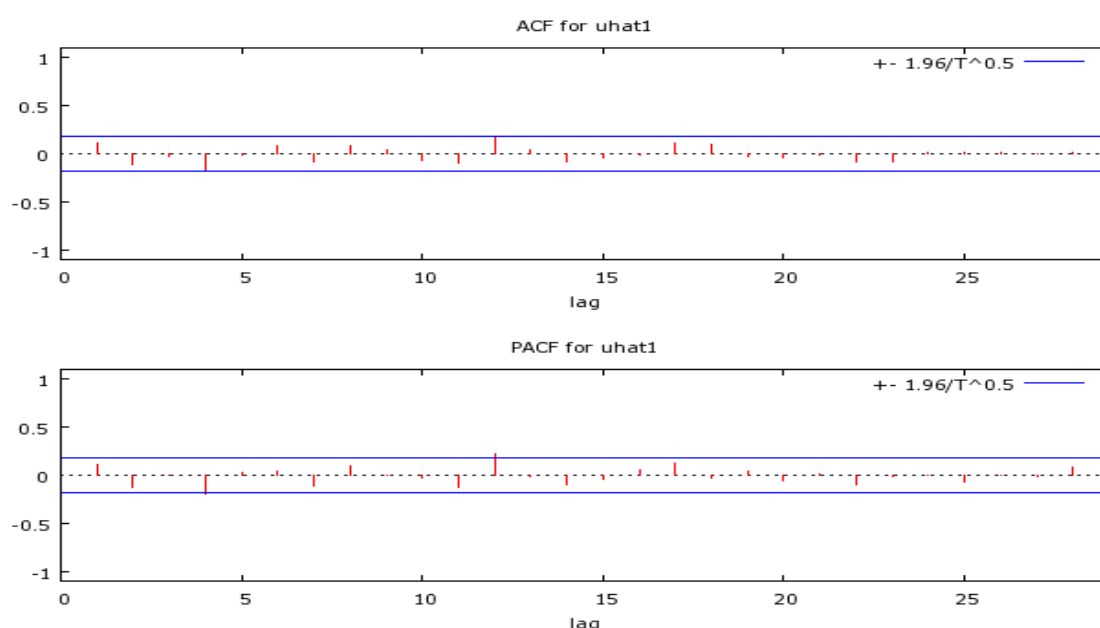


Ilustração 24 – FAC e FACP dos resíduos do modelo estimado.

2.4 Análise IPCA-não comercializáveis

A série do logaritmo do número índice do IPCA não-comercializáveis não parece a realização de um processo estacionário (ilustração 25). No período pré-1994 (pré-Real), a série apresenta um comportamento que pode ser considerado explosivo com os valores crescendo cada vez mais com o passar do tempo. No período pós-Real, a série também apresenta uma tendência ascendente, mas bem menos acentuada que no primeiro intervalo de tempo. Sendo assim, temos uma quebra estrutural quando da introdução do plano real. Além disso, a média e a variância da série parecem se alterar com o passar do tempo.

Novamente, agora com a taxa de inflação⁸ para os bens e serviços não comercializáveis (ilustração 26), parece que continuamos a lidar com uma série não

⁸ Produzida da mesma forma que no IPCA fechado, seguindo os mesmos pressupostos.

estacionária, visto que a média e a variância da mesma também parecem se modificar conforme o tempo vai passando. Outra vez, fica clara a mudança no processo gerador da inflação pós-1994 em virtude do choque estabilizador representado pela introdução Plano Real.

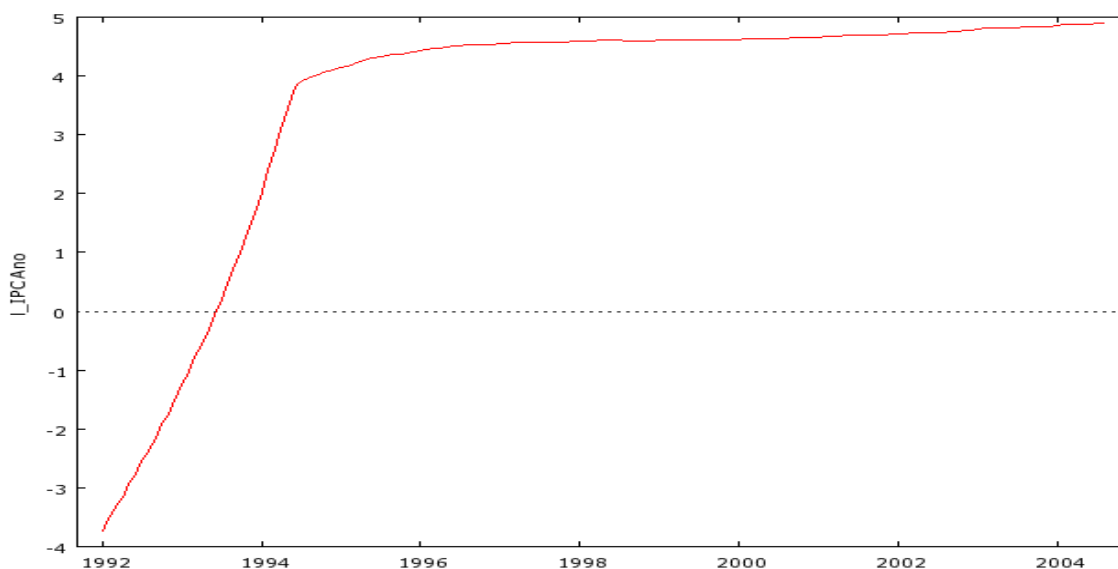


Ilustração 25 – Gráfico da série do logaritmo do número índice do IPCA-não comercializáveis (1992:01/2004:08).

Fonte: IPEADATA.

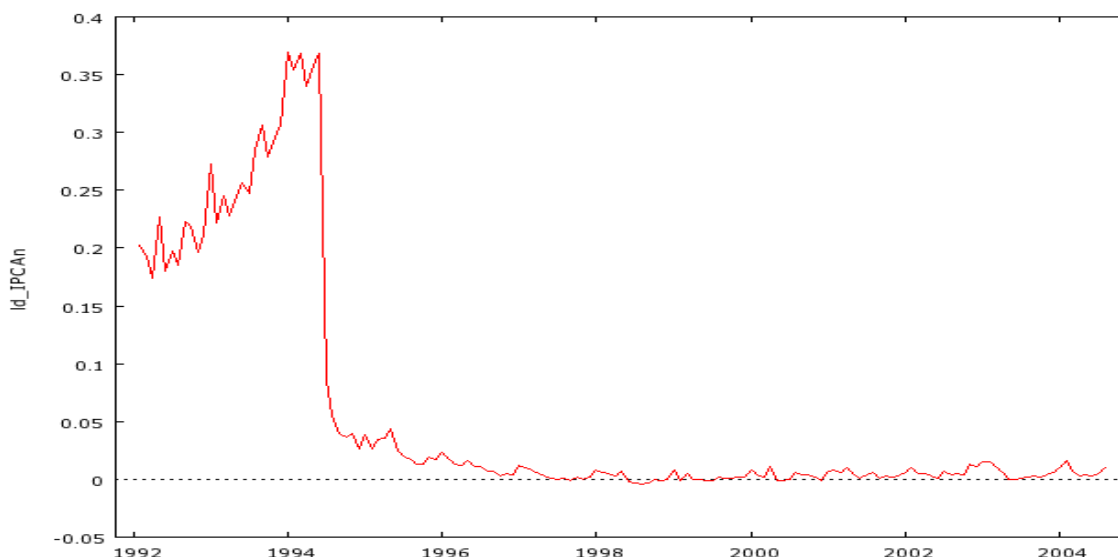


Ilustração 26 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA-não comercializáveis – 1992:01/2004:08).

Fonte: IPEADATA.

Portanto, não faz sentido tentar estimar um único modelo ARIMA para todo o período amostral que vai de janeiro de 1992 a agosto de 2004. O procedimento padrão em casos deste tipo, como já deve ter ficado claro na explanação, é estudar de forma separada

o intervalo que podemos denominar pré-Real (janeiro de 1992 a junho de 1994) e o outro que podemos chamar de pós-Real (outubro de 1994 até agosto de 2004).

O gráfico da taxa de inflação para o período que de janeiro de 1992 a junho de 1994 não parece pertencer a uma realização de um processo não estacionário (ilustração 27). A média e variância da série não aparentam constância no decorrer do tempo. Os testes de Dickey Fuller também confirmam o diagnóstico de não estacionariedade, já que não podemos rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de significância de 10% (quadro 7). Entretanto, as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (FAC e FACP) não nos revelam informações aproveitáveis visto que estão sobremaneira vulneráveis ao efeito de outliers, algo muito comum de ocorrer quando trabalhamos com períodos amostrais pequenos (cerca de trinta observações).

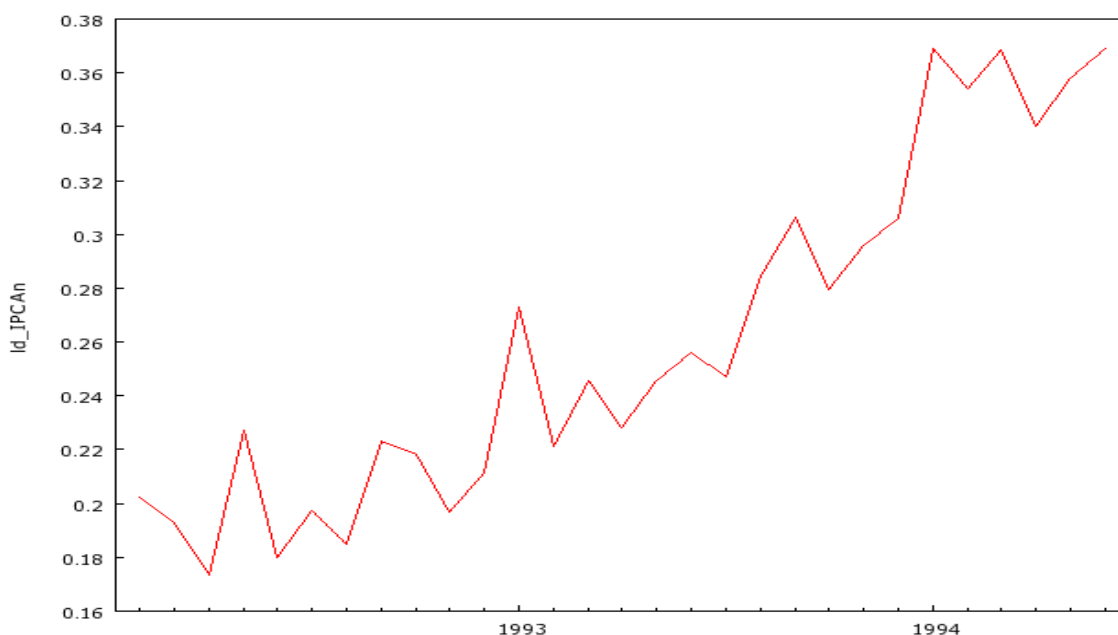


Ilustração 27 – Gráfico da taxa de inflação (IPCA-não comercializáveis – 1992:01/1994:06).

Fonte: IPEADATA.

Os resultados anteriores nos levam a análise da série da primeira diferença das variações percentuais, a qual representa a aceleração da inflação, no intuito de se encontrar alguma estrutura estimável interessante. O gráfico da mesma parece pertencer a realização de um processo estacionário, já que a série aparenta variar de forma constante ao redor de uma média também constante (ilustração 28).

A FAC e FACP (ilustração 29), mesmo apresentando os problemas já mencionados em virtude do tamanho reduzido da amostra (autocorrelações significativas que devem ser desconsideradas), apresentam um formato característico que nos permite reconhecer a

aceleração da inflação como um choque gaussiano. Sendo assim, realmente não existem outros parâmetros a serem estimados no modelo especificado para este período que não a média e a variância.

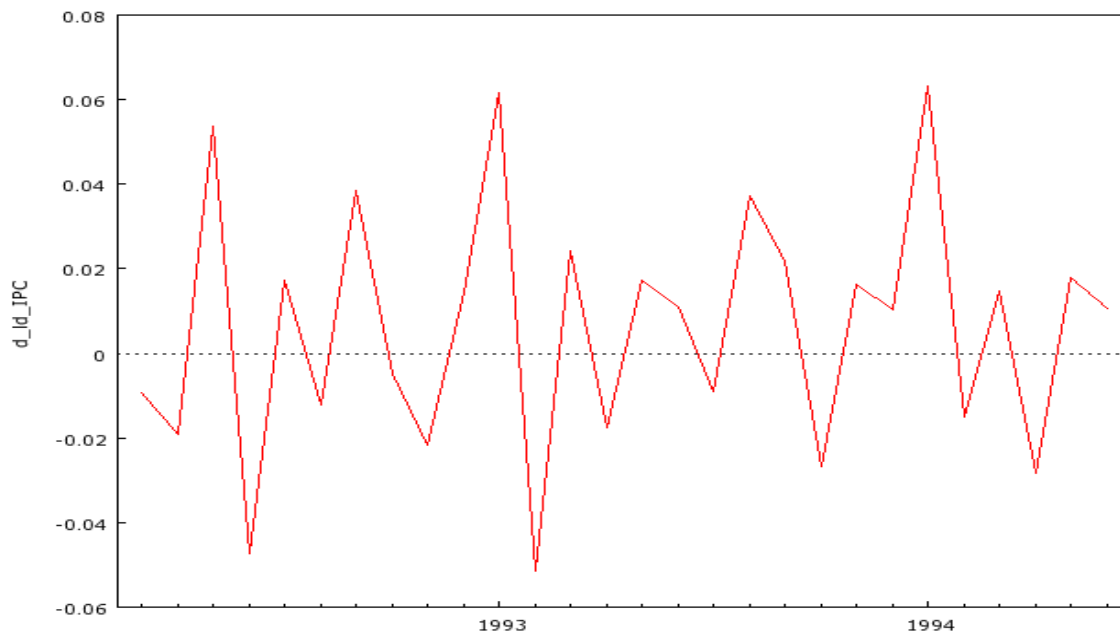


Ilustração 28 – Gráfico da aceleração de inflação (1992:01/1994:06)

Fonte: IPEADATA.

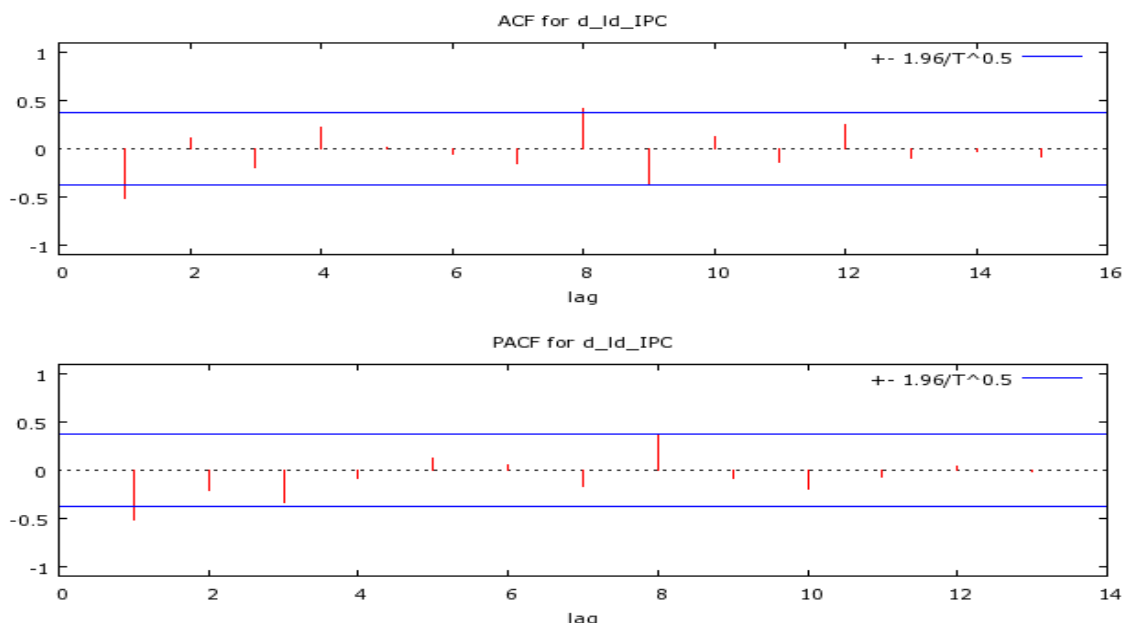


Ilustração 29 – FAC e FACP da aceleração de inflação (1992:01/1994:06).

Fonte: IPEADATA.

Iniciamos agora o estudo do intervalo pós-Real (outubro de 1994 a agosto de 2004) tecendo considerações a respeito do gráfico da taxa de inflação (ilustração 30). Após uma variação inicial em um patamar mais alto, isto é, depois de um período inicial de

ajustamento, a série de inflação é “puxada” para um patamar mais baixo onde parece ter média e variância constante e, portanto, configurar a realização de um processo estacionário. A série parece atingir o patamar estacionário por volta de maio de 1996, o que nós leva a realizar mais um corte amostral no sentido de construir um modelo que corresponda com maior precisão a realidade do processo gerador dos dados.

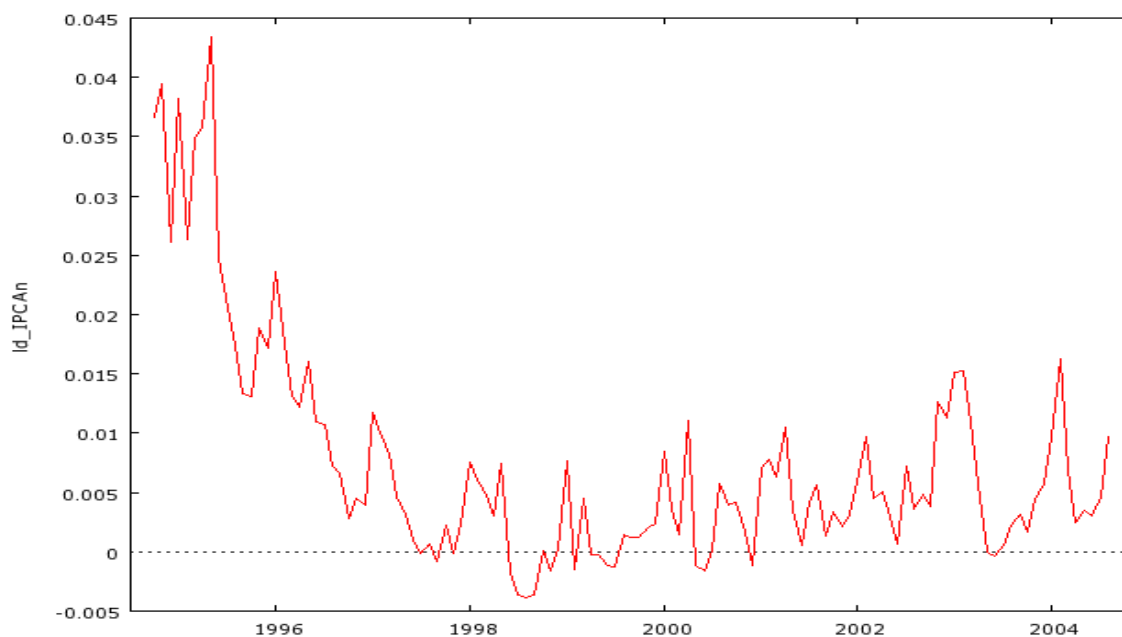


Ilustração 30 – Taxa de inflação (IPCA-não comercializáveis – 1994:10/2004:08).

Fonte: IPEADATA.

A FAC e a FACP (ilustração 31) apenas vêm a confirmar o diagnóstico inicial de que a série de inflação dos bens não-comercializáveis no período pós-implantação do Real é a realização de um processo estacionário. O exame destas duas funções de autocorrelação nos sugere que modelemos o processo gerador da série em questão por meio de um modelo autoregressivo de ordem um, ou simplesmente AR (1) como é costumeiramente chamado na literatura de séries temporais. Chegamos a tal conclusão porque a FAC apresenta decaimento que podemos considerar rápido e a FACP apresenta um corte na primeira defasagem.

Por fim, o teste Dickey-Fuller (quadro 8) também corrobora para com o veredicto de estacionariedade da série da taxa de inflação dos bens não-comercializáveis. Rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de significância de 1% tanto no DF “simples” como no DF “aumentado”.

Sendo assim, o próximo passo que se propõe é a estimação do AR identificado para a taxa de inflação no período pós-Plano Real. A estimação, feita por mínimos quadrados ordinários, apresenta aspectos interessantes, já que os parâmetros do AR (neste caso apenas

um, já que nosso modelo é de ordem um) podem ser tomados como medidas rudimentares da inércia inflacionária. O output da estimação do modelo exposto (quadro 9) abaixo nos indica que cerca de 59% da inflação dos não comercializáveis do mês anterior é preservada em média, por inércia, na inflação do mês seguinte.

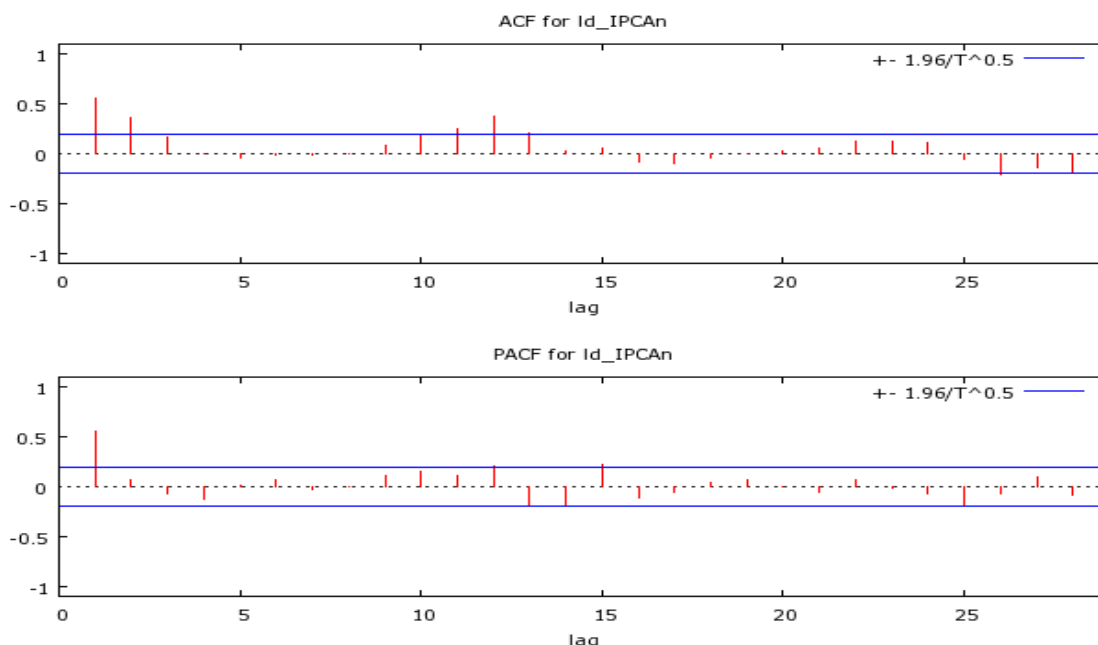


Ilustração 31 – FAC e FACP da taxa de inflação (1994:10/2004:08).

Fonte: IPEADATA.

Como é de praxe, após a estimação de qualquer modelo econométrico devemos examinar a adequação dos resíduos com o objetivo de checar se eles não violam pressupostos como normalidade, ausência de correlação e homocedasticidade. Para verificarmos a normalidade dos resíduos podemos lançar mão o teste de Jarque-Bera.

Como nos mostra a ilustração 32, segundo a estatística de JB, não podemos rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos aos níveis de significância usuais. Este fato decididamente é um ponto a favor do modelo que estimamos para a taxa de inflação dos bens e serviços não comercializáveis e muito provavelmente é assegurado pela inexistência de observações que possam ser consideradas outliers na série de resíduos. Realmente é esta a situação que nos é pintada pelo gráfico dos resíduos contra o tempo (ilustração 33) o qual, de fato, não apresenta nenhuma observação que se mostre díspar, isto é, muito diferente das demais e que constituía, por conseguinte, como já deixamos claro em outras seções, um possível foco de não-normalidade dos resíduos.

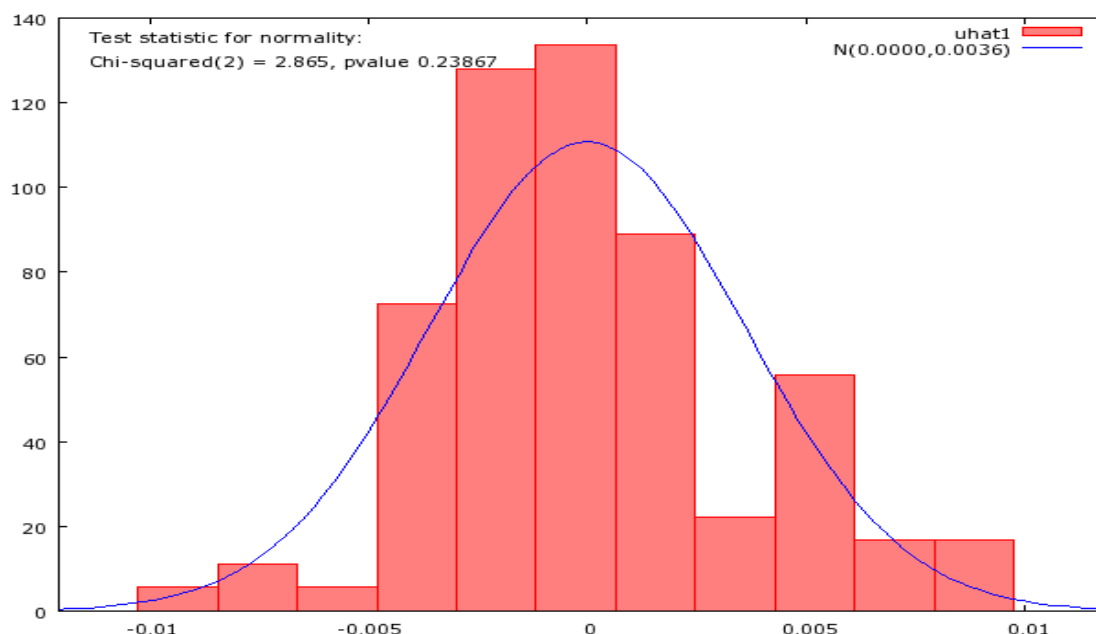


Ilustração 32 – Teste JB de normalidade dos resíduos do modelo estimado.

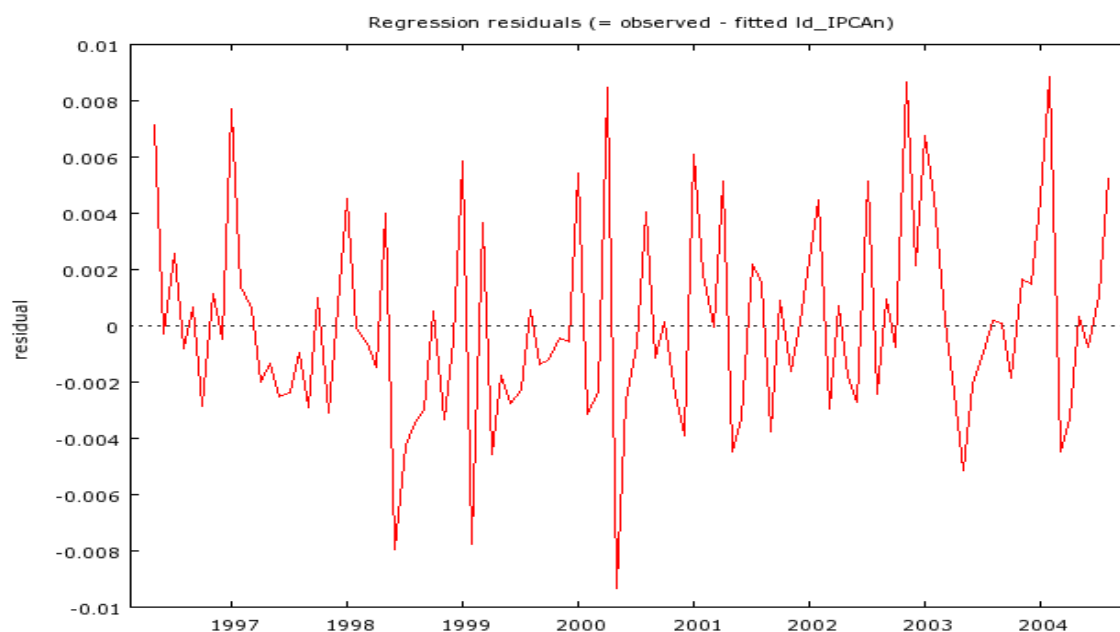


Ilustração 33 – Gráfico dos resíduos do modelo estimado contra o tempo.

Terminaremos o estudo do IPCA - não comercializáveis realizando o teste “post-mortem” já apresentado no texto que diz respeito verificação da autocorrelação serial e suas implicações. Com base na análise da FAC e da FACP dos resíduos do modelo estimado (ilustração 34) podemos dizer que este último encontra-se bem especificado, já que não encontramos nenhuma autocorrelação significativa nas primeiras defasagens e as autocorrelações pretensamente significativas em defasagens maiores podem ser atribuídos a erros de amostragem.

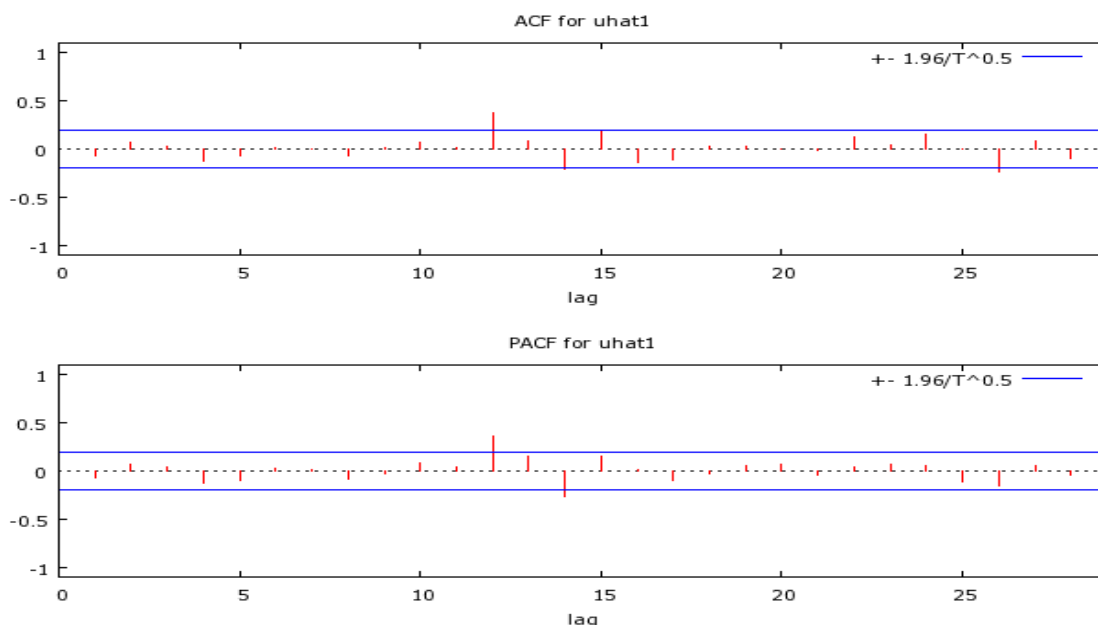


Ilustração 34 – FAC e FACP dos resíduos do modelo estimado.

2.5 Análise da Ptax

Concluídas as análises dos índices de preços que utilizaremos como sustentáculos do trabalho que pretendemos desenvolver, adentraremos o estudo da série mensal da taxa de câmbio comercial R\$/US\$ de venda para o período de janeiro de 1992 a agosto de 2004. O mesmo tem como ponto de partida o exame do gráfico logaritmo da série, à qual também nos referiremos a partir de agora por meio do epíteto consagrado Ptax. Além de não parecer a realização de um processo estacionário, visto que a média e a variância não permanecem constantes no tempo, podemos observar imediatamente, de forma bem clara, a existência de duas quebras estruturais no processo gerador da taxa de câmbio no Brasil (Ilustração 35).

O gráfico da variação percentual da Ptax (Ilustração 36) confirma as assertivas feitas na análise do logaritmo da taxa de câmbio. Nele também podemos constatar as duas quebras estruturais já mencionadas, além da não estacionariedade da série, visto que a média e a variância da mesma claramente não nos dão indícios de serem constantes.

A primeira quebra ocorreu por volta de julho/agosto de 1994 em decorrência da instituição do Plano Real. Como destaca Terra e Bonomo (1999), a fase que tem por ponto de partida este marco se inicia com paridade de um para um entre a nova moeda (o Real) e o dólar e com o governo optando por não intervir na flutuação do câmbio. O êxito inicial do plano de estabilização, que conseguiu trazer a inflação de cerca de 40% em julho para

3,5% em outubro⁹, inspirou a confiança da comunidade financeira internacional de sorte que um grande fluxo de capitais ocorreu para nosso país, fato este que levou a uma forte apreciação do Real que ao final de outubro estava cotado em algo em torno de 0,83 R\$/US\$¹⁰. Em face disto, no intervalo de tempo que compreende novembro de 1994 e fevereiro de 1995, o governo, de maneira não oficial, abandonou a posição inicial de não intervir no câmbio em favor de uma postura pró-ativa no sentido de manter a cotação do Real dentro de uma banda chamada de informal por Terra e Bonomo (1999), a qual tinha como piso R\$ 0,83 e como teto R\$ 0,86. Tal arranjo cambial, que podemos designar de flutuação suja, foi substituído em março de 1995 pelo regime de bandas cambiais que, após uma depreciação de 6%, estabeleceu que o Real deveria flutuar em uma banda de cerca de 5%, a qual sofreria alterações de tempos em tempos.

A segunda fissura no processo gerador da taxa de câmbio em nosso país se deu em janeiro de 1999 quando se decidiu por fazer o câmbio flutuar, abandonando-se, por conseguinte, o esquema de bandas cambiais. O sucesso do Plano Real no que diz respeito ao combate da inflação é inquestionável se tivermos em mente que o mesmo conseguiu trazer a inflação para a casa de um dígito em um intervalo de tempo bem curto (menos de três anos). Não obstante, alguns problemas estruturais da economia brasileira ainda subsistiam entre os quais poderíamos destacar o ajuste fiscal. Assunto que até os dias de hoje suscita discussões acaloradas quando é trazido para o palco principal do debate político, o ajuste fiscal à época (período pós-Real) não havia convencido a base governista de sua urgência, de forma que o país permaneceu, sobremaneira, vulnerável a crises de confiança que se materializam de tempos em tempos nos mercados internacionais. E, como era de se esperar, elas, as crises, deram o ar de sua graça nas esteiras da Crise Asiática (1997) e da moratória Russa (1998). Ambas, em conjunto com a turbulência financeira que se instaurou no mundo neste período, provocaram maciças fugas de capitais nos países emergentes, entre os quais o Brasil que estava, segundo o consenso dos analistas de mercado, a um passo do precipício. Na tentativa de se reverter o quadro que se avizinhava tenebroso, foram feitas diversas tentativas entre as quais medidas de aperto fiscal, elevação de juros de curto prazo. Entretanto, a desconfiança dos mercados só foi superada com a flutuação do câmbio implementada em 15 de janeiro de 1999, o qual após um *overshooting* inicial nos meses de janeiro e fevereiro, estabilizou-se.

⁹ Dados de Terra e Bonomo (1999).

¹⁰ Dados de Terra e Bonomo (1999).

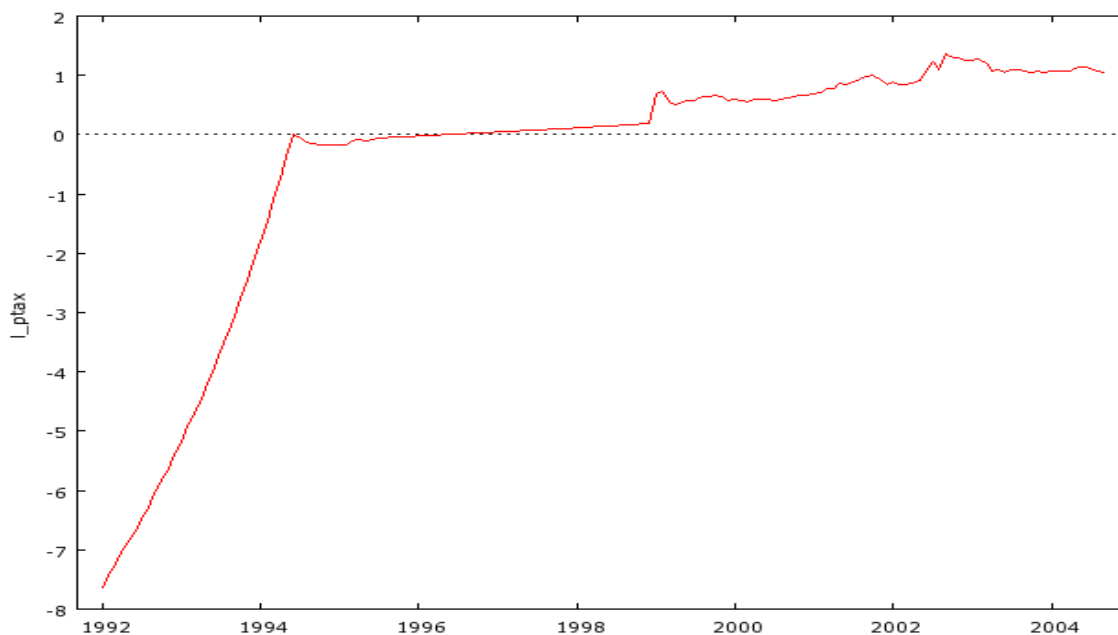


Ilustração 35 – Gráfico do logaritmo da Ptax contra o tempo.

Fonte: Banco Central.

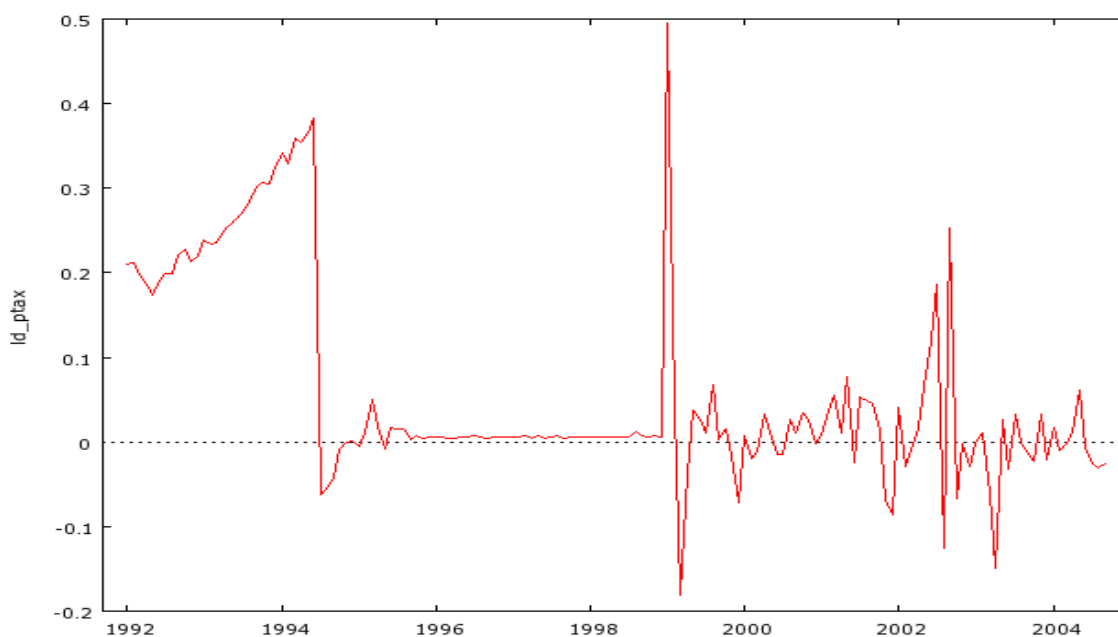


Ilustração 36 – Gráfico da variação percentual da Ptax contra o tempo.

Fonte: Banco Central.

Em razão das quebras estruturais assinaladas e em consequência de termos processos geradores da taxa de câmbio diversos em diferentes períodos, dividiremos a análise em três blocos que classificaremos como se segue: bloco pré-Real que vai desde abril de 1992 até junho de 1994; o bloco da pré-flutuação que vai desde janeiro de 1995 a dezembro de 1998 (deixando de fora, portanto, o breve free float de julho a outubro de 1994) e; o bloco do câmbio flutuante que vai desde janeiro de 1999 até agosto de 2004.

O estudo do primeiro bloco encontra-se sensivelmente prejudicado em vista do pequeno número de observações de que dispomos (26), fato este, que como já foi destacado no texto, traz dificuldades para análise, principalmente para a interpretação das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (FAC e FACP), haja vista que o intervalo de confiança utilizado nas mesmas só é válido assintoticamente. Não obstante, o gráfico da variação percentual da Ptax (ilustração 37) para o período anterior a implantação do Real não parece ser a realização de um processo estacionário, já que a média e variância não aparentam se manter constantes no decorrer do tempo.

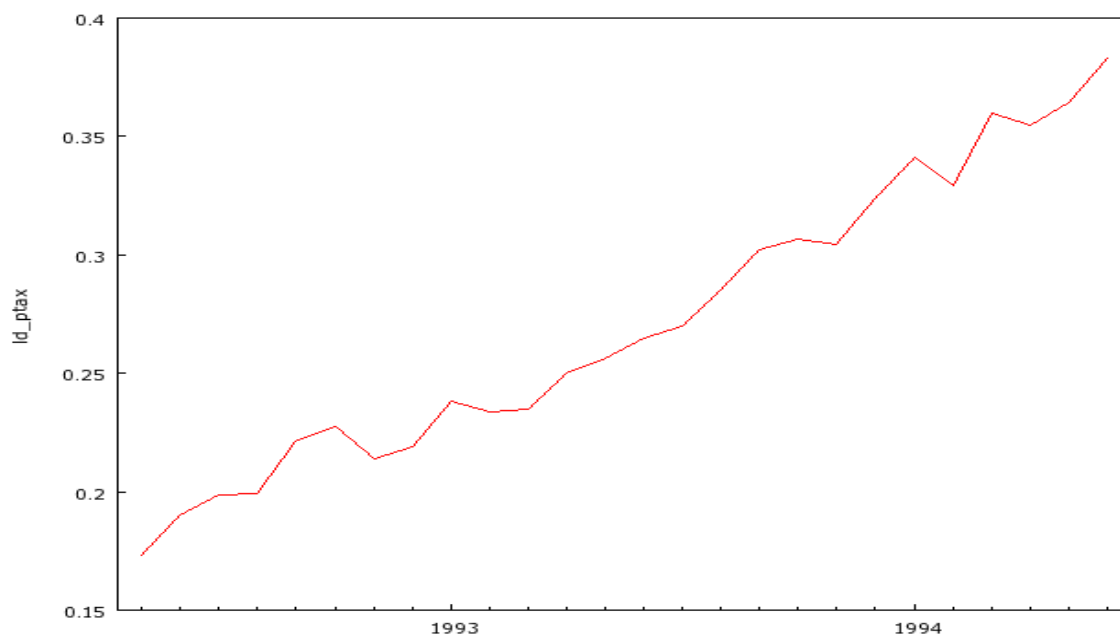


Ilustração 37 – **Gráfico da variação percentual da Ptax contra o tempo (1992:05/1994:06).**

Fonte: Banco Central.

Os testes Dickey Fuller (quadro 10), que apresentamos no quadro abaixo, corroboram o diagnóstico aventado acima a cerca de não estacionariedade. Em ambos os testes DF (o “simples” e o “aumentado”), não se rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária.

A procura de uma possível estrutura estimável nos impele a análise da primeira diferença da variação percentual da taxa de câmbio. O gráfico desta série que representa a aceleração da Ptax (ilustração 38) nos mostra indícios de uma possível realização de um processo estacionário, visto que podemos dizer que a variação dos dados da amostra se apresenta constante ao redor de um determinado patamar.

A observação do histograma da série contra o tempo (ilustração 39) nos fornece, via estatística de JB, subsídios para acreditarmos que a distribuição amostral se assemelha a uma distribuição normal, subsídios estes que têm de ser postos em perspectiva, uma vez que o universo amostral é bem reduzido. Essa suspeita de normalidade associada à análise da FAC e da FACP da aceleração da taxa de câmbio (ilustração 40), a qual não apresenta estruturas de autocorrelção significativas, leva-nos a concluir que a série da primeira diferença das variações percentuais da Ptax nada mais é que um choque gaussiano, no qual não existe nada o que se estimar a não ser a média e a variância.

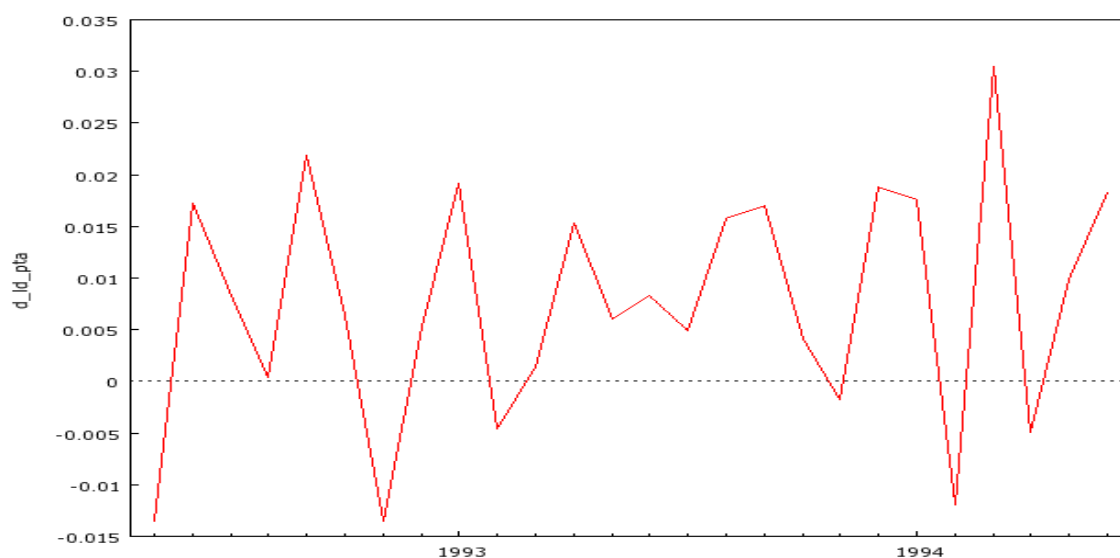


Ilustração 38 – Gráfico da aceleração da Ptax contra o tempo (1992:05/1994:06).

Fonte: Banco Central.

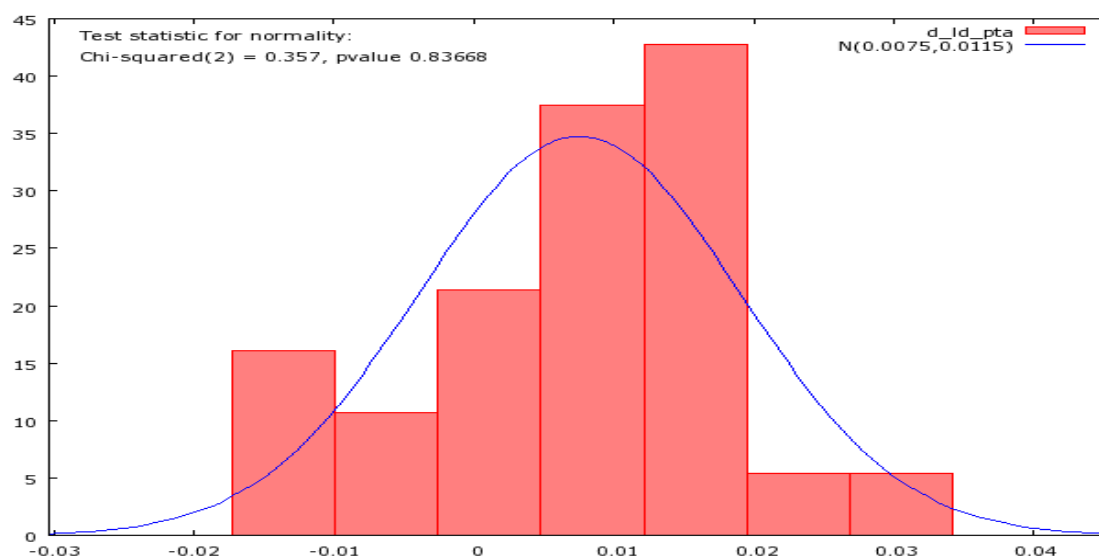


Ilustração 39 – Histograma da aceleração da Ptax (1992:05/1994:06).

Fonte: Banco Central.

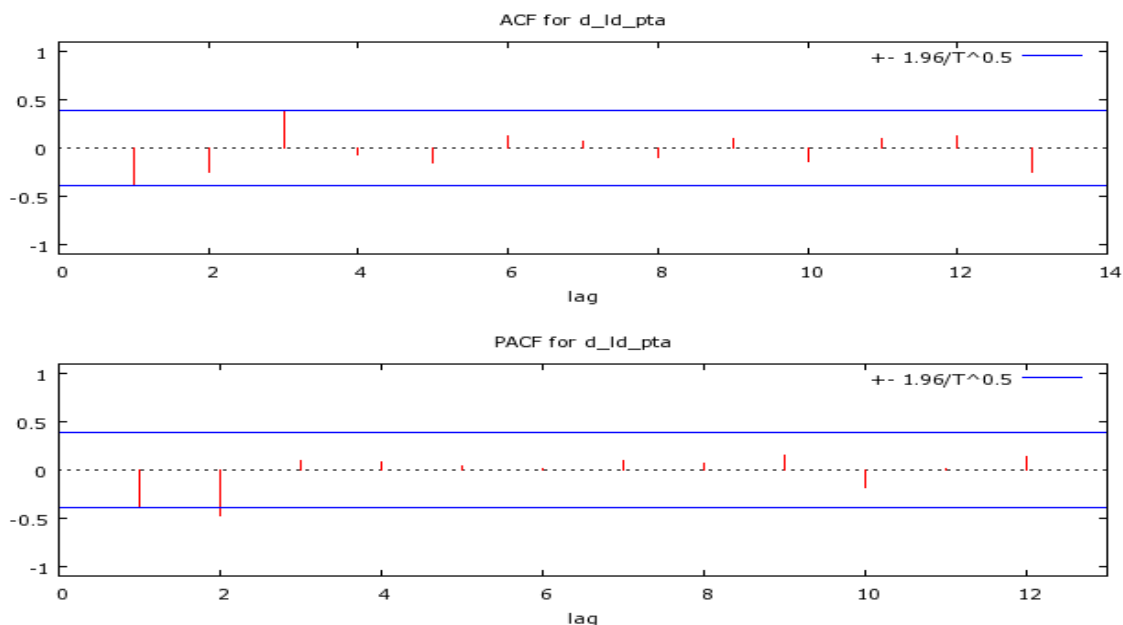


Ilustração 40 – FAC e FACP da aceleração da Ptax (1992:05/1994:06).

Fonte: Banco Central.

O período seguinte a ser analisado já se encontra inserido no contexto do Real, onde, como já foi destacado, dois arranjos cambiais se sucederam no tempo: a flutuação suja e as bandas cambiais. O gráfico da Ptax (ilustração 41) e o gráfico do logaritmo da Ptax (ilustração 42) neste intervalo, além de serem bem similares, apresentam uma tendência altista que se expressa por meio de uma forma bem peculiar, a forma linear. Após um ajustamento inicial que parece ser um reflexo da breve existência da flutuação suja (janeiro 1995 a fevereiro de 1995), as séries parecem assumir valores que se encontram em linhas retas cujas inclinações são positivas, como demonstram as ilustrações abaixo. Tal comportamento nos indica que devemos eliminar, para efeito de estudo, as observações referentes à flutuação suja dando maior atenção às bandas cambiais, que por subsistirem por um maior tempo tiveram um maior impacto sobre a realidade econômica brasileira. Além disso, nos diz que podemos estar tratando com séries não estacionárias ou estacionárias em torno de uma tendência (Trend Stationary).

Sem a devida crítica histórica dos dados, de fundamental importância em econometria, e como a princípio - segundo destacam livros básicos de análise de séries temporais - não existem razões na teoria econômica para se esperar que a taxa de câmbio nominal entre dois países (Ptax) apresente tendência determinística, isto é, que a mesma tenha tendência a crescer (ou decrescer) indefinidamente no decorrer tempo, poderíamos

ser levados a acreditar que estamos lidando com um processo não estacionário com tendência estocástica. Segundo a mesma literatura, poderíamos ir mais além. Poderíamos dizer que a Ptax, neste período, pode ser modelada segundo um passeio aleatório do tipo $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, onde ε_t corresponde a um choque gaussiano.

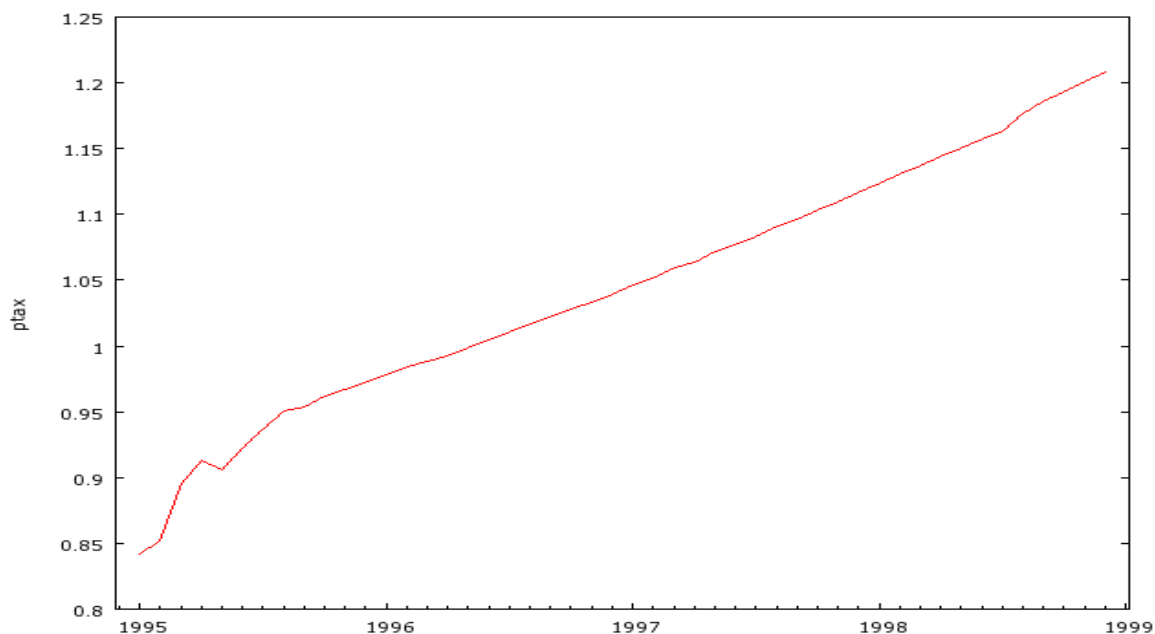


Ilustração 41 – Gráfico da Ptax contra o tempo (1995:01/1998:12).

Fonte: Banco Central.

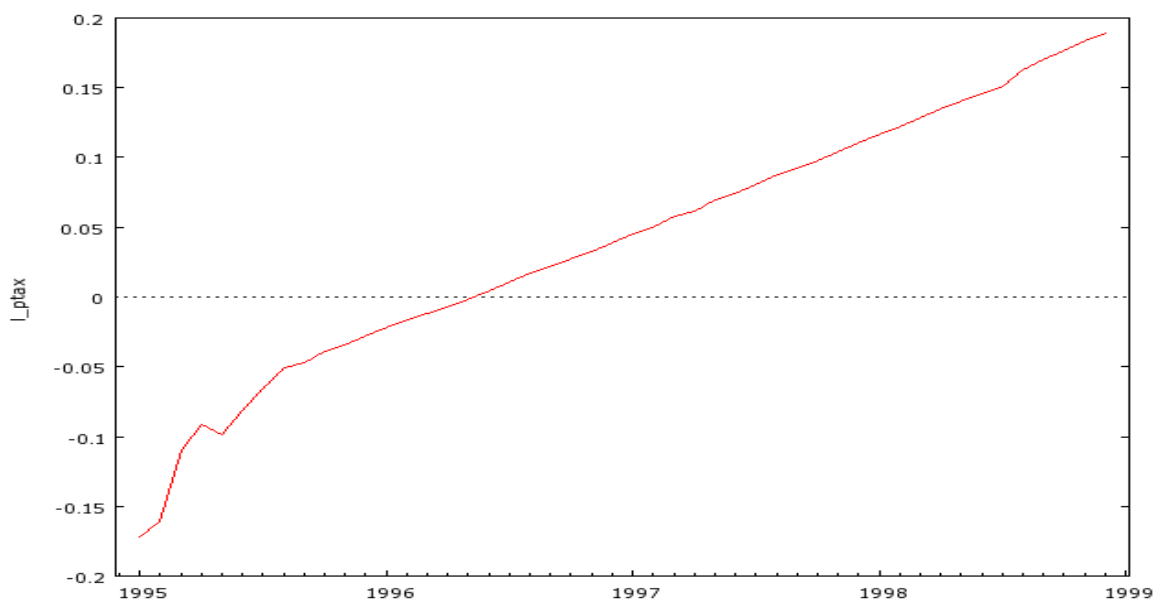


Ilustração 42 – Gráfico do logaritmo da Ptax contra o tempo (1995:01/1998:12).

Fonte: Banco Central.

A suposta não estacionariedade do logaritmo da Ptax seria confirmada por meio da função de autocorrelação (FAC – figura), a qual apresenta decaimento linear e lento típico de uma série não estacionária. Além disso, o teste Dickey Fuller (Quadro 11) simples não

rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de significância de 10%, fato que reforçaria ainda mais nossa crença, que se revelará falsa, na não estacionariedade do logaritmo da Ptax.

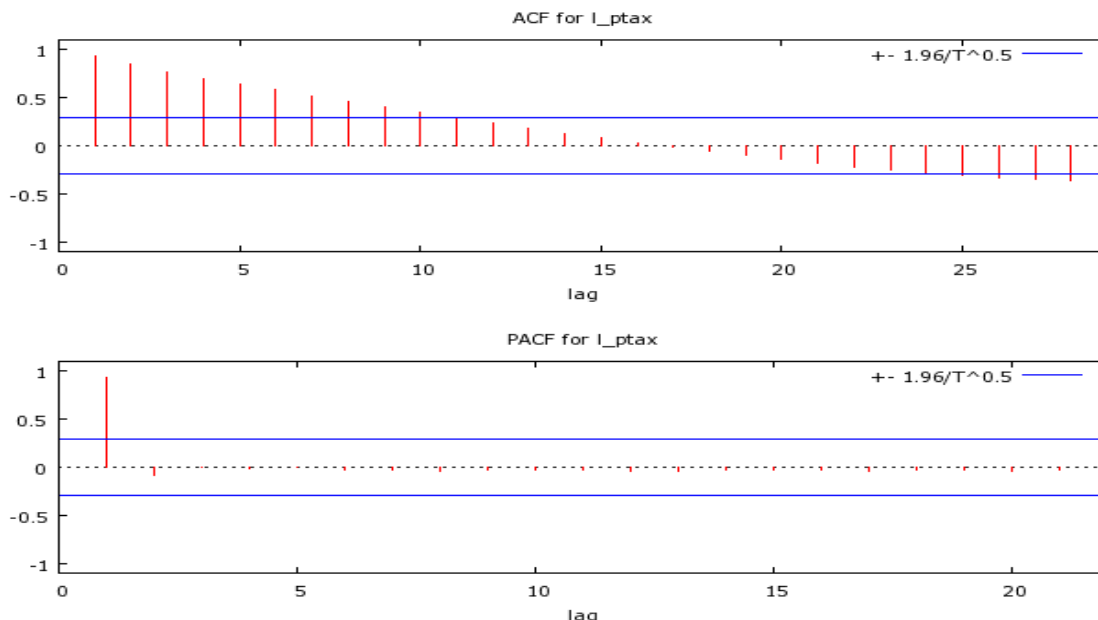


Ilustração 43 – FAC e FACP do logaritmo da Ptax (1995:01/1998:12).

Fonte: Banco Central.

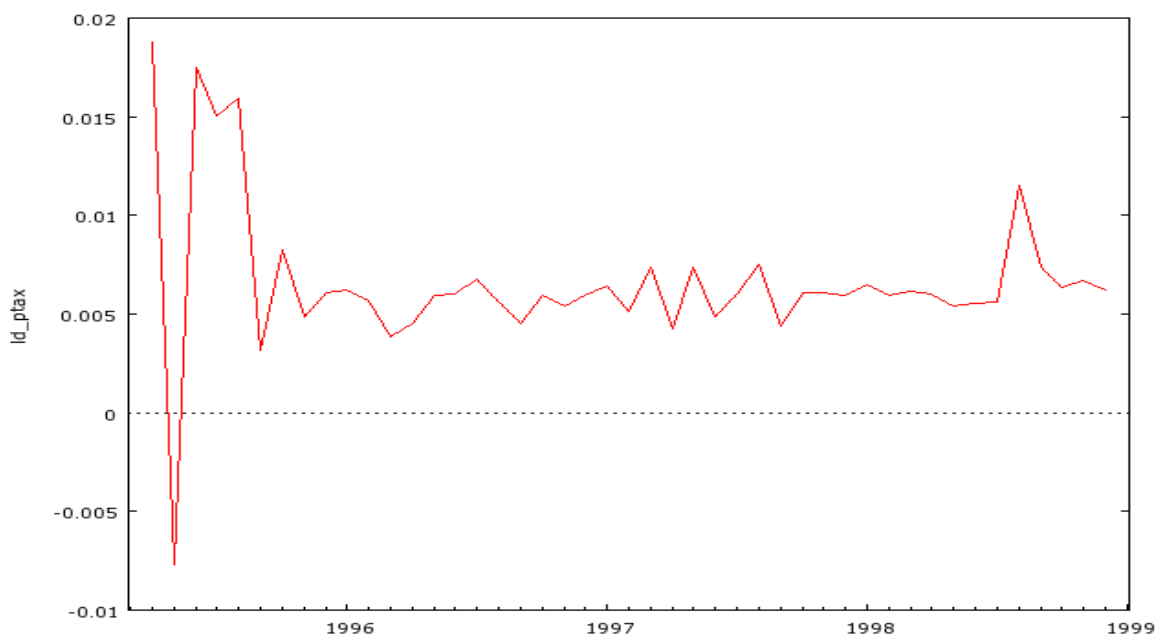


Ilustração 44 – Gráfico da variação percentual da Ptax (1995:01/1998:12).

Fonte: Banco Central.

Os resultados obtidos acima nos levariam ao exame da variação percentual da Ptax (ilustração 44) que nada mais é do que a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio. O gráfico de tal série pareceria a realização de um processo estacionário, uma vez

que após um período de ajustamento inicial a mesma parece reverter para uma média constante, ao redor da qual varia de forma também constante.

O teste Dickey Fuller (Quadro 12), daria suporte a estacionariedade da série em estudo. A hipótese nula de presença de raiz unitária é rejeitada de forma forte tanto pelo teste DF simples como pelo aumentado.

A estacionariedade da variação percentual da Ptax também poderia ser atestada por meio da análise das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (ilustração 45). Tanto a FAC quanto a FACP não possuem autocorrelações significativas que possam ser levadas em consideração¹¹, apresentando-se de tal forma que nos faz recordar uma FAC e uma FACP típicas de um ruído branco.

O desenrolar de toda essa análise, que teve como pressuposto a não estacionariedade do logaritmo da Ptax, levar-nos-ia a confirmação de que a variação percentual da taxa de câmbio nominal R\$/US\$ trata-se, em realidade, de um choque gaussiano. Sendo assim, não haveria nada de instigante a estimar que não a média e a variância e poderíamos dar por encerrado o exame do período.

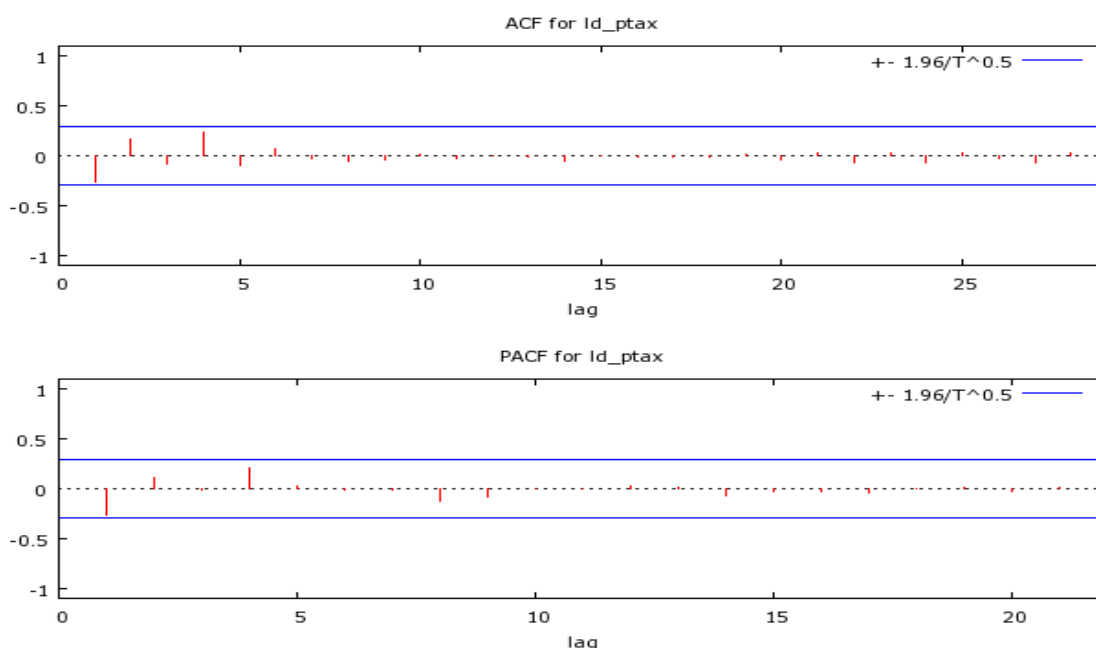


Ilustração 45 – FAC e FACP da variação percentual da Ptax (1995:01/1998:12).

Fonte: Banco Central.

Entretanto, o estudo empreendido para todo este intervalo de tempo da pré-flutuação foi feito sem levar em conta o contexto histórico no qual o mesmo estava

¹¹ Trabalha-se com uma amostra relativamente curta (48 observações) que se encontra, portanto, muito sujeita a ação de outliers.

inserido. Terra e Bonomo (1999), ao abordar tal período, denomina-o de o retorno das mini-desvalorizações e apresentam um dado que desqualifica toda nossa análise precedente: a partir de o fim de 1996, a taxa nominal de câmbio foi desvalorizada a uma taxa de aproximadamente 0,6% ao ano.

Portanto, em vista dos dados apresentados, podemos afirmar propriamente que a Ptax, no período que compreende abril de 1995 a dezembro de 1998, corresponde a uma série estacionária em torno de uma tendência. Em outras palavras, a série apresenta uma tendência determinística que reflete, neste caso, a característica que guardou o Real de se desvalorizar sistematicamente em relação ao dólar. Podemos ter uma visão interessante a respeito de tal fenômeno se fizermos uma regressão estática da Ptax contra o tempo (Quadro 13). Tal regressão, como era de se esperar, é muito significativa, fato que corrobora para o veredicto de estacionariedade em torno de uma tendência.

Antes de passarmos a análise do período de maior interesse para nosso estudo (pós-1999), é importante dizer que poderíamos transformar a Ptax em uma série estacionária removendo a tendência determinística da mesma. Tal procedimento não é empreendido aqui por fugir ao escopo do nosso trabalho.

O gráfico da variação percentual da taxa de câmbio na pós-flutuação (ilustração 47), diferentemente do gráfico do logaritmo da Ptax¹² (ilustração 46), aparenta ser a realização de um processo estacionário. A série apresenta a clara tendência de reverter para uma média constante e, salvo algumas perturbações (notadamente no último trimestre de 2002), a variação em torno desta tal média constante também deixa transparecer certa constância.

A análise da FAC e da FACP de ambas as séries reintera o quadro por nós pintado a cerca da estacionariedade das mesmas. A função de autocorrelação do logaritmo da taxa de câmbio (ilustração 48) apresenta a característica marcante de uma FAC que pertence a um processo não estacionário, qual seja decaimento lento e quase linear. Já as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial da primeira diferença do logaritmo da Ptax (ilustração 49), isto é, da variação percentual da taxa de câmbio, apresentam um comportamento típico de choque gaussiano, uma vez que mostram apenas algumas poucas autocorrelações significativas e com grau de defasagem maior que dois, as quais devem ser encaradas com suspeita visto que, como já observamos, há pelo menos dois outliers nesta série que podem ser os responsáveis por tal evento.

¹² Variação percentual da taxa de câmbio é igual a primeira diferença do logaritmo da Ptax.

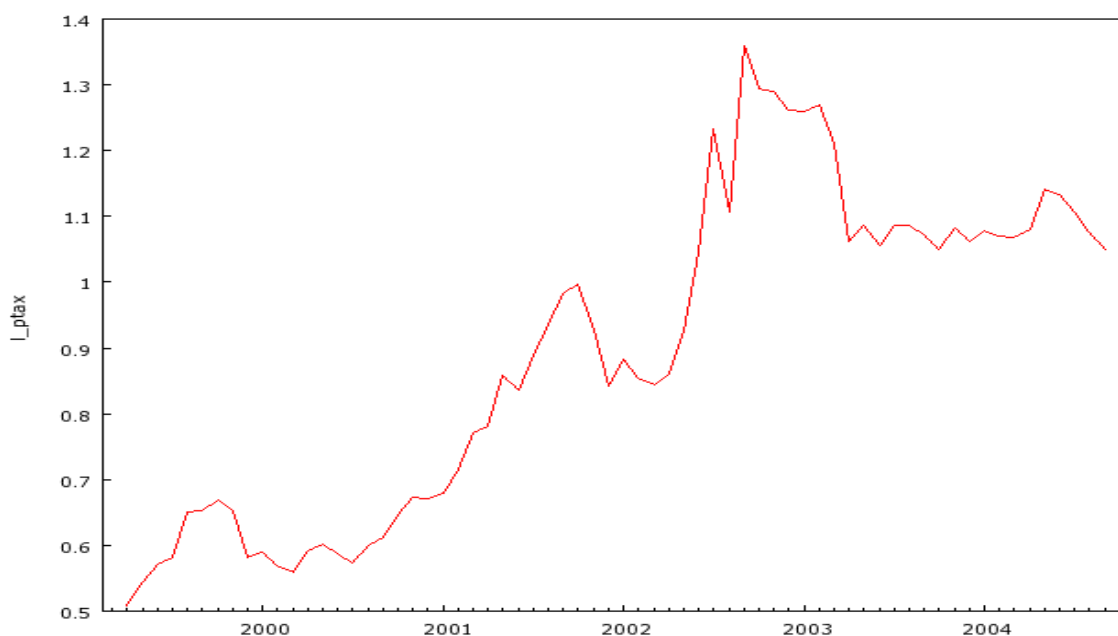


Ilustração 46 – Gráfico do logaritmo da Ptax contra o tempo (1999:01/ 2004:08).

Fonte: Banco Central.

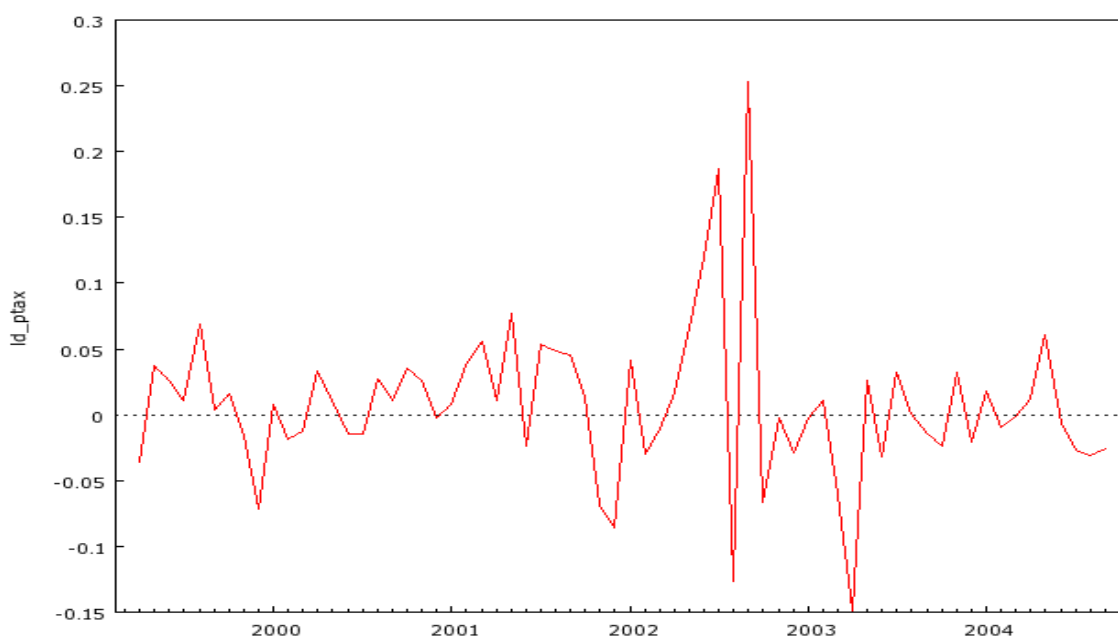


Ilustração 47 – Gráfico da variação percentual da Ptax contra o tempo (1999:01/ 2004:08).

Fonte: Banco Central.

Mais uma vez lançaremos mão do teste Dickey Fuller, o qual atuará com fidelidade da balança nesta contenda a respeito da estacionariedade do logaritmo da Ptax e de sua primeira diferença. Como era de se esperar, tanto o teste “simples” como o teste

“aumentado” não rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária, fato que acaba por referendar o diagnóstico de não estacionariedade emitido em relação à série do logaritmo da ptax (Quadro 14). A estacionariedade da série que representa a variação percentual da ptax, por sua vez, é atestada também pelos dois testes e de forma bem forte (Quadro 15).

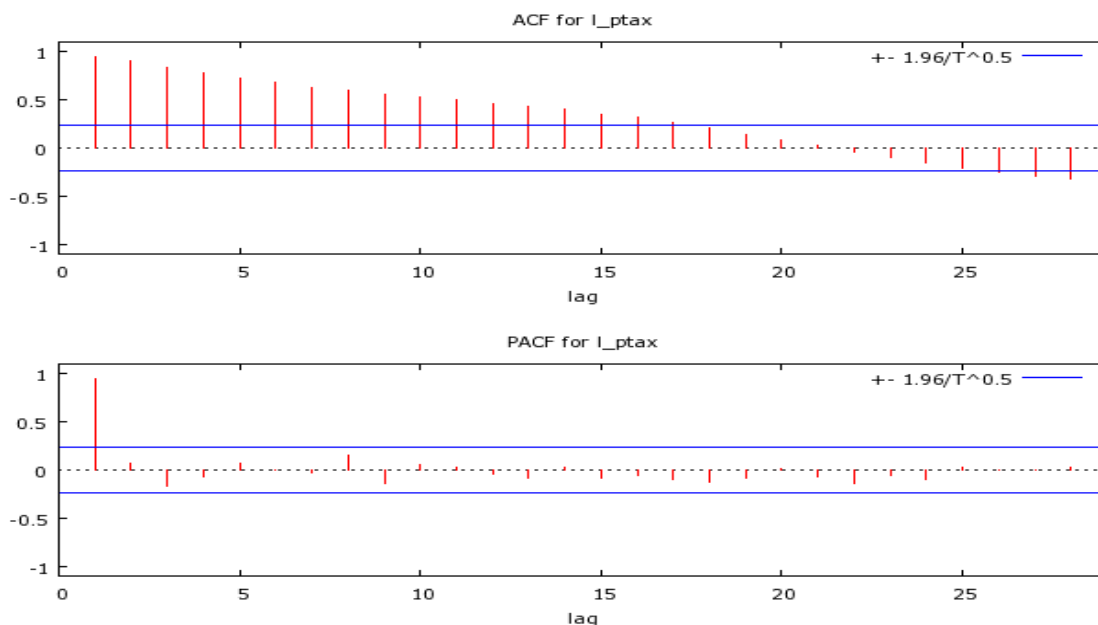


Ilustração 48 – FAC e FACP do logaritmo da Ptax (1999:01/2004:08).

Fonte: Banco Central.

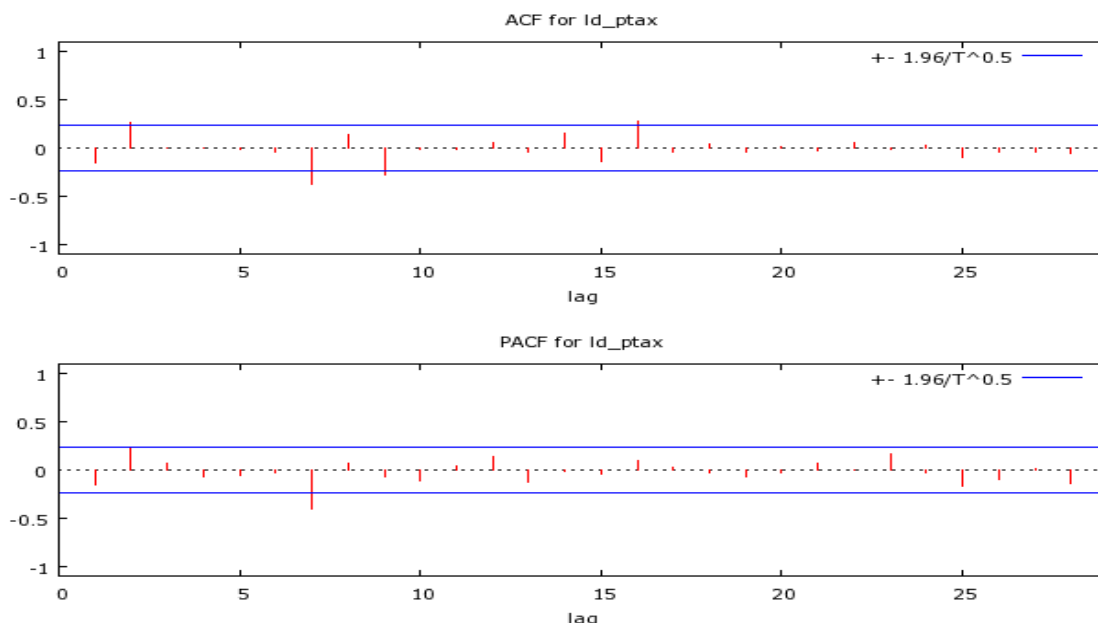


Ilustração 49 – FAC e FACP da variação percentual da Ptax (1999:01/2004:08).

Fonte: Banco Central.

O próximo passo do estudo da Ptax para o período pós-desvalorização seria a tentativa de estimação de um modelo para a taxa de câmbio nominal R\$/US\$. Como a série

do logaritmo da Ptax revelou-se não estacionária, não há como se estimar um modelo para mesma, pois como já sabemos um processo não estacionário é um processo fora de controle, que não atinge um determinado equilíbrio e que, como consequência, não pode ter a série por ele gerada utilizada para estimar seus parâmetros. Esse problema de não estacionariedade pode ser contornado via primeira diferença da série não estacionária que em nosso caso específico é representada pela variação percentual da taxa de câmbio. Essa série, como foi demonstrado acima, é estacionária e poderia à priori ser modelada via um modelo da classe ARIMA. No entanto, existem razões para se acreditar que a série da primeira diferença do logaritmo da Ptax corresponde em realidade a uma série de choques gaussianos e o teste de JB (ilustração 50) poderia oferecer mais uma evidência em favor desta suspeita, já que verifica a normalidade da distribuição amostral. No entanto, esse teste encontra-se seriamente prejudicado pelos visíveis outliers do último trimestre de 2002 (Crise Sucessória). Não obstante essa dificuldade técnica, achamos por bem assumir que a variação percentual da Ptax neste período nada mais é do que ruído branco e que, portanto, não nos oferece nada a estimar de interessante, a não ser a média e variância do mesmo.

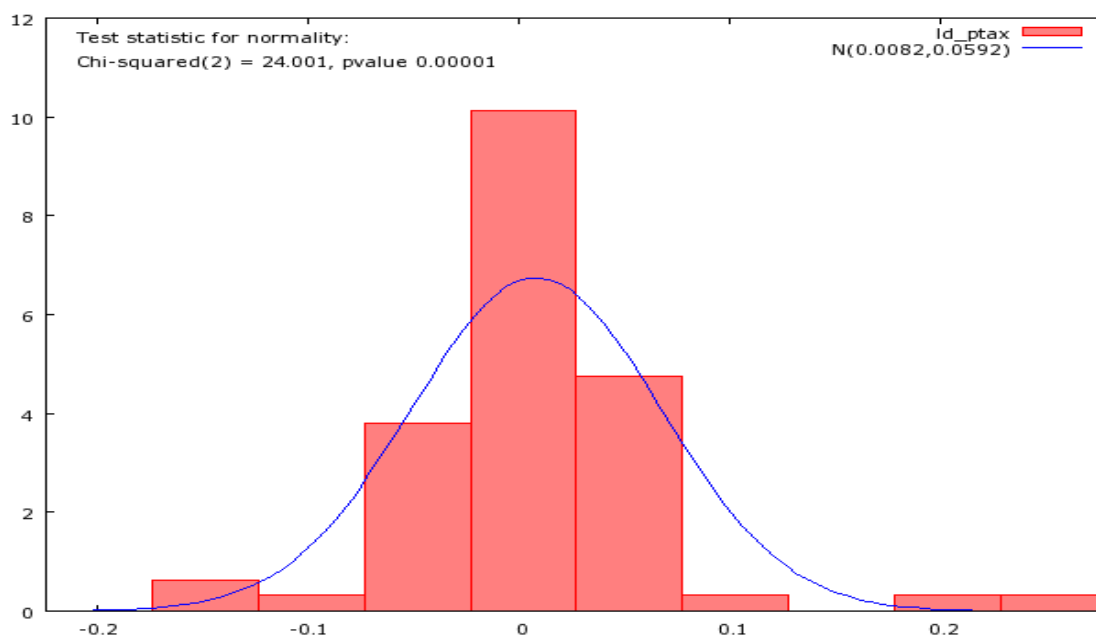


Ilustração 50 – Histograma da variação percentual da Ptax (1999:01/2004:08).

Fonte: Banco Central.

3. Dinâmica das relações entre câmbio e IPCA-comercializáveis

3.1 Cointegração entre taxa de câmbio nominal e IPCA-comercializáveis

A relação de longo prazo entre um índice de preços de bens comercializáveis e a taxa de câmbio nominal entre duas moedas quaisquer é, de certa forma, recorrente nos diversos livros introdutórios e avançados que versam sobre Economia. A defesa de tal relação pode ser feita de forma bem simples, sem que para isso tenhamos de lançar mão de ferramentas sofisticadas e, em alguns casos, impalatáveis de cálculo. Em uma economia aberta, é de se esperar que a taxa de câmbio nominal influencie de algum modo os preços internos de bens comercializáveis, tendo em vista que o produtor de tais bens, os quais também são conhecidos pelo seu nome em inglês, “tradables”, pode escolher vendê-los no mercado interno ou no mercado externo, via exportação. Dessa forma, se fizermos a hipótese de que o preço de um bem comercializável permanece constante no mercado externo, seu preço deveria aumentar no mercado interno face a um aumento da taxa de câmbio (depreciação), de sorte a se fazer frente ao custo de oportunidade do produtor de exportá-lo. Esse custo refere-se basicamente ao ganho que o produtor teria em moeda nacional se exportasse, uma vez que ao converter para dinheiro de seu país o que auferiu com a venda para o estrangeiro, teria, devido à depreciação, uma quantia maior do que se tivesse vendido seu produto no mercado interno, onde o preço permaneceu constante. Daí nasce necessidade de preço interno responder a variações cambiais, em outras palavras, é daí que nasce a relação entre índice de preços comercializáveis e taxa de câmbio nominal.

Não obstante tal relação, devemos colocar em perspectiva um aspecto importante: salvo episódios de hiperinflação, como os experimentados pelo Brasil, onde as máquinas remarcadoras trabalham a todo vapor, mudanças de preços, especialmente no ramo varejista, não são instantâneas. Os preços são variáveis extremamente inerciais, em razão de vários fatores, entre os quais podemos destacar a competição no mercado internacional, a renda disponível e os contratos. Sendo assim, se existe, como a literatura econômica postula, uma relação de longo prazo entre nível de preços comercializáveis e câmbio, essa deve se dar no contexto de ajustamento parcial, por meio do qual os preços respondem de forma defasada a variações na taxa de câmbio nominal, as quais tendem a ser mais rápidas num contexto de câmbio flutuante como é adotado pelo Brasil desde 1999. Portanto, uma dimensão importante na construção de nosso trabalho seria investigar a hipótese de relação de longo prazo entre o IPCA-comercializáveis e a Ptax. Para tal, restringiremos a análise

ao período pós-flutuação do câmbio e alertamos para as dificuldades de interpretação dos testes quando trabalhamos com poucas observações, dificuldades estas já bastante discutidas no desenvolvimento de nosso texto.

As variáveis IPCA-comercializáveis (Ipcacom) e Ptax parecem possuir uma relação de longo prazo estável. Como podemos perceber, os movimentos de uma série são acompanhados bem de perto por movimentos na outra no mesmo sentido, mas com uma clara defasagem de tempo. Tal dinâmica nos demonstra aquilo que poderíamos chamar de “vontade” de uma variável de assumir um determinado valor de longo prazo em função do valor de outra variável, ou seja, a variável Y_t “deseja” assumir um tal valor Y_t^* , onde $Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_t$. Podemos enxergar, ao menos em grande parte da amostra, que movimentos da Ptax parecem preceder movimentos de Ipcacom, assim como determina a literatura econômica.

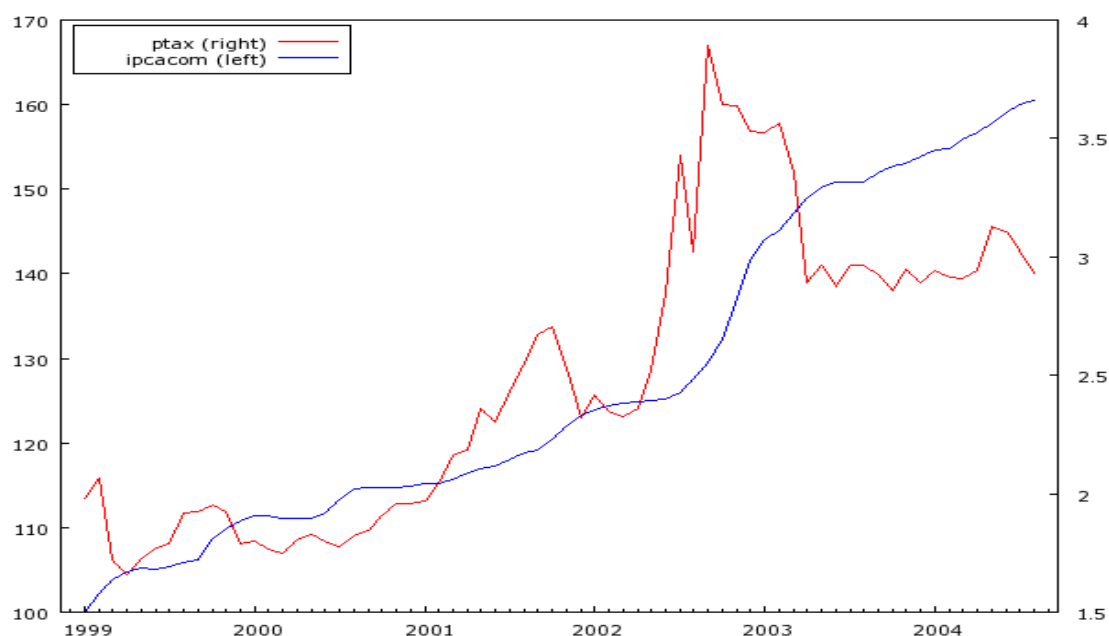


Ilustração 51 - IPCA-comercializáveis e Ptax contra o tempo.

Fonte: Banco Central, IPEADATA.

Um procedimento de uso corrente em econometria utilizado para testar cointegração entre duas variáveis recebe o nome de Teste de Engle-Granger. Em resumo, o mesmo consiste no teste individual de presença de raiz unitária em cada uma das séries de interesse. Caso a hipótese nula não seja rejeitada nas duas séries, realiza-se, então, um teste de presença de raiz unitária nos resíduos de uma regressão estática, onde uma das séries em estudo é a variável dependente e a outra, regressor. A regressão estática de uma variável Y em outra variável X produz resíduos que podem ser representados por meio de uma

combinação linear entre variável dependente e independente. Tomamos como exemplo a seguinte regressão: $Y_t = X_t + e_t$. Podemos escrever os resíduos desta regressão por meio de uma combinação linear bem simples entre as variáveis do modelo a qual pode ser expressa na forma: $e_t = Y_t - X_t$. Sendo assim, descobrir que os resíduos da equação são estacionários (i.e. rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária no teste Dickey Fuller) é o mesmo que descobrir que as variáveis X e Y são cointegradas de ordem (1,1), ou seja, é o mesmo que descobrir que existe uma combinação linear entre as duas variáveis integradas de ordem (1) que é integrada de ordem zero, e isto nada mais é do que a própria definição de cointegração, a qual diz que se existe uma combinação linear entre duas ou mais variáveis integradas de ordem (d) que seja integrada de ordem (d-b) (onde $b > 0$), então as tais variáveis são cointegradas de ordem (d,b).

O exame das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial nos sugere a presença de raiz unitária em ambas as séries. Tanto a FAC de IPCA-comercializáveis (ilustração 52) como a FAC da Ptax (ilustração 53) apresentam decaimento linear e lento, comportamento típico de séries não estacionárias.

O teste Dickey-Fuller individual, parte integrante do teste de Engle-Granger, nas duas séries indica a presença de raiz unitária (não rejeita a hipótese nula ao nível de significância de 10%), isto é, detecta que tanto a série Ptax com a Ipcacom são não estacionárias. Já o teste Dickey-Fuller nos resíduos da regressão estática entre Ipcacom (variável dependente) e Ptax (regressor), não obstante a dificuldade mencionada de se trabalhar com poucas observações, apresenta um comportamento instigante. Quando trabalhamos com a amostra 1999:01/2002:12, rejeitamos a hipótese nula de presença de raiz unitária na série dos resíduos, fato que nos levava a afirmar que as séries Ptax e Ipcacom são segundo o teste de Engle-Granger cointegradas, ou seja, apresentam em conformidade com o que é proposto na teoria econômica, relação de longo prazo (Quadro 16). Entretanto, quando trabalhamos com uma amostra maior (1999:01/2004:08), não conseguimos ratificar tal resultado. Com esta amostra, não se rejeita ao nível de significância de 10% a hipótese nula de presença de raiz unitária nos resíduos da regressão estática, de forma que não conseguimos comprovar a existência a existência de cointegração entre as variáveis em estudo (Quadro 17).

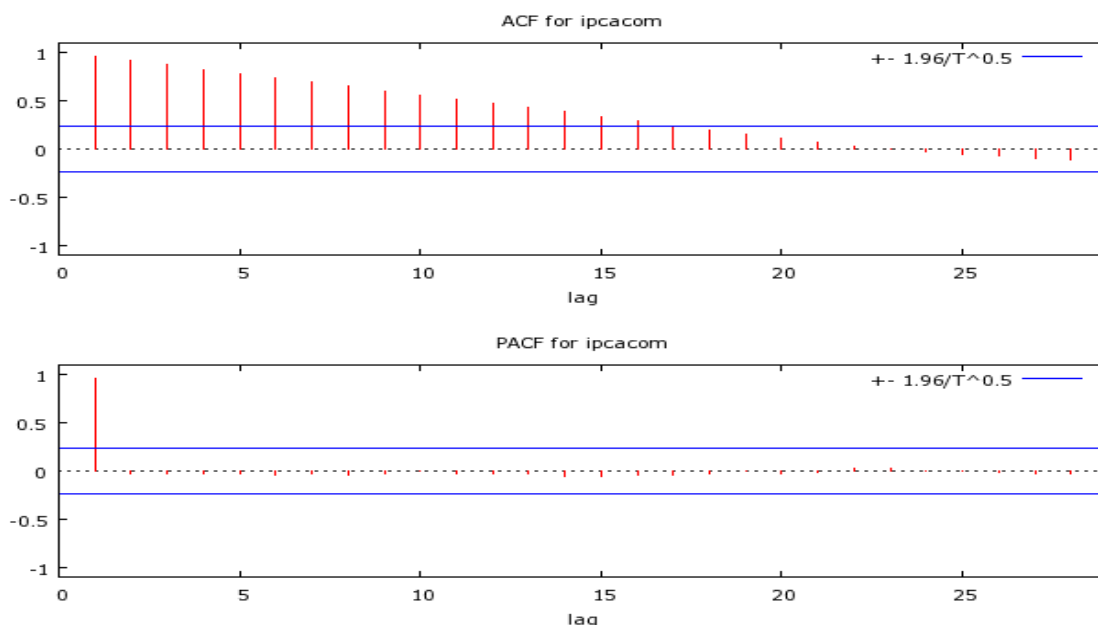


Ilustração 52 – FAC e FACP do IPCA-comercializáveis (1999:01/2004:08).

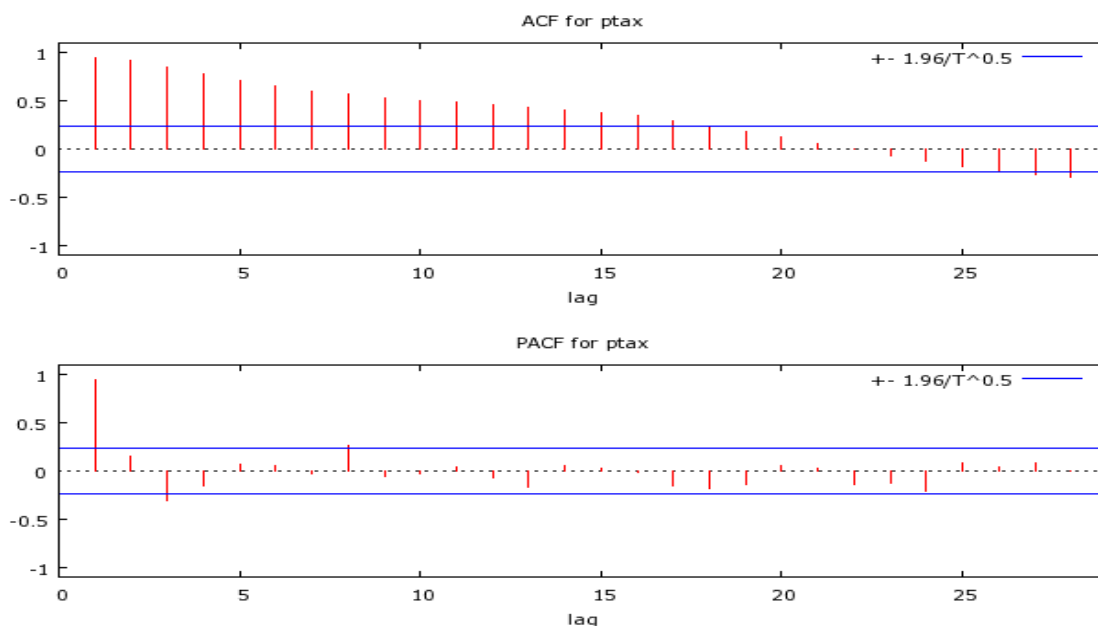


Ilustração 53 – FAC e FACP da Ptax (1999:01/2004:08).

Um exame pormenorizado da ilustração 51 nos faz devotar especial atenção ao comportamento assumido pela Ptax principalmente a partir do último trimestre de 2002, comportamento este que pode ser apontado como principal causa de nossa falha em demonstrarmos estatisticamente a relação de longo prazo existente entre índice de preços comercializáveis e taxa de câmbio nominal. Abre-se aqui, portanto, uma nova dimensão de nosso trabalho que compreende a tarefa de estudarmos os fatos políticos e econômicos que condicionaram tal situação que podemos denominar de *sui generis*.

A grande depreciação do Real que podemos acompanhar de forma mais pungente a partir do último trimestre de 2002 e que adentrou os primeiros meses de 2003, tem como pedra de toque fundamental para seu entendimento o clima de incerteza política que pairava sobre a nação e os agentes econômicos do mercado à época. Tal clima foi rapidamente alcunhado por nossa imprensa, tradicionalmente ávida por rótulos, de “Crise Sucessória”. Pela primeira vez, materializava-se de forma bem clara a possibilidade de um partido dito de esquerda (Partido dos Trabalhadores) conseguir alcançar a Presidência da República na figura de seu candidato, Luis Inácio “Lula” da Silva, o qual liderava com folga todas as pesquisas de intenção de voto. Este contexto de coisas lançava sérias dúvidas a respeito dos rumos que seriam adotados na política econômica por uma virtual administração petista, uma vez que o mesmo candidato que liderava as pesquisas para as eleições de 2002 (se bem que agora repaginado), há um pouco mais de uma década atrás pregava de forma a suspensão do pagamento da dívida externa e o rompimento com o Fundo Monetário Internacional, além de ter, no início da década de noventa, mostrado-se contrário ao Plano Real. Por maiores que fossem os esforços para mostrar que a linha mestra da política econômica do país não seria alterada de forma drástica com a ascensão da oposição ao poder, lançando-se mão para tal até mesmo de um documento então inédito na história política brasileira denominado de “Carta ao povo Brasileira”, não se conseguiu conter de forma satisfatória a fuga de capitais do país, a qual teve profundos reflexos sobre a taxa de câmbio. Nem mesmo declarações do presidente em exercício à época (Fernando Henrique Cardoso) e de figuras proeminentes na área de política econômica de seu governo conseguiram acalmar os mercados.

Outro aspecto que contribuiu de forma decisiva para o aumento da aversão ao risco dos investidores internacionais e que concorreu para a forte depreciação sofrida pela taxa de câmbio brasileira neste período foi a situação vivida por nossos vizinhos argentinos. No início da década de noventa, considerada a melhor “aluna da classe” pelo Fundo Monetário Internacional, a Argentina adentrou o novo milênio mergulhada numa profunda crise que atingiu seu ápice em 2001, quando da suspensão dos pagamentos das dívidas com credores privados e o fim da política de câmbio fixo que mantinha (amparado pela constituição) o peso atrelado ao dólar. Como era de se esperar, os países emergentes não saíram incólumes de tamanha crise que respingou até mesmo sobre aqueles que apresentavam fundamentos econômicos sólidos. O Brasil, mais do que outros, tinha razões para temer o desenrolar dos acontecimentos na economia portenha, haja vista a quantidade de textos publicados no

período que procuravam mostrar que o Brasil não era a Argentina e que a nossa capital não é Buenos Aires.

As incertezas quanto aos caminhos da política monetária só começaram a ser dirimidas com a nomeação para presidente do Banco Central do Brasil de Henrique Meirelles, deputado federal do PSDB (agora, oposição) eleito pelo estado de Goiás e ex-presidente mundial do Bank Boston, figura, portanto, familiar dos agentes do mercado. Juntamente com sua equipe e, com apoio do Ministro da Fazenda Antônio Palocci, empreendeu durante quase todo o primeiro semestre de 2003 uma política de juros altos, que certamente atendeu aos propósitos aos quais a mesma se destinava, qual sejam: sinalizar que o combate à inflação permanecia como meta principal da política econômica e angariar credibilidade junto ao público em geral e ao mercado que passaram a realmente acreditar que o compromisso do governo com a estabilidade econômica era crível. Sem dúvida, grande parte da reversão sofrida pelo câmbio após os primeiros meses de 2003 deve-se ao comprometimento com o receituário ortodoxo demonstrado desde o primeiro dia pela nova equipe econômica.

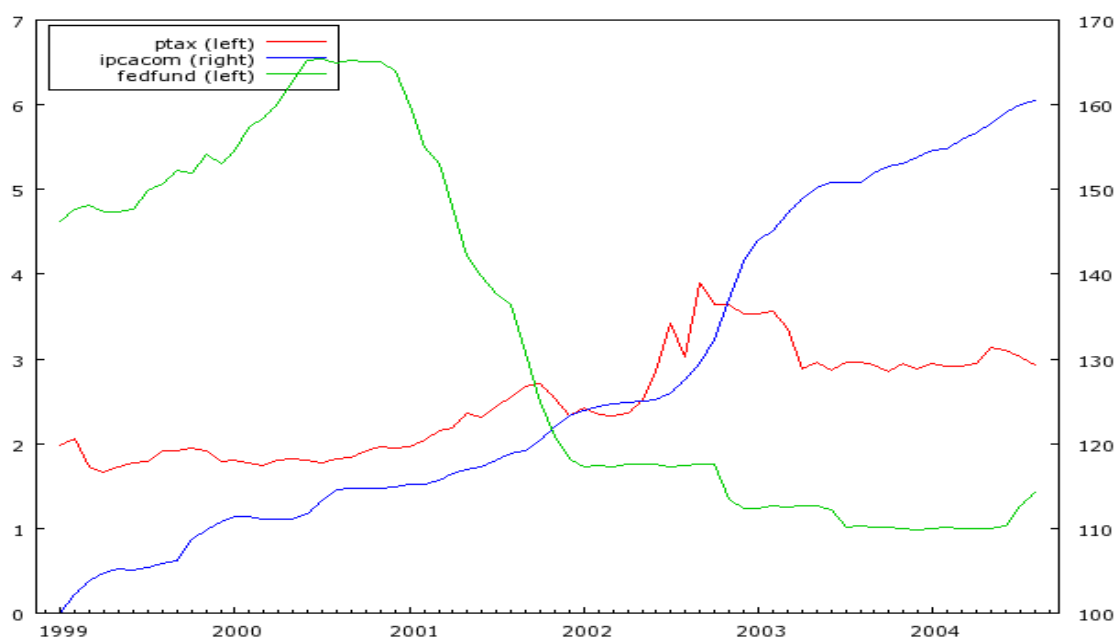


Ilustração 54 – IPCA-comercializáveis, Ptax e Fed Funds contra o tempo.

Fonte: Banco Central, IPEADATA, Bloomberg.

Além do comprometimento com as chamadas “políticas econômicas saudáveis”, outros fatores concorreram para a melhoria do conceito do Brasil dentre os investidores internacionais e as agências de risco, as quais apesar de manterem algumas ressalvas em relação à situação de nosso país, em sua grande maioria, melhoraram as classificações das

notas brasileiras (em ritmo especialmente forte no primeiro semestre de 2004), num movimento inverso ao da véspera das eleições de 2002, onde tínhamos, por exemplo, um risco-país (EMBI+) – medido pelo Banco de Investimentos JP Morgan – ultrapassando a casa dos 2.000 pontos básicos. A renovação do acordo com o FMI em 2003, o aumento voluntário da meta de superávit primário para 4,5% do PIB, os robustos superávits comerciais de 2003 e 2004 associados a uma sensível melhora no perfil da dívida pública brasileira (diminuição da dívida referenciada em dólar) e a uma estabilização da relação dívida/PIB ajudaram sobremaneira a diminuir o risco percebido de investir em ativos brasileiros. Esta conjunção de aspectos favoráveis e o excesso de liquidez no mundo a procura de rentabilidades melhores que as oferecidas por papéis de países desenvolvidos (Fed Funds, por exemplo) recolocaram o Brasil no mapa dos investidores internacionais, contribuindo, por conseguinte, para a forte apreciação do Real frente ao Dólar depois dos primeiros meses de 2003, apreciação esta que podemos observar na ilustração 54 em contraposição às taxas dos Fed Funds.

3.2 Aspectos teóricos da modelagem VAR

Os últimos sessenta anos testemunharam um grande desenvolvimento no campo da Econometria. Os sustentáculos deste processo foram fundados nas décadas de quarenta e cinquenta pelos pesquisadores da conhecida Cowles Commission por meio de suas análises de modelos econométricos de equações simultâneas. Uma vez que a teoria estatística básica já se encontrava ao alcance de todos, a construção de modelos como estes destinados à análise empírica de diversos aspectos de nossa economia proliferou-se. O desenvolvimento quase que simultâneo da máquina que iria revolucionar completamente nosso modo de viver poucos anos à frente, qual seja o computador, possibilitou a especificação e estimação de modelos de equações simultâneas cada vez maiores. Esse movimento em direção a modelos mais detalhados apoiava-se na esperança de que os mesmos fossem capazes de melhor descrever o mecanismo gerador dos dados existente por de trás das amostras de diversas variáveis econômicas. No entanto, tal fato não foi observado, ficando patente que o aumento indiscriminado de variáveis e equações nos modelos pouco contribuía para melhorar o desempenho dos mesmos em termos de previsão. Aliás, em algumas comparações, a qualidade das previsões oriundas de modelos de séries temporais univariadas demonstrava-se superior à qualidade das previsões feitas pelos modelos de maior escala. Uma possível explicação para esta falha apresentada por

estes modelos de equações simultâneas reside na sua insuficiente representação das interações dinâmicas inerentes às variáveis que fazem parte do ambiente econômico.

As vozes contra a abordagem da Cowles Commission e contra abordagens similares não tardaram a aparecer e tomaram corpo no trabalho de Sims¹³ (1980), que entre outros, questionava a validade das restrições impostas a priori sobre a estimação de modelos na forma estrutural. Esse estudo seminal concentrava esforços no ataque a basicamente dois pontos principais. O primeiro dizia respeito à arbitrariedade da divisão das variáveis em endógenas e exógenas, uma vez que por princípio, todas as variáveis deveriam ser consideradas igualmente endógenas em se tratando de um contexto como o econômico que pode ser facilmente comparado a um tecido formado por um emaranhado de fios, cada qual representando uma das relações postuladas pela teoria. O segundo ponto que trazia desconforto a Sims e a alguns de seus pares à época materializava-se na imposição de restrições zero à forma estrutural, a qual era feita com pouco respaldo da teoria econômica e tinha como objetivo único garantir a identificação dos modelos, mesmo que para tal acaba-se dando origem a restrições “incríveis”.

A abordagem alternativa proposta por Sims (1980) e que passou a ser conhecida pelo nome de modelo autoregressivo vetorial ou simplesmente VAR¹⁴, fundava-se na estimação de modelos na forma reduzida que estivessem sujeitos ao menor número de restrições possíveis e onde todas as variáveis fossem endógenas. Desta forma, atendia-se a patente necessidade de se considerar a possibilidade de as séries temporais serem determinadas de forma conjunta e desenvolvia-se, por conseguinte, um modelo de previsão com melhores recursos para captar a dinâmica das mesmas e suas relações de interdependência.

Um modelo VAR simples bivariado chamado de VAR primitivo ou estrutural de primeira ordem, já que a maior defasagem é a de ordem um, pode ser representado genericamente pelo seguinte sistema¹⁵:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

¹³ Sims, Christopher. “Macroeconomics and Reality.” *Econometrica* 48 (Jan. 1980), 1-49.

¹⁴ Corruptela oriunda da denominação em língua inglesa de tal modelo, qual seja *Vector Autoregressive*.

¹⁵ ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series* 1.ed. Estados Unidos: John Wiley & Sons, 1995. 294-297.

onde assumimos que ambas as séries (y_t e z_t) são estacionárias; ε_{yt} e ε_{zt} são ruídos brancos com desvios padrões de σ_y e σ_z , respectivamente e; as séries de ruídos brancos, ε_{yt} e ε_{zt} , são descorrelatadas.

Como podemos perceber o modelo exposto acima não se encontra em sua forma reduzida visto que y_t tem efeito contemporâneo sobre z_t e z_t também apresenta efeito contemporâneo sobre y_t . Para transformarmos esse sistema de equações de forma a torná-lo mais tratável do ponto de vista econométrico, podemos lançar mão da álgebra linear e reescrevê-lo da forma que se segue:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$\text{onde temos } B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}; \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}, E(\varepsilon_t) = 0 \text{ e};$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) = \Sigma_\varepsilon \text{ se } t = t' \text{ e } E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) = 0 \text{ se } t \neq t'.$$

A premultiplicação por B^{-1} nos leva ao modelo VAR em sua forma padrão, a qual nada mais é que a forma reduzida do modelo estrutural:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + v_t,$$

$$\text{onde temos } A_0 = \begin{bmatrix} \pi_{10} \\ \pi_{20} \end{bmatrix}; A_1 = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix}; v_t = \begin{bmatrix} v_{yt} \\ v_{zt} \end{bmatrix}; E(v_t) = 0 \text{ e}; E(v_t, v_{t'}) = \Sigma \text{ se } t = t' \text{ e}$$

$$E(v_t, v_{t'}) = 0 \text{ se } t \neq t'.$$

Para finalizarmos a breve apresentação teórica do modelo VAR, fazem-se necessários alguns comentários. Como o lado direito da equação do VAR em sua forma padrão apresenta apenas variáveis predeterminadas e, além disso, os distúrbios de cada equação satisfazem as propriedades clássicas (homocedasticidade e ausência de autocorrelação), o modelo pode ser estimado sem maiores problemas via mínimos quadrados ordinários (MQO).

A escolha da ordem de defasagem do VAR é arbitrária de forma que caímos no tradeoff clássico que permeia algumas questões de econometria: por um lado é desejável incluir o maior número de defasagens possíveis no modelo para se evitar a imposição de restrições falsas sobre a dinâmica do mesmo; por outro, quanto maior a ordem de defasagens, menores serão os graus de liberdade para a estimação. Esse impasse é solucionado por meio da seguinte receita: 1- estima-se o modelo com o número máximo de defasagens possíveis; 2- Testa-se a exclusão da maior defasagem via testes F e critérios de informação (Scharwz e Akaike, por exemplo).

Por fim, é importante fazer referência as principais aplicações dos modelos VAR. Tais modelos, tão difundidos nas análises econométricas nos dias atuais, são normalmente utilizados como caminho de acesso para se chegar a dois objetivos básicos: previsão não condicionada de variáveis de interesse e análise de interrelações entre variáveis (testes de causalidade e análise de resposta a impulso).

3.3 Estimação de um modelo VAR e considerações sobre Causalidade

A incapacidade de demonstrar estatisticamente a cointegração existente entre IPCA-comercializáveis e taxa de câmbio nominal no período de janeiro de 1999 e agosto de 2004, em virtude das razões supracitadas, leva-nos a restringir a amostra para a estimação de nosso modelo VAR. Utilizaremos o período anterior a ascensão do governo Lula da Silva ao poder, isto é, trabalharemos com o intervalo de tempo que vai de janeiro de 1999 a dezembro de 2002.

Primeiramente, estimamos um VAR de ordem um bem simples por mínimos quadrados que apresentou o seguinte output (desvios-padrões dos regressores estimados entre parênteses):

Equação 1:

$$Ipcâcom_t = \underbrace{4,987}_{(1,996)} + \underbrace{0,920}_{(0,022)} Ipcacom_{t-1} + \underbrace{2,306}_{(0,344)} Ptax_{t-1}$$

n = 48; R² = 0,994366; R² ajustado = 0,994116;
Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) = 21,988;
Desvio padrão dos resíduos = 0,699;
Estatística de Durbin-Watson = 1,057.

Equação 2:

$$Ptâx_t = \underbrace{-0,780}_{(0,627)} + \underbrace{0,011}_{(0,007)} Ipcacom_{t-1} + \underbrace{0,799}_{(0,108)} Ptax_{t-1}$$

n = 48; R² = 0,861104; R² ajustado = 0,854931;
Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) = 2,170;
Desvio padrão dos resíduos = 0,219;
Estatística de Durbin-Watson = 1,921.

Um fato que chama imediatamente a atenção é o valor baixo assumido pela estatística de Durbin-Watson, que mesmo não sendo a mais indicada para medir autocorrelação de resíduos quando os regressores incluem defasagens da variável dependente, serve neste caso para nos chamar atenção para fato de que os resíduos podem ser autocorrelacionados na primeira equação do VAR, fato que indica que o modelo não

está bem especificado, ou melhor, que os resíduos ainda contêm informações que o modelo não conseguiu capturar. O exame do gráfico destes resíduos contra o tempo (ilustração 55) confirma nossas suspeitas de autocorrelação na medida em que podemos destacar no mesmo “rugosidades” e tendências locais bem definidas que nos indicam, grosso modo, que um resíduo de grande valor tende a ser antecedido por outro também de grande valor e que um de baixo valor tende a ser antecedido por de um baixo valor. Podemos observar ainda que a normalidade dos resíduos é fortemente rejeitada pela estatística de JB (ilustração 56).

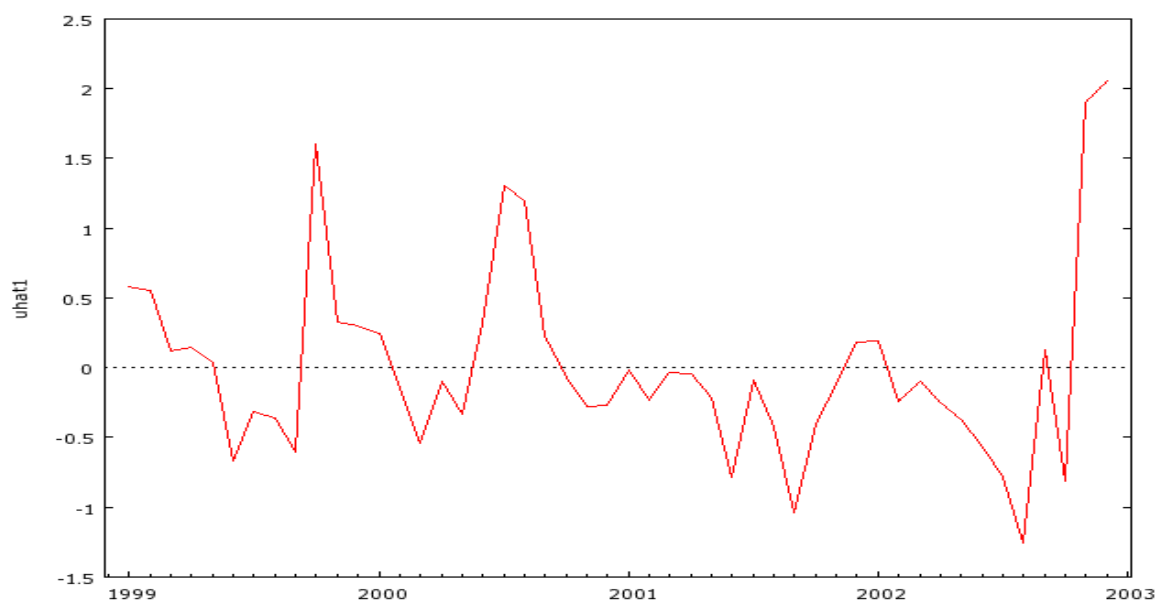


Ilustração 55 – Gráficos dos resíduos da equação 1 – VAR (1).

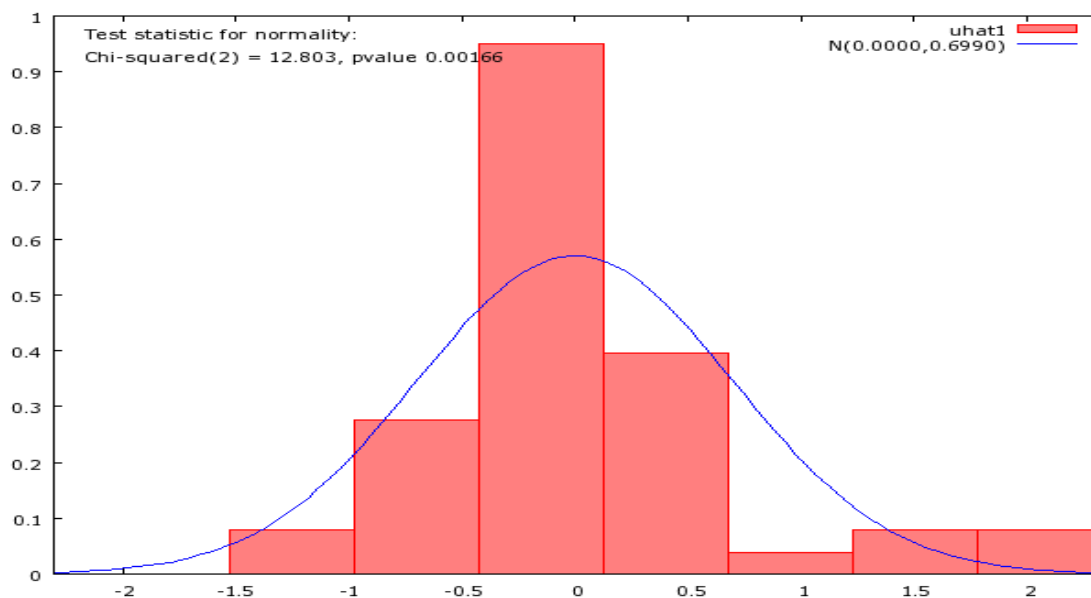


Ilustração 56 – Histograma dos resíduos da equação 1 – VAR (1).

Portanto, na busca de definir um modelo que capte melhor as dinâmicas e interações entre índice de preços comercializáveis e taxa de câmbio nominal no período, somos levados a estimação de um VAR de ordem 2 cujos resultados apresentamos no output que se segue:

Equação 1:

$$Ipc\hat{a}com_t = \underbrace{5,068}_{(1,784)} + \underbrace{1,437}_{(0,131)} Ipcacom_{t-1} - \underbrace{0,512}_{(0,121)} Ipcacom_{t-2} + \underbrace{1,320}_{(0,368)} Ptax_{t-1} + \underbrace{0,536}_{(0,483)} Ptax_{t-2}$$

n = 48; $R^2 = 0,996776$; R^2 ajustado = 0,996476;
Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) = 12,584;
Desvio padrão dos resíduos = 0,540;
Estatística de Durbin-Watson = 1,788.

Equação 2:

$$Pt\hat{a}x_t = \underbrace{-0,101}_{(0,705)} - \underbrace{0,090}_{(0,052)} Ipcacom_{t-1} + \underbrace{0,091}_{(0,047)} Ipcacom_{t-2} + \underbrace{0,714}_{(0,145)} Ptax_{t-1} + \underbrace{0,331}_{(0,191)} Ptax_{t-2}$$

n = 48; $R^2 = 0,874043$; R^2 ajustado = 0,862326;
Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) = 1,968;
Desvio padrão dos resíduos = 0,213;
Estatística de Durbin-Watson = 1,751.

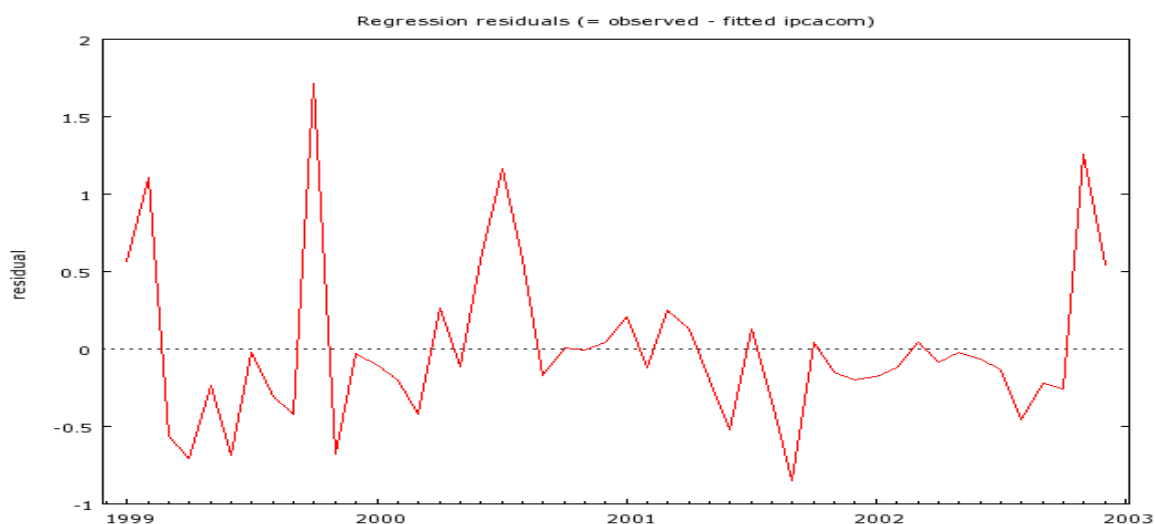


Ilustração 57 – Gráfico dos resíduos da equação 1 – VAR (2).

Mesmo que continuemos rejeitando a hipótese nula de normalidade dos resíduos através do teste de JB (ilustração 58), observamos uma melhora bem acentuada na estatística de Durbin-Watson que se apresenta agora bem mais próxima de dois, isto é, próxima de uma situação onde não há autocorrelação dos resíduos. Tal melhora encontra-se refletida no gráfico dos resíduos contra o tempo (ilustração 57) que já assume uma

forma que denuncia muito menos tendências locais e “rugosidades” e que se assemelha mais, por conseguinte, com a figura de um “eletrocardiograma”, figura este que deveríamos encontrar quando os resíduos não apresentam autocorrelação.

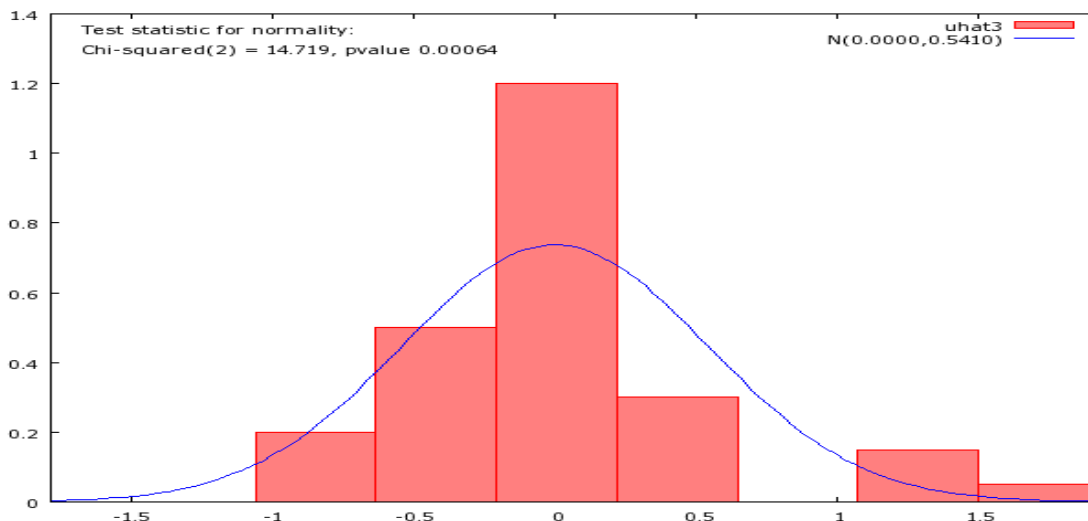


Ilustração 58 – Histograma dos resíduos da equação 1 – VAR (2)

A melhora acentuada em termos de autocorrelação dos resíduos na equação 1 do VAR (2), que ocorre sem uma piora considerável da mesma estatística para a equação 2, motiva-nos a ir mais além na especificação do modelo por meio da estimação de um VAR de ordem 3, que apresentamos no próximo output:

Equação 1:

$$Ipcâcom_t = \underbrace{4,180}_{(2,139)} + \underbrace{1,525}_{(0,158)} Ipcacom_{t-1} - \underbrace{0,664}_{(0,271)} Ipcacom_{t-2} + \underbrace{0,076}_{(0,172)} Ipcacom_{t-3} \\ + \underbrace{1,320}_{(0,392)} Ptax_{t-1} + \underbrace{0,650}_{(0,500)} Ptax_{t-2} - \underbrace{0,368}_{(0,530)} Ptax_{t-3}$$

n = 48; R² = 0,996867; R² ajustado = 0,996409;
Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) = 12,226;
Desvio padrão dos resíduos = 0,546;
Estatística de Durbin-Watson = 1,942.

Equação 2:

$$Ptâx_t = \underbrace{-0,043}_{(0,839)} - \underbrace{0,050}_{(0,062)} Ipcacom_{t-1} - \underbrace{0,037}_{(0,106)} Ipcacom_{t-2} + \underbrace{0,088}_{(0,067)} Ipcacom_{t-3} \\ + \underbrace{0,663}_{(0,153)} Ptax_{t-1} + \underbrace{0,354}_{(0,196)} Ptax_{t-2} + \underbrace{0,053}_{(0,208)} Ptax_{t-3}$$

n = 48; R² = 0,879495; R² ajustado = 0,86186;
Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) = 1,883;
Desvio padrão dos resíduos = 0,214;
Estatística de Durbin-Watson = 1,713

A estatística Durbin-Watson novamente apresenta uma melhora sensível, aproximando-se mais de dois e, portanto, da ausência de autocorrelação. Mesmo rejeitando mais uma vez a hipótese nula de normalidade no teste JB (ilustração 60), o gráfico dos resíduos contra o tempo (ilustração 59) apresenta um formato mais próximo ainda ao de um “eletrocardiograma”, onde as “rugosidades” – as quais representam existência de informação nos resíduos - são cada vez mais escassas, de sorte que podemos dizer que o VAR de ordem três é o melhor modelo que podemos descrever para a Ptax e o índice de preços de bens comercializáveis, tendo em vista as restrições impostas pela amostra pequena com a qual estamos trabalhando.

O modelo especificado e estimado nos abre um novo campo de exploração em nossa análise das interrelações entre taxa de câmbio nominal e índice de preços de bens comercializáveis. A partir dele podemos realizar um teste de causalidade que tem por principal missão investigar se Ptax causa, no sentido de Granger, Ipcacom. Em outras palavras, queremos descobrir se as defasagens da taxa de câmbio (Ptax) ajudam a prever o comportamento do IPCA-comercializáveis no período que estamos estudando; se estas defasagens aumentam o poder de predição do índice de bens comercializáveis. Tal conceito de causalidade, calcado na idéia de precedência temporal, é verificado por meio de um teste F^{16} , que tem a seguinte hipótese nula para ser testada: coeficientes das defasagens de Ptax na equação um do VAR (3) são todos iguais a zero.

O cálculo da estatística F de teste nos dá como resultado aproximado 8,68, valor este que confrontado com o valor crítico ao nível de significância de 1% ($F_c=4,31$) nos faz rejeitar a hipótese nula de não-causalidade. Sendo assim, podemos afirmar que ao menos uma das defasagens de Ptax é diferente de zero, de forma que, em realidade, a taxa de câmbio ajuda a prever o índice de preços de bens comercializáveis neste período que vai desde de janeiro de 1999 até dezembro de 2002.

¹⁶ A estatística de teste é construída como se segue: $F \equiv \frac{(SQR_r - SQR_{ir}) / q}{SQR_{ir} / (n - k - 1)}$, onde $SQR_r =$

Soma dos Quadrados dos Resíduos do modelo restrito (modelo estimado sem as defasagens de Ptax; $SQR_{ir} =$ Soma dos Quadrados dos Resíduos do modelo irrestrito; q = número de restrições impostas ao se passar do modelo irrestrito para o restrito; n = número de observações e; k = número de parâmetros estimados no modelo irrestrito.

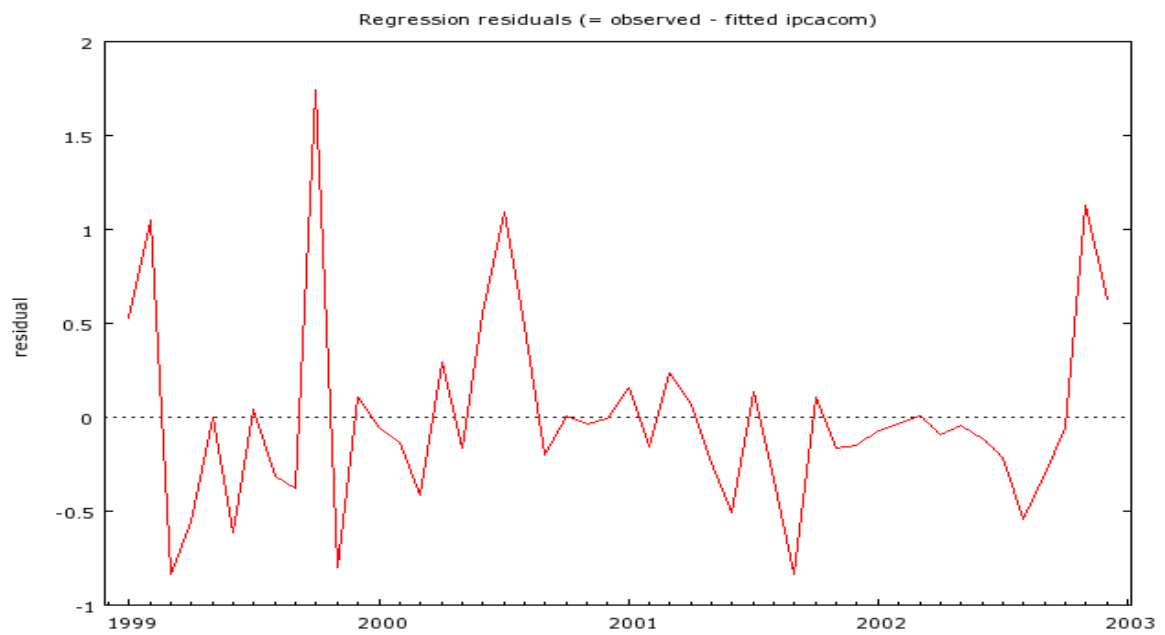


Ilustração 59– Gráfico dos resíduos da equação 1 – VAR (3).

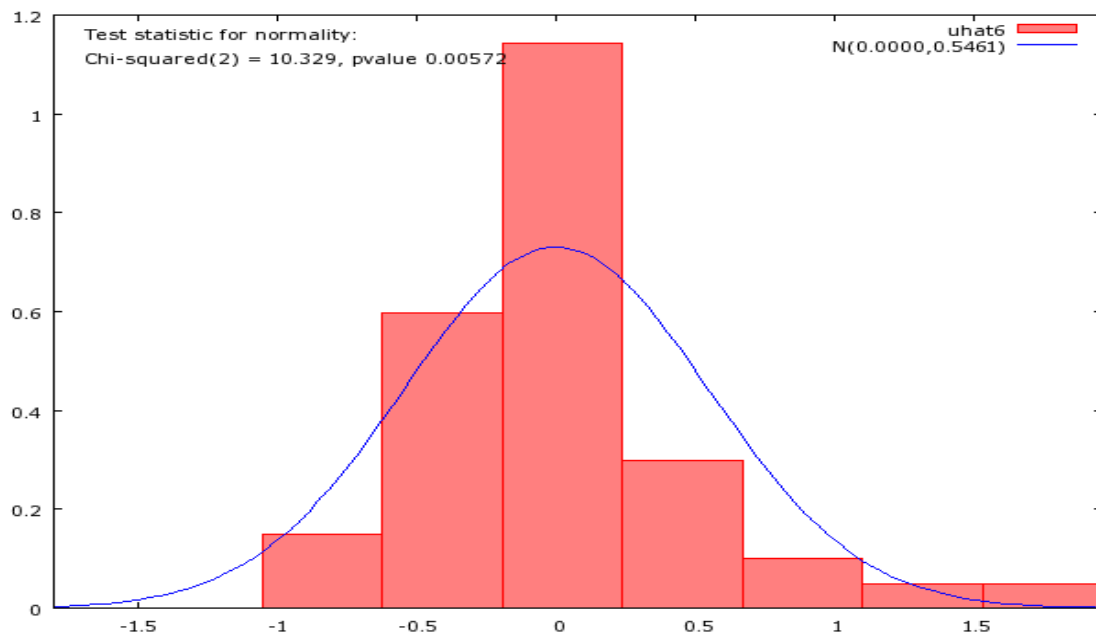


Ilustração 60 – Histograma dos resíduos da equação 1 – VAR (3).

4. Conclusão

Durante o desenvolvimento deste ensaio, apresentamos em retrospectiva os caminhos tomados, nas últimas décadas, por duas famílias – se assim podemos chamar - de variáveis que estão entre as mais decisivas na história recente de nosso país: índice de preços e taxa de câmbio. Analisamos as características e padrões básicos do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA-IBGE) sempre procurando focar nossa atenção em questões relativas à estacionariedade, a qual seria de fundamental importância para os propósitos da segunda parte de nosso trabalho. Dessa forma, estudamos a série em logaritmo, em primeira diferença, em diferenças de logaritmo, sempre com o objetivo de encontrar estruturas estimáveis que correspondessem ao processo gerador de dados da mesma. Tal tarefa não foi cumprida sem percalços, visto que resolvemos trabalhar com uma amostra que vai desde dezembro de 1979 a agosto de 2004. Qualquer pessoa, mesmo sem gozar de um profundo conhecimento de economia brasileira, sabe que tal período envolve uma heterogeneidade sem tamanho, onde acompanhamos diversas quebras institucionais representadas pelos vários planos de estabilização que se sucederam em nosso país no decorrer das décadas de oitenta e noventa. Tais quebras produzem uma multiplicidade de processos geradores de dados dentro de uma única amostra, a qual, em condições normais, deveria ser gerada por um único processo. Além disso, em virtude do curto espaço de tempo no qual esses planos se sucederam, cada um dos citados processos conta com um número reduzido de amostras que podemos utilizar na análise de características e na estimação.

Mesmo com a análise técnica sendo feito num período menor (janeiro de 1992 a agosto de 2004), as mesmas dificuldades enfrentadas no estudo do IPCA foram encontradas no estudo de sua agregação em comercializáveis e não comercializáveis e no estudo da taxa de câmbio nominal. Aliás, essa última variável sofreu uma quebra relativamente recente, representada pela flutuação em janeiro de 1999, fato que faz com que análise de seu comportamento até os dias de hoje fique comprometido pelo pequeno número de amostras de que dispomos. Não obstante os obstáculos enfrentados, conseguimos delimitar a amostra com que passaríamos a trabalhar (janeiro de 1999 a agosto de 2004) e as variáveis que mais atendiam as necessidades de nosso ensaio, qual sejam o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo relativo aos produtos comercializáveis (Ipcacom) e a taxa de câmbio comercial R\$/US\$ de venda (Ptax).

Na segunda parte do trabalho, voltamos nossas baterias para o objetivo de comprovar a existência de relação de longo prazo entre índice de preços de bens comercializáveis e taxa de câmbio para dados brasileiros correspondentes ao período de janeiro de 1999 e agosto de 2004. Tal relação, que é postulada na teoria econômica com o nome de “pass-through”, corresponde ao que na econometria chamamos de cointegração, que nada mais é do que a existência de uma combinação linear estacionária entre duas variáveis integradas de ordem um. No intervalo de tempo que escolhemos como foco do estudo, não conseguimos comprovar estatisticamente a relação de longo prazo entre a Ptax e o índice de preços dos bens comercializáveis, resultado este que vai na direção oposta ao que proposto em grande parte dos livros introdutórios de economia e que nos lançou a procura de possíveis eventos que possam justificar tal comportamento dissonante. Essa busca nos levou direto a especulação financeira de que foi alvo o Brasil durante o ano de 2002, em virtude dos desdobramentos da Crise Argentina e da Crise de Confiança (eleitoral), bem como ao processo de reversão de expectativas pessimistas dos agentes do mercado após as eleições de 2002 e as consideráveis melhoras apresentadas desde então por indicadores econômicos importantes como o superávit primário, o saldo da balança comercial e a relação dívida/PIB. Todos esses fatores, de uma forma ou de outra, introduziram perturbações na relação de longo prazo entre câmbio e IPCA-comercializáveis, de sorte que as tradicionais ferramentas econométricas não lograram êxito em captar a mesma, a qual só conseguiu ser demonstrada estatisticamente em um período menor que envolve janeiro de 1999 a dezembro de 2002.

Essa incapacidade de comprovar, de forma estatística, a existência de relação de longo prazo entre Ptax e IPCA-comercializáveis nos permite proceder a última restrição na amostra com que trabalhamos, limitando-a até dezembro de 2002 (período em foi provada a cointegração), além de nos conduzir à estimação do modelo VAR voltado a pesquisa da existência de causalidade no sentido de Granger entre a taxa de câmbio e o índice de preços de produtos comercializáveis. Seguindo considerações referentes a autocorrelação dos resíduos, chegamos a um VAR de ordem três por meio do qual conseguimos comprovar que a Ptax causa o IPCA-comercializáveis, ou melhor, que as defasagens da Ptax melhoram de forma considerável o poder de predição do modelo em relação ao caminho que será seguido por IPCA-comercializáveis, pelo menos no período que foi coberto pelo mesmo modelo, qual seja janeiro de 1999 a dezembro de 2002.

5. Bibliografia

Dornbusch, R. “Exchange Rates and Prices”. *American Economic Review* vol. 77, 1987.

Goldberg, P.K. e Knetter, M. “Goods Prices and Exchange Rates: What have we learned?”. *Journal of Economic Literature* vol. 35, 1997

Feenstra, R.C. e Kendal, J.D. “Pass-Through of Exchange Rates and Purchasing Power Parity”. *National Bureau of Economic Research* n° 4842, 1994

Amitrano, A., De Grawe, P. e Tullio, G. “Why Has Inflation Remained So Low After Large Exchange Rate Depreciations of 1992?”. *Journal of Commom Market Studies*. Vol. 35, 1997.

Goldfajn, I. e Werlang Sergio R.C. “The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study”. Puc-Rio Textos para Discussão n° 423, 2000.

Belaisch, A. “*Exchange Rate Pass-Through in Brazil*”. IMF Working Papers n° 03/141, 2003.

Griffiths, William E., Hill R. Carter e Judge, George G. *Learning and Practicing Econometrics* 1. ed. Estados Unidos: John Wiley & Sons, 1993. 896 p. ISBN: 0-471-51364-4.

Selvanathan, E.A. e Prasada Rao D.S. *Index Numbers: a stochastic approach* 1. ed. Estados Unidos: The university of Michigan, 1994. 241 p. ISBN: 0-472-10577-9.

Johnston, J. e Dinardo, J. *Econometric Methods* 4. ed. Estados Unidos: McGraw-Hill UK, 1996. 480 p. ISBN: 0-07-115342-X.

Griffiths, William E., Hill R. Carter e Judge, George G. *Econometria* 2. ed. São Paulo: Saraiva 2003. 496 p. ISBN: 850203904-0.

Robertson, John C. e Tallman, Ellis W. “*Vector Autoregressions: Forecasting and Reality*”. Federal Reserve Bank of Atlanta *Economic Review* 84 (First Quarter): 4-18.

Enders, W. *Applied Econometric Time Series* 1.ed. Estados Unidos: John Wiley & Sons, 1995. 433p. ISBN: 0-471-03941-1.

Hamilton, James D. *Time Series Analysis* 1.ed. Estados Unidos: Princeton University Press, 1994. 799 p. ISBN: 0-691-04289-6

Bonomo, M. e Terra, Maria Cristina. “The Political Economy of Exchange Rate Policy in Brazil: 1964-1997”. *Ensaio Econômicos EPGE* no. 341, 1999

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada: base de dados. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 24 de agosto de 2004.

Banco Central do Brasil: base de dados. Disponível em: <http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/>. Acesso em: 24 de agosto de 2004.

International Monetary Fund: base de dados. Disponível em: <http://dsbb.imf.org/Applications/web/sddscountrycategorylist/?strcode=BRA>. Acesso em: 24 de agosto de 2004.

Bloomberg: base de dados. Disponível em: <http://www.bloomberg.com/markets/rates/index.html>. Acesso em: 16 de Novembro de 2004.

6. Apêndice A

Quadro 1

Dickey-Fuller test with constant

model: $(1 - L)ld_Ipca = m + g * ld_Ipca(-1) + e$
 unit-root null hypothesis: $g = 0$
 estimated value of g : -0.063302
 test statistic: $t = -1.435212$, with sample size 38
 not significant at the 10 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 38 observations 1991.05-1994.06

Dependent variable: d_ld_Ipc

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	-0.208531	0.107208	-1.945	unknown
4)	time	0.00184827	0.000855998	2.159	unknown
7)	ld_Ip_1	-0.308746	0.126912	-2.433	unknown
8)	d_ld_1	-0.0852941	0.147516	-0.578	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ	0.000367904	AIC	0.000406313	FPE	0.000406631
HQ	0.000432012	SCHWARZ	0.000482751	SHIBATA	0.000398478
GCV	0.000411187	RICE	0.000416958		

Augmented Dickey-Fuller test on ld_Ipca :

$F(2, 34) = 3.042834$, with $pvalue > .10$

The null hypothesis is that ld_Ipca has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ld_Ip_1 are both zero.

Quadro 2

Dickey-Fuller test with constant

model: $(1 - L)ld_Ipca = m + g * ld_Ipca(-1) + e$
 unit-root null hypothesis: $g = 0$
 estimated value of g : -0.253950
 test statistic: $t = -4.175583$, with sample size 119
 significant at the 1 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 119 observations 1994.10-2004.08

Dependent variable: d_ld_Ipc

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	0.00489028	0.00317951	1.538	unknown
9)	time	-1.18521E-05	1.24163E-05	-0.955	unknown
7)	ld_Ip_1	-0.278076	0.0680544	-4.086	unknown
8)	d_ld_1	0.0318568	0.0928848	0.343	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ	1.96638e-055	AIC	2.03242e-055	FPE	2.03247e-055
HQ	2.11100e-055	SCHWARZ	2.23143e-055	SHIBATA	2.02803e-055
GCV	2.03477e-055	RICE	2.03724e-055		

Augmented Dickey-Fuller test on ld_Ipca :

$F(2, 115) = 8.389298$, with $.025 > pvalue > .01$

The null hypothesis is that ld_Ipca has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ld_Ip_1 are both zero.

Quadro 3

Model 1: OLS estimates using the 119 observations 1994.10-2004.08					
Dependent variable: ld_Ipca					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value	
0 const	0.00188157	0.000618191	3.0437	0.002887	***
6 ld_Ip_1	0.74605	0.0608178	12.2670	< 0.00001	***
Mean of dependent variable = 0.00761425					
Standard deviation of dep. var. = 0.00664644					
Sum of squared residuals = 0.00228011					
Standard error of residuals = 0.00441454					
Unadjusted R ² = 0.562582					
Adjusted R ² = 0.558843					
Degrees of freedom = 117					
Durbin-Watson statistic = 1.89397					
First-order autocorrelation coeff. = 0.0172159					
Durbin's h stat. 0.249119					
(Using variable 6 for h stat, with T' = 118)					
Model Selection Statistics					
SGMASQ	1.94882e-05	AIC	1.98156e-05	FPE	1.98157e-05
HQ	2.01950e-05	SCHWARZ	2.07631e-05	SHIBATA	1.98047e-05
GCV	1.98213e-05	RICE	1.98271e-05		

Quadro 4 – Output do Gretl do Teste Dickey Fuller para taxa de inflação
(1992:01/1994:06)

Dickey-Fuller test with constant

model: $(1 - L)ld_IPCac = m + g * ld_IPCac(-1) + e$
 unit-root null hypothesis: $g = 0$
 estimated value of g : 0,037598
 test statistic: $t = 0,494131$, with sample size 28
 not significant at the 10 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 27 observations 1992:04-1994:06

Dependent variable: d_ld_IPC

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	0,0680720	0,0399823	1,703	unknown
4)	time	0,00379233	0,00173099	2,191	unknown
7)	ld_IP_1	-0,465263	0,257459	-1,807	unknown
8)	d_ld_1	-0,253268	0,209103	-1,211	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ	0,000334867	AIC	0,000383634	FPE	0,000384477
HQ	0,000406170	SCHWARZ	0,000464827	SHIBATA	0,000369778
GCV	0,000393105	RICE	0,000405366		

Augmented Dickey-Fuller test on ld_IPCac :

$F(2, 23) = 3,054781$, with $pvalue > .10$

The null hypothesis is that ld_IPCac has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ld_IP_1 are both zero.

Quadro 5 – Output do Gretl do Teste Dickey Fuller para taxa de inflação
(1994:11/2004:08)

Dickey-Fuller test with constant

model: $(1 - L)ld_IPCac = m + g * ld_IPCac(-1) + e$
 unit-root null hypothesis: $g = 0$
 estimated value of g : -0.343353
 test statistic: $t = -5.221675$, with sample size 118
 significant at the 1 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 118 observations 1994.11-2004.08

Dependent variable: d_ld_IPC

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	0.000860390	0.00140806	0.611	unknown
4)	time	1.57845E-05	1.38972E-05	1.136	unknown
8)	ld_IP_1	-0.433773	0.0707018	-6.135	unknown
20)	d_ld__1	0.236935	0.0832150	2.847	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ	2.62143e-055	AIC	2.71022e-055	FPE	2.71029e-055
HQ	2.81557e-055	SCHWARZ	2.97711e-055	SHIBATA	2.70427e-055
GCV	2.71341e-055	RICE	2.71676e-055		

Augmented Dickey-Fuller test on ld_IPCac :

$F(2, 114) = 18.984637$, with $pvalue < .01$

The null hypothesis is that ld_IPCac has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ld_IP_1 are both zero.

Quadro 6 – Output do Gretl da estimação do modelo AR especificado para a taxa de inflação IPCA- comerciliazáveis (1994:10/2004:08).

Model 1: OLS estimates using the 118 observations 1994.11-2004.08					
Dependent variable: ld_IPCAc					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value	
0 const	0.00181382	0.000620124	2.9249	0.004145	***
5 ld_IP_1	0.656647	0.0657554	9.9862	< 0.00001	***
Mean of dependent variable = 0.00566587					
Standard deviation of dep. var. = 0.00716197					
Sum of squared residuals = 0.00322708					
Standard error of residuals = 0.00527444					
Unadjusted R ² = 0.462276					
Adjusted R ² = 0.457641					
Degrees of freedom = 116					
Durbin-Watson statistic = 1.74501					
First-order autocorrelation coeff. = 0.115012					
Durbin's h stat. 1.76978					
(Using variable 5 for h stat, with T' = 117)					
Model Selection Statistics					
SGMASQ	2.78197e-05	AIC	2.82911e-05	FPE	2.82912e-05
HQ	2.88357e-05	SCHWARZ	2.96514e-05	SHIBATA	2.82752e-05
GCV	2.82993e-05	RICE	2.83078e-05		

Quadro 7 - Output do Gretl do Teste Dickey Fuller para taxa de inflação
(1992:01/1994:06)

```

Dickey-Fuller test with constant

  model: (1 - L)ld_IPCAn = m + g * ld_IPCAn(-1) + e
  unit-root null hypothesis: g = 0
  estimated value of g: -0,075129
  test statistic: t = -0,796876, with sample size 28
  not significant at the 10 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS estimates using the 27 observations 1992:04-1994:06
Dependent variable: d_ld_IPC

      VARIABLE      COEFFICIENT      STDERROR      T STAT      2Prob(t > |T|)
0)   const          0,100756          0,0359124      2,806      unknown
3)   time           0,00555088        0,00181560     3,057      unknown
7)   ld_IP_1       -0,724932         0,248395      -2,918      unknown
8)   d_ld__1       -0,187011         0,190507      -0,982      unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ   0,000532638   AIC      0,000610205   FPE      0,000611547
HQ       0,000646052   SCHWARZ  0,000739350   SHIBATA  0,000588167
GCV     0,000625271   RICE     0,000644772

```

Augmented Dickey-Fuller test on ld_IPCAn:
 $F(2, 23) = 4,675164$, with pvalue $> .10$
The null hypothesis is that ld_IPCAn has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ld_IP_1 are both zero.

Quadro 8 - Output do Gretl do Teste Dickey Fuller para taxa de inflação
(1996:05/2004:08)

Dickey-Fuller test with constant

model: $(1 - L)ld_IPCAn = m + g * ld_IPCAn(-1) + e$
 unit-root null hypothesis: $g = 0$
 estimated value of g : -0,406599
 test statistic: $t = -5,068192$, with sample size 100
 significant at the 1 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 100 observations 1996:05-2004:08

Dependent variable: d_ld_IPC

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	0,000218179	0,00136237	0,160	unknown
4)	time	1,32495E-05	1,25276E-05	1,058	unknown
7)	ld_IP_1	-0,380163	0,0886893	-4,286	unknown
8)	d_ld_1	-0,0891575	0,0999648	-0,892	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ	1,29939e-055	AIC	1,35131e-055	FPE	1,35137e-055
HQ	1,40952e-055	SCHWARZ	1,49972e-055	SHIBATA	1,34721e-055
GCV	1,35353e-055	RICE	1,35589e-055		

Augmented Dickey-Fuller test on ld_IPCAn :

$F(2, 96) = 9,478084$, with $pvalue < .01$

The null hypothesis is that ld_IPCAn has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ld_IP_1 are both zero.

Quadro 9 - Output do Gretl da estimação do modelo AR especificado para a taxa de inflação IPCA-não comercializáveis (1996:05/2004:08)

Model 1: OLS estimates using the 100 observations 1996:05-2004:08					
Dependent variable: ld_IPCAn					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value	
0 const	0,00169578	0,000495157	3,4247	0,000900	***
6 ld_IP_1	0,593401	0,0802256	7,3967	< 0,00001	***
Mean of dependent variable = 0,00420817					
Standard deviation of dep. var. = 0,00447473					
Sum of squared residuals = 0,00127211					
Standard error of residuals = 0,00360288					
Unadjusted R ² = 0,358263					
Adjusted R ² = 0,351715					
Degrees of freedom = 98					
Durbin-Watson statistic = 2,07662					
First-order autocorrelation coeff. = -0,0705203					
Durbin's h stat. -1,16489					
(Using variable 6 for h stat, with T' = 99)					
Model Selection Statistics					
SGMASQ	1,29807e-05	AIC	1,32403e-05	FPE	1,32404e-05
HQ	1,35225e-05	SCHWARZ	1,39484e-05	SHIBATA	1,32300e-05
GCV	1,32457e-05	RICE	1,32512e-05		

Quadro 10 - Output do Gretl do Teste Dickey Fuller para taxa de inflação
(1992:05/1994:06)

```

Dickey-Fuller test with constant

model: (1 - L)ld_ptax = m + g * ld_ptax(-1) + e
unit-root null hypothesis: g = 0
estimated value of g: 0,021122
test statistic: t = 0,528938, with sample size 26
not significant at the 10 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS estimates using the 26 observations 1992:05-1994:06
Dependent variable: d_ld_pta

      VARIABLE      COEFFICIENT      STDERROR      T STAT      2Prob(t > |T|)
0)   const         -0,623997         0,201677         -3,094         unknown
4)   time           0,00486357        0,00157305        3,092         unknown
7)   ld_pt_1       -0,600121         0,210037         -2,857         unknown
8)   d_ld__1       -0,108562         0,183512         -0,592         unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ   9,35736e-055   AIC   0,000107704   FPE   0,000107970
HQ       0,000113877   SCHWARZ  0,000130705   SHIBATA  0,000103540
GCV     0,000110587   RICE   0,000114368

```

Augmented Dickey-Fuller test on ld_ptax:
 $F(2, 22) = 5,449503$, with pvalue > .10
The null hypothesis is that ld_ptax has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ld_pt_1 are both zero.

Quadro 11 - Output do Gretl do Teste Dickey Fuller para o logaritmo da Ptax (1995:01/1998:12)

```

Dickey-Fuller test with constant

model: (1 - L)l_ptax = m + g * l_ptax(-1) + e
unit-root null hypothesis: g = 0
estimated value of g: -0,009700
test statistic: t = -1,301306, with sample size 45
not significant at the 10 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS estimates using the 45 observations 1995:04-1998:12
Dependent variable: d_l_ptax

```

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	-0,413057	0,117684	-3,510	unknown
4)	time	0,00210209	0,000590209	3,562	unknown
8)	l_pta_1	-0,348757	0,0964105	-3,617	unknown
9)	d_l_p_1	0,0221349	0,0764787	0,289	unknown

```

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ 1,23110e-055 AIC 1,33990e-055 FPE 1,34053e-055
HQ 1,42256e-055 SCHWARZ 1,57331e-055 SHIBATA 1,32107e-055
GCV 1,35120e-055 RICE 1,36419e-055

Augmented Dickey-Fuller test on l_ptax:
F(2, 41) = 6,755105, with .05 > pvalue > .025
The null hypothesis is that l_ptax has a unit root, i.e. the parameters on
the time trend and l_pta_1 are both zero.

```


Quadro 12 - Output do Gretl do Teste Dickey Fuller para variação percentual da Ptax (1995:01/1998:12)

```

Dickey-Fuller test with constant

model: (1 - L)ld_ptax = m + g * ld_ptax(-1) + e
unit-root null hypothesis: g = 0
estimated value of g: -0,866812
test statistic: t = -11,262551, with sample size 45
significant at the 1 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS estimates using the 45 observations 1995:04-1998:12
Dependent variable: d_ld_pta

```

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	0,0210676	0,00967155	2,178	unknown
4)	time	-6,61596E-05	4,50770E-05	-1,468	unknown
8)	ld_pt_1	-1,09107	0,0990349	-11,017	unknown
9)	d_ld__1	0,235971	0,0742453	3,178	unknown

```

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ 1,30299e-055 AIC 1,41815e-055 FPE 1,41882e-055
HQ 1,50564e-055 SCHWARZ 1,66520e-055 SHIBATA 1,39823e-055
GCV 1,43012e-055 RICE 1,44386e-055

Augmented Dickey-Fuller test on ld_ptax:
F(2, 41) = 65,562675, with pvalue < .01
The null hypothesis is that ld_ptax has a unit root, i.e. the parameters on
the time trend and ld_pt_1 are both zero.

```

Quadro 13 - Output da regressão estática da Ptax contra o tempo (1995:04/1998:12)

```

Model 3: OLS estimates using the 45 observations 1995.04-1998.12
Dependent variable: ptax

```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value
4 time	0.0051068	1.3187e-05	387.2596	< 0.00001 ***

```

Mean of dependent variable = 1.05602
Standard deviation of dep. var. = 0.0847152
Sum of squared residuals = 0.0148117
Standard error of residuals = 0.0183475
Unadjusted R2 = 0.995752
Adjusted R2 = 0.995752
F-statistic (1, 44) = 149970 (p-value < 0.00001)
Durbin-Watson statistic = 0.0422275
First-order autocorrelation coeff. = 0.996456

Model Selection Statistics
SGMASQ 0.000336630 AIC 0.000344108 FPE 0.000344111
HQ 0.000349297 SCHWARZ 0.000358205 SHIBATA 0.000343778
GCV 0.000344281 RICE 0.000344459

```

Quadro 14 - Output do Gretl do Teste Dickey Fuller para o logaritmo da Ptax
(1999:04/2004:08)

```

Dickey-Fuller test with constant

model: (1 - L)l_ptax = m + g * l_ptax(-1) + e
unit-root null hypothesis: g = 0
estimated value of g: -0.039709
test statistic: t = -1.328276, with sample size 65
not significant at the 10 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS estimates using the 65 observations 1999.04-2004.08
Dependent variable: d_l_ptax

      VARIABLE      COEFFICIENT      STDERROR      T STAT      2Prob(t > |T|)
0)   const          -0.153488          0.173256      -0.886      unknown
5)   time            0.000952184        0.000836665    1.138      unknown
8)   l_pta_1        -0.102190          0.0649696     -1.573      unknown
9)   d_l_p_1        -0.0524042         0.119675      -0.438      unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ    0.00347155    AIC    0.00368461    FPE    0.00368518
HQ        0.00388437    SCHWARZ 0.00421215    SHIBATA 0.00365889
GCV       0.00369919    RICE    0.00371517

```

Augmented Dickey-Fuller test on l_ptax:
 $F(2, 61) = 1.385414$, with pvalue > .10
The null hypothesis is that l_ptax has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and l_pta_1 are both zero.

Quadro 15 - Output do Gretl do Teste Dickey Fuller para variação percentual da Ptax
(1999:04/2004:08)

```

Dickey-Fuller test with constant

model: (1 - L)ld_ptax = m + g * ld_ptax(-1) + e
unit-root null hypothesis: g = 0
estimated value of g: -1.100387
test statistic: t = -9.430313, with sample size 65
significant at the 1 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS estimates using the 65 observations 1999.04-2004.08
Dependent variable: d_ld_pta

```

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	0.0692297	0.103364	0.670	unknown
5)	time	-0.000233678	0.000389248	-0.600	unknown
8)	ld_pt_1	-0.881753	0.175709	-5.018	unknown
9)	d_ld__1	-0.191644	0.116819	-1.641	unknown

```

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ    0.00345970    AIC    0.00367203    FPE    0.00367261
HQ        0.00387111    SCHWARZ    0.00419777    SHIBATA    0.00364640
GCV       0.00368657    RICE    0.00370249

```

```

Augmented Dickey-Fuller test on ld_ptax:
F(2, 61) = 12.932403, with pvalue < .01
The null hypothesis is that ld_ptax has a unit root, i.e. the parameters on
the time trend and ld_pt_1 are both zero.

```

Quadro 16 - Output do Teste Engle-Granger para o período amostral de janeiro de 1999 e dezembro de 2002.

Step 1: testing for a unit root in ipcacom

Dickey-Fuller test with constant

```
model: (1 - L)ipcacom = m + g * ipcacom(-1) + e
unit-root null hypothesis: g = 0
estimated value of g: 0.048668
test statistic: t = 2.953450, with sample size 48
not significant at the 10 percent level
```

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 48 observations 1999.01-2002.12

Dependent variable: d_ipcaco

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	2.65583	4.11473	0.645	unknown
30)	time	0.0506048	0.0466608	1.085	unknown
16)	ipcac_1	-0.0692839	0.0789839	-0.877	unknown
31)	d_ipc_1	0.929555	0.151472	6.137	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

	SGMASQ	COEFFICIENT	AIC	STDERROR	FPE	2Prob(t > T)
HQ	0.531946	SCHWARZ	0.586134	SHIBATA	0.495268	
GCV	0.505208	RICE	0.509418			

Augmented Dickey-Fuller test on ipcacom:

$F(2, 44) = 1.346753$, with pvalue > .10

The null hypothesis is that ipcacom has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ipcac_1 are both zero.

Step 2: testing for a unit root in ptax

Dickey-Fuller test with constant

```
model: (1 - L)ptax = m + g * ptax(-1) + e
unit-root null hypothesis: g = 0
estimated value of g: -0.056829
test statistic: t = -0.986874, with sample size 48
not significant at the 10 percent level
```

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 48 observations 1999.01-2002.12

Dependent variable: d_ptax

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	-0.318869	0.290336	-1.098	unknown
30)	time	0.00740429	0.00429081	1.726	unknown
4)	ptax_1	-0.194080	0.110898	-1.750	unknown
31)	d_pta_1	-0.137215	0.156260	-0.878	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

	SGMASQ	COEFFICIENT	AIC	STDERROR	FPE	2Prob(t > T)
HQ	0.0533595	SCHWARZ	0.0587951	SHIBATA	0.0496803	
GCV	0.0506775	RICE	0.0510998			

Augmented Dickey-Fuller test on ptax:

$F(2, 44) = 1.632476$, with pvalue > .10

The null hypothesis is that ptax has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ptax_1 are both zero.

Step 3: cointegration

Cointegrating regression -

OLS estimates using the 48 observations 1999.01-2002.12

Dependent variable: ipcacom

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	85.6546	2.78224	30.786	< 0.00001 ***
1)	ptax	13.5715	1.19392	11.367	< 0.00001 ***

Unadjusted R-squared = 0.73746

Adjusted R-squared = 0.731752

Durbin-Watson statistic = 0.422819

First-order autocorrelation coeff. = 0.725386

Dickey-Fuller test with constant

model: $(1 - L)uhat = m + g * uhat(-1) + e$ unit-root null hypothesis: $g = 0$ estimated value of g : -0.271386test statistic: $t = -3.000055$, with sample size 47

significant at the 5 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 46 observations 1999.03-2002.12

Dependent variable: d_uhat

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	-3.21482	3.90759	-0.823	unknown
30)	time	0.0335374	0.0354180	0.947	unknown
33)	uhat_1	-0.358813	0.114191	-3.142	unknown
34)	d_uha_1	0.00657674	0.150723	0.044	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

	SGMASQ	AIC	FPE	SHIBATA	RICE
	8.01706	8.71036	8.71420	8.71420	8.71420
	9.24498	10.2116	10.2116	10.2116	10.2116
	8.78059	8.86096	8.86096	8.86096	8.86096

Augmented Dickey-Fuller test on uhat:

 $F(2, 42) = 5.062301$, with pvalue > .10

The null hypothesis is that uhat has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and uhat_1 are both zero.

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
- (b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

(Note that significance levels for the D-W and F statistics here cannot be read from the usual statistical tables.)

Quadro 17 - Output do Teste Engle-Granger para o período amostral de janeiro de 1999 e agosto de 2004.

Step 1: testing for a unit root in ipcacom

Dickey-Fuller test with constant

```

model: (1 - L)ipcacom = m + g * ipcacom(-1) + e
unit-root null hypothesis: g = 0
estimated value of g: 0.007702
test statistic: t = 1.235458, with sample size 68
not significant at the 10 percent level

```

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 68 observations 1999.01-2004.08

Dependent variable: d_ipcaco

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	0.771219	0.587649	1.312	unknown
30)	time	0.0326533	0.0159556	2.047	unknown
16)	ipcac_1	-0.0347738	0.0171533	-2.027	unknown
31)	d_ipc_1	0.723499	0.0863039	8.383	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ	0.425980	AIC	0.450976	FPE	0.451038
HQ	0.474920	SCHWARZ	0.513872	SHIBATA	0.448090
GCV	0.452604	RICE	0.454379		

Augmented Dickey-Fuller test on ipcacom:

$F(2, 64) = 2.113127$, with pvalue > .10

The null hypothesis is that ipcacom has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ipcac_1 are both zero.

Step 2: testing for a unit root in ptax

Dickey-Fuller test with constant

```

model: (1 - L)ptax = m + g * ptax(-1) + e
unit-root null hypothesis: g = 0
estimated value of g: -0.079031
test statistic: t = -2.041358, with sample size 68
not significant at the 10 percent level

```

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 68 observations 1999.01-2004.08

Dependent variable: d_ptax

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	0.0426803	0.158251	0.270	unknown
30)	time	0.00329167	0.00240651	1.368	unknown
4)	ptax_1	-0.164497	0.0760543	-2.163	unknown
31)	d_pta_1	-0.0946169	0.124883	-0.758	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

SGMASQ	0.0385370	AIC	0.0407983	FPE	0.0408038
HQ	0.0429644	SCHWARZ	0.0464882	SHIBATA	0.0405371
GCV	0.0409455	RICE	0.0411061		

Augmented Dickey-Fuller test on ptax:

$F(2, 64) = 2.823704$, with pvalue > .10

The null hypothesis is that ptax has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and ptax_1 are both zero.

Step 3: cointegration

Cointegrating regression -

OLS estimates using the 68 observations 1999.01-2004.08

Dependent variable: ipcacom

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	66.9715	5.89359	11.363	< 0.00001 ***
1)	ptax	24.1780	2.30318	10.498	< 0.00001 ***

Unadjusted R-squared = 0.625428

Adjusted R-squared = 0.619753

Durbin-Watson statistic = 0.16816

First-order autocorrelation coeff. = 0.928134

Dickey-Fuller test with constant

model: $(1 - L)uhat = m + g * uhat(-1) + e$ unit-root null hypothesis: $g = 0$ estimated value of g : -0.070393test statistic: $t = -1.371460$, with sample size 67

not significant at the 10 percent level

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS estimates using the 66 observations 1999.03-2004.08

Dependent variable: d_uhat

	VARIABLE	COEFFICIENT	STDERROR	T STAT	2Prob(t > T)
0)	const	-3.62223	4.13713	-0.876	unknown
30)	time	0.0352847	0.0341981	1.032	unknown
33)	uhat_1	-0.0930723	0.0610452	-1.525	unknown
34)	d_uha_1	-0.0757921	0.128084	-0.592	unknown

MODEL SELECTION STATISTICS

	SGMASQ	AIC	FPE	SHIBATA	RICE
	22.0387	23.3710	23.3744		
	24.6292	26.6876	23.2125		
	23.4606	23.5587			

Augmented Dickey-Fuller test on uhat:

 $F(2, 62) = 1.230995$, with pvalue > .10

The null hypothesis is that uhat has a unit root, i.e. the parameters on the time trend and uhat_1 are both zero.

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
- The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

(Note that significance levels for the D-W and F statistics here cannot be read from the usual statistical tables.)