

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

UMA ANÁLISE EMPÍRICA DO “PASS-THROUGH” DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS
PREÇOS INDUSTRIAIS E AO CONSUMIDOR

Leonardo Calenda di Tavani

No. de matrícula 9814689

Orientador: Marco Cavalcanti

Junho de 2002

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

UMA ANÁLISE EMPÍRICA DO “PASS-THROUGH” DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS
PREÇOS INDUSTRIAIS E AO CONSUMIDOR

Leonardo Calenda di Tavani

No. de matrícula 9814689

Orientador: Marco Cavalcanti

Junho de 2002

“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”.

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

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço ao meu orientador, Marco Cavalcanti, pelos ensinamentos passados e pela sua dedicação.

Agradeço aos amigos que fiz ao longo do curso, que com certeza estarão presentes por toda minha vida.

Agradeço também a minha irmã, minha avó e a minha namorada por todo o apoio e compreensão durante a elaboração desta Monografia.

Meus sinceros agradecimentos aos meus pais: passado, presente e futuro.

ÍNDICE

I. INTRODUÇÃO	5
II. O MODELO	8
III. AS VARIÁVEIS DO MODELO.....	10
III.1 O hiato do produto.....	10
III.2 Taxa de Cambio Nominal (R\$/US\$)	21
III.3 Producer Price Index (PPI).....	27
III.3 Coeficiente de Penetração das Importações	32
III.4 Índice de Preços ao Atacado (Indústria de transformação) – Oferta Global	35
III.5 Índice de Preços ao Consumidor (IPC) – Geral	39
IV. COINTEGRAÇÃO	43
V. A ESTIMAÇÃO DO MODELO PARA PREÇOS INDUSTRIAIS E AO CONSUMIDOR	44
V.1 O Modelo para preços industriais com tendência linear do hiato.....	45
V.2 O Modelo para preços industriais com filtro de Hodrick-Prescott.....	50
V.3 O Modelo para o consumidor com tendência linear do hiato	56
V.4 O Modelo para o consumidor com filtro de Hodrick-Prescott.....	61
VI. ANÁLISE DOS RESULTADOS OBTIDOS	67
VI.1 Modelo para preços industriais com tendência linear do hiato	67
VI.2 O Modelo para preços industriais com filtro de Hodrick-Prescott.....	68
VI.3 O Modelo para o consumidor com tendência linear do hiato.....	70
VI.4 O Modelo para o consumidor com filtro de Hodrick-Prescott.....	71
VII. TESTE DE QUEBRA ESTRUTURAL.....	72
VII.1 Modelo para preços industriais com tendência linear do hiato.....	72
VII.2 O Modelo para preços industriais com filtro de Hodrick-Prescott	73
VII.3 O Modelo para o consumidor com tendência linear do hiato	73
VII.4 O Modelo para o consumidor com filtro de Hodrick-Prescott.....	79
VIII – CONCLUSÃO.....	86
IX – REFERÊNCIAS	89

I. INTRODUÇÃO

No contexto atual, crises econômicas nos países em desenvolvimento repercutem em redução de investimentos externos e, em casos mais graves, fuga de capital ao exterior. Tal fato implica em afloramento de uma crise cambial que reflete em possível aumento da dívida, uma vez que parte desta possivelmente está indexada à moeda estrangeira entre outros fatores adversos. Grandes depreciações cambiais podem causar elevados impactos sobre o nível de preços da economia doméstica, já que grande parte da cesta de consumo interna é composta por bens importados, além de certos fatores de produção também serem produzidos externamente. Portanto, o medo de impactos inflacionários advindos de crises cambiais se torna evidente.

O Plano Real, baseado em um plano de consolidação da abertura comercial, reforma fiscal e monetária, buscou eliminar a inércia inflacionária através da criação da Unidade Real de Valor (URV) que posteriormente, transformou-se no Real. Esta nova moeda brasileira foi atrelada ao dólar, visando não só determinar um limite para a elevação de preços como também dissipar incertezas acerca do valor da moeda nacional. Em termos de redução da inflação, a medida adotada foi espetacular no sentido de que a inflação que se vinha mantendo em torno de 45% até meados de 1994, reduziu-se para 2% em setembro deste mesmo ano.

No entanto, para manter o Balanço de Pagamentos estável foi necessário conservar elevadas taxas de juros buscando grande entrada de fluxos de capital, uma vez que o saldo em Conta Corrente passou a apresentar déficits devido a um relativo aumento das importações sobre as exportações.

Crises econômicas subseqüentes, a exemplo da crise do México em 1994, crise asiática em 1997 e crise da Rússia em 1998, abalaram os então chamados “mercados emergentes”. Tais crises ocasionaram uma profunda desconfiança nas economias da América Latina, levando a redução de investimentos externos, de modo que o Banco Central precisou intervir no mercado de câmbio para equilibrar a demanda e oferta de divisas buscando aliviar pressões de desvalorização.

A crise russa de 1998 foi crucial. A reação do Brasil em relação a crise foi mais uma vez elevar bruscamente as taxas de juros nominais. No entanto, tal medida acabou por desenfrear uma grande saída de dólares e diminuição maciça das reservas brasileiras. A grande dependência brasileira por recursos externos se tornara evidente. Associadas a tal dependência, medidas fiscais restritivas geraram recessão econômica, levando o PIB a crescimentos reais negativos em 1998. Neste contexto foi necessário recorrer a organismos multilaterais como o FMI, BID e Banco Mundial para impedir uma crise no Brasil que poderia ser generalizada para a América Latina. Mesmo com o acordo estabelecido, o Brasil não resistiu a pressão dos investidores internacionais e aos déficits da balança comercial. Em 18 de janeiro, dias após a saída de Gustavo Franco da presidência do Banco Central, foi anunciada a adoção do sistema de câmbio livre no país. O presidente do Banco Central em questão era Francisco Lopes que deixou o cargo duas semanas depois para a entrada de Arminio Fraga, visando uma maior credibilidade do Banco Central. A perda da âncora cambial se tornou aceitável diante das crises internacionais e dificuldades de aprovação de reformas fiscais, mas custou a credibilidade e confiança no governo brasileiro.

Uma das grandes preocupações da desvalorização cambial era seu efeito sobre a inflação do país. O medo era que houvesse o ressurgimento da inflação e tal repercussão sobre preços e salários destruíssem toda a confiança e estabilidade conseguida após a implantação do Plano

Real. Neste contexto repasse da desvalorização cambial para os preços passou a ser discutido pela literatura acadêmica com frequência, a exemplo de Goldfajan e Werlang 2000, que discuti o coeficiente de pass-through em uma grande amostra de países durante o tempo. O artigo aponta, que, inclusive, já existia uma vasta literatura voltada para o estudo deste impacto da desvalorização sobre o nível de preços, a exemplo de Dornbuch 1987, Fisher 1989 e Klein 1990.

Neste contexto, a monografia buscará discutir este repasse da desvalorização cambial no caso brasileiro não só para preços industriais, como também ao consumidor. A monografia está dividida em oito capítulos, incluindo esta introdução. No Capítulo II é levantado o modelo a ser estimado, bem como as expectativas envolvidas. Ao longo do Capítulo III, serão analisadas as séries das variáveis dos modelos, testando a hipótese de estacionariedade para as séries em questão. O Capítulo IV é reservado para o teste de cointegração. O Capítulo V se refere à estimação dos modelos, enquanto o Capítulo VI analisa os resultados obtidos. No Capítulo VII é realizado um teste de quebra estrutural. O último Capítulo é reservado as considerações finais do trabalho.

II. O MODELO

A abordagem empírica deste trabalho se dará a partir da estimação de dois modelos. O primeiro se refere à análise do repasse de variações na taxa de câmbio para os preços industriais, enquanto o segundo tem como objetivo analisar o impacto para o consumidor. Neste sentido, a variável dependente do primeiro modelo será o IPA_{og} e a variável dependente do segundo modelo o IPC-geral.

Os regressores de ambos modelos são a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), o PPI (Producer Price Index), o coeficiente de penetração das importações (Importações/Consumo aparente) e o desvio do produto em relação a sua tendência (hiato do produto).

Espera-se que o coeficiente da taxa de câmbio estimado seja positivo, já que a desvalorização cambial implica em um aumento da inflação. Isto porque grande parte dos insumos das indústrias e mercadorias consumidas pela população é importada.

O mesmo deve ocorrer para o coeficiente estimado para o PPI, já que este capta uma mudança dos preços relativos entre os Brasil e os Estados Unidos.

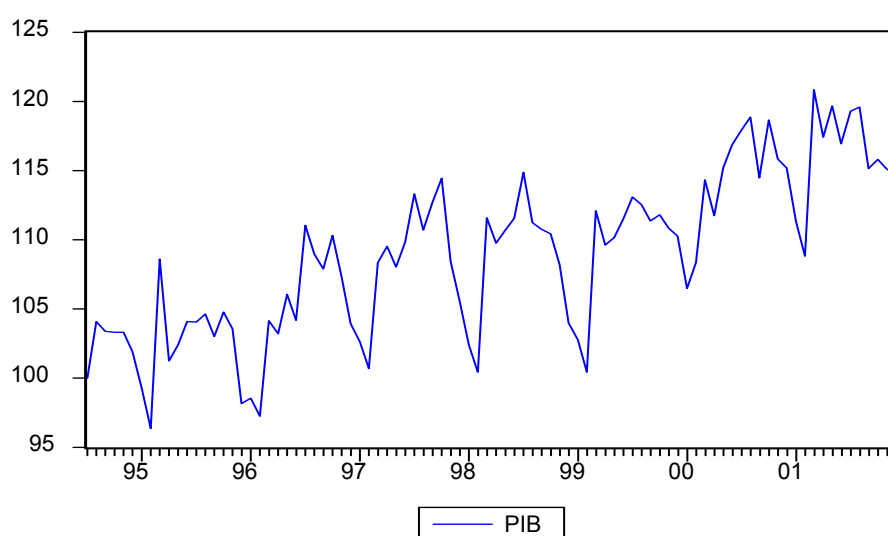
O sinal esperado para coeficiente de penetração das importações também deverá ser positivo, pois há de se esperar que um aumento da penetração das importações deixa a economia doméstica mais suscetível a variações no câmbio e preços externos.

Em se tratando do hiato do produto, sabe-se que caso a economia esteja operando em uma zona de superaquecimento, ou seja, o produto acima do produto potencial, haverá um impacto positivo nos preços da economia. Da mesma forma, se a economia operar em uma zona de subemprego, ou seja, existindo um produto ocioso, espera-se que não haja um aumento de preços. Portanto, espera-se que a variável hiato do produto esteja diretamente relacionada com a inflação.

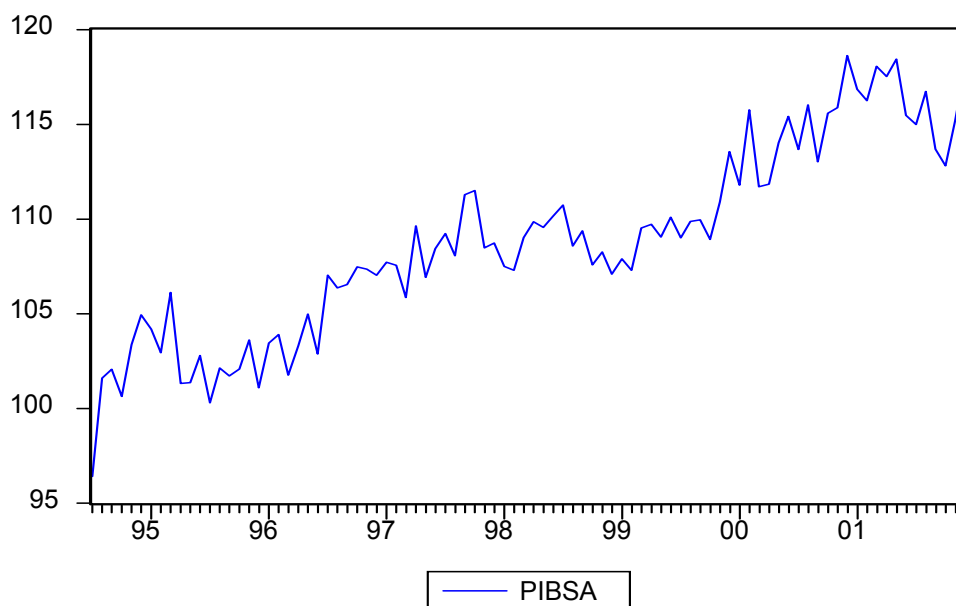
III. AS VARIÁVEIS DO MODELO

III.1 O hiato do produto

Em se tratando da análise do hiato do produto, que significa o quanto o produto se desvia de sua tendência, é necessário escolher o tipo de tendência que será utilizada. Serão utilizados dois casos de tendência: tendência linear (1.1) e tendência a partir do filtro Hodrick Prescott (1.2). O gráfico abaixo representa a série do PIB mensal real com base 1994:7=100, obtida no Ipeadata.



A partir da análise gráfica, o comportamento sazonal da série se torna evidente. Para que sejam realizados testes e estimações torna-se necessário filtrar este caráter de sazonalidade da série. O gráfico da nova série em questão é apresentado a seguir.

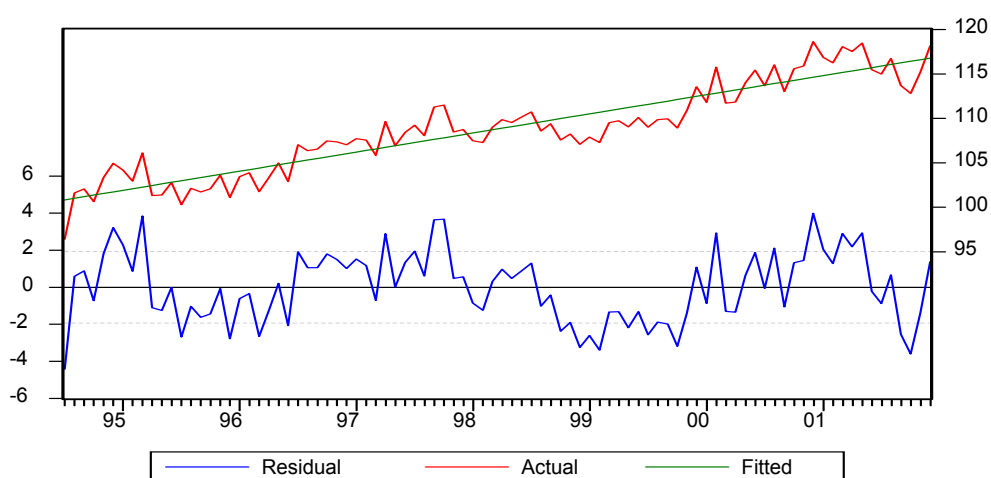


Quando determinando a tendência do produto como linear, para estimar esta tendência é necessário utilizar a função *@trend* do software Eviews. Esta função retorna uma série de tendência, normalizada pela primeira observação da série do PIBSA. Ao regressir o PIBSA utilizando esta função será considerada também a presença de um intercepto, à medida que se espera que a tendência do PIB não cruze a origem. A seguir pode-se observar a equação obtida.

Dependent Variable: PIBSA
 Method: Least Squares
 Date: 05/10/02 Time: 10:09
 Sample: 1994:07 2001:12
 Included observations: 90

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	100.8308	0.403721	249.7533	0.0000
@TREND	0.179188	0.007835	22.87037	0.0000
R-squared	0.855987	Mean dependent var	108.8046	
Adjusted R-squared	0.854350	S.D. dependent var	5.059726	
S.E. of regression	1.931000	Akaike info criterion	4.175924	
Sum squared resid	328.1309	Schwarz criterion	4.231476	
Log likelihood	-185.9166	F-statistic	523.0538	
Durbin-Watson stat	1.015607	Prob(F-statistic)	0.000000	

No gráfico abaixo, pode-se observar o comportamento do produto em relação à reta de tendência. Como o esperado, o valor do PIBSA, representado pela cor vermelha, varia em torno da tendência, cuja cor no gráfico é verde. O hiato, representado pela cor azul, é dado exatamente pela distância entre o produto realizado e a tendência demonstrada.



A série dos resíduos desta regressão, obviamente representará o hiato do produto, já que este é o quanto o produto está acima ou abaixo da sua tendência. A série do hiato, assumindo tendência linear, esta demonstrada no anexo.

O próximo passo é testar a hipótese de estacionariedade da série. Não é conhecido o processo estocástico que determina esta possível realização de modo que não se tem o polinômio gerador, não sendo possível determinar a existência de raiz unitária por modo determinístico. Portanto, para testar a hipótese de estacionariedade, efetua-se o teste Dickey Fuller Aumentado (*Augmented Dickey-Fuller*), disponível no software *Eviews*. O teste é realizado considerando apenas intercepto, intercepto e tendência e nenhuma destas hipóteses de modo a não obter conclusões enganosas. Os valores ADF são comparados aos valores críticos, considerando um nível de significância da ordem de 5% e caso o ADF seja maior que este valor crítico rejeita-se a hipótese de presença de raiz unitária, de forma que se assume a presença de estacionariedade.

Ao efetuar o teste, considerando apenas intercepto, foi tomado o valor 6 para diferença defasada e observado, além do ADF, o critério de informação de Akaike e Schwarz. Ao reduzir o número de diferenças o ADF continuou a ser maior que o valor crítico e os valores dos critérios de informação mencionados acima reduziram de forma a se ter uma melhora no teste. No entanto, assumindo uma diferença defasada de 2, aumenta-se o valor do critério de informação de Akaike, de forma que a se tomar o número de diferenças 3 como ótimo. O valor do ADF, valor crítico a 5%, critério de informação de Akaike e Schwartz a cada vez que se reduz o número de diferença defasada são demonstrados conforme a tabela abaixo.

diferença defasada	ADF	valor crítico 5%	Akaike	Schwartz
6	-2,7785	-2,8963	3,8187	4,0518
5	-2,7095	-2,8959	3,7993	4,0018
4	-3,1753	-2,8955	3,7969	3,9694
3	-3,1038	-2,8951	3,7747	3,9174
2	-2,6149	-2,8947	3,7856	3,8989

A saída do Eviews referente ao teste realizado é apresentada abaixo.

ADF Test Statistic	-3.103834	1% Critical Value*	-3.5073
		5% Critical Value	-2.8951
		10% Critical Value	-2.5844

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HIATOSA_LIN)

Method: Least Squares

Date: 05/10/02 Time: 10:34

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HIATOSA_LIN(-1)	-0.356111	0.114732	-3.103834	0.0026
D(HIATOSA_LIN(-1))	-0.295558	0.139313	-2.121540	0.0369
D(HIATOSA_LIN(-2))	-0.030670	0.137331	-0.223327	0.8238
D(HIATOSA_LIN(-3))	0.210904	0.107509	1.961728	0.0532
C	0.017014	0.167754	0.101422	0.9195
R-squared	0.360171	Mean dependent var		0.024443
Adjusted R-squared	0.328574	S.D. dependent var		1.895305
S.E. of regression	1.553024	Akaike info criterion		3.774666
Sum squared resid	195.3625	Schwarz criterion		3.917360
Log likelihood	-157.3106	F-statistic		11.39907
Durbin-Watson stat	1.973516	Prob(F-statistic)		0.000000

Como se tem um valor ADF de (-3.103834) e um valor crítico a 5% de (-2.8951), rejeita-se a hipótese de raiz unitária de forma a se considerar esta série estacionária dado o teste de Dickey Fuller com presença de intercepto apenas. Outro fato a ser observado é que a estatística de Durbin-Watson está próxima de 2, indicando que não há autocorrelação de 1ª ordem entre os erros.

Considera-se, agora, o teste assumindo incluindo tendência e intercepto. A partir da observação dos valores dos critérios de informação de Akaike ou Schwarz, encontra-se o valor de diferença defasada ótima como 1.

A saída do Eviews referente ao teste realizado é apresentada abaixo.

ADF Test Statistic	-3.595882	1% Critical Value*	-4.0648
		5% Critical Value	-3.4608
		10% Critical Value	-3.1564

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HIATOSA_LIN)

Method: Least Squares

Date: 05/10/02 Time: 10:43

Sample(adjusted): 1994:09 2001:12

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HIATOSA_LIN(-1)	-0.377658	0.105025	-3.595882	0.0005
D(HIATOSA_LIN(-1))	-0.246360	0.101926	-2.417047	0.0178
C	0.093421	0.351841	0.265521	0.7913
@TREND(1994:07)	-0.001383	0.006751	-0.204805	0.8382
R-squared	0.297815	Mean dependent var		0.008952
Adjusted R-squared	0.272736	S.D. dependent var		1.881681
S.E. of regression	1.604693	Akaike info criterion		3.781001
Sum squared resid	216.3033	Schwarz criterion		3.940737
Log likelihood	-164.4378	F-statistic		11.87550
Durbin-Watson stat	2.087296	Prob(F-statistic)		0.000001

O ADF, neste caso assume um valor de (3.595882), enquanto o valor crítico a 5% de significância é de (3.4608), além disso, a estatística de Durbin-Watson está próxima de 2. Portanto, a hipótese alternativa de estacionariedade continua mantida para este caso também.

Por último, efetua-se o teste Dickey Fuller sem considerar a presença de intercepto nem tendência. Como mostra a tabela a seguir, o mesmo critério de decisão foi tomado para decisão do número ótimo de diferença defasada, e novamente, tal número foi 3.

diferença defasada	ADF	valor crítico 5%	Akaike	Schwartz
6	-2,8091	-1,9441	3,7954	3,9994
5	-2,7357	-1,9440	3,7757	3,9493
4	-3,1971	-1,9440	3,7734	3,9171
3	-3,1212	-1,9439	3,7515	3,8657
2	-2,6305	-1,9439	3,7626	3,8476

A tabela a seguir mostra o resultado obtido a partir do teste realizado.

ADF Test Statistic	-3.121165	1% Critical Value*	-2.5899
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HIATOSA_LIN)

Method: Least Squares

Date: 05/10/02 Time: 10:56

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

Included observations: 86 after adjusting endpoints

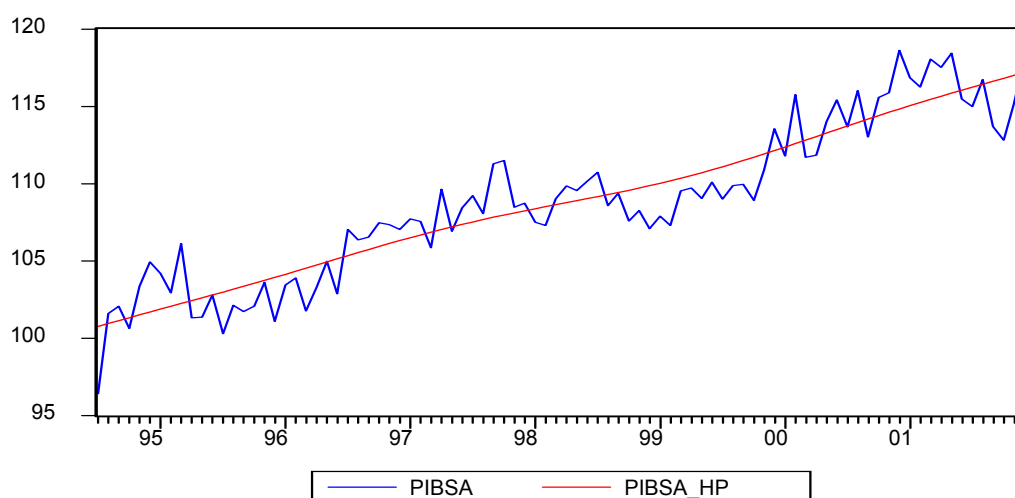
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HIATOSA_LIN(-1)	-0.355639	0.113944	-3.121165	0.0025
D(HIATOSA_LIN(-1))	-0.296281	0.138289	-2.142484	0.0351
D(HIATOSA_LIN(-2))	-0.031397	0.136314	-0.230329	0.8184
D(HIATOSA_LIN(-3))	0.210661	0.106832	1.971895	0.0520
R-squared	0.360090	Mean dependent var		0.024443
Adjusted R-squared	0.336678	S.D. dependent var		1.895305
S.E. of regression	1.543623	Akaike info criterion		3.751537
Sum squared resid	195.3873	Schwarz criterion		3.865692
Log likelihood	-157.3161	F-statistic		15.38098
Durbin-Watson stat	1.972801	Prob(F-statistic)		0.000000

O valor ADF observado foi de (3.121165), de novo acima do valor crítico ao nível de 5% de significância (1.9439) e a estatística de Durbin-Watson 1.972801, muito próxima de 2. Portanto, considerando a série do hiato do produto como desvio o produto em relação a sua tendência linear, chega-se a conclusão que a série é estacionária.

Uma forma mais adequada de determinar a tendência de uma série é através do filtro de Hodrick Prescott*, uma vez que com esta ferramenta se obtém um maior ajuste dos dados em relação à tendência. Observando o gráfico, na página seguinte, este argumento se torna mais claro. O hiato do produto não foge da sua definição, será a percentagem que representa quanto o produto está acima ou abaixo de sua tendência. A forma de calculá-lo, contudo, será de certa forma diferente. Ao rodar o filtro Hodrick Prescott, cria-se uma nova série que representa a

* Explicação formal do filtro no anexo da Monografia

tendência. Como o objetivo é obter o desvio percentual do PIBSA em relação a esta tendência cria-se a série do hiato como sendo o a diferença entre a série do PIBSA e da tendência dividida pela tendência $[(PIBSA-tend)/tend]$. A análise de estacionariedade ocorrerá em cima desta série. Abaixo, se tem o gráfico do PIBSA e sua tendência, calculada a partir do filtro Hodrick Prescott.



Como explicado anteriormente, para testar a hipótese de estacionariedade, é necessário e mais completo efetuar o teste Dickey Fuller Aumentado, considerando três casos: incluindo apenas intercepto, incluindo tendência e intercepto e não incluindo nem tendência nem intercepto.

Para o primeiro caso, efetua-se o teste de Dickey Fuller considerando apenas a inclusão de intercepto. O valor ótimo de diferenças defasadas é encontrado baseando-se nos critérios de Akaike e Schwarz e a saída do Eviews abaixo a seguir mostra os resultados obtidos.

ADF Test Statistic	-3.573248	1% Critical Value*	-3.5082
		5% Critical Value	-2.8955
		10% Critical Value	-2.5846

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HIATOSA_HP)

Method: Least Squares

Date: 05/10/02 Time: 11:13

Sample(adjusted): 1994:12 2001:12

Included observations: 85 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HIATOSA_HP(-1)	-0.476735	0.133418	-3.573248	0.0006
D(HIATOSA_HP(-1))	-0.237212	0.144809	-1.638104	0.1054
D(HIATOSA_HP(-2))	0.049998	0.148994	0.335572	0.7381
D(HIATOSA_HP(-3))	0.322291	0.138463	2.327637	0.0225
D(HIATOSA_HP(-4))	0.136379	0.111358	1.224690	0.2243
C	6.93E-05	0.001519	0.045647	0.9637
R-squared	0.389060	Mean dependent var	-0.000118	
Adjusted R-squared	0.350393	S.D. dependent var	0.017301	
S.E. of regression	0.013944	Akaike info criterion	-5.639552	
Sum squared resid	0.015361	Schwarz criterion	-5.467130	
Log likelihood	245.6810	F-statistic	10.06178	
Durbin-Watson stat	1.921140	Prob(F-statistic)	0.000000	

O ADF obtido foi de (3.573248) que é maior, em módulo, do que o valor crítico a 5% (2.8955) e a estatística de Durbin-Watson está muito próximo de 2. Portanto, pode-se assumir a hipótese de estacionariedade da série.

Para o segundo caso, ao ser efetuado o teste de *Dickey Fuller* considerando a inclusão de intercepto e tendência, acha-se, novamente, como número ótimo de defasagem o valor 4, se baseando novamente no critério de Akaike e Schwarz. A tabela a seguir mostra os resultados obtidos.

ADF Test Statistic	-3.553607	1% Critical Value*	-4.0686
		5% Critical Value	-3.4626
		10% Critical Value	-3.1574

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HIATOSA_HP)

Method: Least Squares

Date: 05/10/02 Time: 11:18

Sample(adjusted): 1994:12 2001:12

Included observations: 85 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HIATOSA_HP(-1)	-0.477126	0.134265	-3.553607	0.0006
D(HIATOSA_HP(-1))	-0.235983	0.145887	-1.617577	0.1098
D(HIATOSA_HP(-2))	0.052179	0.150468	0.346780	0.7297
D(HIATOSA_HP(-3))	0.324498	0.139927	2.319058	0.0230
D(HIATOSA_HP(-4))	0.137901	0.112407	1.226801	0.2236
C	-0.000428	0.003303	-0.129549	0.8973
@TREND(1994:07)	1.06E-05	6.25E-05	0.169809	0.8656
R-squared	0.389286	Mean dependent var	-0.000118	
Adjusted R-squared	0.342308	S.D. dependent var	0.017301	
S.E. of regression	0.014031	Akaike info criterion	-5.616393	
Sum squared resid	0.015355	Schwarz criterion	-5.415233	
Log likelihood	245.6967	F-statistic	8.286546	
Durbin-Watson stat	1.923288	Prob(F-statistic)	0.000001	

O ADF obtido foi de (3.553607) que é maior do que o valor crítico a 5% (3.4626) e a estatística de Durbin-Watson está próxima de 2. Portanto, pode-se assumir a hipótese de estacionariedade da série.

Por último, efetua-se o teste *Dickey Fuller* sem incluir tendência e intercepto. Considerando uma análise similar a realizada anteriormente em relação aos critérios de informação de Akaike e Schwarz, se obtém 5 defasagens como ótimo e o resultado é mostrado na próxima página.

ADF Test Statistic	-3.069877	1% Critical Value*	-2.5906
		5% Critical Value	-1.9440
		10% Critical Value	-1.6178

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(HIATOSA_HP)
 Method: Least Squares
 Date: 05/10/02 Time: 11:20
 Sample(adjusted): 1995:01 2001:12
 Included observations: 84 after adjusting endpoints

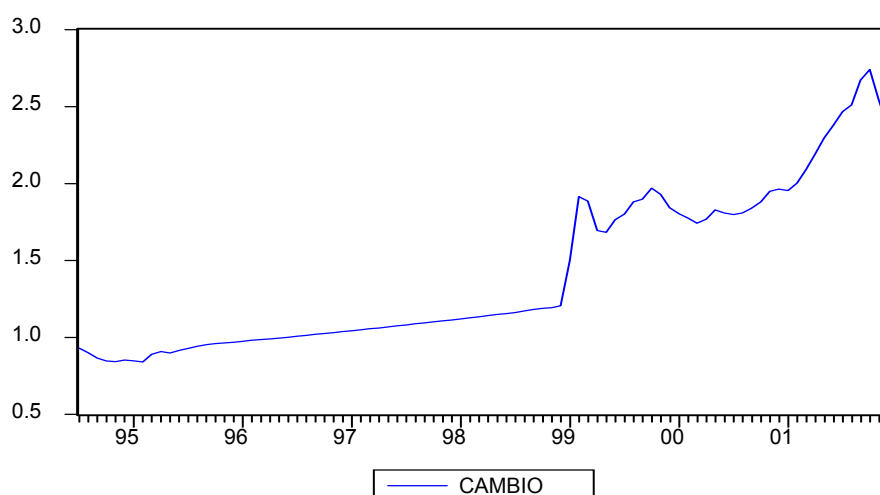
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HIATOSA_HP(-1)	-0.435411	0.141833	-3.069877	0.0029
D(HIATOSA_HP(-1))	-0.276814	0.147601	-1.875430	0.0645
D(HIATOSA_HP(-2))	0.028995	0.147186	0.196999	0.8443
D(HIATOSA_HP(-3))	0.254353	0.146829	1.732310	0.0872
D(HIATOSA_HP(-4))	0.028038	0.143778	0.195012	0.8459
D(HIATOSA_HP(-5))	-0.058543	0.111083	-0.527019	0.5997
R-squared	0.407672	Mean dependent var	-0.000283	
Adjusted R-squared	0.369703	S.D. dependent var	0.017337	
S.E. of regression	0.013764	Akaike info criterion	-5.664709	
Sum squared resid	0.014778	Schwarz criterion	-5.491079	
Log likelihood	243.9178	F-statistic	10.73677	
Durbin-Watson stat	1.969682	Prob(F-statistic)	0.000000	

O ADF obtido foi de (3.069877) que é maior do que o valor crítico a 5% (1.9440) e a estatística de Durbin-Watson está próxima de 2. Portanto, pode-se assumir a hipótese de estacionariedade da série.

Conclui-se, portanto, que a série do hiato do produto apresenta comportamento estacionário tanto considerando a tendência como linear como a determinando a partir do filtro Hodrick Prescott.

III.2 Taxa de Cambio Nominal (R\$/US\$)

A taxa de câmbio nominal utilizado no trabalho foi obtida através da MCM Consultores Associados, seu formato é R\$/US\$ e a série é apresentada mensalmente. A série é obtida a partir cálculo da média mensal da ptax diária. No gráfico abaixo podemos ver a evolução do câmbio nominal.



Analisando o gráfico nota-se uma quebra estrutural na série no final de Janeiro de 1999, resultado da mudança da política cambial de bandas cambiais para câmbio flutuante. Esta quebra será testada mais à frente no trabalho. No entanto, tal possível quebra pode afetar os resultados do teste de raiz unitária. O ideal neste caso é fazer o teste de Perron, porém este não será feito.

A série da taxa de câmbio foi transformada para base 1994:7 = 100 e normalizada, a partir da função logaritmo, para a realização dos testes de estacionariedade e estimações dos modelos desejados.

Com objetivo de testar a estacionariedade desta variável foram feitos testes *Dickey Fuller* considerando apenas intercepto, intercepto e tendência e, por último, sem intercepto e sem tendência. Os resultados dos testes realizados para testar a hipótese de estacionariedade da série da Taxa de Câmbio Nominal (R\$/US\$) são mostrados a seguir.

Ao se considerar apenas a intercepto, para a série em nível, percebe-se que não podemos rejeitar a hipótese nula de presença raiz unitária ao nível de significância de 5%. Na tabela abaixo se observa que, com um valor para a estatística ADF de (0.353568), não se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

ADF Test Statistic	0.353568	1% Critical Value*	-3.5064
		5% Critical Value	-2.8947
		10% Critical Value	-2.5842

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CAMBIO_LN)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 23:30

Sample(adjusted): 1994:10 2001:12

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CAMBIO_LN(-1)	0.003799	0.010744	0.353568	0.7246
D(CAMBIO_LN(-1))	0.663483	0.094241	7.040296	0.0000
D(CAMBIO_LN(-2))	-0.543192	0.098780	-5.498980	0.0000
C	-0.008485	0.053084	-0.159834	0.8734
R-squared	0.413329	Mean dependent var	0.011548	
Adjusted R-squared	0.392124	S.D. dependent var	0.042156	
S.E. of regression	0.032868	Akaike info criterion	-3.947754	
Sum squared resid	0.089665	Schwarz criterion	-3.834379	
Log likelihood	175.7273	F-statistic	19.49208	
Durbin-Watson stat	1.715657	Prob(F-statistic)	0.000000	

Portanto, o procedimento a ser tomado é transformar a série para sua primeira diferença através de uma opção do próprio teste ADF. Na saída do Eviews abaixo é apresentado o resultado do teste ADF e rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5%, pois se tem uma estatística ADF de (-4.705349) para um valor crítico de (-2.8951).

ADF Test Statistic	-4.705349	1% Critical Value*	-3.5073
		5% Critical Value	-2.8951
		10% Critical Value	-2.5844

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CAMBIO_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 23:31

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CAMBIO_LN(-1))	-0.640139	0.136045	-4.705349	0.0000
D(CAMBIO_LN(-1),2)	0.440834	0.100189	4.400045	0.0000
D(CAMBIO_LN(-2),2)	-0.283757	0.108744	-2.609405	0.0108
C	0.007810	0.003809	2.050675	0.0435
R-squared	0.511909	Mean dependent var	-0.000596	
Adjusted R-squared	0.494052	S.D. dependent var	0.044544	
S.E. of regression	0.031684	Akaike info criterion	-4.020600	
Sum squared resid	0.082319	Schwarz criterion	-3.906445	
Log likelihood	176.8858	F-statistic	28.66716	
Durbin-Watson stat	1.889866	Prob(F-statistic)	0.000000	

Considerando tendência e intercepto, para a série em nível, percebe-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de presença raiz unitária ao nível de significância de 5%. Na tabela a seguir se observa que com um valor para a estatística ADF de (2.101378), não se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

ADF Test Statistic	-2.101378	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CAMBIO_LN)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 23:33

Sample(adjusted): 1994:10 2001:12

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CAMBIO_LN(-1)	-0.076754	0.036525	-2.101378	0.0387
D(CAMBIO_LN(-1))	0.667209	0.091905	7.259777	0.0000
D(CAMBIO_LN(-2))	-0.485005	0.099578	-4.870588	0.0000
C	0.338873	0.159518	2.124361	0.0367
@TREND(1994:07)	0.001122	0.000487	2.302110	0.0239
R-squared	0.448944	Mean dependent var	0.011548	
Adjusted R-squared	0.422063	S.D. dependent var	0.042156	
S.E. of regression	0.032048	Akaike info criterion	-3.987393	
Sum squared resid	0.084222	Schwarz criterion	-3.845675	
Log likelihood	178.4516	F-statistic	16.70131	
Durbin-Watson stat	1.701642	Prob(F-statistic)	0.000000	

A tabela abaixo mostra o resultado do teste *Dickey Fuller* em primeira diferença.

ADF Test Statistic	-4.648501	1% Critical Value*	-4.0673
		5% Critical Value	-3.4620
		10% Critical Value	-3.1570

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CAMBIO_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 23:35

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CAMBIO_LN(-1))	-0.655555	0.141025	-4.648501	0.0000
D(CAMBIO_LN(-1),2)	0.450257	0.102879	4.376568	0.0000
D(CAMBIO_LN(-2),2)	-0.275013	0.111028	-2.476971	0.0153
C	0.005040	0.007302	0.690199	0.4920
@TREND(1994:07)	6.37E-05	0.000143	0.445564	0.6571
R-squared	0.513102	Mean dependent var	-0.000596	
Adjusted R-squared	0.489058	S.D. dependent var	0.044544	
S.E. of regression	0.031840	Akaike info criterion	-3.999792	
Sum squared resid	0.082118	Schwarz criterion	-3.857098	
Log likelihood	176.9911	F-statistic	21.33985	
Durbin-Watson stat	1.886135	Prob(F-statistic)	0.000000	

Nota-se que a estatística ADF é maior que o valor crítico a 5% de significância, de modo que se pode considerar a série como estacionária.

Ao não considerar intercepto nem tendência, para a série em nível, percebe-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de presença raiz unitária ao nível de significância de 5%. Na tabela abaixo é visto que, com um valor para a estatística ADF de (1.772521), não se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

ADF Test Statistic	1.772521	1% Critical Value*	-2.5897
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CAMBIO_LN)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 23:41

Sample(adjusted): 1994:10 2001:12

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CAMBIO_LN(-1)	0.002086	0.000752	2.772521	0.0068
D(CAMBIO_LN(-1))	0.664220	0.093580	7.097854	0.0000
D(CAMBIO_LN(-2))	-0.539587	0.095613	-5.643463	0.0000
R-squared	0.413149	Mean dependent var		0.011548
Adjusted R-squared	0.399176	S.D. dependent var		0.042156
S.E. of regression	0.032677	Akaike info criterion		-3.970435
Sum squared resid	0.089692	Schwarz criterion		-3.885403
Log likelihood	175.7139	F-statistic		29.56836
Durbin-Watson stat	1.714995	Prob(F-statistic)		0.000000

Na tabela abaixo se observa o resultado do teste ADF em primeira diferença. Rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5%, pois temos uma estatística ADF de (4.155607) para um valor crítico de (1.9439).

ADF Test Statistic	-4.155607	1% Critical Value*	-2.5899
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CAMBIO_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 23:37

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

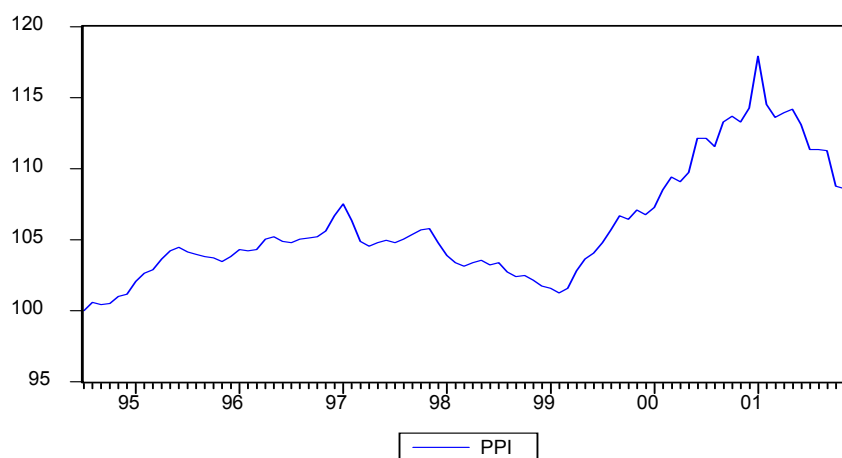
Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CAMBIO_LN(-1))	-0.516941	0.124396	-4.155607	0.0001
D(CAMBIO_LN(-1),2)	0.381664	0.097779	3.903345	0.0002
D(CAMBIO_LN(-2),2)	-0.348180	0.106099	-3.281664	0.0015
R-squared	0.486878	Mean dependent var	-0.000596	
Adjusted R-squared	0.474514	S.D. dependent var	0.044544	
S.E. of regression	0.032290	Akaike info criterion	-3.993844	
Sum squared resid	0.086541	Schwarz criterion	-3.908227	
Log likelihood	174.7353	F-statistic	39.37744	
Durbin-Watson stat	1.901168	Prob(F-statistic)	0.000000	

A partir de tais testes, conclui-se que é necessário utilizar a variável câmbio em primeira diferença na estimação do modelo. Isto porque, como observado, esta variável não tem comportamento estacionário no nível, mas sim em primeira diferença.

III. 3 Producer Price Index (PPI)

Este é o índice de preços ao produtor dos Estados Unidos, obtido no Bureau of Labor Statistics (U.S. Department of Labor). O índice está apresentado mensalmente e com base em 1994:7 = 100. No gráfico abaixo pode se observar a evolução da série do PPI.



No entanto, foi feita uma normalização da série, com a função logaritmo, para a realização dos testes de estacionariedade e posterior estimação dos modelos. Novamente, ao realizar os testes *Dickey Fuller* será considerado apenas intercepto, intercepto e tendência e, por último, sem intercepto e sem tendência. Os resultados dos testes realizados para testar a hipótese de estacionariedade da série da Producer Price Index são mostrados a seguir.

Ao se considerar apenas a intercepto, para a série em nível, percebe-se que não podemos rejeitar a hipótese nula de presença raiz unitária ao nível de significância de 5%. Na tabela abaixo se observa que, com um valor para a estatística ADF de (1.598624), não se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

ADF Test Statistic	-1.598624	1% Critical Value*	-3.5064
		5% Critical Value	-2.8947
		10% Critical Value	-2.5842

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPI_LN)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 22:21

Sample(adjusted): 1994:10 2001:12

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPI_LN(-1)	-0.038277	0.023944	-1.598624	0.1137
D(PPI_LN(-1))	0.153162	0.110463	1.386547	0.1693
D(PPI_LN(-2))	-0.083761	0.110446	-0.758393	0.4504
C	0.179173	0.111657	1.604679	0.1124
R-squared	0.054436	Mean dependent var		0.000714
Adjusted R-squared	0.020259	S.D. dependent var		0.008200
S.E. of regression	0.008116	Akaike info criterion		-6.745014
Sum squared resid	0.005467	Schwarz criterion		-6.631639
Log likelihood	297.4081	F-statistic		1.592756
Durbin-Watson stat	1.896807	Prob(F-statistic)		0.197327

Testa-se, portanto, a hipótese de estacionariedade para a série em primeira diferença.

ADF Test Statistic	-3.354828	1% Critical Value*	-3.5073
		5% Critical Value	-2.8951
		10% Critical Value	-2.5844

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPI_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 22:23

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PPI_LN(-1))	-0.625849	0.186552	-3.354828	0.0012
D(PPI_LN(-1),2)	-0.176265	0.147273	-1.196859	0.2348
D(PPI_LN(-2),2)	-0.316491	0.115509	-2.739962	0.0075
C	0.000267	0.000878	0.303928	0.7620
R-squared	0.474743	Mean dependent var		-0.000199
Adjusted R-squared	0.455526	S.D. dependent var		0.010753
S.E. of regression	0.007934	Akaike info criterion		-6.789818
Sum squared resid	0.005162	Schwarz criterion		-6.675663
Log likelihood	295.9622	F-statistic		24.70468
Durbin-Watson stat	2.063951	Prob(F-statistic)		0.000000

Na saída do Eviews acima é apresentado o resultado do teste ADF e rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5%, pois se tem uma estatística ADF de (3.354828) para um valor crítico de (2.8951).

O segundo teste seria considerando tendência e intercepto para a série em nível. Ao ser realizado, percebe-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de presença raiz unitária ao nível de significância de 5%. Na tabela abaixo se observa que com um valor para a estatística ADF de (1.197036), não se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

ADF Test Statistic	-1.197036	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPI_LN)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 22:26

Sample(adjusted): 1994:10 2001:12

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPI_LN(-1)	-0.043531	0.036366	-1.197036	0.2347
D(PPI_LN(-1))	0.156528	0.112472	1.391707	0.1678
D(PPI_LN(-2))	-0.079676	0.113094	-0.704508	0.4831
C	0.203202	0.167753	1.211320	0.2293
@TREND(1994:07)	1.02E-05	5.29E-05	0.192835	0.8476
R-squared	0.054864	Mean dependent var		0.000714
Adjusted R-squared	0.008760	S.D. dependent var		0.008200
S.E. of regression	0.008164	Akaike info criterion		-6.722479
Sum squared resid	0.005465	Schwarz criterion		-6.580760
Log likelihood	297.4278	F-statistic		1.190006
Durbin-Watson stat	1.897097	Prob(F-statistic)		0.321418

Ao observar o resultado do teste *Dickey Fuller* em primeira diferença, apresentado a seguir, nota-se que a estatística ADF é maior que o valor crítico a 5% de significância, de modo que se pode considerar a série como estacionária.

ADF Test Statistic	-3.533532	1% Critical Value*	-4.0673
		5% Critical Value	-3.4620
		10% Critical Value	-3.1570

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPI_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 22:27

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PPI_LN(-1))	-0.642838	0.187223	-3.433532	0.0009
D(PPI_LN(-1),2)	-0.167591	0.147467	-1.136462	0.2591
D(PPI_LN(-2),2)	-0.313693	0.115503	-2.715874	0.0081
C	0.001936	0.001848	1.047743	0.2979
@TREND(1994:07)	-3.55E-05	3.46E-05	-1.026520	0.3077
R-squared	0.481488	Mean dependent var	-0.000199	
Adjusted R-squared	0.455883	S.D. dependent var	0.010753	
S.E. of regression	0.007932	Akaike info criterion	-6.779488	
Sum squared resid	0.005096	Schwarz criterion	-6.636793	
Log likelihood	296.5180	F-statistic	18.80409	
Durbin-Watson stat	2.073010	Prob(F-statistic)	0.000000	

A tabela a seguir representa o teste sem intercepto ou tendência, para a série em nível, e nota-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de presença raiz unitária ao nível de significância de 5%, já que o valor da estatística ADF é menor que o valor crítico.

ADF Test Statistic	0.754393	1% Critical Value*	-2.5897
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPI_LN)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 22:29

Sample(adjusted): 1994:10 2001:12

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPI_LN(-1)	0.000144	0.000191	0.754393	0.4527
D(PPI_LN(-1))	0.143279	0.111320	1.287084	0.2016
D(PPI_LN(-2))	-0.097357	0.111148	-0.875921	0.3836
R-squared	0.025100	Mean dependent var		0.000714
Adjusted R-squared	0.001889	S.D. dependent var		0.008200
S.E. of regression	0.008192	Akaike info criterion		-6.737450
Sum squared resid	0.005637	Schwarz criterion		-6.652419
Log likelihood	296.0791	F-statistic		1.081361
Durbin-Watson stat	1.883583	Prob(F-statistic)		0.343807

Na tabela abaixo se observa o resultado do teste ADF em primeira diferença. Rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5%, pois se tem uma estatística ADF de (3.486418) para um valor crítico de (1.9439).

ADF Test Statistic	-3.389857	1% Critical Value*	-2.5899
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPI_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 22:30

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PPI_LN(-1))	-0.613287	0.180918	-3.389857	0.0011
D(PPI_LN(-1),2)	-0.184598	0.143906	-1.282771	0.2031
D(PPI_LN(-2),2)	-0.322390	0.113242	-2.846913	0.0056
R-squared	0.474151	Mean dependent var		-0.000199
Adjusted R-squared	0.461480	S.D. dependent var		0.010753
S.E. of regression	0.007891	Akaike info criterion		-6.811948
Sum squared resid	0.005168	Schwarz criterion		-6.726331
Log likelihood	295.9138	F-statistic		37.42003
Durbin-Watson stat	2.071607	Prob(F-statistic)		0.000000

Ao fim de tais testes, conclui-se que é a variável PPI é somente estacionária em primeira diferença. Portanto, na estimação do modelo esta variável terá que ser utilizada em primeira diferença e não em seu nível.

III.3 Coeficiente de Penetração das Importações

A série do coeficiente de penetração das importações foi obtida a partir da série do PIB do Ipeadata e das séries de exportação e importação da MCM Consultores Associados. A tabela apresentada no anexo mostra não só os valores obtidos como também a forma de cálculo para a série.

Para testar a hipótese de estacionariedade desta série, foram feitos testes *Dickey-fuller* (DF), considerando intercepto, intercepto e tendência, e na por último, excluindo o intercepto e a tendência. O procedimento de análise foi similar as variáveis anteriores, ou seja, foram comparados o valor do teste de *Dickey-fuller* (DF) e o valor crítico ao nível de 5%, além de consideradas tanto as estimativas dos critérios de informação de Akaike e Schwarz como a estatística *d* de Durbin–Watson.

Ao considerar apenas a inclusão do intercepto, partiu-se primeiramente de um valor 6 de diferença defasada, com a variável em nível. Conforme se reduziram as defasagens, constata-se que os critérios de informação de Akaike e Schwarz foram também se reduzindo, o que é um indicativo de uma melhora no teste. Ao ser considerado um valor zero para a diferença defasada, constata-se que não só a variável é estacionária, isto é, o valor observado para o teste ADF (3.428477) superava em módulo o valor crítico (-2.8939) ao nível de 5%, como também os valores dos critérios de informação eram os menores possíveis. Em relação à estatística *d* de Durbin – Watson, o valor encontrado igual a 2.040976 é próximo de 2, o que indica ausência de autocorrelação dos resíduos.

ADF Test Statistic	-3.428477	1% Critical Value*	-3.5047
		5% Critical Value	-2.8939
		10% Critical Value	-2.5838

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PEN_IMPORT)

Method: Least Squares

Date: 04/29/02 Time: 08:51

Sample(adjusted): 1994:08 2001:12

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PEN_IMPORT(-1)	-0.237922	0.069396	-3.428477	0.0009
C	0.019830	0.005944	3.336478	0.0012
R-squared	0.119027	Mean dependent var	7.10E-05	
Adjusted R-squared	0.108901	S.D. dependent var	0.014515	
S.E. of regression	0.013702	Akaike info criterion	-5.720300	
Sum squared resid	0.016334	Schwarz criterion	-5.664376	
Log likelihood	256.5534	F-statistic	11.75445	
Durbin-Watson stat	2.040976	Prob(F-statistic)	0.000930	

O procedimento adotado ao se realizar o teste ADF, considerando o intercepto e a tendência foi similar ao da primeira situação, o que leva a um resultado onde a variável é estacionária em nível sem defasagem. A hipótese nula foi rejeitada ao nível de 5% para um ADF de (4.362266). Os valores do critério de informação de Akaike e Schwarz obtidos foram os melhores possíveis, assim como o valor da estatística de Durbin-Watson, próxima de 2.

ADF Test Statistic	-4.362266	1% Critical Value*	-4.0636
		5% Critical Value	-3.4602
		10% Critical Value	-3.1560

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PEN_IMPORT)

Method: Least Squares

Date: 04/29/02 Time: 09:01

Sample(adjusted): 1994:08 2001:12

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PEN_IMPORT(-1)	-0.363523	0.083334	-4.362266	0.0000
C	0.022456	0.005854	3.835879	0.0002
@TREND(1994:07)	0.000173	6.79E-05	2.555087	0.0124
R-squared	0.181185	Mean dependent var	7.10E-05	
Adjusted R-squared	0.162143	S.D. dependent var	0.014515	
S.E. of regression	0.013287	Akaike info criterion	-5.770998	
Sum squared resid	0.015182	Schwarz criterion	-5.687111	
Log likelihood	259.8094	F-statistic	9.514933	
Durbin-Watson stat	1.938563	Prob(F-statistic)	0.000185	

Por último, testou-se a estacionariedade da variável excluindo o intercepto e a tendência. Neste caso, foi verificado primeiramente se a variável era estacionária em nível, testando para várias defasagens. Entretanto, a hipótese nula não foi rejeitada, o que é um indicativo de não estacionariedade. Sendo assim, foi tirada a primeira diferença da variável sem defasagem, de modo a ser encontrada a melhor estimativa. Pode-se verificar que a estatística d igual a 1.982698 também apresenta um valor extremamente próximo de 2.

ADF Test Statistic	-10.94456	1% Critical Value*	-2.5894
		5% Critical Value	-1.9438
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

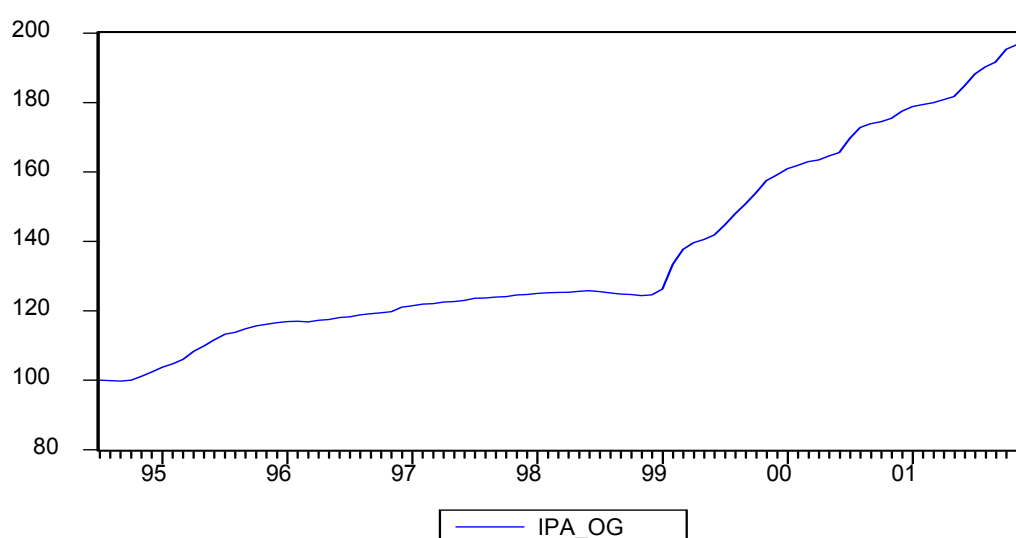
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PEN_IMPORT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/29/02 Time: 09:12
 Sample(adjusted): 1994:09 2001:12
 Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PEN_IMPORT(-1))	-1.169475	0.106855	-10.94456	0.0000
R-squared	0.579259	Mean dependent var	-0.000111	
Adjusted R-squared	0.579259	S.D. dependent var	0.022048	
S.E. of regression	0.014301	Akaike info criterion	-5.645648	
Sum squared resid	0.017794	Schwarz criterion	-5.617496	
Log likelihood	249.4085	Durbin-Watson stat	1.982698	

A partir dos testes realizados, pode-se concluir que a variável coeficiente de penetração das importações é estacionária, em nível, se for considerado intercepto ou intercepto e tendência, mas estacionária somente em primeira diferença caso não seja incluído nem intercepto nem tendência.

III.4 Índice de Preços ao Atacado (Indústria de transformação) – Oferta Global

Esta será a variável dependente do primeiro modelo a ser estimado, que analisa o impacto de variações na taxa de câmbio nos preços industriais. A série deste índice de preços foi obtida no Ipeadata, e seu gráfico está representado abaixo.



A série, assim como feito para o PPI, será normalizada para realização de testes de estacionariedade e estimações. Efetuando o mesmo procedimento descrito anteriormente, o teste de *Dickey Fuller* foi realizado para a variável IPA em nível, considerando a presença de intercepto. Entretanto, a hipótese nula não foi rejeitada para a variável em nível. Portanto, o procedimento foi tirar a primeira diferença da variável e efetuados testes subsequentes. A hipótese de não estacionariedade para esta nova série foi rejeitada. Analisando o quadro abaixo, constata-se que o valor do teste ADF de (4.364442) superou, ao nível de 5%, o valor crítico de (2.8951). Quanto a estatística de Durbin-Watson, esta foi igual a 1.991141.

ADF Test Statistic	-3.924604	1% Critical Value*	-3.5073
		5% Critical Value	-2.8951
		10% Critical Value	-2.5844

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPA_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 22:43

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPA_LN(-1))	-0.417097	0.106278	-3.924604	0.0002
D(IPA_LN(-1),2)	0.151423	0.113795	1.330666	0.1870
D(IPA_LN(-2),2)	-0.055729	0.112382	-0.495894	0.6213
C	0.003226	0.001117	2.889515	0.0049
R-squared	0.210758	Mean dependent var	-6.31E-05	
Adjusted R-squared	0.181883	S.D. dependent var	0.007749	
S.E. of regression	0.007009	Akaike info criterion	-7.037930	
Sum squared resid	0.004028	Schwarz criterion	-6.923774	
Log likelihood	306.6310	F-statistic	7.299054	
Durbin-Watson stat	1.991141	Prob(F-statistic)	0.000213	

Considerando o intercepto e a tendência, observa-se que a variável também será estacionária em primeira diferença. Comparando a primeira situação com a segunda, nota-se que o critério de informação de Akaike e Schwarz praticamente não se alterou. Entretanto a estatística de Durbin-Watson na segunda situação sofreu uma pequena piora, isto é, se distanciou mais do valor ideal D.W.=2. Com o intercepto o valor da estatística de Durbin-Watson foi igual a 1,758860 e com o intercepto e a tendência foi igual a 1,724958.

ADF Test Statistic	-3.914970	1% Critical Value*	-4.0673
		5% Critical Value	-3.4620
		10% Critical Value	-3.1570

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPA_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 22:45

Sample(adjusted): 1994:11 2001:12

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPA_LN(-1))	-0.429572	0.109726	-3.914970	0.0002
D(IPA_LN(-1),2)	0.159341	0.115445	1.380233	0.1713
D(IPA_LN(-2),2)	-0.050140	0.113471	-0.441871	0.6598
C	0.002601	0.001692	1.537426	0.1281
@TREND(1994:07)	1.55E-05	3.14E-05	0.493273	0.6232
R-squared	0.213122	Mean dependent var	-6.31E-05	
Adjusted R-squared	0.174264	S.D. dependent var	0.007749	
S.E. of regression	0.007041	Akaike info criterion	-7.017674	
Sum squared resid	0.004016	Schwarz criterion	-6.874979	
Log likelihood	306.7600	F-statistic	5.484604	
Durbin-Watson stat	1.986956	Prob(F-statistic)	0.000586	

Por fim, não foram considerados nem intercepto nem tendência, obtendo assim, a estacionariedade da variável em nível. No caso, o melhor resultado obtido no teste ADF, levando em consideração os critérios de informação e o valor da estatística de Durbin-Watson, foi para duas defasagens da variável. Os resultados obtidos são demonstrados na tabela apresentada na página a seguir.

ADF Test Statistic	3.280170	1% Critical Value*	-2.5897
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPA_LN)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 22:47

Sample(adjusted): 1994:10 2001:12

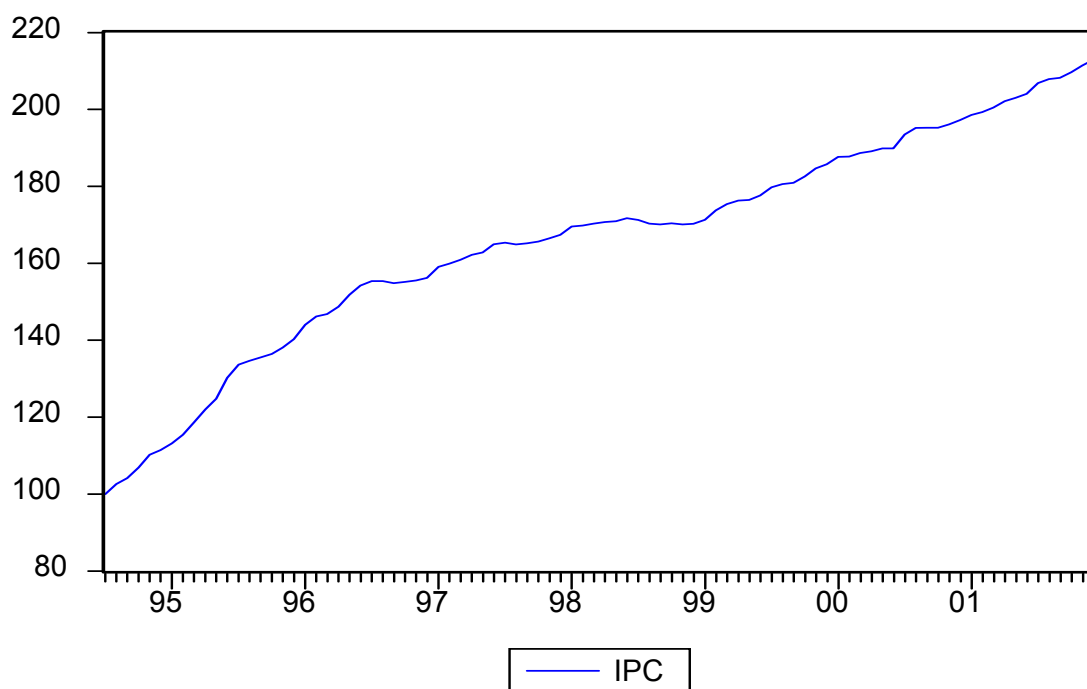
Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPA_LN(-1)	0.000700	0.000213	3.280170	0.0015
D(IPA_LN(-1))	0.725141	0.108790	6.665504	0.0000
D(IPA_LN(-2))	-0.170356	0.108349	-1.572295	0.1196
R-squared	0.401285	Mean dependent var		0.007767
Adjusted R-squared	0.387030	S.D. dependent var		0.008856
S.E. of regression	0.006934	Akaike info criterion		-7.070903
Sum squared resid	0.004039	Schwarz criterion		-6.985872
Log likelihood	310.5843	F-statistic		28.15025
Durbin-Watson stat	1.966032	Prob(F-statistic)		0.000000

Portanto, chega-se a conclusão de que a variável dependente do primeiro modelo a ser estimado, referente a análise do repasse de mudanças na taxa de câmbio para os preços industriais, é estacionária em primeira diferença.

III.5 Índice de Preços ao Consumidor (IPC) – Geral

O IPC será a variável dependente do segundo modelo a ser estimado, buscando captar os efeitos de mudanças na taxa de câmbio ao consumidor. A série foi obtida no Ipeadata e seu gráfico é representado a seguir.



Seguindo o padrão dos índices de preços anteriores, esta série foi normalizada pela função logaritmo para realização dos testes de estacionariedade e estimações. Efetuando o mesmo procedimento anterior, o teste de *Dickey Fuller* foi realizado para a variável IPC. Ao se considerar apenas intercepto na realização do teste de *Dickey Fuller*, para a série em nível, nota-se que não podemos rejeitar a hipótese nula de presença raiz unitária ao nível de significância de 5%. Este fato, obviamente, representa que tal série não é estacionária em nível. Portanto, é necessário testar a hipótese de estacionariedade para a série em primeira diferença. O procedimento este teste foi similar ao realizado anteriormente, onde foram comparados o valor do teste de *Dickey-fuller* (DF) e o valor crítico ao nível de 5%. Além

disso, foram consideradas tanto as estimativas dos critérios de informação de Akaike e Schwarz como a estatística d de Durbin – Watson. A partir do resultado apresentado a seguir nota-se que a série em primeira diferença apresenta caráter estacionário ao nível de significância de 5%. Isto porque o valor ADF foi de (3.197452), acima do valor crítico de (2.8955).

ADF Test Statistic	-3.197452	1% Critical Value*	-3.5082
		5% Critical Value	-2.8955
		10% Critical Value	-2.5846

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPC_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 23:06

Sample(adjusted): 1994:12 2001:12

Included observations: 85 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPC_LN(-1))	-0.323151	0.101065	-3.197452	0.0020
D(IPC_LN(-1),2)	-0.119578	0.122125	-0.979144	0.3305
D(IPC_LN(-2),2)	-0.214442	0.111696	-1.919866	0.0584
D(IPC_LN(-3),2)	-0.065392	0.105298	-0.621014	0.5364
C	0.002255	0.001093	2.062290	0.0424
R-squared	0.264692	Mean dependent var	-0.000278	
Adjusted R-squared	0.227927	S.D. dependent var	0.007366	
S.E. of regression	0.006472	Akaike info criterion	-7.185518	
Sum squared resid	0.003351	Schwarz criterion	-7.041833	
Log likelihood	310.3845	F-statistic	7.199485	
Durbin-Watson stat	1.939396	Prob(F-statistic)	0.000053	

O segundo teste considerando foi com a presença de tendência e intercepto para a série em nível. Novamente, percebe-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de presença raiz unitária ao nível de significância de 5%. Então, foi realizado o teste em primeira diferença e o resultado é apresentado a seguir.

ADF Test Statistic	-4.543451	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPC_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 23:09

Sample(adjusted): 1994:10 2001:12

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPC_LN(-1))	-0.489640	0.107768	-4.543451	0.0000
D(IPC_LN(-1),2)	0.029386	0.108856	0.269950	0.7879
C	0.007629	0.002310	3.303080	0.0014
@TREND(1994:07)	-7.91E-05	3.39E-05	-2.332553	0.0221
R-squared	0.236756	Mean dependent var	-8.65E-05	
Adjusted R-squared	0.209169	S.D. dependent var	0.007408	
S.E. of regression	0.006588	Akaike info criterion	-7.162299	
Sum squared resid	0.003602	Schwarz criterion	-7.048924	
Log likelihood	315.5600	F-statistic	8.582139	
Durbin-Watson stat	1.910790	Prob(F-statistic)	0.000050	

A análise do resultado é trivial. Rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5%, já que o valor ADF é de (-4.543451), sendo acima do valor crítico de (-3.4614). Deste modo, pode-se assumir que a série é estacionária em primeira diferença.

Por fim, foi realizado o teste sem considerar intercepto ou tendência. O resultado foi semelhante, a série foi considerada estacionária em primeira diferença. A saída do Eviews referente ao teste realizado é apresentada a seguir.

ADF Test Statistic	-2.643815	1% Critical Value*	-2.5897
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPC_LN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/02 Time: 23:12

Sample(adjusted): 1994:10 2001:12

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPC_LN(-1))	-0.171979	0.065050	-2.643815	0.0098
D(IPC_LN(-1),2)	-0.136672	0.104505	-1.307808	0.1945
R-squared	0.118569	Mean dependent var		-8.65E-05
Adjusted R-squared	0.108200	S.D. dependent var		0.007408
S.E. of regression	0.006996	Akaike info criterion		-7.064307
Sum squared resid	0.004160	Schwarz criterion		-7.007619
Log likelihood	309.2973	F-statistic		11.43413
Durbin-Watson stat	2.006295	Prob(F-statistic)		0.001092

A partir dos testes *Dickey-Fuller* realizados, pode-se concluir que a variável dependente do segundo modelo a ser estimado é estacionária em primeira diferença.

IV. COINTEGRAÇÃO

Ao serem realizados os teste de estacionariedade nas variáveis a serem utilizadas no modelo, conclui-se que o hiato do Produto, tanto obtido a partir da tendência linear como a partir do filtro Hodrick Prescott é $I(0)$, ou seja, a variável apresenta comportamento estacionário em seu nível. O coeficiente de penetração das importações também apresenta essa característica, ou seja, é $I(0)$. No entanto, as séries da taxa de câmbio, do PPI, do IPA_{og} e do IPC (geral) são $I(1)$, ou seja, é necessário tirar a primeira diferença para tornar a série estacionária.

Uma das condições para a realização do teste de cointegração é que as variáveis sejam integradas de mesma ordem, exceto para alguns casos excepcionais. Como esta condição não ocorre com as variáveis do modelo a ser estimado, a hipótese de que as variáveis não são cointegradas será assumida.

V. A ESTIMAÇÃO DO MODELO PARA PREÇOS INDUSTRIAIS E AO CONSUMIDOR

Com o objetivo de analisar o repasse de variações na taxa de câmbio para preços industriais e ao consumidor, serão estimados quatro modelos. Serão estimados dois modelos para preços industriais e dois outros para o consumidor. Os modelos partem do ADL (Autoregressive Distributed Lag) geral, somente passando a aceitar casos particulares deste após testar as restrições relevantes. Em cada modelo estimado, o número máximo de defasagens de cada variável será de 3, o que irá totalizar 20 variáveis para cada um dos modelos ADL geral. As variáveis I(1) serão estimadas em diferença, enquanto as I(0) em seu nível. A diferença entre os modelos estará no regressor hiato do produto, já que no primeiro modelo esta variável foi obtida a partir de uma tendência linear e no segundo a partir do filtro Hodrick Prescott. Ademais, a diferença estará, obviamente nas variáveis dependentes que serão o IPA_{og} e o IPC_{geral} .

Na regressão do *Eviews* a nomenclatura das variáveis está de acordo com a tabela abaixo.

Variáveis	Nomenclatura- <i>Eviews</i>
$\ln(IPA_t) - \ln(IPA_{(t-1)})$	IPA_ln1
$\ln(Tx_C\grave{a}mbio_t) - \ln(Tx_C\grave{a}mbio_{(t-1)})$	CAMBIO_ln1
Coeficiente de Importação _t	COEF_IMP
$\ln(PPI_t) - \ln(PPI_{(t-1)})$	PPI_ln1
Hiato do Produto (desazonalizado) com tendência linear _t	HIATOSA_LIN
$\ln(IPC_t) - \ln(IPC_{(t-1)})$	IPC_ln1

V.1 O Modelo para preços industriais com tendência linear do hiato

$$\Delta IPA_{og} = \alpha_0 \Delta IPA_{og(-1)} + \alpha_1 \Delta IPA_{og(-2)} + \alpha_2 \Delta IPA_{og(-3)} + \beta_0 \Delta PPI + \beta_1 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_2 \Delta PPI_{(-2)} + \beta_3 \Delta PPI_{(-3)} + \beta_4 \text{coef_imp} + \beta_5 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_6 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_7 \text{coef_imp}_{(-3)} + \beta_9 \Delta e + \beta_{10} \Delta e_{(-1)} + \beta_{11} \Delta e_{(-2)} + \beta_{10} \Delta e_{(-3)} + \beta_{11} \text{hiatoSA_lin} + \beta_{12} \text{hiatoSA_lin}_{(-1)} + \beta_{13} \text{hiatoSA_lin}_{(-2)} + \beta_{14} \text{hiatoSA_lin}_{(-3)} + u_t$$

O resultado obtido a partir da estimação deste modelo é mostrado na tabela abaixo.

Dependent Variable: IPA_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/12/02 Time: 10:54
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPA_LN1=C(1)*IPA_LN1(-1)+C(2)*IPA_LN1(-2)+C(3)*IPA_LN1(-3)+C(4)*COEF_IMP+C(5)*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(7)*COEF_IMP(-3)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)+C(10)*CAMBIO_LN1(-2)+C(11)*CAMBIO_LN1(-3)+C(12)*PPI_LN1+C(13)*PPI_LN1(-1)+C(14)*PPI_LN1(-2)+C(15)*PPI_LN1(-3)+C(16)*HIATOSA_LIN+C(17)*HIATOSA_LIN(-1)+C(18)*HIATOSA_LIN(-2)+C(19)*HIATOSA_LIN(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.450961	0.124255	3.629319	0.0006
C(2)	0.114106	0.133129	0.857113	0.3944
C(3)	-0.119472	0.108427	-1.101866	0.2745
C(4)	0.033021	0.044492	0.742186	0.4606
C(5)	-0.016388	0.057923	-0.282923	0.7781
C(6)	0.049748	0.055478	0.896714	0.3731
C(7)	-0.036001	0.043792	-0.822092	0.4139
C(8)	0.054310	0.019381	2.802277	0.0066
C(9)	0.098951	0.025907	3.819518	0.0003
C(10)	-0.056212	0.028803	-1.951564	0.0552
C(11)	0.032144	0.022649	1.419214	0.1605
C(12)	0.007124	0.077253	0.092222	0.9268
C(13)	0.176259	0.081964	2.150456	0.0351
C(14)	0.108117	0.078006	1.386000	0.1703
C(15)	0.079232	0.086619	0.914719	0.3636
C(16)	-0.000334	0.000396	-0.844419	0.4014
C(17)	0.000304	0.000433	0.702637	0.4847
C(18)	-0.000627	0.000439	-1.428105	0.1579
C(19)	-0.000201	0.000436	-0.461771	0.6457
R-squared	0.750217	Mean dependent var		0.007826
Adjusted R-squared	0.683111	S.D. dependent var		0.008891
S.E. of regression	0.005005	Akaike info criterion		-7.564560
Sum squared resid	0.001678	Schwarz criterion		-7.022320
Log likelihood	344.2761	F-statistic		11.17961
Durbin-Watson stat	1.833847	Prob(F-statistic)		0.000000

Este é o modelo irrestrito, no qual não se impõe nenhuma restrição sobre os coeficientes das variáveis. No entanto, ao observar o Prob. de cada variável nota-se que no caso de várias variáveis este valor está acima do máximo permitido ao nível de significância de 5%, 0,05. Portanto, toma-se como decisão eliminar uma variável de cada vez e estimar o modelo novamente. Ao eliminar cada variável, observa-se para os critérios de informação Akaike e Schwarz, que devem estar diminuindo a cada passo e para o teste de autocorrelação dos resíduos, de modo a evitar que estes se tornem autocorrelacionados a partir da eliminação das variáveis. A primeira variável a ser excluída foi a referente ao coeficiente c(12), ou seja, o PPI1. Isto porque seu Prob. é o mais alto de todos (0.9268), que está longe de ser significativo ao nível de 5%. Ao eliminar o coeficiente c(12), a regressão foi novamente rodada. O primeiro fato a ser observado foi que os critérios de informação de Akaike e Schwarz se reduziram e ao mesmo tempo o Durbin-Watson se aproximou de 2, de forma se obteve uma melhora na estimação do modelo. Seguindo a mesma regra, o próximo coeficiente removido foi o c(5) e novamente obtemos um menor valor para o critério de informação de Akaike e Schwarz e um Durbin-Watson se aproximando de 2. Esta regra foi seguida até que o ponto em que ocorre um aumento no valor do critério de informação de Akaike e, ao mesmo tempo, o Durbin-Watson aumenta significativamente, passando de um valor no qual é aceitável que não exista autocorrelação dos resíduos. O modelo obtido, até então, seria:

$$\Delta IPA_{og} = \beta_0 \Delta IPA_{og(-1)} + \beta_1 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_2 \Delta e + \beta_3 \Delta e_{(-1)} + \beta_4 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_5 \Delta PPI_{(-2)} + \beta_6 \text{hiatoSA_lin}_{(-1)} + u_t \quad (1)$$

O resultado obtido a partir da estimação deste modelo é mostrado na saída do Eviews apresentada abaixo.

Dependent Variable: IPA_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/12/02 Time: 11:41
Sample(adjusted): 1994:10 2001:12
Included observations: 87 after adjusting endpoints
IPA_LN1=C(1)*IPA_LN1(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1
+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)+C(13)*PPI_LN1(-1)+C(14)*PPI_LN1(-2)
+C(18)*HIATOSA_LIN(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.457818	0.082886	5.523480	0.0000
C(6)	0.029722	0.009862	3.013900	0.0035
C(8)	0.073997	0.015507	4.771752	0.0000
C(9)	0.063045	0.017594	3.583304	0.0006
C(13)	0.178166	0.069170	2.575782	0.0118
C(14)	0.142465	0.068583	2.077265	0.0410
C(18)	-0.000674	0.000302	-2.230194	0.0285
R-squared	0.719005	Mean dependent var		0.007767
Adjusted R-squared	0.697930	S.D. dependent var		0.008856
S.E. of regression	0.004868	Akaike info criterion		-7.735398
Sum squared resid	0.001895	Schwarz criterion		-7.536991
Log likelihood	343.4898	F-statistic		34.11710
Durbin-Watson stat	2.033403	Prob(F-statistic)		0.000000

No entanto, para ter certeza de que as variáveis eliminadas não são importantes para explicar a variação do IPA_{og} no momento t , regredi-se este sobre as variáveis eliminadas de forma a realizarmos um teste simultâneo de todos os regressores, o teste F.

A saída do Eviews da regressão realizada é demonstrada a seguir.

Dependent Variable: IPA_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/12/02 Time: 12:03
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPA_LN1=C(2)*IPA_LN1(-2)+C(3)*IPA_LN1(-3)+C(4)*COEF_IMP+C(5)
*COEF_IMP(-1)+C(7)*COEF_IMP(-3)+C(10)*CAMBIO_LN1(-2)
+C(11)*CAMBIO_LN1(-3)+C(12)*PPI_LN1+C(15)*PPI_LN1(-3)
+C(16)*HIATOSA_LIN+C(17)*HIATOSA_LIN(-1)+C(19)
*HIATOSA_LIN(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.170156	0.175220	0.971100	0.3347
C(3)	-0.023914	0.163863	-0.145936	0.8844
C(4)	0.119704	0.063821	1.875618	0.0647
C(5)	-0.005910	0.077755	-0.076007	0.9396
C(7)	-0.031915	0.053453	-0.597061	0.5523
C(10)	0.043483	0.030718	1.415552	0.1611
C(11)	-0.043554	0.030376	-1.433840	0.1558
C(12)	0.052157	0.116038	0.449484	0.6544
C(15)	0.072341	0.127225	0.568607	0.5713
C(16)	-0.001205	0.000576	-2.093154	0.0398
C(17)	-0.000249	0.000614	-0.405080	0.6866
C(19)	-0.000504	0.000609	-0.826632	0.4111
R-squared	0.319361	Mean dependent var		0.007826
Adjusted R-squared	0.218185	S.D. dependent var		0.008891
S.E. of regression	0.007861	Akaike info criterion		-6.724910
Sum squared resid	0.004573	Schwarz criterion		-6.382443
Log likelihood	301.1712	F-statistic		3.156492
Durbin-Watson stat	1.296952	Prob(F-statistic)		0.001516

O teste F realizado nesta regressão, portanto, seria:

H_0 = todos coeficientes iguais a zero

H_a = pelo menos um deles diferente de zero

O F observado na tabela é a estatística F (3,1564). O F crítico retirado da tabela ANOVA, considerando $\alpha = 5\%$, $k = 12$ e $n = 86$, foi de 1,95. Como a estatística F é maior que o F da tabela, rejeita-se a hipótese nula de que todos os coeficientes são insignificantes. Decidi-se, então, eliminar as variáveis desta regressão com o Prob. muito baixo, já que estas podem ter algum poder explicativo sobre a variável dependente. Ao serem retiradas as variáveis possivelmente significantes passo a passo, nota-se a estatística F se reduzir gradualmente.

As variáveis que devem ser novamente incluídas no modelo são as referentes aos coeficientes $c(4)$ e $c(11)$.

O modelo final, portanto, seria o mostrado abaixo, com sua respectiva saída no Eviews.

$$\Delta IPA_{og} = \beta_0 IPA_{og(-1)} + \beta_1 coef_imp + \beta_2 coef_imp_{(-2)} + \beta_3 \Delta e + \beta_4 \Delta e_{(-1)} + \beta_5 \Delta e_{(-2)} + \beta_6 \Delta e_{(-3)} + \beta_7 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_8 \Delta PPI_{(-2)} + \beta_9 hiatoSA_lin_{(-1)} + u_t \quad (2)$$

Dependent Variable: IPA_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/12/02 Time: 12:52
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPA_LN1=C(1)*IPA_LN1(-1)+C(4)*COEF_IMP+C(6)*COEF_IMP(-2)
+C(8)*CAMBIO_LN1+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)+C(10)
*CAMBIO_LN1(-2)+C(11)*CAMBIO_LN1(-3)+C(13)*PPI_LN1(-1)
+C(14)*PPI_LN1(-2)+C(18)*HIATOSA_LIN(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.485697	0.093150	5.214122	0.0000
C(4)	0.011758	0.030059	0.391159	0.6968
C(6)	0.015571	0.030125	0.516885	0.6067
C(8)	0.060080	0.017809	3.373620	0.0012
C(9)	0.088671	0.023119	3.835414	0.0003
C(10)	-0.037392	0.023126	-1.616929	0.1100
C(11)	0.023548	0.017971	1.310318	0.1940
C(13)	0.187611	0.069408	2.703017	0.0085
C(14)	0.106022	0.072495	1.462472	0.1477
C(18)	-0.000642	0.000306	-2.098680	0.0392
R-squared	0.732942	Mean dependent var		0.007826
Adjusted R-squared	0.701317	S.D. dependent var		0.008891
S.E. of regression	0.004859	Akaike info criterion		-7.706988
Sum squared resid	0.001794	Schwarz criterion		-7.421599
Log likelihood	341.4005	F-statistic		23.17582
Durbin-Watson stat	2.046164	Prob(F-statistic)		0.000000

Ao serem comparados o modelo (1) com o modelo (2), nota-se que o Prob. das variáveis inseridas no modelo (2) levam estas a serem certamente insignificantes. No entanto, o modelo (2), parece ser melhor para a estimação já que tanto o R^2 como o R^2 ajustado são maiores e ao mesmo tempo em que a estatística de Durbin-Watson sofre pequena alteração.

V.2 O Modelo para preços industriais com filtro de Hodrick-Prescott

$$\text{IPA}_{\text{og}} = \alpha_0 \text{IPA}_{\text{og}(-1)} + \alpha_1 \text{IPA}_{\text{og}(-2)} + \alpha_2 \text{IPA}_{\text{og}(-3)} + \beta_0 \text{PPI} + \beta_1 \text{PPI}_{(-1)} + \beta_2 \text{PPI}_{(-2)} + \beta_3 \text{PPI}_{(-3)} + \beta_4 \text{coef_imp} + \beta_5 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_6 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_7 \text{coef_imp}_{(-3)} + \beta_8 e_{(-1)} + \beta_9 e_{(-2)} + \beta_{10} e_{(-3)} + \beta_{11} \text{hiatoSA_hp}_{(-1)} + \beta_{12} \text{hiatoSA_hp}_{(-2)} + \beta_{13} \text{hiatoSA_hp}_{(-3)} + u_t$$

O resultado obtido é mostrado na saída do Eviews apresentada abaixo.

Dependent Variable: IPA_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/13/02 Time: 20:27
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPA_LN1=C(1)*IPA_LN1(-1)+C(2)*IPA_LN1(-2)+C(3)*IPA_LN1(-3)+C(4)*COEF_IMP+C(5)*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(7)*COEF_IMP(-3)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)+C(10)*CAMBIO_LN1(-2)+C(11)*CAMBIO_LN1(-3)+C(12)*PPI_LN1+C(13)*PPI_LN1(-1)+C(14)*PPI_LN1(-2)+C(15)*PPI_LN1(-3)+C(16)*HIATOSA_HP+C(17)*HIATOSA_HP(-1)+C(18)*HIATOSA_HP(-2)+C(19)*HIATOSA_HP(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.459116	0.124433	3.689670	0.0005
C(2)	0.118091	0.133583	0.884030	0.3798
C(3)	-0.114168	0.109045	-1.046988	0.2989
C(4)	0.033266	0.045239	0.735338	0.4647
C(5)	-0.016966	0.058564	-0.289691	0.7729
C(6)	0.050452	0.056058	0.899996	0.3713
C(7)	-0.038309	0.044296	-0.864825	0.3902
C(8)	0.055769	0.019391	2.876025	0.0054
C(9)	0.098147	0.026065	3.765527	0.0004
C(10)	-0.055727	0.028980	-1.922911	0.0587
C(11)	0.031340	0.022751	1.377499	0.1729
C(12)	0.015690	0.077421	0.202662	0.8400
C(13)	0.183510	0.082101	2.235175	0.0287
C(14)	0.109413	0.078897	1.386781	0.1701
C(15)	0.079025	0.087293	0.905292	0.3686
C(16)	-0.036823	0.044395	-0.829442	0.4098
C(17)	0.029259	0.047650	0.614043	0.5413
C(18)	-0.069686	0.048249	-1.444291	0.1533
C(19)	-0.016181	0.047653	-0.339564	0.7352
R-squared	0.747578	Mean dependent var		0.007826
Adjusted R-squared	0.679763	S.D. dependent var		0.008891
S.E. of regression	0.005031	Akaike info criterion		-7.554050
Sum squared resid	0.001696	Schwarz criterion		-7.011811
Log likelihood	343.8242	F-statistic		11.02382
Durbin-Watson stat	1.834225	Prob(F-statistic)		0.000000

Como na estimação do modelo para preços industriais considerando o hiato como tendência linear, este é o modelo irrestrito, no qual não se impõe nenhuma restrição sobre os coeficientes das variáveis. O procedimento a ser tomado será o mesmo, no qual eliminamos, passo a passo, as variáveis, cujo Prob. está acima de 0.05. Novamente, ao ser eliminada cada variável olha-se para os critérios de informação Akaike e Schwarz, que devem estar diminuindo a cada passo e para o teste de autocorrelação dos resíduos, de modo a evitar que estes se tornem autocorrelacionados a partir da eliminação das variáveis. Novamente, a primeira variável a ser excluída foi a referente ao coeficiente c(12), ou seja, o PPI_{ln(-1)}. Isto porque seu Prob. é o mais alto de todos (0.84), que está longe de ser significativo ao nível de 5%. Ao ser removido o coeficiente c(19), roda-se novamente a regressão de forma a obter um novo resultado para cada coeficiente. O primeiro fato a ser observado foi que o critério de informação de Akaike e Schwarz se reduziram e ao mesmo tempo o Durbin-Watson se aproximou de 2, de forma se obteve uma melhora na estimação do modelo. Seguindo a mesma regra, o próximo coeficiente removido foi o c(5) e novamente obtemos um menor valor para o critério de informação de Akaike e Schwarz e um Durbin-Watson se aproximando de 2. Seguindo esta mesma regra, eliminaram-se os coeficientes c(4), c(19), c(17) e assim por diante.

A seguir pode-se observar uma tabela que mostra os valores para o critério de informação de Akaike e Schwarz e o Durbin-Watson para cada passo da eliminação.

Coef removido	Akaike	Schwarz	D.W.
nenhum - ADL	- 7,550	-7,010	1,834
c(12)	- 7,576	-7,062	1,837
c(5)	- 7,598	-7,113	1,846
c(4)	- 7,613	-7,157	1,853
c(19)	- 7,635	-7,206	1,841
c(17)	- 7,652	-7,253	1,841
c(16)	- 7,672	-7,301	1,864
c(15)	- 7,684	-7,342	1,940
c(3)	- 7,694	-7,381	1,950
c(11)	- 7,700	-7,416	1,955
c(7)	- 7,714	-7,459	1,953
c(2)	- 7,719	-7,492	2,125
c(10)	- 7,725	- 7526	2,038

O modelo final, portanto, seria o mostrado abaixo, com sua respectiva saída no Eviews.

$$\Delta IPA_{og} = \beta_0 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_1 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_2 \Delta e + \beta_3 \Delta e_{(-1)} + \beta_4 PPI_{(-1)} + \beta_4 PPI_{(-2)} + \beta_5 \text{hiatoSA_hp}_{(-2)} + u_t(3)$$

Dependent Variable: IPA_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/13/02 Time: 20:45
Sample(adjusted): 1994:10 2001:12
Included observations: 87 after adjusting endpoints
IPA_LN1=C(1)*IPA_LN1(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1
+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)+C(13)*PPI_LN1(-1)+C(14)*PPI_LN1(-2)
+C(18)*HIATOSA_HP(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.470897	0.082129	5.733657	0.0000
C(6)	0.028465	0.009818	2.899298	0.0048
C(8)	0.075084	0.015555	4.826971	0.0000
C(9)	0.061994	0.017655	3.511505	0.0007
C(13)	0.180618	0.069837	2.586270	0.0115
C(14)	0.143147	0.069286	2.066024	0.0421
C(18)	-0.070953	0.034969	-2.029061	0.0458
R-squared	0.716143	Mean dependent var		0.007767
Adjusted R-squared	0.694854	S.D. dependent var		0.008856
S.E. of regression	0.004892	Akaike info criterion		-7.725265
Sum squared resid	0.001915	Schwarz criterion		-7.526858
Log likelihood	343.0490	F-statistic		33.63872
Durbin-Watson stat	2.038920	Prob(F-statistic)		0.000000

Analogamente ao modelo para preços industriais considerando a tendência do hiato como linear regredi-se o IPA_{og} sobre as variáveis eliminadas de forma a ser realizado um teste simultâneo de todos os regressores, o teste F. A saída do Eviews da regressão realizada é demonstrada abaixo.

Dependent Variable: IPA_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/13/02 Time: 21:17
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPA_LN1=C(2)*IPA_LN1(-2)+C(3)*IPA_LN1(-3)+C(4)*COEF_IMP+C(5)
*COEF_IMP(-1)+C(7)*COEF_IMP(-3)+C(10)*CAMBIO_LN1(-2)
+C(11)*CAMBIO_LN1(-3)+C(12)*PPI_LN1+C(15)*PPI_LN1(-3)
+C(16)*HIATOSA_HP+C(17)*HIATOSA_HP(-1)+C(19)
*HIATOSA_HP(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.188524	0.177976	1.059268	0.2929
C(3)	-0.003781	0.166307	-0.022735	0.9819
C(4)	0.121640	0.065341	1.861623	0.0666
C(5)	-0.007695	0.079402	-0.096916	0.9231
C(7)	-0.035987	0.054650	-0.658507	0.5123
C(10)	0.045327	0.031346	1.446001	0.1524
C(11)	-0.046222	0.030786	-1.501414	0.1375
C(12)	0.066465	0.118007	0.563233	0.5750
C(15)	0.065299	0.129223	0.505319	0.6148
C(16)	-0.132444	0.065519	-2.021441	0.0469
C(17)	-0.028632	0.068865	-0.415766	0.6788
C(19)	-0.041907	0.068155	-0.614885	0.5405
R-squared	0.298381	Mean dependent var		0.007826
Adjusted R-squared	0.194086	S.D. dependent var		0.008891
S.E. of regression	0.007982	Akaike info criterion		-6.694551
Sum squared resid	0.004714	Schwarz criterion		-6.352084
Log likelihood	299.8657	F-statistic		2.860937
Durbin-Watson stat	1.288629	Prob(F-statistic)		0.003537

O teste F realizado nesta regressão, portanto, seria:

H_0 = todos coeficientes iguais a zero

H_a = pelo menos um deles diferente de zero

O valor da estatística F apresentada na tabela é 2,86. O F crítico retirado da tabela ANOVA, considerando $\alpha = 5\%$, $k = 12$ e $n = 86$, foi de 1,95. Como o valor da estatística F é maior que o F da tabela, rejeita-se a hipótese nula de que todos os coeficientes são insignificantes. Decide-se, então, eliminar as variáveis desta regressão com o Prob. muito baixo, já que estas podem ter algum poder explicativo sobre a variável dependente.

Seguindo este conceito, julga-se necessário incluir novamente as variáveis referentes aos coeficientes $c(16)$, $c(11)$, $c(4)$ e $c(5)$ no modelo a ser estimado.

O modelo final, portanto, seria o mostrado abaixo, com sua respectiva estimação.

$$\Delta IPA_{og} = \beta_0 \Delta IPA_{og(-1)} + \beta_1 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_2 \Delta PPI_{(-2)} + \beta_3 \text{coef_imp} + \beta_4 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_5 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_6 \Delta e + \beta_7 \Delta e_{(-1)} + \beta_8 \Delta e_{(-3)} + \beta_9 \text{hiatoSA_hp} + \beta_{10} \text{hiatoSA_hp}_{(-2)} + u_t \quad (4)$$

Dependent Variable: IPA_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/13/02 Time: 21:35
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPA_LN1=C(1)*IPA_LN1(-1)+C(4)*COEF_IMP+C(5)*COEF_IMP(-1)
+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)
+C(11)*CAMBIO_LN1(-3)+C(13)*PPI_LN1(-1)+C(14)*PPI_LN1(-2)
+C(16)*HIATOSA_HP+C(18)*HIATOSA_HP(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.459890	0.090918	5.058273	0.0000
C(4)	0.011231	0.042568	0.263838	0.7926
C(5)	0.013390	0.050742	0.263878	0.7926
C(6)	0.003284	0.040510	0.081079	0.9356
C(8)	0.073082	0.016633	4.393771	0.0000
C(9)	0.064557	0.019688	3.279086	0.0016
C(11)	0.006322	0.015663	0.403618	0.6876
C(13)	0.186549	0.071685	2.602338	0.0112
C(14)	0.136543	0.072536	1.882419	0.0637
C(16)	-0.022356	0.039628	-0.564147	0.5743
C(18)	-0.060957	0.039310	-1.550661	0.1252
R-squared	0.722543	Mean dependent var		0.007826
Adjusted R-squared	0.685549	S.D. dependent var		0.008891
S.E. of regression	0.004986	Akaike info criterion		-7.645533
Sum squared resid	0.001864	Schwarz criterion		-7.331605
Log likelihood	339.7579	F-statistic		19.53124
Durbin-Watson stat	1.996259	Prob(F-statistic)		0.000000

Ao serem comparados os modelo (3) e o modelo (4), nota-se que o Prob. das variáveis inseridas no modelo (4) levam estas a serem certamente insignificantes. No entanto, as variáveis $\text{coef_imp}(-2)$, $\text{PPI_ln1}(-2)$ e $\text{hiato_hp}(-2)$ consideradas significantes anteriormente, se tornam insignificantes ao nível de significância de 5%. Quanto ao R^2 , o do modelo (3)

apresenta um valor de 0.7161 o do modelo (4) de 0.7225. Já o R^2 ajustado do modelo (3) é de 0.6948, enquanto o do modelo (4) é de 0.6855. Apesar, do R^2 ajustado ser mais favorável ao modelo (3), o modelo (4) parece ser melhor para a estimação, já que o Durbin-Watson deste está bem mais próximo de 2, indicando que não há autocorrelação entre os resíduos.

V.3 O Modelo para o consumidor com tendência linear do hiato

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \alpha_0 \Delta IPC_{\text{geral}(-1)} + \alpha_1 \Delta IPC_{\text{geral}(-2)} + \alpha_2 IPC_{\text{geral}(-3)} + \beta_0 \Delta PPI + \beta_1 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_2 \Delta PPI_{(-2)} + \beta_3 \Delta PPI_{(-3)} + \beta_4 \text{coef_imp} + \beta_5 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_6 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_7 \text{coef_imp}_{(-3)} + \beta_9 \Delta e + \beta_{10} \Delta e_{(-1)} + \beta_{11} \Delta e_{(-2)} + \beta_{10} \Delta e_{(-3)} + \beta_{11} \text{hiatoSA_lin} + \beta_{12} \text{hiatoSA_lin}_{(-1)} + \beta_{13} \text{hiatoSA_lin}_{(-2)} + \beta_{14} \text{hiatoSA_lin}_{(-3)} + u_t$$

O resultado obtido a partir da estimação deste modelo é mostrado na tabela abaixo.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/13/02 Time: 22:08
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*IPC_LN1(-3)+C(4)
*COEF_IMP+C(5)*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(7)
*COEF_IMP(-3)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)
+C(10)*CAMBIO_LN1(-2)+C(11)*CAMBIO_LN1(-3)+C(12)
*PPI_LN1+C(13)*PPI_LN1(-1)+C(14)*PPI_LN1(-2)+C(15)
*PPI_LN1(-3)+C(16)*HIATOSA_LIN+C(17)*HIATOSA_LIN(-1)
+C(18)*HIATOSA_LIN(-2)+C(19)*HIATOSA_LIN(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.609267	0.111682	5.455348	0.0000
C(2)	-0.139572	0.129384	-1.078739	0.2846
C(3)	0.225655	0.104779	2.153619	0.0349
C(4)	-0.066332	0.056908	-1.165594	0.2479
C(5)	0.159928	0.074373	2.150355	0.0351
C(6)	-0.129477	0.073251	-1.767589	0.0817
C(7)	0.056575	0.058824	0.961782	0.3396
C(8)	0.026095	0.023896	1.092013	0.2787
C(9)	-0.012941	0.029935	-0.432313	0.6669
C(10)	0.019565	0.030330	0.645074	0.5211
C(11)	-0.010576	0.024525	-0.431211	0.6677
C(12)	0.103521	0.098231	1.053853	0.2957
C(13)	0.126075	0.101880	1.237484	0.2202
C(14)	0.095623	0.096356	0.992398	0.3246
C(15)	-0.065358	0.105700	-0.618337	0.5384
C(16)	-0.000227	0.000509	-0.446883	0.6564
C(17)	-0.000918	0.000551	-1.666430	0.1003
C(18)	0.000437	0.000553	0.790639	0.4319
C(19)	0.000851	0.000551	1.543625	0.1274
R-squared	0.546233	Mean dependent var		0.008019
Adjusted R-squared	0.424326	S.D. dependent var		0.008491
S.E. of regression	0.006442	Akaike info criterion		-7.059715
Sum squared resid	0.002781	Schwarz criterion		-6.517476
Log likelihood	322.5678	F-statistic		4.480721
Durbin-Watson stat	2.039846	Prob(F-statistic)		0.000003

Novamente, este é o modelo irrestrito, no qual não se impõe nenhuma restrição sobre os coeficientes das variáveis. Seguindo o procedimento da estimação para preços industriais, observa-se o Prob. de cada variável e faz-se as eliminações necessárias para o nível de significância de 5%, 0,05. A cada passo da eliminação, observa-se para os critérios de informação Akaike e Schwarz, que devem estar diminuindo a cada passo e para o teste de autocorrelação dos resíduos, de modo a evitar que estes se tornem autocorrelacionados a partir da eliminação das variáveis. A primeira variável a ser excluída foi a referente ao coeficiente $c(11)$, ou seja, o $\Delta e_{(-3)}$. Isto porque seu Prob. é o mais alto de todos (0.6677), que está longe de ser significativo ao nível de 5%. Ao eliminar o coeficiente $c(11)$, a regressão foi novamente rodada. O primeiro fato a ser observado foi que os critérios de informação de Akaike e Schwarz se reduziram e ao mesmo tempo o Durbin-Watson se aproximou de 2, de forma se obteve uma melhora na estimação do modelo. Seguindo a mesma regra, o próximo coeficiente removido foi o $c(9)$ e novamente obtemos um menor valor para o critério de informação de Akaike e Schwarz e um Durbin-Watson se aproximando de 2. Esta regra foi seguida até que o ponto em que ocorre um aumento no valor do critério de informação de Akaike e, ao mesmo tempo, o Durbin-Watson aumenta significativamente, passando de um valor no qual é aceitável que não exista autocorrelação dos resíduos. O modelo obtido, até então, seria:

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \beta_0 \Delta IPC_{\text{geral}(-1)} + \beta_1 \Delta IPC_{\text{geral}(-3)} + \beta_2 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_3 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_4 \Delta e + \beta_5 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_6 \text{hiatoSA_lin}_{(-1)} + \beta_7 \text{hiatoSA_lin}_{(-1)} + u_t \quad (5)$$

O resultado obtido a partir da estimação deste modelo é mostrado na saída do Eviews apresentada abaixo.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/13/02 Time: 22:38
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(3)*IPC_LN1(-3)+C(5)*COEF_IMP(-1)
+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(13)*PPI_LN1(-1)
+C(17)*HIATOSA_LIN(-1)+C(19)*HIATOSA_LIN(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.546469	0.085849	6.365442	0.0000
C(3)	0.169350	0.080884	2.093734	0.0395
C(5)	0.109995	0.048986	2.245437	0.0276
C(6)	-0.090608	0.049797	-1.819544	0.0727
C(8)	0.015715	0.016052	0.978999	0.3306
C(13)	0.176988	0.090152	1.963210	0.0532
C(17)	-0.000929	0.000442	-2.100242	0.0389
C(19)	0.001000	0.000444	2.253840	0.0270
R-squared	0.516034	Mean dependent var		0.008019
Adjusted R-squared	0.472602	S.D. dependent var		0.008491
S.E. of regression	0.006166	Akaike info criterion		-7.251099
Sum squared resid	0.002966	Schwarz criterion		-7.022787
Log likelihood	319.7972	F-statistic		11.88121
Durbin-Watson stat	2.003496	Prob(F-statistic)		0.000000

No entanto, para ter certeza de que as variáveis eliminadas não são importantes para explicar a variação do IPA_{og} no momento t , regredi-se este sobre as variáveis eliminadas de forma a realizarmos um teste simultâneo de todos os regressores, o teste F.

A saída do Eviews da regressão realizada é demonstrada a seguir.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/13/02 Time: 22:43
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPC_LN1=C(2)*IPC_LN1(-2)+C(4)*COEF_IMP+C(7)*COEF_IMP(-3)
+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)+C(10)*CAMBIO_LN1(-2)+C(11)
*CAMBIO_LN1(-3)+C(12)*PPI_LN1+C(14)*PPI_LN1(-2)+C(15)
*PPI_LN1(-3)+C(16)*HIATOSA_LIN+C(18)*HIATOSA_LIN(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.399022	0.100650	3.964447	0.0002
C(4)	0.013019	0.045200	0.288028	0.7741
C(7)	0.040181	0.047101	0.853076	0.3963
C(9)	0.022471	0.028755	0.781466	0.4370
C(10)	-0.010742	0.030478	-0.352458	0.7255
C(11)	-0.005399	0.029435	-0.183423	0.8550
C(12)	0.038290	0.115684	0.330989	0.7416
C(14)	0.140363	0.114206	1.229036	0.2229
C(15)	0.030642	0.123826	0.247458	0.8052
C(16)	-6.62E-06	0.000554	-0.011964	0.9905
C(18)	-6.61E-05	0.000563	-0.117480	0.9068
R-squared	0.208576	Mean dependent var		0.008019
Adjusted R-squared	0.103052	S.D. dependent var		0.008491
S.E. of regression	0.008041	Akaike info criterion		-6.689511
Sum squared resid	0.004850	Schwarz criterion		-6.375582
Log likelihood	298.6490	F-statistic		1.976585
Durbin-Watson stat	1.269759	Prob(F-statistic)		0.047836

O teste F realizado nesta regressão, portanto, seria:

H_0 = todos coeficientes iguais a zero

H_a = pelo menos um deles diferente de zero

O F observado na tabela é a estatística F (1,9765). O F crítico retirado da tabela ANOVA, considerando $\alpha = 5\%$, $k = 12$ e $n = 86$, foi de 1,95. Como a estatística F é maior que o F da tabela, rejeita-se a hipótese nula de que todos os coeficientes são insignificantes. Decidi-se, então eliminar as variáveis desta regressão com o Prob. muito baixo, já que estas podem ter algum poder explicativo sobre a variável dependente. Ao ser retirada a variável referente ao coeficiente c(2), ou seja $\Delta IPC_{\text{geral}}(-2)$, o valor da estatística F cai para 0,9427, de modo que as demais variáveis em conjunto passam a ser insignificantes para explicar variações do IPC_{geral}

ao nível de significância de 5%. Portanto, a variável $\Delta IPC_{\text{geral}(-2)}$ deve ser incluída novamente no modelo.

O modelo final, portanto, seria o mostrado abaixo, com sua respectiva saída no Eviews.

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \beta_0 \Delta IPC_{\text{geral}(-1)} + \beta_1 \Delta IPC_{\text{geral}(-2)} + \beta_2 \Delta IPC_{\text{geral}(-3)} + \beta_3 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_4 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_5 \Delta e + \beta_6 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_7 \text{hiatoSA_lin}_{(-1)} + \beta_8 \text{hiatoSA_lin}_{(-1)} + u_t \quad (6)$$

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/13/02 Time: 22:53
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*IPC_LN1(-3)+C(5)
*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(13)
*PPI_LN1(-1)+C(17)*HIATOSA_LIN(-1)+C(19)*HIATOSA_LIN(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.583896	0.100962	5.783321	0.0000
C(2)	-0.083738	0.117885	-0.710336	0.4796
C(3)	0.206716	0.096701	2.137675	0.0357
C(5)	0.110552	0.049149	2.249341	0.0273
C(6)	-0.090195	0.049959	-1.805378	0.0749
C(8)	0.015201	0.016119	0.943017	0.3486
C(13)	0.172183	0.090692	1.898544	0.0614
C(17)	-0.000886	0.000448	-1.978584	0.0514
C(19)	0.000956	0.000449	2.128219	0.0365
R-squared	0.519185	Mean dependent var		0.008019
Adjusted R-squared	0.469230	S.D. dependent var		0.008491
S.E. of regression	0.006186	Akaike info criterion		-7.234374
Sum squared resid	0.002946	Schwarz criterion		-6.977524
Log likelihood	320.0781	F-statistic		10.39310
Durbin-Watson stat	2.085731	Prob(F-statistic)		0.000000

Ao serem comparados o modelo (5) e o modelo (6), nota-se que o Prob. das variáveis inseridas no modelo (2) levam estas a serem certamente insignificantes. No entanto, o modelo (5), parece ser melhor para a estimação apesar de tanto o R^2 como o R^2 ajustado sofrerem pouca diferença entre os modelos em que a estatística de Durbin-Watson mostrou-se extremamente favorável ao modelo (5).

V.4 O Modelo para o consumidor com filtro de Hodrick-Prescott

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \alpha_0 \Delta IPC_{\text{geral}(-1)} + \alpha_1 \Delta IPC_{\text{geral}(-2)} + \alpha_2 \Delta IPC_{\text{geral}(-3)} + \beta_0 \Delta PPI + \beta_1 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_2 \Delta PPI_{(-2)} + \beta_3 \Delta PPI_{(-3)} + \beta_4 \text{coef_imp} + \beta_5 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_6 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_7 \text{coef_imp}_{(-3)} + \beta_9 \Delta e + \beta_{10} \Delta e_{(-1)} + \beta_{11} \Delta e_{(-2)} + \beta_{10} \Delta e_{(-3)} + \beta_{11} \text{hiatoSA_hp} + \beta_{12} \text{hiatoSA_hp}_{(-1)} + \beta_{13} \text{hiatoSA_hp}_{(-2)} + \beta_{14} \text{hiatoSA_hp}_{(-3)} + u_t$$

O resultado obtido é mostrado na saída do Eviews apresentada abaixo.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/13/02 Time: 23:28
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints

IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*IPC_LN1(-3)+C(4)
*COEF_IMP+C(5)*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(7)
*COEF_IMP(-3)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)
+C(10)*CAMBIO_LN1(-2)+C(11)*CAMBIO_LN1(-3)+C(12)
*PPI_LN1+C(13)*PPI_LN1(-1)+C(14)*PPI_LN1(-2)+C(15)
*PPI_LN1(-3)+C(16)*HIATOSA_HP+C(17)*HIATOSA_HP(-1)
+C(18)*HIATOSA_HP(-2)+C(19)*HIATOSA_HP(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.609683	0.111271	5.479249	0.0000
C(2)	-0.139453	0.128677	-1.083746	0.2824
C(3)	0.225386	0.104292	2.161107	0.0343
C(4)	-0.066041	0.057285	-1.152854	0.2531
C(5)	0.163299	0.074492	2.192160	0.0318
C(6)	-0.131264	0.073412	-1.788040	0.0783
C(7)	0.054697	0.058951	0.927834	0.3568
C(8)	0.025453	0.023755	1.071487	0.2878
C(9)	-0.012771	0.029819	-0.428268	0.6698
C(10)	0.018871	0.030209	0.624666	0.5343
C(11)	-0.010539	0.024418	-0.431592	0.6674
C(12)	0.102968	0.097186	1.059489	0.2932
C(13)	0.121978	0.100584	1.212693	0.2295
C(14)	0.093617	0.096253	0.972620	0.3342
C(15)	-0.071093	0.105426	-0.674336	0.5024
C(16)	-0.028466	0.056298	-0.505632	0.6148
C(17)	-0.105672	0.059954	-1.762545	0.0825
C(18)	0.050694	0.060377	0.839621	0.4041
C(19)	0.096145	0.059795	1.607929	0.1126
R-squared	0.550005	Mean dependent var		0.008019
Adjusted R-squared	0.429111	S.D. dependent var		0.008491
S.E. of regression	0.006415	Akaike info criterion		-7.068063
Sum squared resid	0.002757	Schwarz criterion		-6.525823
Log likelihood	322.9267	F-statistic		4.549483
Durbin-Watson stat	2.042912	Prob(F-statistic)		0.000003

Assim como na estimação do modelo para preços industriais e no modelo para o consumidor considerando a tendência do hiato do produto como linear; este é o modelo irrestrito, no qual não se impõe nenhuma restrição sobre os coeficientes das variáveis. O procedimento a ser tomado será o mesmo, no qual são eliminadas, passo a passo, as variáveis, cujo Prob. está acima de 0.05. Novamente, ao ser eliminada cada variável olha-se para os critérios de informação Akaike e Schwarz, que devem estar diminuindo a cada passo e para o teste de autocorrelação dos resíduos, de modo a evitar que estes se tornem autocorrelacionados a partir da eliminação das variáveis. Novamente, a primeira variável a ser excluída foi a referente ao coeficiente $c(9)$, ou seja, a $\Delta e_{(-1)}$. Isto porque seu Prob. é o mais alto de todos (0.66), que está longe de ser significativo ao nível de 5%. Ao ser removido o coeficiente $c(9)$, roda-se novamente a regressão de forma a obter um novo resultado para cada coeficiente. O primeiro fato a ser observado foi que o critério de informação de Akaike e Schwarz se reduziram e ao mesmo tempo o Durbin-Watson se aproximou de 2, de forma se obteve uma melhora na estimação do modelo. Seguindo a mesma regra, o próximo coeficiente removido foi o $c(5)$ e novamente obtemos um menor valor para o critério de informação de Akaike e Schwarz e um Durbin-Watson se aproximando de 2. Seguindo foram eliminados coeficientes subsequentes de modo que se obtém o modelo abaixo:

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \alpha_0 \Delta IPC_{\text{geral}(-1)} + \alpha_1 IPC_{\text{geral}(-3)} + \beta_1 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_2 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_3 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_4 \Delta e + \beta_5 \text{hiatoSA_hp}_{(-1)} + \beta_6 \text{hiatoSA_hp}_{(-3)} + u_t \quad (7)$$

A estimação do modelo é apresentada na página a seguir.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/14/02 Time: 00:13
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(3)*IPC_LN1(-3)+C(5)*COEF_IMP(-1)
+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(13)*PPI_LN1(-1)
+C(17)*HIATOSA_HP(-1)+C(19)*HIATOSA_HP(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.545401	0.085537	6.376229	0.0000
C(3)	0.168667	0.080727	2.089356	0.0399
C(5)	0.111023	0.049338	2.250242	0.0273
C(6)	-0.091595	0.050057	-1.829803	0.0711
C(8)	0.015535	0.015978	0.972291	0.3339
C(13)	0.173994	0.089051	1.953870	0.0543
C(17)	-0.105643	0.049247	-2.145180	0.0351
C(19)	0.112454	0.048706	2.308846	0.0236
R-squared	0.519632	Mean dependent var		0.008019
Adjusted R-squared	0.476522	S.D. dependent var		0.008491
S.E. of regression	0.006143	Akaike info criterion		-7.258560
Sum squared resid	0.002944	Schwarz criterion		-7.030249
Log likelihood	320.1181	F-statistic		12.05365
Durbin-Watson stat	2.005177	Prob(F-statistic)		0.000000

Analogamente ao modelo para o consumidor considerando a tendência do hiato como linear regredi-se o IPC_{geral} sobre as variáveis eliminadas de forma a ser realizado um teste simultâneo de todos os regressores, o teste F. A saída do Eviews da regressão realizada é demonstrada a seguir.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/14/02 Time: 00:28
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPC_LN1=C(2)*IPC_LN1(-2)+C(4)*COEF_IMP+C(7)*COEF_IMP(-3)
+C(9)*CAMBIO_LN1(-1)+C(10)*CAMBIO_LN1(-2)+C(11)
*CAMBIO_LN1(-3)+C(12)*PPI_LN1+C(14)*PPI_LN1(-2)+C(15)
*PPI_LN1(-3)+C(16)*HIATOSA_HP+C(18)*HIATOSA_HP(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.397941	0.100830	3.946644	0.0002
C(4)	0.014235	0.045703	0.311460	0.7563
C(7)	0.039206	0.047439	0.826435	0.4112
C(9)	0.021886	0.028780	0.760459	0.4494
C(10)	-0.010625	0.030463	-0.348786	0.7282
C(11)	-0.005837	0.029419	-0.198405	0.8433
C(12)	0.039634	0.115152	0.344186	0.7317
C(14)	0.141464	0.114578	1.234645	0.2208
C(15)	0.031061	0.123767	0.250962	0.8025
C(16)	-0.004328	0.062396	-0.069357	0.9449
C(18)	-0.009311	0.062933	-0.147943	0.8828
R-squared	0.208786	Mean dependent var		0.008019
Adjusted R-squared	0.103291	S.D. dependent var		0.008491
S.E. of regression	0.008040	Akaike info criterion		-6.689777
Sum squared resid	0.004848	Schwarz criterion		-6.375849
Log likelihood	298.6604	F-statistic		1.979109
Durbin-Watson stat	1.270276	Prob(F-statistic)		0.047525

O teste F realizado nesta regressão, portanto, seria:

H_0 = todos coeficientes iguais a zero

H_a = pelo menos um deles diferente de zero

O valor da estatística F apresentada na tabela é 1,9791. O F crítico retirado da tabela ANOVA, considerando $\alpha = 5\%$, $k = 12$ e $n = 86$, foi de 1,95. Como o valor da estatística F é maior que o F da tabela, rejeita-se a hipótese nula de que todos os coeficientes são insignificantes. Decide-se, então, eliminar as variáveis desta regressão com o Prob. muito baixo, já que estas podem ter algum poder explicativo sobre a variável dependente.

Ao excluir a variável $IPC_{\text{geral}}(-2)$ do teste F realizado, a estatística F cai para 0,9349. Assim, todas as variáveis restantes passam a ser estatisticamente insignificantes conjuntamente a um nível de significância de 5%.

O modelo final, portanto, seria o mostrado abaixo, com sua respectiva estimação.

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \alpha_0 \Delta IPC_{\text{geral}}(-1) + \alpha_1 \Delta IPC_{\text{geral}}(-1) + \alpha_2 IPC_{\text{geral}}(-3) + \beta_1 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_2 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_3 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_4 \Delta e + \beta_5 \text{hiatoSA_hp}_{(-1)} + \beta_6 \text{hiatoSA_hp}_{(-3)} + u_t \quad (8)$$

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/14/02 Time: 00:31
Sample(adjusted): 1994:11 2001:12
Included observations: 86 after adjusting endpoints
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*IPC_LN1(3)+C(5)
*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(13)
*PPI_LN1(-1)+C(17)*HIATOSA_HP(-1)+C(19)*HIATOSA_HP(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.582668	0.100585	5.792814	0.0000
C(2)	-0.083324	0.117334	-0.710140	0.4798
C(3)	0.205821	0.096415	2.134748	0.0360
C(5)	0.111641	0.049504	2.255203	0.0270
C(6)	-0.091246	0.050220	-1.816946	0.0731
C(8)	0.015006	0.016046	0.935191	0.3526
C(13)	0.169644	0.089545	1.894503	0.0619
C(17)	-0.101302	0.049781	-2.034945	0.0453
C(19)	0.107855	0.049288	2.188252	0.0317
R-squared	0.522758	Mean dependent var		0.008019
Adjusted R-squared	0.473174	S.D. dependent var		0.008491
S.E. of regression	0.006163	Akaike info criterion		-7.241832
Sum squared resid	0.002924	Schwarz criterion		-6.984982
Log likelihood	320.3988	F-statistic		10.54296
Durbin-Watson stat	2.087154	Prob(F-statistic)		0.000000

Ao serem comparados os modelo (7) e o modelo (8), nota-se que o Prob. das variáveis inseridas no modelo (4) levam estas a serem certamente insignificantes. Quanto ao R^2 , o do modelo (7) apresenta um valor de 0.5196 o do modelo (4) de 0.5227. Já o R^2 ajustado do modelo (7) é de 0.4765, enquanto o do modelo (8) é de 0.4731. A simples análise do valor do R^2 ajustado é sutilmente favorável ao modelo (7). A estatística de Durbin-Watson esta de

acordo com esta análise, uma vez que este número para o modelo (7) está bem mais próximo de 2, indicando que não há autocorrelação entre os resíduos.

VI. ANÁLISE DOS RESULTADOS OBTIDOS

A análise foi feita em cima dos modelos escolhidos para os preços industriais e para o consumidor com tendência linear do hiato e utilizando o filtro *Hodrick Prescott* para determinar a tendência do hiato.

VI.1 Modelo para preços industriais com tendência linear do hiato

A tabela abaixo apresenta o valor dos coeficientes, estatísticas e p-valor de cada uma das variáveis do modelo (2).

Variável	Coefficiente	Valor	Estatística t	P-Valor
IPA_LN1(-1)	C(1)	0,48570	5,21412	0,00000
COEF_IMP	C(4)	0,01176	0,39116	0,69680
COEF_IMP(-2)	C(6)	0,01557	0,51689	0,60670
CÂMBIO_LN1	C(8)	0,06008	3,37362	0,00120
CÂMBIO_LN1(-1)	C(9)	0,08867	3,83541	0,00030
CÂMBIO_LN1(-2)	C(10)	-0,03739	-1,61693	0,11000
CÂMBIO_LN1(-3)	C(11)	0,02355	1,31032	0,19400
PPI_LN(-1)	C(13)	0,18761	2,70302	0,00850
PPI_LN(-2)	C(14)	0,10602	1,46247	0,14770
HIATO_SA_LIN(-2)	C(18)	-0,00064	-2,09868	0,03920

Segundo as expectativas, mencionadas anteriormente, todos coeficientes deveriam ser positivos. Ao observar a tabela abaixo se nota que a regressão referente a este modelo comprova a teoria na maioria dos casos.

Os regressores IPA_LN1(-1), CÂMBIO_LN1, CÂMBIO_LN1(-1) e PPI_LN(-1) foram considerados significantes ao nível de significância de 5%. Os regressores COEF_IMP, COEF_IMP(-2), CÂMBIO_LN1(-3) e PPI_LN(-2) são positivos, mas foram considerados insignificantes ao nível de significância 5%. Finalmente, os regressores CÂMBIO_LN1(-2), HIATO_SA_LIN(-2) são negativos, indo contra a teoria, porém o primeiro é insignificante ao nível de significância 5%.

É interessante também fazer um teste F para testar a significância conjunta de todos os regressores simultaneamente. A amostra é composta por 86 dados (n) e 10 regressores (k), portanto, o F obtido da tabela ANOVA é de 1,99. Como a estatística F do modelo foi de 23.17582, rejeita-se a hipótese nula de os regressores em conjunto não tem nenhum poder explicativo sobre a variável dependente, concluindo que as variáveis são relevantes na determinação do modelo.

VI.2 O Modelo para preços industriais com filtro de Hodrick-Prescott

A tabela a seguir apresenta o valor dos coeficientes, estatísticas e p-valor de cada uma das variáveis do modelo (4).

Variável	Coefficiente	Valor	Estatística t	P-Valor
IPA_LN1(-1)	C(1)	0,45989	5,05820	0.0000
COEF_IMP	C(4)	0,01123	0,26380	0.7926
COEF_IMP(-1)	C(5)	0,01339	0,26380	0.7926
COEF_IMP(-2)	C(6)	0,00328	0,08100	0.9356
CÂMBIO_LN1	C(8)	0,07308	4,39370	0.0000
CÂMBIO_LN1(-1)	C(9)	0,06456	3,27900	0.0016
CÂMBIO_LN1(-3)	C(11)	0,00632	0,40360	0.6876
PPI_LN(-1)	C(13)	0,18655	2,60230	0.0112
PPI_LN(-2)	C(14)	0,13654	1,88240	0.0637
HIATO_AS_HP	C(16)	-0,02236	-0,56410	0.5743
HIATO_AS_HP(-2)	C(18)	-0,06096	-1,55060	0.1252

Novamente, todos os coeficientes deveriam ser positivos para que o modelo fosse de acordo com a teoria econômica. No entanto, a variável HIATO_SA(-2) é significativa ao nível de significância de 5% e seu coeficiente é negativo. Isto vai contra a teoria econômica uma vez que se espera que quanto mais o produto supera sua tendência, maior o impacto sobre o nível de preços. Em outras palavras, uma economia aquecida é propícia a impactos inflacionários. O regressor HIATO_SA_HP também é negativo, mas insignificante a o nível de significância de 5%.

Os regressores IPA_LN1(-1), CÂMBIO_LN1, CÂMBIO_LN1(-1) e PPI_LN(-1) são positivos e significantes ao nível de 5% para a explicar o impacto sobre os preços industriais. Já os regressores COEF_IMP, COEF_IMP(-1), COEF_IMP(-2), CÂMBIO_LN1(-3) e PPI_LN(-2) apesar de serem positivos não são significantes dado o nível de significância de 5%.

Neste caso, também foi feito um teste F para testar a significância conjunta de todos os regressores simultaneamente. A amostra é composta por 86 dados (n) e 11 regressores (k), portanto, o F obtido da tabela ANOVA é de 1,99. Como a estatística F do modelo foi de 19.5312, rejeita-se a hipótese nula de os regressores em conjunto não tem nenhum poder

explicativo sobre a variável dependente, concluindo que as variáveis são relevantes na determinação do modelo.

VI.3 O Modelo para o consumidor com tendência linear do hiato

Seguindo o mesmo padrão das análises anteriores, a tabela abaixo apresenta o valor dos coeficientes, estatísticas e p-valor de cada uma das variáveis do modelo (6).

Variável	Coefficiente	Valor	Estatística t	P-Valor
IPC_LN1(-1)	C(1)	0,58390	5,78332	0,00000
IPC_LN1(-2)	C(2)	-0,08374	-0,71034	0,47960
IPC_LN1(-3)	C(3)	0,20672	2,13768	0,03570
COEF_IMP(-1)	C(5)	0,11055	2,24934	0,02730
COEF_IMP(-2)	C(6)	-0,09020	-1,80538	0,07490
CÂMBIO_LN1	C(8)	0,01520	0,94302	0,34860
PPI_LN(-1)	C(13)	0,17218	1,89854	0,06140
HIATO_SA_LIN(-1)	C(17)	-0,00089	-1,97858	0,05140
HIATO_SA_LIN(-3)	C(19)	0,00096	2,12822	0,03650

Os regressores IPC_LN1(-1), IPC_LN1(-3), COEF_IMP(-1) e HIATO_SA_LIN(-3) são positivos na estimação e ao mesmo tempo significantes ao nível significância de 5%. Já os regressores, CÂMBIO_LN1 e PPI_LN(-1) apesar de positivos, foram considerados insignificantes ao nível de significância estipulado. Por outro lado, os regressores IPC_LN1(-2), COEF_IMP(-2) e HIATO_SA_LIN(-1) são negativos, mas considerados não significantes para a estimação do modelo.

Ao ser realizado um teste F, nota-se que as variáveis são relevantes em conjunto para a estimação da variável dependente. Isto porque a estatística F de 10.3931 é superior ao F observado na tabela ANOVA para o número de observações e parâmetros dados.

VI.4 O Modelo para o consumidor com filtro de Hodrick-Prescott

Novamente, é apresentada uma tabela com o valor do coeficiente, estatística e p-valor de cada uma das variáveis do modelo (8).

Variável	Coefficiente	Valor	Estatística t	P-Valor
IPC_LN1(-1)	C(1)	0,58267	5,79281	0,00000
IPC_LN1(-2)	C(2)	-0,08332	-0,71014	0,47980
IPC_LN1(-3)	C(3)	0,20582	2,13475	0,03600
COEF_IMP(-1)	C(5)	0,11164	2,25520	0,02700
COEF_IMP(-2)	C(6)	-0,09125	-1,81695	0,07310
CÂMBIO_LN1	C(8)	0,01501	0,93519	0,35260
PPI_LN(-1)	C(13)	0,16964	1,89450	0,06190
HIATO_SA_HP(-1)	C(17)	-0,10130	-2,03495	0,04530
HIATO_SA_HP(-3)	C(19)	0,10786	2,18825	0,03170

O resultado é semelhante ao modelo anterior. A diferença é que o regressor HIATO_SA_HP(-1) passou a ser significativo ao nível de significância de 5%. Isto não é satisfatório, uma vez que o sinal deste regressor está indo contra a teoria econômica.

A estatística F assume o valor de 10.5429, um pouco superior que estatística F do modelo (6). Como número de observações e parâmetros é exatamente o mesmo do modelo anterior, obviamente, se rejeita a hipótese de que os regressores em conjunto não têm poder explicativo sobre a variável dependente.

VII. TESTE DE QUEBRA ESTRUTURAL

Como mencionado anteriormente na apresentação da variável câmbio nominal, espera-se uma quebra estrutural no final de Janeiro de 1999. A série do câmbio é composta por uma média da p-tax diária, portanto, o efeito da desvalorização cambial em termos de média será refletido apenas em Fevereiro de 1999. Assim, uma quebra estrutural é esperada no modelo estimado neste mês.

Para que o teste seja realizado, será utilizado o Teste de Chow disponível software Eviews. Foram feitos testes para os quatro modelos finais de análise do nível de preços.

VII.1 Modelo para preços industriais com tendência linear do hiato

Ao ser solicitado quebra estrutural no mês de Fevereiro de 1999, o seguinte resultado foi obtido:

Chow Breakpoint Test: 1999:02			
F-statistic	1.807740	Probability	0.076324
Log likelihood ratio	20.81914	Probability	0.022391

Analisando o resultado pode-se notar que não se rejeita a hipótese nula de que não há quebra estrutural ao nível de significância de 5%. Isto porque o Prob. da estatística F é superior a 0,05. Deste modo, não será considerada uma quebra estrutural em Fevereiro de 1999.

VII.2 O Modelo para preços industriais com filtro de Hodrick-Prescott

O mesmo teste foi feito para este modelo e o resultado é apresentado a seguir.

Chow Breakpoint Test: 1999:02

F-statistic	1.711506	Probability	0.090814
Log likelihood ratio	22.17646	Probability	0.023041

Novamente, não se rejeita a hipótese nula de que não há quebra estrutural ao nível de significância de 5%, já que o Prob. da estatística F é superior a 0,05.

VII.3 O Modelo para o consumidor com tendência linear do hiato

Já neste modelo, pode-se rejeitar a hipótese nula de que não há quebra estrutural ao nível de significância de 5%. A tabela de resultados abaixo mostra que o valor do Prob. da estatística F é inferior a 0.05. Portanto, pode-se assumir que houve quebra estrutural em Fevereiro de 1999 e faz-se necessário estimar dois modelos, um para o primeiro período (1994:7-1999:1) e outro para o segundo período (1999:2-2001:12).

Chow Breakpoint Test: 1999:02

F-statistic	3.172863	Probability	0.002952
Log likelihood ratio	30.15272	Probability	0.000413

Para o primeiro período (1994:7-1999:1) foram obtidos os resultados a seguir no *Eviews*.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/27/02 Time: 23:41
Sample(adjusted): 1994:11 1999:01
Included observations: 51 after adjusting endpoints
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*IPC_LN1(-)+C(5)
*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(13)
*PPI_LN1(-1)+C(17)*HIATOSA_LIN(-1)+C(19)*HIATOSA_LIN(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.538287	0.125907	4.275287	0.0001
C(2)	-0.057267	0.142917	-0.400704	0.6907
C(3)	0.184195	0.112939	1.630916	0.1104
C(5)	0.186063	0.063261	2.941215	0.0053
C(6)	-0.151203	0.060570	-2.496359	0.0166
C(8)	-0.000983	0.032077	-0.030639	0.9757
C(13)	0.583186	0.203039	2.872284	0.0064
C(17)	-0.002042	0.000641	-3.188634	0.0027
C(19)	0.001474	0.000616	2.393913	0.0212
R-squared	0.691803	Mean dependent var		0.009257
Adjusted R-squared	0.633099	S.D. dependent var		0.010291
S.E. of regression	0.006233	Akaike info criterion		-7.158980
Sum squared resid	0.001632	Schwarz criterion		-6.818070
Log likelihood	191.5540	F-statistic		11.78457
Durbin-Watson stat	2.014922	Prob(F-statistic)		0.000000

O valor do R^2 foi de 0,6918, enquanto o valor do R^2 ajustado foi de 0,6330. Já a estatística de Durbin-Watson apresenta um resultado bastante satisfatório 2,0149.

Para o modelo referente ao segundo período (1999:2-2001:12) foram obtidos os resultados apresentados abaixo.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/27/02 Time: 23:46
Sample: 1999:02 2001:12
Included observations: 35
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*IPC_LN1(-3)+C(5)*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(13)*PPI_LN1(-1)+C(17)*HIATOSA_LIN(-1)+C(19)*HIATOSA_LIN(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.117757	0.191540	-0.614787	0.5440
C(2)	-0.390585	0.169857	-2.299489	0.0298
C(3)	-0.269644	0.182235	-1.479650	0.1510
C(5)	0.081653	0.068801	1.186801	0.2460
C(6)	0.024614	0.069410	0.354617	0.7257
C(8)	0.012802	0.013590	0.942022	0.3549
C(13)	-0.051607	0.078648	-0.656183	0.5175
C(17)	0.000236	0.000488	0.484385	0.6322
C(19)	-0.000985	0.000510	-1.932570	0.0643
R-squared	0.308139	Mean dependent var		0.006214
Adjusted R-squared	0.095259	S.D. dependent var		0.004340
S.E. of regression	0.004128	Akaike info criterion		-7.925157
Sum squared resid	0.000443	Schwarz criterion		-7.525210
Log likelihood	147.6902	F-statistic		1.447475
Durbin-Watson stat	2.246542	Prob(F-statistic)		0.224357

No entanto, o R^2 , R^2 ajustado e a estatística de Durbin-Watson apresentaram resultados extremamente insatisfatórios. Isto ocorreu possivelmente devido a poucas observações das variáveis para o segundo período analisado. Foram apenas 35 observações, enquanto o primeiro período incorporou 51 observações. Outro motivo foi que a especificação final do modelo foi obtida a partir da amostra completa. No entanto, quando há quebra estrutural tal especificação não é necessariamente melhor para cada subperíodo. Portanto, um novo modelo ótimo para o segundo período terá de ser encontrado levando em consideração somente a amostra no subperíodo 1999:2-2001:12.

A estimação deste modelo partirá de um ADL geral com um número máximo de defasagens de cada variável de 2, totalizando 15 variáveis como ponto de partida. O número máximo de defasagens será 2 e não 3, como na estimação inicial, porque o número de

observações consideradas neste subperíodo é bastante reduzido. Novamente, as variáveis I(1) serão estimadas em diferença, enquanto as I(0) em seu nível. Abaixo é apresentado o modelo ADL irrestrito, além de sua respectiva estimação.

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \alpha_0 \Delta IPC_{\text{geral}(-1)} + \alpha_1 \Delta IPC_{\text{geral}(-2)} + \beta_0 \Delta PPI + \beta_1 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_2 \Delta PPI_{(-2)} + \beta_3 \text{coef_imp} + \beta_4 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_5 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_6 \Delta e + \beta_7 \Delta e_{(-1)} + \beta_8 \Delta e_{(-2)} + \beta_9 \text{hiatoSA_lin} + \beta_{10} \text{hiatoSA_lin}_{(-1)} + \beta_{11} \text{hiatoSA_lin}_{(-2)} + u_t$$

Dependent Variable: IPC_LN1

Method: Least Squares

Date: 06/04/02 Time: 22:35

Sample: 1999:02 2001:12

Included observations: 35

IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*COEF_IMP+C(4)
*COEF_IMP(-1)+C(5)*COEF_IMP(-2)+C(6)*CAMBIO_LN1+C(7)
*CAMBIO_LN1(-1)+C(8)*CAMBIO_LN1(-2)+C(9)*PPI_LN1+C(10)
*PPI_LN1(-1)+C(11)*PPI_LN1(-2)+C(12)*HIATOSA_LIN+C(13)
*HIATOSA_LIN(-1)+C(14)*HIATOSA_LIN(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.176363	0.191184	0.922482	0.3668
C(2)	-0.597830	0.203520	-2.937449	0.0079
C(3)	0.010312	0.103006	0.100113	0.9212
C(4)	-0.053075	0.091372	-0.580874	0.5675
C(5)	0.126292	0.104884	1.204109	0.2419
C(6)	-0.012378	0.024452	-0.506230	0.6180
C(7)	0.021538	0.023858	0.902765	0.3769
C(8)	0.003291	0.019272	0.170758	0.8660
C(9)	-0.056450	0.079900	-0.706517	0.4876
C(10)	0.014004	0.068668	0.203934	0.8404
C(11)	0.054783	0.073787	0.742454	0.4660
C(12)	-0.001131	0.000593	-1.909040	0.0700
C(13)	0.001364	0.000613	2.223695	0.0373
C(14)	-0.000790	0.000547	-1.445413	0.1631
R-squared	0.445577	Mean dependent var		0.006214
Adjusted R-squared	0.102362	S.D. dependent var		0.004340
S.E. of regression	0.004111	Akaike info criterion		-7.860899
Sum squared resid	0.000355	Schwarz criterion		-7.238760
Log likelihood	151.5657	F-statistic		1.298246
Durbin-Watson stat	2.293659	Prob(F-statistic)		0.288003

Como nos casos anteriores, este é o modelo irrestrito, no qual não se impõe nenhuma restrição sobre os coeficientes das variáveis. O procedimento a ser tomado será o mesmo, no

qual são eliminadas, passo a passo, as variáveis, cujo Prob. está acima de 0.05. Novamente, ao ser eliminada cada variável olha-se para os critérios de informação Akaike e Schwarz, que devem estar diminuindo a cada passo e para o teste de autocorrelação dos resíduos, de modo a evitar que estes se tornem autocorrelacionados a partir da eliminação das variáveis. A primeira variável a ser excluída foi a referente ao coeficiente c(3), ou seja, o coef_imp. Isto porque seu Prob. é o mais alto de todos (0.92), que está longe de ser significativo ao nível de 5%. Ao ser removido o coeficiente c(3), roda-se novamente a regressão de forma a obter um novo resultado para cada coeficiente. O primeiro fato a ser observado foi que o critério de informação de Akaike e Schwarz se reduziram e ao mesmo tempo o Durbin-Watson se aproximou de 2, de forma se obteve uma melhora na estimação do modelo. Seguindo a mesma regra, o próximo coeficiente removido foi o c(8) e novamente obtemos um menor valor para o critério de informação de Akaike e Schwarz e um Durbin-Watson se aproximando de 2. Seguindo foram eliminados coeficientes subseqüentes de modo que se obtém o modelo abaixo:

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \alpha_0 \Delta IPC_{\text{geral}}(-2) + \beta_1 \text{coef_imp}(-2) + \beta_2 \Delta e_{(-1)} + \beta_3 \text{hiatoSA_lin} + \beta_4 \text{hiatoSA_lin}(-1) + u_t \quad (9)$$

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 06/04/02 Time: 23:02
Sample: 1999:02 2001:12
Included observations: 35
IPC_LN1=C(2)*IPC_LN1(-2)+C(5)*COEF_IMP(-2)+C(7)*CAMBIO_LN1(-1)+C(12)*HIATOSA_LIN+C(13)*HIATOSA_LIN(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	-0.473946	0.165836	-2.857919	0.0077
C(5)	0.087784	0.012607	6.963212	0.0000
C(7)	0.016722	0.010862	1.539489	0.1342
C(12)	-0.000956	0.000415	-2.307179	0.0281
C(13)	0.000533	0.000400	1.332408	0.1928
R-squared	0.312956	Mean dependent var		0.006214
Adjusted R-squared	0.221350	S.D. dependent var		0.004340
S.E. of regression	0.003829	Akaike info criterion		-8.160715
Sum squared resid	0.000440	Schwarz criterion		-7.938522
Log likelihood	147.8125	F-statistic		3.416332
Durbin-Watson stat	1.795534	Prob(F-statistic)		0.020427

Analogamente aos modelos anteriores, regredi-se o IPC_{geral} sobre as variáveis eliminadas de forma a ser realizado um teste simultâneo de todos os regressores, o teste F. A saída do Eviews da regressão realizada é demonstrada a seguir.

Dependent Variable: IPC_LN1
 Method: Least Squares
 Date: 06/04/02 Time: 23:12
 Sample: 1999:02 2001:12
 Included observations: 35
 IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(3)*COEF_IMP+C(4)*COEF_IMP(-1)
 +C(6)*CAMBIO_LN1+C(7)*CAMBIO_LN1(-1)+C(8)*CAMBIO_LN1(-2)+C(9)*PPI_LN1+C(10)*PPI_LN1(-1)+C(11)*PPI_LN1(-2)+C(14)*HIATOSA_LIN(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.002783	0.194287	0.014325	0.9887
C(3)	0.008861	0.088290	0.100361	0.9209
C(4)	0.046017	0.086592	0.531424	0.5998
C(6)	0.004344	0.024563	0.176868	0.8610
C(8)	0.003488	0.020018	0.174266	0.8631
C(9)	-0.080968	0.074039	-1.093580	0.2846
C(10)	0.016283	0.074908	0.217371	0.8297
C(11)	0.075147	0.079698	0.942901	0.3548
C(14)	-0.000463	0.000423	-1.095518	0.2837
R-squared	0.173331	Mean dependent var		0.006214
Adjusted R-squared	-0.124270	S.D. dependent var		0.004340
S.E. of regression	0.004601	Akaike info criterion		-7.689995
Sum squared resid	0.000529	Schwarz criterion		-7.245609
Log likelihood	144.5749	F-statistic		0.582428
Durbin-Watson stat	2.112523	Prob(F-statistic)		0.798801

O teste F realizado nesta regressão, portanto, seria:

H_0 = todos coeficientes iguais a zero

H_a = pelo menos um deles diferente de zero

O valor da estatística F apresentada na tabela é 0,7988. O F crítico retirado da tabela ANOVA, considerando $\alpha = 5\%$, $k = 9$ e $n = 35$, foi de 2,12. Como o valor da estatística F é menor que o F da tabela, não se rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes são insignificantes. Deste modo, decide-se que o modelo ótimo encontrado é o modelo 9.

Nota-se uma sensível melhora nos valores do R^2 , R^2 ajustado e na estatística de Durbin-Watson em relação ao modelo inicial obtido para este subperíodo. O destaque foi para o R^2 ajustado que variou de 0,09 para 0,221. No entanto, os resultados não foram muito satisfatórios devido ao tamanho relativamente pequeno da amostra no subperíodo 1999:2-2001:12.

VII.4 O Modelo para o consumidor com filtro de Hodrick-Prescott

Ao ser realizado o teste de quebra estrutural para este modelo, rejeita-se a hipótese nula de que não há quebra estrutural ao nível de significância de 5%. Então, seguindo o que foi feito anteriormente, é necessário estimar dois modelos, um referente ao primeiro período (1994:7-1999:1) e outro que se refere ao segundo período (1999:2-2001:12).

Chow Breakpoint Test: 1999:02			
F-statistic	3.128924	Probability	0.003291
Log likelihood ratio	29.79978	Probability	0.000474

Na página seguinte são apresentados os resultados obtidos na estimação do modelo para o primeiro período em questão.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/28/02 Time: 00:01
Sample(adjusted): 1994:11 1999:01
Included observations: 51 after adjusting endpoints
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*IPC_LN1(-3)+C(5)
*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(13)
*PPI_LN1(-1)+C(17)*HIATOSA_HP(-1)+C(19)*HIATOSA_HP(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.537236	0.125258	4.289042	0.0001
C(2)	-0.061385	0.142165	-0.431789	0.6681
C(3)	0.180517	0.112457	1.605207	0.1159
C(5)	0.189514	0.063415	2.988455	0.0047
C(6)	-0.153152	0.060705	-2.522889	0.0155
C(8)	-0.000701	0.031301	-0.022383	0.9822
C(13)	0.578444	0.202003	2.863545	0.0065
C(17)	-0.222831	0.068994	-3.229694	0.0024
C(19)	0.154346	0.064488	2.393383	0.0212
R-squared	0.695100	Mean dependent var		0.009257
Adjusted R-squared	0.637024	S.D. dependent var		0.010291
S.E. of regression	0.006200	Akaike info criterion		-7.169735
Sum squared resid	0.001615	Schwarz criterion		-6.828825
Log likelihood	191.8283	F-statistic		11.96877
Durbin-Watson stat	2.022976	Prob(F-statistic)		0.000000

O valor do R^2 foi de 0,6510, enquanto o valor do R^2 ajustado foi de 0,6370. Já a estatística de Durbin-Watson apresenta um bom resultado: 2,0229.

Para o modelo referente ao segundo período foram obtidos os resultados apresentados a seguir.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 05/28/02 Time: 00:05
Sample: 1999:02 2001:12
Included observations: 35
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*IPC_LN1(-3)+C(5)
*COEF_IMP(-1)+C(6)*COEF_IMP(-2)+C(8)*CAMBIO_LN1+C(13)
*PPI_LN1(-1)+C(17)*HIATOSA_HP(-1)+C(19)*HIATOSA_HP(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.093457	0.191710	-0.487491	0.6300
C(2)	-0.385664	0.172633	-2.234012	0.0343
C(3)	-0.254635	0.183421	-1.388255	0.1768
C(5)	0.080163	0.069864	1.147414	0.2617
C(6)	0.023916	0.070526	0.339108	0.7373
C(8)	0.013270	0.013791	0.962236	0.3448
C(13)	-0.043864	0.078589	-0.558137	0.5815
C(17)	0.030922	0.057425	0.538484	0.5948
C(19)	-0.112250	0.059939	-1.872732	0.0724
R-squared	0.291724	Mean dependent var		0.006214
Adjusted R-squared	0.073793	S.D. dependent var		0.004340
S.E. of regression	0.004176	Akaike info criterion		-7.901708
Sum squared resid	0.000453	Schwarz criterion		-7.501762
Log likelihood	147.2799	F-statistic		1.338608
Durbin-Watson stat	2.239301	Prob(F-statistic)		0.269034

Como no modelo anterior, o R^2 , R^2 ajustado e a estatística de Durbin-Watson, para este período em questão, apresentaram resultados extremamente insatisfatórios. Os motivos podem ser os mesmos apresentados: pequena amostra neste segundo subperíodo ou o modelo especificado a partir da amostra completa não é necessariamente o mesmo para o subperíodo em questão.

Deste modo decide-se especificar um modelo particular para este segundo período, seguindo o mesmo padrão do modelo para o consumidor no segundo período considerando a tendência do hiato do produto como linear. Em outras palavras, partiu-se de um modelo ADL geral considerando 2 defasagens para cada variável e determinando as restrições posteriormente. O modelo inicial, portanto, seria:

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \alpha_0 \Delta IPC_{\text{geral}(-1)} + \alpha_1 \Delta IPC_{\text{geral}(-2)} + \beta_0 \Delta PPI + \beta_1 \Delta PPI_{(-1)} + \beta_2 \Delta PPI_{(-2)} + \beta_3 \text{coef_imp} + \beta_4 \text{coef_imp}_{(-1)} + \beta_5 \text{coef_imp}_{(-2)} + \beta_6 \Delta e + \beta_7 \Delta e_{(-1)} + \beta_8 \Delta e_{(-2)} + \beta_9 \text{hiatoSA_hp} + \beta_{10} \text{hiatoSA_hp}_{(-1)} + \beta_{11} \text{hiatoSA_hp}_{(-2)} + u_t$$

A estimação deste modelo é apresentada abaixo.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 06/04/02 Time: 23:57
Sample: 1999:02 2001:12
Included observations: 35
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(2)*IPC_LN1(-2)+C(3)*COEF_IMP+C(4)*COEF_IMP(-1)+C(5)*COEF_IMP(-2)+C(6)*CAMBIO_LN1+C(7)*CAMBIO_LN1(-1)+C(8)*CAMBIO_LN1(-2)+C(9)*PPI_LN1+C(10)*PPI_LN1(-1)+C(11)*PPI_LN1(-2)+C(12)*HIATOSA_HP+C(13)*HIATOSA_HP(-1)+C(14)*HIATOSA_HP(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.185530	0.193188	0.960356	0.3478
C(2)	-0.584536	0.204097	-2.864013	0.0093
C(3)	0.004616	0.103809	0.044468	0.9650
C(4)	-0.052281	0.092295	-0.566454	0.5771
C(5)	0.129443	0.105645	1.225267	0.2340
C(6)	-0.012326	0.024682	-0.499395	0.6227
C(7)	0.023041	0.024106	0.955807	0.3500
C(8)	0.003150	0.019430	0.162127	0.8728
C(9)	-0.049755	0.079868	-0.622972	0.5400
C(10)	0.019985	0.069953	0.285685	0.7779
C(11)	0.061758	0.073854	0.836217	0.4124
C(12)	-0.126296	0.068437	-1.845432	0.0791
C(13)	0.155415	0.070889	2.192389	0.0398
C(14)	-0.088025	0.063881	-1.377953	0.1827
R-squared	0.435387	Mean dependent var		0.006214
Adjusted R-squared	0.085864	S.D. dependent var		0.004340
S.E. of regression	0.004149	Akaike info criterion		-7.242686
Sum squared resid	0.000362	Schwarz criterion		-7.020547
Log likelihood	151.2470	F-statistic		1.245661
Durbin-Watson stat	2.278812	Prob(F-statistic)		0.316910

Este é o modelo irrestrito e nota-se que diversas variáveis tem podem ser consideradas insignificantes ao nível de significância de 5%. Portanto, faz-se necessário eliminar certas variáveis para encontrar o modelo ótimo. Novamente, a cada passo da eliminação serão observados os valores dos critérios de informação de Akaike e Schwartz, além da estatística de

Durbin-Watson. O primeiro coeficiente eliminado foi o c(3), cujo Prob. é de 0.965 de modo que a variável referente esteja longe de ser considerada significativa ao nível de significância de 5%. O segundo coeficiente eliminado foi o c(8) e houve uma redução dos critérios de informação de Akaike e Schwartz e a estatística de Durbin-Watson se aproximou de 2. O processo foi repetido até que obteve-se um aumento do valor do critério de informação de Akaike na tentativa de eliminar o coeficiente c(14). A estimação é representada abaixo.

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 06/06/02 Time: 00:15
Sample: 1999:02 2001:12
Included observations: 35
IPC_LN1=C(2)*IPC_LN1(-2)+C(5)*COEF_IMP(-2)+C(7)*CAMBIO_LN1(-1)+C(12)*HIATOSA_HP+C(13)*HIATOSA_HP(-1)+C(14)*HIATOSA_HP(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	-0.534660	0.170911	-3.128285	0.0040
C(5)	0.090892	0.012716	7.147704	0.0000
C(7)	0.017107	0.010760	1.589914	0.1227
C(12)	-0.096154	0.047509	-2.023920	0.0523
C(13)	0.099690	0.052269	1.907241	0.0664
C(14)	-0.067841	0.046580	-1.456450	0.1560
R-squared	0.348287	Mean dependent var		0.006214
Adjusted R-squared	0.235923	S.D. dependent var		0.004340
S.E. of regression	0.003793	Akaike info criterion		-8.156366
Sum squared resid	0.000417	Schwarz criterion		-7.889735
Log likelihood	148.7364	F-statistic		3.099624
Durbin-Watson stat	1.868660	Prob(F-statistic)		0.023160

Seguindo o mesmo critério anterior, o modelo ótimo deveria ser o referente a estimação acima.

$$\Delta IPC_{\text{geral}} = \alpha_0 \Delta IPC_{\text{geral}}(-2) + \beta_1 \text{coef_imp}(-2) + \beta_2 \Delta e(-1) + \beta_3 \text{hiatoSA_lin} + \beta_4 \text{hiatoSA_hp}(-1) + \beta_5 \text{hiatoSA_hp}(-1) + u_t \quad (10)$$

O próximo passo é realizar um teste F será realizado em todas as variáveis eliminadas para testar a significância conjunta destas. O teste F realizado nesta regressão, portanto, seria:

H_0 = todos coeficientes iguais a zero

H_a = pelo menos um deles diferente de zero

Dependent Variable: IPC_LN1
Method: Least Squares
Date: 06/06/02 Time: 00:21
Sample: 1999:02 2001:12
Included observations: 35
IPC_LN1=C(1)*IPC_LN1(-1)+C(3)*COEF_IMP+C(4)*COEF_IMP(-1)
+C(6)*CAMBIO_LN1+C(7)*CAMBIO_LN1(-1)+C(8)*CAMBIO_LN1(-2)+C(9)*PPI_LN1+C(10)*PPI_LN1(-1)+C(11)*PPI_LN1(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.011124	0.194883	0.057080	0.9549
C(3)	-0.017770	0.085203	-0.208561	0.8364
C(4)	0.072276	0.083528	0.865295	0.3948
C(6)	0.002783	0.024616	0.113038	0.9109
C(8)	0.005000	0.020047	0.249409	0.8050
C(9)	-0.057303	0.071090	-0.806066	0.4275
C(10)	0.008012	0.074813	0.107098	0.9155
C(11)	0.077451	0.079976	0.968431	0.3418
R-squared	0.133646	Mean dependent var		0.006214
Adjusted R-squared	-0.132925	S.D. dependent var		0.004340
S.E. of regression	0.004619	Akaike info criterion		-7.700248
Sum squared resid	0.000555	Schwarz criterion		-7.300301
Log likelihood	143.7543	F-statistic		0.501352
Durbin-Watson stat	2.051804	Prob(F-statistic)		0.844013

O valor da estatística F apresentada na tabela é 0,8440. O F crítico retirado da tabela ANOVA, considerando $\alpha = 5\%$, $k = 8$ e $n = 35$, foi de 2,12. Como o valor da estatística F é menor que o F da tabela, não se rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes são insignificantes. Deste modo, decide-se que o modelo ótimo encontrado é o modelo 10.

Novamente, pode-se notar uma sensível melhora nos valores do R^2 , R^2 ajustado e na estatística de Durbin-Watson em relação ao modelo inicial obtido para este subperíodo, destacando um grande aumento percentual para o R^2 ajustado. É importante ressaltar que os

resultados ainda assim não foram muito satisfatórios devido ao tamanho relativamente pequeno da amostra no subperíodo 1999:2-2001:12.

VIII – CONCLUSÃO

Os resultados apresentados até este ponto são baseados em relação de curto prazo. Nesta seção serão calculadas as relações de longo prazo para os modelos finais.

Como apresentado na seção VII, o modelo para preços industriais não apresentou quebra estrutural em Fevereiro de 1999, ao nível de significância de 5%. É importante ressaltar que ao nível de significância de 10%, esta possível quebra seria considerada. No entanto, o nível de significância estabelecido como padrão neste trabalho foi de 10%, de modo que será assumido que não houve quebra estrutural para o modelo de preços industriais. Já no modelo para o consumidor, o teste indicou quebra estrutural ao nível de significância estipulado. Deste modo, o modelo para o consumidor foi estimado para dois subperíodos distintos: 1994:7-199:1 e 1999:2-2001:12. Por outro lado, a forma de cálculo da tendência do hiato do produto a partir do filtro Hodrick Prescott apresentada no anexo ao trabalho e os resultados obtidos na estimação de ambos os modelos, considerando a tendência linear ou a tendência calculada pelo filtro, levam a uma melhor performance dos modelos nos quais o cálculo da tendência do produto foi feito pelo filtro. Deste modo os modelos finais, tanto para os preços industriais como para o consumidor seriam os que consideraram a tendência do produto calculada a partir do filtro Hodrick Prescott.

Como para preços industriais não se constatou quebra estrutural, o modelo final seria o estimado com a amostra completa e com a tendência do produto calculada a partir do filtro, ou seja, o modelo 4. É interessante calcular as relações de longo prazo para as variáveis deste

modelo. Sabe-se que o cálculo da relação de longo prazo de certa variável se dá pelo seguinte cálculo:

$$Rlp = \frac{\sum_{i=1}^n \text{coef.regressor}}{1 - \sum_{i=1}^n \text{v.dependente}}$$

Neste modelo, temos quatro variáveis explicativas, sendo que algumas delas também estão presentes em períodos anteriores. São elas: ΔPPI , coef_imp , Δe e hiatoSA_hp . A variável dependente é o ΔIPA_{og} . Seguindo a equação apresentada, são obtidas as quatro relações de longo prazo para o modelo. Para um aumento de 1% no coef_imp , o ΔIPA_{og} aumenta em 0,23%. Para um aumento de 1% no Δe , o ΔIPA_{og} aumenta em 0,12%. Em relação a variável ΔPPI , nota-se que para um aumento de 1% nesta variável explicativa o resultado é de um aumento de 0,56% no ΔIPA_{og} . A última relação que foi obtida, esta não satisfatória, é que um aumento de 1% no hiato do produto levaria a uma queda de 0,08% do ΔIPA_{og} .

É interessante calcular tais relações de longo prazo no modelo para o consumidor. Como foi constatada quebra estrutural para este modelo, é necessário calcular as relações para os dois subperíodos distintos. É importante ressaltar que a tendência do produto calculada a partir do filtro Hodrick Prescott, também será considerada a melhor alternativa para a estimação do nível de preços ao consumidor devido aos mesmos motivos. De Julho de 1994 até a desvalorização cambial de janeiro de 1999, um aumento de 1% no coef_imp implicava em aumento de 0,08% no ΔIPC_{geral} . Neste mesmo período, uma mudança de 1% no ΔPPI implicava em 1,62% de aumento no ΔIPC_{geral} . Já um aumento de 1% nas variáveis Δe e hiatoSA_hp , implicavam em uma variação de $-0,0007\%$ e $-0,2\%$, respectivamente, no ΔIPC_{geral} . Os resultados destas últimas variáveis não são satisfatórios uma vez que vão contra a teoria econômica. Para o período após a desvalorização cambial, um aumento de 1% no coef_imp implica em um aumento de 0,05 no ΔIPC_{geral} . Já um aumento de 1% nas variáveis Δe e hiatoSA_hp , implicam em uma variação de 0,065% e $-0,03\%$, respectivamente, no

$\Delta IPC_{\text{geral}}$. A relação do desvio do produto em relação a sua tendência, neste caso, foi mais uma vez insatisfatória. No entanto, é importante ressaltar que para este último subperíodo o número de observações se tornou relativamente pequeno para o número de variáveis em questão.

IX – REFERÊNCIAS

- Blanchard, O. (1999): *Macroeconomics*, Printice Hall
- Dornbusch, Rudiger & Fischer, Stanley (1991): *Macroeconomia*, Quinta Edição, Makron Books.
- Franco, G. H. (2000) "The Real Plan and the Exchange Rate". *Essays in International Finance* no 217.
- Golgfajn, I., Werlang, S.R.C. (2000) "The pass-through from depreciation to inflation: a panel study" PUC-RJ, abril no 403.
- Gujarati, Damodar N. (1995): *Basic Econometrics*, Terceira Edição, McGraw-Hill, New York.
- Johnston, Jack e John Dinardo (1997): *Econometric Methods*, Quarta Edição, McGraw-Hill, New York.
- Romer, David (1996): *Advanced Macroeconomics*, Mc-Graw Hill.
- Sayad, J. (1999), "A politica cambial do Plano Real" *Economia Aplicada*, V.3, N.Especial, pp. 48-59.

ANEXO

1. Séries de dados

1.1. Hiato do Produto

1.1.1. Série do hiato do produto calculada a partir da série sazonalizada e tendência linear

Hiato Linear (SA)					
Desv índice do PIB					
jul/1994	-4,43	jan/1997	1,52	jul/1999	-2,57
ago/1994	0,59	fev/1997	1,17	ago/1999	-1,89
set/1994	0,88	mar/1997	-0,71	set/1999	-1,98
out/1994	-0,73	abr/1997	2,89	out/1999	-3,20
nov/1994	1,81	mai/1997	0,00	nov/1999	-1,40
dez/1994	3,22	jun/1997	1,33	dez/1999	1,07
jan/1995	2,28	jul/1997	1,94	jan/2000	-0,87
fev/1995	0,86	ago/1997	0,60	fev/2000	2,93
mar/1995	3,85	set/1997	3,64	mar/2000	-1,31
abr/1995	-1,12	out/1997	3,67	abr/2000	-1,35
mai/1995	-1,26	nov/1997	0,48	mai/2000	0,65
jun/1995	-0,01	dez/1997	0,56	jun/2000	1,86
jul/1995	-2,68	jan/1998	-0,86	jul/2000	-0,06
ago/1995	-1,03	fev/1998	-1,24	ago/2000	2,11
set/1995	-1,62	mar/1998	0,31	set/2000	-1,07
out/1995	-1,44	abr/1998	0,97	out/2000	1,32
nov/1995	-0,08	mai/1998	0,47	nov/2000	1,44
dez/1995	-2,78	jun/1998	0,90	dez/2000	4,00
jan/1996	-0,61	jul/1998	1,30	jan/2001	2,05
fev/1996	-0,34	ago/1998	-1,03	fev/2001	1,27
mar/1996	-2,65	set/1998	-0,42	mar/2001	2,90
abr/1996	-1,28	out/1998	-2,39	abr/2001	2,18
mai/1996	0,20	nov/1998	-1,90	mai/2001	2,93
jun/1996	-2,08	dez/1998	-3,24	jun/2001	-0,23
jul/1996	1,91	jan/1999	-2,62	jul/2001	-0,89
ago/1996	1,06	fev/1999	-3,39	ago/2001	0,67
set/1996	1,05	mar/1999	-1,34	set/2001	-2,55
out/1996	1,80	abr/1999	-1,32	out/2001	-3,61
nov/1996	1,50	mai/1999	-2,18	nov/2001	-1,42
dez/1996	1,01	jun/1999	-1,32	dez/2001	1,38

1.1.2. Série do hiato do produto calculada a partir da série desazonalizada e tendência linear

Hiato Linear (HP)					
% de desv PIB					
jul/1994	-0,04	jan/1997	0,01	jul/1999	-0,02
ago/1994	0,01	fev/1997	0,01	ago/1999	-0,01
set/1994	0,01	mar/1997	-0,01	set/1999	-0,01
out/1994	-0,01	abr/1997	0,02	out/1999	-0,02
nov/1994	0,02	mai/1997	0,00	nov/1999	-0,01
dez/1994	0,03	jun/1997	0,01	dez/1999	0,01
jan/1995	0,02	jul/1997	0,02	jan/2000	-0,01
fev/1995	0,01	ago/1997	0,00	fev/2000	0,03
mar/1995	0,04	set/1997	0,03	mar/2000	-0,01
abr/1995	-0,01	out/1997	0,03	abr/2000	-0,01
mai/1995	-0,01	nov/1997	0,00	mai/2000	0,01
jun/1995	0,00	dez/1997	0,00	jun/2000	0,02
jul/1995	-0,03	jan/1998	-0,01	jul/2000	0,00
ago/1995	-0,01	fev/1998	-0,01	ago/2000	0,02
set/1995	-0,02	mar/1998	0,00	set/2000	-0,01
out/1995	-0,01	abr/1998	0,01	out/2000	0,01
nov/1995	0,00	mai/1998	0,01	nov/2000	0,01
dez/1995	-0,03	jun/1998	0,01	dez/2000	0,03
jan/1996	-0,01	jul/1998	0,01	jan/2001	0,02
fev/1996	0,00	ago/1998	-0,01	fev/2001	0,01
mar/1996	-0,03	set/1998	0,00	mar/2001	0,02
abr/1996	-0,01	out/1998	-0,02	abr/2001	0,02
mai/1996	0,00	nov/1998	-0,01	mai/2001	0,02
jun/1996	-0,02	dez/1998	-0,03	jun/2001	0,00
jul/1996	0,02	jan/1999	-0,02	jul/2001	-0,01
ago/1996	0,01	fev/1999	-0,03	ago/2001	0,00
set/1996	0,01	mar/1999	-0,01	set/2001	-0,03
out/1996	0,01	abr/1999	-0,01	out/2001	-0,03
nov/1996	0,01	mai/1999	-0,02	nov/2001	-0,02
dez/1996	0,01	jun/1999	-0,01	dez/2001	0,01

1.2. Série da Taxa de Câmbio (ln)

TAXA DE CÂMBIO OFICIAL					
ln[Média do Mês (R\$ / US\$)]					
Base 1994:7 = ln(100)					
jul-94	4,61	jan-97	4,72	jul-99	5,27
ago-94	4,57	fev-97	4,73	ago-99	5,31
set-94	4,53	mar-97	4,73	set-99	5,32
out-94	4,51	abr-97	4,74	out-99	5,36
nov-94	4,51	mai-97	4,74	nov-99	5,34
dez-94	4,52	jun-97	4,75	dez-99	5,29
jan-95	4,51	jul-97	4,76	jan-00	5,27
fev-95	4,50	ago-97	4,76	fev-00	5,25
mar-95	4,56	set-97	4,77	mar-00	5,23
abr-95	4,58	out-97	4,77	abr-00	5,25
mai-95	4,57	nov-97	4,78	mai-00	5,28
jun-95	4,59	dez-97	4,79	jun-00	5,27
jul-95	4,60	jan-98	4,79	jul-00	5,26
ago-95	4,62	fev-98	4,80	ago-00	5,27
set-95	4,63	mar-98	4,80	set-00	5,29
out-95	4,64	abr-98	4,81	out-00	5,31
nov-95	4,64	mai-98	4,82	nov-00	5,34
dez-95	4,65	jun-98	4,82	dez-00	5,35
jan-96	4,65	jul-98	4,83	jan-01	5,35
fev-96	4,66	ago-98	4,84	fev-01	5,37
mar-96	4,66	set-98	4,84	mar-01	5,41
abr-96	4,67	out-98	4,85	abr-01	5,46
mai-96	4,67	nov-98	4,85	mai-01	5,51
jun-96	4,68	dez-98	4,86	jun-01	5,54
jul-96	4,68	jan-99	5,08	jul-01	5,58
ago-96	4,69	fev-99	5,33	ago-01	5,60
set-96	4,70	mar-99	5,31	set-01	5,66
out-96	4,70	abr-99	5,21	out-01	5,69
nov-96	4,71	mai-99	5,20	nov-01	5,61
dez-96	4,71	jun-99	5,25	dez-01	5,54

1.3. Série ln (PPI) – Producer Price Index

ln(PPI)					
BASE 94.7 = ln(100)					
jul-94	4,61	jan-97	4,68	jul-99	4,65
ago-94	4,61	fev-97	4,67	ago-99	4,66
set-94	4,61	mar-97	4,65	set-99	4,67
out-94	4,61	abr-97	4,65	out-99	4,67
nov-94	4,62	mai-97	4,65	nov-99	4,67
dez-94	4,62	jun-97	4,65	dez-99	4,67
jan-95	4,63	jul-97	4,65	jan-00	4,68
fev-95	4,63	ago-97	4,65	fev-00	4,69
mar-95	4,63	set-97	4,66	mar-00	4,70
abr-95	4,64	out-97	4,66	abr-00	4,69
mai-95	4,65	nov-97	4,66	mai-00	4,70
jun-95	4,65	dez-97	4,65	jun-00	4,72
jul-95	4,65	jan-98	4,64	jul-00	4,72
ago-95	4,64	fev-98	4,64	ago-00	4,71
set-95	4,64	mar-98	4,64	set-00	4,73
out-95	4,64	abr-98	4,64	out-00	4,73
nov-95	4,64	mai-98	4,64	nov-00	4,73
dez-95	4,64	jun-98	4,64	dez-00	4,74
jan-96	4,65	jul-98	4,64	jan-01	4,77
fev-96	4,65	ago-98	4,63	fev-01	4,74
mar-96	4,65	set-98	4,63	mar-01	4,73
abr-96	4,65	out-98	4,63	abr-01	4,74
mai-96	4,66	nov-98	4,63	mai-01	4,74
jun-96	4,65	dez-98	4,62	jun-01	4,73
jul-96	4,65	jan-99	4,62	jul-01	4,71
ago-96	4,65	fev-99	4,62	ago-01	4,71
set-96	4,66	mar-99	4,62	set-01	4,71
out-96	4,66	abr-99	4,63	out-01	4,69
nov-96	4,66	mai-99	4,64	nov-01	4,69
dez-96	4,67	jun-99	4,64	dez-01	4,67

1.4. Série do coeficiente de penetração das importações

M/(PIB+M-X)					
Coef. de penetração das importações					
jul-94	0,079	jan-97	0,061	jul-99	0,089
ago-94	0,064	fev-97	0,072	ago-99	0,099
set-94	0,047	mar-97	0,072	set-99	0,094
out-94	0,052	abr-97	0,082	out-99	0,100
nov-94	0,063	mai-97	0,070	nov-99	0,097
dez-94	0,071	jun-97	0,074	dez-99	0,095
jan-95	0,069	jul-97	0,085	jan-00	0,077
fev-95	0,113	ago-97	0,075	fev-00	0,087
mar-95	0,171	set-97	0,078	mar-00	0,092
abr-95	0,108	out-97	0,076	abr-00	0,083
mai-95	0,098	nov-97	0,073	mai-00	0,095
jun-95	0,070	dez-97	0,083	jun-00	0,089
jul-95	0,055	jan-98	0,070	jul-00	0,093
ago-95	0,058	fev-98	0,060	ago-00	0,102
set-95	0,047	mar-98	0,073	set-00	0,100
out-95	0,055	abr-98	0,071	out-00	0,099
nov-95	0,057	mai-98	0,070	nov-00	0,098
dez-95	0,062	jun-98	0,070	dez-00	0,099
jan-96	0,055	jul-98	0,078	jan-01	0,104
fev-96	0,054	ago-98	0,069	fev-01	0,087
mar-96	0,058	set-98	0,081	mar-01	0,112
abr-96	0,063	out-98	0,077	abr-01	0,102
mai-96	0,064	nov-98	0,074	mai-01	0,118
jun-96	0,065	dez-98	0,077	jun-01	0,115
jul-96	0,072	jan-99	0,079	jul-01	0,119
ago-96	0,070	fev-99	0,085	ago-01	0,127
set-96	0,074	mar-99	0,096	set-01	0,115
out-96	0,082	abr-99	0,082	out-01	0,134
nov-96	0,073	mai-99	0,088	nov-01	0,111
dez-96	0,088	jun-99	0,097	dez-01	0,085

1.5. Série do IPA – Organização industrial (ln)

IPA-OG (Ind. Transformação)					
1994.7 = ln(100)					
jul-94	4,61	jan-97	4,80	jul-99	4,98
ago-94	4,60	fev-97	4,80	ago-99	5,00
set-94	4,60	mar-97	4,80	set-99	5,02
out-94	4,61	abr-97	4,81	out-99	5,04
nov-94	4,62	mai-97	4,81	nov-99	5,06
dez-94	4,63	jun-97	4,81	dez-99	5,07
jan-95	4,64	jul-97	4,82	jan-00	5,08
fev-95	4,65	ago-97	4,82	fev-00	5,09
mar-95	4,66	set-97	4,82	mar-00	5,09
abr-95	4,69	out-97	4,82	abr-00	5,10
mai-95	4,70	nov-97	4,82	mai-00	5,10
jun-95	4,72	dez-97	4,83	jun-00	5,11
jul-95	4,73	jan-98	4,83	jul-00	5,13
ago-95	4,73	fev-98	4,83	ago-00	5,15
set-95	4,74	mar-98	4,83	set-00	5,16
out-95	4,75	abr-98	4,83	out-00	5,16
nov-95	4,75	mai-98	4,83	nov-00	5,17
dez-95	4,76	jun-98	4,83	dez-00	5,18
jan-96	4,76	jul-98	4,83	jan-01	5,19
fev-96	4,76	ago-98	4,83	fev-01	5,19
mar-96	4,76	set-98	4,83	mar-01	5,19
abr-96	4,76	out-98	4,83	abr-01	5,20
mai-96	4,77	nov-98	4,82	mai-01	5,20
jun-96	4,77	dez-98	4,83	jun-01	5,22
jul-96	4,77	jan-99	4,84	jul-01	5,24
ago-96	4,78	fev-99	4,89	ago-01	5,25
set-96	4,78	mar-99	4,93	set-01	5,26
out-96	4,78	abr-99	4,94	out-01	5,27
nov-96	4,79	mai-99	4,95	nov-01	5,28
dez-96	4,80	jun-99	4,95	dez-01	5,28

1.6. Série do IPC geral (ln)

IPC - geral					
Base 1994:7 = ln(100)					
jul-94	4,61	jan-97	5,07	jul-99	5,19
ago-94	4,63	fev-97	5,07	ago-99	5,20
set-94	4,65	mar-97	5,08	set-99	5,20
out-94	4,67	abr-97	5,09	out-99	5,21
nov-94	4,70	mai-97	5,09	nov-99	5,22
dez-94	4,71	jun-97	5,11	dez-99	5,22
jan-95	4,73	jul-97	5,11	jan-00	5,23
fev-95	4,75	ago-97	5,11	fev-00	5,23
mar-95	4,78	set-97	5,11	mar-00	5,24
abr-95	4,80	out-97	5,11	abr-00	5,24
mai-95	4,83	nov-97	5,12	mai-00	5,25
jun-95	4,87	dez-97	5,12	jun-00	5,25
jul-95	4,90	jan-98	5,13	jul-00	5,27
ago-95	4,90	fev-98	5,13	ago-00	5,27
set-95	4,91	mar-98	5,14	set-00	5,27
out-95	4,92	abr-98	5,14	out-00	5,27
nov-95	4,93	mai-98	5,14	nov-00	5,28
dez-95	4,94	jun-98	5,15	dez-00	5,28
jan-96	4,97	jul-98	5,14	jan-01	5,29
fev-96	4,98	ago-98	5,14	fev-01	5,30
mar-96	4,99	set-98	5,14	mar-01	5,30
abr-96	5,00	out-98	5,14	abr-01	5,31
mai-96	5,02	nov-98	5,14	mai-01	5,31
jun-96	5,04	dez-98	5,14	jun-01	5,32
jul-96	5,05	jan-99	5,14	jul-01	5,33
ago-96	5,05	fev-99	5,16	ago-01	5,34
set-96	5,04	mar-99	5,17	set-01	5,34
out-96	5,04	abr-99	5,17	out-01	5,35
nov-96	5,05	mai-99	5,17	nov-01	5,35
dez-96	5,05	jun-99	5,18	dez-01	5,36

2. Filtro Hodrick- Prescott

Este é um método utilizado amplamente pelos economistas para obter uma estimativa suavizada do componente tendência de longo. Este método foi utilizado pela primeira vez em um artigo que circulou no começo da década de 80, sendo publicado, em 1997, por Hodrick e Prescott para analisar os ciclos de negócios dos Estados Unidos no pós-guerra.

Tecnicamente, o filtro Hodrick-Prescott (HP) é um filtro linear de 2 lados que computa a série suavizada s de y minimizando a variância de y em torno de s , sujeito a uma penalidade que restringe a segunda diferença de s . Ou seja, o filtro Hodrick Prescott escolhe s_t de modo a minimizar:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})]^2$$

O parâmetro “penalizador” λ controla a “suavização” da série s_t . Quanto maior λ , mais “suave” s_t . Com $\lambda \rightarrow \infty$, s_t se aproxima de uma tendência linear.

Os valores *default* de λ no Eviews são selecionados para ser 100 no caso de dados anuais, 1.600 no caso de dados trimestrais e 14.400 no caso de dados mensais.