

Universidade Federal Fluminense

Ariel Levy

Um ensaio prático no estudo de séries temporais -

O estudo caso parcial : A influência das commodities no câmbio flutuante.

Introdução

Quando se inicia um trabalho sobre análise de séries temporais com a utilização dos métodos estatísticos e apoiado atualmente por fortes softwares, deve-se ter sempre em mente que a motivação deverá estar sedimentada na teoria. Um clássico exemplo de equívocos que podem acontecer seria concluir por uma relação de casualidade entre a previsão do tempo e sua ocorrência. Ou seja, de que só porque o meteorologista previu chuva e choveu a causa da chuva tenha sido a previsão.

As séries temporais permitem a análise de diversos problemas, entre estes os relacionados a economia e as finanças. Comuns são as dificuldades daqueles que tentam acompanhar a literatura aplicada, e traduzi-la na aplicação prática pela utilização das ferramentas computacionais disponíveis na obtenção de trabalhos empíricos consistentes.

O texto objetiva propiciar o acesso a construção de estudos trabalhos empíricos utilizando uma metodologia consagrada, cujo reconhecimento quanto a correção foi obtido inclusive em publicações internacionais (de Mendonça, 2009, a, b, c), e se estende calcado na literatura, sem contudo esgotar o tema. Apresenta como contribuição a iniciação do leitor prático nos cuidados básicos da formulação de um projeto de estudo e do tratamento das séries, sem o aprofundamento extremo na teoria. O leitor deve verificar dentro de sua necessidade, na bibliografia sugerida a base teórica dos testes e procedimentos sugeridos. Este estudo será realizado, ainda que de forma parcial, como um estudo de caso, sobre: A influência das commodities no câmbio flutuante¹.

A preparação e formulação de um estudo

O estudo dos problemas, na economia e finanças, podem se aproveitar das seguintes premissas da arquitetura para construção do caso empírico (adaptado de Araujo, 2001).

O projeto deve apresentar uma utilidade.

¹ Todas as séries aqui utilizadas são de fácil acesso e os links se encontram relacionados nas referências bibliográficas. Entretanto sua utilização tem caráter meramente didático.

Este é o primado da finalidade. Sugere-se que a forma deve seguir a função. Quando o estudo responde as finalidades a que foi criado, a tendência é que suas conclusões e análises permaneçam válidas por muito tempo, parecendo somente em face de mudanças nas condições funcionais que lhe deram origem.

O projeto deve proporcionar uma espécie de “moldura”

Este princípio coloca o pesquisador / econométrico na posição de pesquisador e fora do problema. A análise deverá ser realizada no comportamento apresentado pelas variáveis e dos relacionamentos expostos. A moldura se refere a localização espacial e do ambiente, relata-se portanto as premissas e condições do problema, as fontes dos dados, os tratamentos adotados sobre estes. A análise ocorrerá sobre a realização dos fatos e não de como eles deveriam ser. Afinal se os dados forem suficientemente torturados eles confessarão qualquer conclusão desejada. Assim, parcimônia no uso de variáveis explicativas, de defasagens, e de dummies é recomendado e deve ser adequadamente testado e justificado².

O projeto concebido deve estar a frente de sua época.

Este princípio quando transportado para a análise econométrica das séries temporais sugere pela adoção dos seguintes procedimentos: O projeto de estudo deve reportar a literatura existente, seus contextos e premissas, suas conclusões e definir os marcos que os limitaram e claramente diferenciar as abordagens anteriores da relacionada ao novo projeto de pesquisa.

O trabalho é fruto de várias pessoas

Em ciência cada problema, como ressaltado acima, tem sua análise como resultado de várias contribuições, então o trabalho é fruto de várias pessoas, torna-se portanto necessário expor as contribuições pretendidas e ou alcançadas. As técnicas e possibilidades tecnológicas interferem claramente nos resultados, isto significa que novas tecnologias possibilitam novos resultados e podem tornar obsoletos as conclusões de estudos anteriores. Esta evolução tecnológica não se realiza somente na economia ou nas finanças.

² Será objeto de estudo adiante.

Assim, tecnologias colaterais da matemática, da estatística e das demais ciências sociais também interferem. A adequação entre a tecnologia disponível e o projeto deve ser encarada como primordial.

A abordagem sistêmica

O problema de séries temporais apresenta uma forma sistêmica. Um sistema consiste de uma série de elementos que se apresentam inter-relacionados, em que a mudança em um afeta todos os demais (Katz e Kahn, 1987). Assim, ao transformar uma variável, ou aplicar uma correção sobre os resíduos ou alterar o método de regressão se obterão resultados diferentes. E ainda, poderão haver problemas quanto a estacionariedade das séries, co-integrações, que são relações de longo prazo entre as séries, ou ainda casualidade num sentido ou em ambos entre as variáveis. Tudo precisará ser testado e reportado para que seu estudo empírico obtenha o reconhecimento.

Embora a este ponto pareça complicado, a prática permitirá tornar os ensaios econométricos mais simples do que dirigir um automóvel. Afinal pode haver algo mais complicado ao motorista iniciante do que ter de olhar em três espelhos e apertar corretamente aos pedais, passar a marcha, cuidar do volante e ainda olhar para frente, cuidando dos demais motoristas e pedestres, e não se matar. Bem depois de algum tempo, tem gente que ainda dirige falando ao celular ou cuidando do bebe no banco de trás.

Os estudo dos problemas possuem equifinalidade, ou seja, diferentes abordagens metodológicas são possíveis conduzindo ao mesmo fim desejado. Não há maneiras melhores ou piores, o objetivo é que se encontre a forma mais adequada. Entretanto há requisitos essenciais que não podem ser deixados de lado..

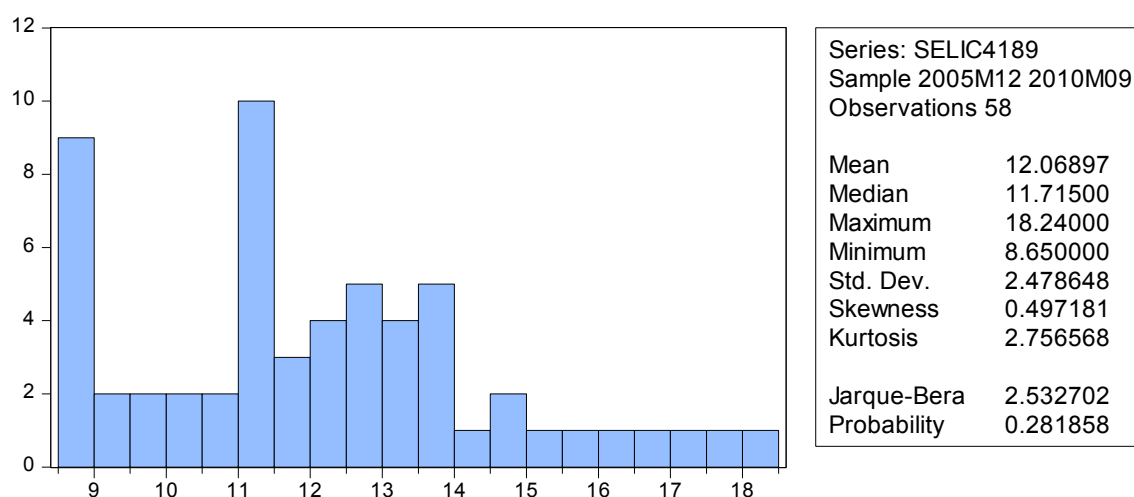
Como iniciar a análise.

Depois de criar a moldura do problema, relacionar a literatura e expor sua finalidade e contribuições, o pesquisador encara a árdua tarefa de montar seu banco de dados. Nesta etapa deve-se ter cuidado com a frequência das séries, outliers, informações faltantes e metodologia da literatura correspondente ao tratamento destas. No caso de dados faltantes, são possíveis, conforme o caso

e usual tratamento da literatura: interpolações, médias, duplicação e supressão do dado, e ainda um cuidado adicional deve ser adotado quanto a consistência metodológica das séries observadas. Pois como foi observado anteriormente, estes tratamentos e alterações metodológicas podem levar a resultados diferentes da análise.

Após a conclusão da base de dados, sem dúvida a parte crucial e mais demorada, deve-se procurar conhecer as séries com que se está trabalhando. Isto é realizado pelo exame do gráfico³ destas e análise de suas estatísticas básicas: média, mediana, desvio padrão, valores máximos e mínimos, procure identificar quando ocorreram estes valores extremos e que fenômenos, fatos ou condições estiveram associados.

Figura 1 – Histograma e principais estatísticas



Fonte: Eviews7.1

O teste de Jarque-Bera cuja estatística é calculada a partir do terceiro e quarto momentos (skewness e a curtose) da série, e comparada com os valores correspondentes a uma distribuição normal. A hipótese nula do teste é de que a série segue uma distribuição normal. Embora a rejeição da hipótese nula indique não-normalidade, a não rejeição não indica normalidade, apenas que os momentos observados da distribuição empírica coincidem com a normal (Bueno, 2008). A interpretação da probabilidade reportada pelo teste é de que da estatística Jarque-Bera excede o valor absoluto observado sob a hipótese



³ Poderá ser reportado ou não conforme a adequação e necessidade e análise do problema.

nula. Assim um valor baixo de probabilidade, i.e. $<0,1$, rejeitaria a hipótese de que a série observada segue uma distribuição normal ao nível de 10 % de confiança (Comando no Eviews 7.1: *view – Descriptive statistics & tests – histogram and stats*). A figura 1 apresenta a tela de saída obtida embora se reporte de forma diferenciada em conjunto com os demais coeficientes e resultados

Normalmente, na construção de um projeto mais séries estarão envolvidas e sugere-se um estudo das correlações existentes entre as séries, cujo objetivo é verificar as motivações e os sinais destas correlações confrontando a literatura e levantar hipóteses. Mas lembre-se de que a existência de correlação não impõe causalidade.

Estacionariedade das Séries

A próxima etapa é estabelecer a relação de estacionariedade das séries. Uma série é dita estacionária quando flutua em torno de uma mesma média, isto depende da distribuição do termo aleatório. Então a hipótese sobre esta distribuição é importante, mas foi objeto de etapa anterior.

A forma de estimação econométrica dependerá de como classificar estas séries quanto a sua estacionariedade. Só terão validade inferências estatísticas sobre séries temporais que apresentem resíduos estacionários. Só nestes casos se poderá confiar nos testes estatísticos dos coeficientes resultantes da regressão. A razão da importância da estacionariedade da série resulta de que séries não estacionárias não apresentam médias e variâncias constantes, logo não haverão dados suficientes para estimá-las (Bueno,2008).

Na prática, se testa a existência de raízes unitárias para verificar a estacionariedade das séries, isto é realizado com os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips Perron (PP)⁴.

Como exemplo para aplicação dos testes mencionados foi utilizada a série Selic4189⁵ do BACEN (Banco Central do Brasil) que corresponde a Selic

⁴ São os testes mais reportados na literatura embora existam outros menos usuais.

⁵ Disponível em:

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>

acumulada no mês anualizada tomada apenas para o período de dezembro de 2005 a setembro de 2010. Observe que o período e descrição dos dados fariam parte da moldura que foi citada anteriormente, mas por ora a construção da moldura não é foco deste trabalho.

Selecionado o software com que se realizará os testes, deve-se abrir um projeto ou workfile onde repousarão nossas séries. Depois importar as séries conforme instruções detalhadas do manual User Guide ⁶. Tome o cuidado de examinar a série para verificar sua integridade.

No Eviews 7.1 que foi adotado para este trabalho, o software permite obter os elementos descritos para o início da análise e o exame da estacionariedade. Selecione a série desejada na janela do projeto e clique duas vezes para abri-la, em seguida utilize o comando: *view - unit root tests* se abrirá a janela (figura 2) proceda a seleção conforme indicado, nas seguintes opções:

Test Type – Selecione o teste: *Augmented Dickey-Fuller*

Tests for unit root – Selecione inicialmente: *Level*

Include in test equation – Trend and intercept

Lag Length – Deixe no automático. Que representa a opção pelo critério de informação de Schwarz com as defasagens recomendadas pelo software.

A hipótese nula deste teste é de que a série examinada apresenta raiz unitária, e que o valor da estatística t encontra-se além dos níveis de confiança de 1%, 5% e mesmo que 10% o teste aceita a hipótese que SELIC4189 apresenta raiz unitária não sendo portanto, estacionária com p-valor de 0,1955. Para reportar seus resultados deverá montar uma tabela a semelhança da tabela 1. Em seguida se realiza para a mesma série o teste PP, selecionando o comando *view- unit roots test* novamente e desta feita a seleção será:

Test Type – Selecione o teste: *Phillips-Perron*

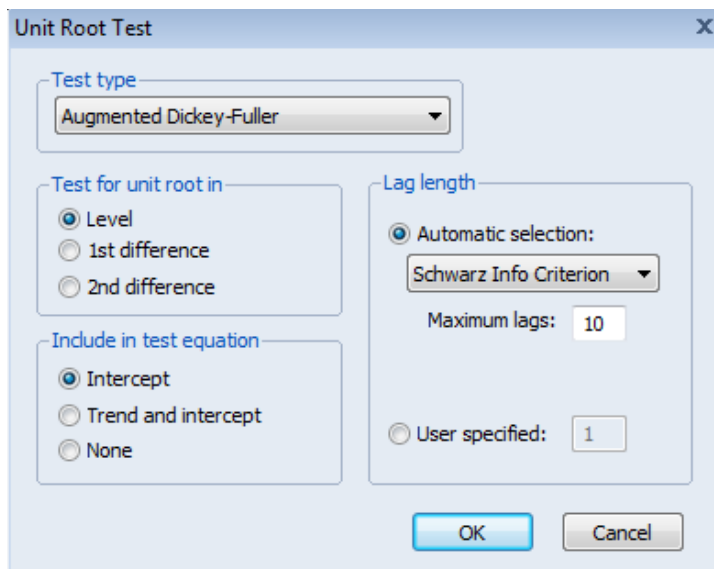
Tests for unit root – Selecione inicialmente: *Level*

Include in test equation – Intercept

⁶ Aqui será utilizado o Eviews 7,1 – Quantitative Micro Software e referências aos manuais.

Lag Length – Deixe no automático. Que representa a opção pelo Bartlett Kernel de estimação espectral com a largura da banda determinada pelo critério de Newey-West.

Figura 2 – Teste de Estacionariedade da Série



The image shows the 'Unit Root Test' dialog box in EViews 7.1. The 'Test type' is set to 'Augmented Dickey-Fuller'. Under 'Test for unit root in', 'Level' is selected. Under 'Include in test equation', 'Intercept' is selected. Under 'Lag length', 'Automatic selection' is chosen with 'Schwarz Info Criterion' as the criterion and 'Maximum lags' set to 10. The 'User specified' option is also visible with a value of 1. 'OK' and 'Cancel' buttons are at the bottom.

Fonte: Eviews 7.1

Este teste demanda a seleção pelo valor do critério de informação de Scharwz para as opções: intercept (0.72265); trend and intercept (0.785834); e none (0.794412) mais adequada, escolhe-se a opção cuja estatística apresentar o menor valor. Finalmente verifique para esta seleção, no caso *intercept*, o valor da estatística do teste e confronte com os valores do teste a 1%; 5% e 10%. Neste caso a hipótese de que Selic4189 não é estacionária é aceita para os níveis de 1% e 5% e rejeitada para o nível de 10%. É importante que o leitor se acostume a examinar as estatísticas e confrontá-las com os resultados deos testes.

Como a série em nível apresenta raiz unitária, repita os testes para a série em primeiras diferenças. Prossiga com os testes e gere as séries em diferença para seu projeto de estudo a posteriori, e realize o reconhecimento das séries, da mesma forma que foi realizado para as séries em nível reporte os valores na tabela, conforme explicado anteriormente.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária ADF e PP

Testes de Raiz Unitária ADF and PP								
Series	ADF				PP			
	Lag	Test	1% critical values	5% critical values	Lag	Test	1% critical values	5% critical values
CARNES_IPEA	1	-3.237413	-4.130526	-3.492149	5	0.989768***	-2.606163	-1.946654
d_CARNES_IPEA	0	-6.110386	-4.130526	-3.492149	5	-5.997121***	-2.606911	-1.946764
GR_OLE_IPEA	1	-2.33531	-4.130526	-3.492149	4	0.442923***	-2.606163	-1.946654
d_GR_OLE_IPEA	0	-3.804261	-4.130526	-3.492149	1	-3.783298***	-2.606911	-1.946764
MINERAIS_IPEA	0	-1.700227	-4.127338	-3.490662	2	0.594946***	-2.606163	-1.946654
d_MINERAIS_IPEA	0	-6.083916	-4.130526	-3.492149	1	-6.148802***	-2.606911	-1.946764
MP_IPEA	1	-2.006443	-4.130526	-3.492149	4	-0.055860***	-2.606163	-1.946654
d_MP_IPEA	0	-4.845663	-4.130526	-3.492149	2	-4.874852***	-2.606911	-1.946764
PETRO_DERV_IPEA	2	-3.463018	-4.133838	-3.493692	4	-0.363033***	-2.606163	-3.490662
d_PETRO_DERV_IPEA	0	-4.167794	-4.130526	-3.492149	2	-4.299582***	-2.606911	-1.946764
CAMBIO	1	-2.657419	-4.130526	-3.492149	3	-0.907346***	-2.606163	-1.946654
d_CAMBIO	0	-4.409394	-4.130526	-3.492149	1	-4.425969***	-2.606911	-1.946764
SELIC4189	2	-3.897686	-4.133838	-3.493692	5	-1.893073***	-2.606163	-1.946654
d_SELIC4189	0	-2.409409	-4.130526	-3.492149	4	-2.506993***	-2.606911	-1.946764
EMBI_BRAZIL	1	-2.17657	-4.130526	-3.492149	2	-0.919735***	-2.606163	-1.946654
d_EMBI_BRAZIL	1	-5.792951	-4.130526	-3.492149	2	-5.877894	-2.606911	-1.946764

Nota: ADF — a escolha final de lag foi baseada no critério de Schwarz. * denota constante; ** denota constante e tendência, e; *** denota nenhuma.

Repita o mesmo procedimento com todas as séries de seu projeto para determinar se as séries são estacionárias em nível, em primeira ou segunda diferença⁷.

As séries estacionárias em nível são denominadas integradas de ordem zero ou $I(0)$ as em primeira diferença $I(1)$ e as em segunda diferença $I(2)$. As séries deverão ser utilizadas na modelagem na ordem de integração em cujos resultados se apresentaram estacionárias, ou seja para as quais não apresentem raízes unitárias. Apesar da maior dificuldade de interpretação dos resultados⁸. No caso, a Selic4189 deveria ser utilizada em primeira diferença, já que ela é $I(1)$, e poderia ser interpretada como a aceleração desta taxa de juros (correspondendo a primeira derivada em relação ao tempo).

⁷ A série SELIC4189 foi abandonada durante o estudo de caso real, sendo substituída pela série EMBI_BRAZIL, seus testes só foi reportados aqui para que o exemplo didático estivesse completo.

⁸ Observe que as conclusões para um trabalho com a presença de séries em diferenças serão outras.

Entretanto se todas as séries forem integradas de mesma ordem e apresentarem cointegração, poderão ser utilizadas nos modelos em nível (Engle e Granger, 1987).

Testes de cointegração

Engle e Granger (1987) mostraram ser possível, a partir de uma combinação linear de séries não estacionárias, obter uma série estacionária. Se esta combinação existir estas séries temporais são ditas cointegradas. A cointegração se caracteriza por uma relação de longo prazo entre as séries utilizadas no modelo, e a combinação linear que estabelece a cointegração recebe a denominação de equação de cointegração.

Para determinar a existência de equações de cointegração utiliza-se o teste de Johansen. No Eviews poderá ser realizado, sobre séries não estacionárias, a partir de um *objeto de grupo* ou de um VAR. Selecione as séries do modelo e abra como VAR⁹.

Ao abrir como VAR precisamos estabelecer o lag length critéria ou seja a ordem do VAR (comando;view/ lag structure/ lag length criteria), mantenha por ora o default¹⁰. Reproduza com constante e sem constante, obtenha os menores valores com a indicação de quantos lags usar e reporte como na tabela abaixo:

Tabela 2 Seleção da ordem do VAR

CAMBIO CARNES_IPEA GR_OLE_IPEA MP_IPEA MINERAIS_IPEA PETRO_DERV_IPEA EMBI

Lag	com constante		sem constante	
	SC	HQ	SC	HQ
0	54.63442	54.47602		
1	44.43510*	43.16793*	44.72968*	43.62091*
2	46.28965	43.91371	46.62344	44.4059
3	47.54809	44.06338	48.17002	44.84371
4	48.71961	44.12613	49.09158	44.6565

⁹ Para isso mantenha o ctrl acionado e clique sobre cada série do modelo, depois sobre a área da seleção utiliza clique com o botão direito e selecione *open as VAR*. esta forma foi selecionada para auxiliar o desenvolvimento do caso a seguir, entretanto poderia se realizar o teste também sobre o grupo.

¹⁰ Nosso VAR estva composto pelas séries de commodities do IPEA além do Câmbio e da selic4189 e do risco país representado pela EMBIplus Spread BR do JPMorgan.

Para realizar o teste de Johansen selecione o comando view cointegration test/ Johansen System Cointegration Test. Na janela disposta abaixo (figura 3) selecione a opção 6 correspondente ao sumário e a ordem do VAR indicada. No caso os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn indicaram uma ordem 1 para o VAR. Observe na tabela abaixo, que tanto pelo critério de Akaike como pelo de Schwarz o indicado é o modelo de teste 2¹¹. Então se repete o teste de cointegração com esta seleção.

Tabela 3 - Seleção do modelo de teste de Johansen:

Data					
Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test	No				
Type	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	2	2	2	4
Max-Eig	1	2	2	2	2
No. of					
CEs	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
R=0	43.67412	43.67412	43.81201	43.81201	44.03727
R<1	42.93164	42.81933	42.925	42.95722	43.14677
R<2	42.89836	42.48598*	42.56265	42.62903	42.78289
R<3	43.0583	42.49712	42.54029	42.6307	42.74889
R<4	43.29704	42.71722	42.72881	42.65938	42.75411
R<5	43.70221	43.06141	43.04144	42.89474	42.95949
R<6	44.14245	43.50411	43.49051	43.24788	43.28289
R<7	44.64156	43.98899	43.98899	43.7467	43.7467
	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
R=0	45.4463	45.4463	45.83736	45.83736	46.31579
R<1	45.21016	45.13402*	45.45669	45.52508	45.93163
R<2	45.68322	45.34317	45.60068	45.73939	46.07408
R<3	46.3495	45.89681	46.08466	46.28356	46.54642
R<4	47.09458	46.65942	46.77951	46.85476	47.05798
R<5	48.00608	47.54612	47.59848	47.63262	47.7697
R<6	48.95266	48.53133	48.55389	48.52826	48.59944
R<7	49.95811	49.55871	49.55871	49.56959	49.56959

¹¹ Maiores referências sobre cada escolha podem ser obtidas no manual do Eviews e em Bueno (2008).

A partir do teste com o modelo 2 (intercept no trend) se obteve pela estatística traço os seguintes resultados definitivos que devem ser reportados conforme abaixo:

Tabela 4 – Número de cointegrações por modelo

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace		1	2	2	2
Max-Eig		1	2	2	2
Hypothesized		Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
R=0	0.75105	192.3672	134.678	0	
R<1	0.580657	114.4991	103.8473	0.0082	
R<2	0.408194	65.83145	76.97277	0.2606	
R<3	0.270658	36.45515	54.07904	0.6516	
R<4	0.1743	18.78084	35.19275	0.7991	
R<5	0.088815	8.055532	20.26184	0.8198	
R<6	0.049568	2.846985	9.164546	0.6097	

Nota: O teste na estatística traço evidência a existência de mais de uma relação de cointegração.

A hipótese nula aqui é que não há relação de cointegração e é rejeitada a 5% para um número menor que uma relação de cointegração, indicando a existência de duas relações de cointegração ao nível de 5%.

De posse deste resultado em conformidade com a teoria se poderá estimar os modelos com as séries em nível. Posto que há relações de longo prazo entre as séries.

O VAR

Por opção neste estudo, preferiu-se estimar os VAR (vetores auto regressivos) antes de estabelecer os modelos, como forma de avaliar o impacto nas variáveis a um choque nas demais. No prosseguimento da estratégia adotada de conhecer as séries previamente. Esta estratégia está ligada a literatura

recente do problema abordado (Yu-chin Chen, Kenneth Rogoff, Barbara Rossi, 2008)¹².

No prosseguimento do procedimento prático, com as séries que farão parte do modelo abertas como VAR (situação atual) o analista executa o comando *impulse*, observe a seleção, na guia *impulse definition* escolha *generalized impulse*, bem como na principal do número de períodos¹³.

A resposta virá em gráficos (figura 4), que traduzem a duração e sentido do impacto do choque. A regra de bolso para a significancia do resultado é de que uma das duas linhas vermelhas (referentes a +/- dois desvios padrões) deva cruzar o eixo das abcissas.

Em certas análises será indicado realizar o impulso resposta de forma isolada e assim obter o gráfico em dimensões adequadas a uma melhor análise (figura 5). Neste gráfico, pode-se ver que o choque positivo no câmbio (uma desvalorização) leva a uma variação negativa no preço dos derivados medidos pelo índice IPEA cujo efeito perdura por aproximadamente dez meses, e é significativo. Os demais choques e respostas nas variáveis estão reportados nos demais gráficos. Aqui é importante verificar se os choques esperados estão na mesma direção indicada pela literatura.

Para o caso em análise os resultados apresentados se demonstraram bastante promissores, mas a análise específica de cada gráfico foge ao escopo deste trabalho¹⁴. Ainda é necessária a verificação da estabilidade do VAR que pode ser obtida pelo comando: View/Lag structure/ AR roots Graph; Cujos resultado é apresentado na figura 5b, para que o var seja considerado estável todos os pontos devem estar posicionados dentro do círculo unitário.

¹² Yu-chin Chen, Kenneth Rogoff, Barbara Rossil (2008) avaliam a partir da casualidade de Granger os impactos de commodities em câmbio e de câmbio em commodities para 5 moedas ditas commodities. Embora não executem a análise do VAR entendeu-se importante a ilustração desta ferramenta para o intuito deste trabalho.

¹³ No atual trabalho foi adotado 12 períodos em função das possíveis sazonalidades.

¹⁴ Espera-se por publicação em breve do Artigo referente ao caso analisado aqui apenas didaticamente, que permitirá ao leitor interessado comparar e criticar a análise.

Figura 4 – Resposta no VAR ao impulso generalizado ± 2 Desvios padrões.

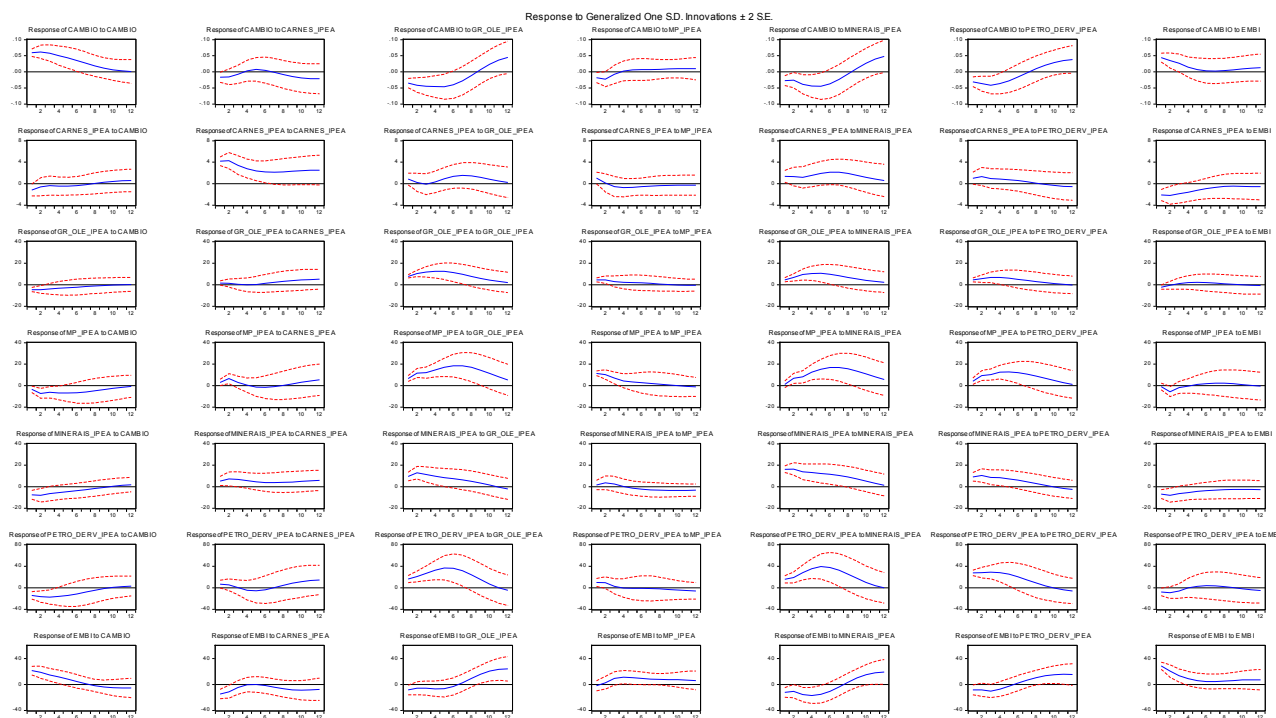
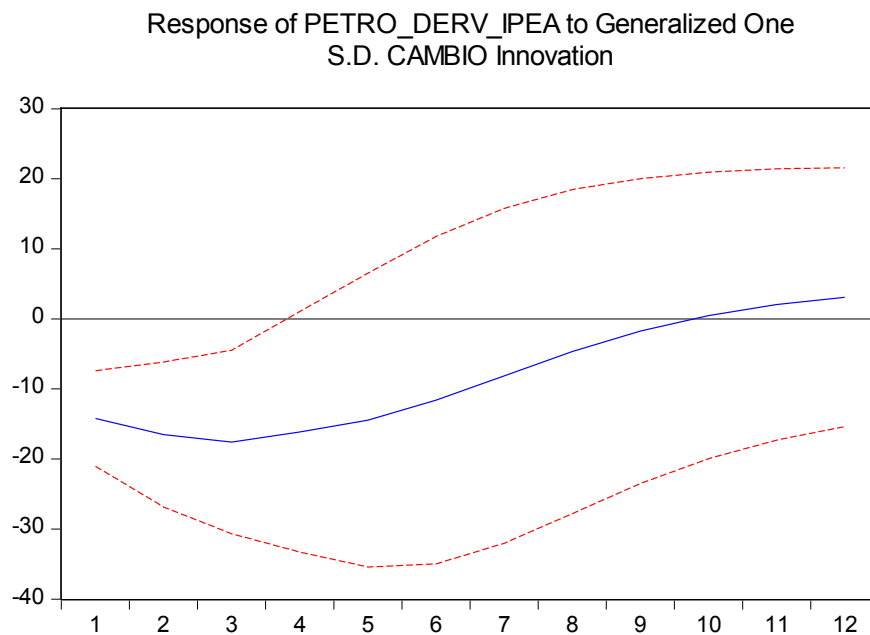
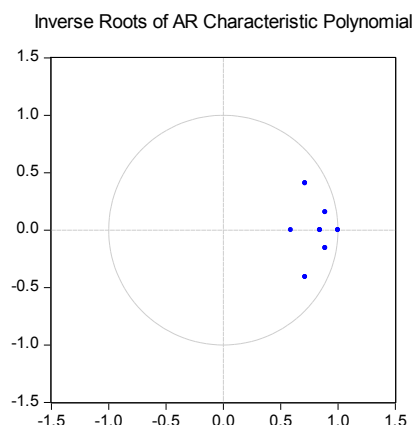


Figura 5 – Resposta de petróleo e derivados a um choque em câmbio



Fonte: próprio autor – eviews 7.1

Figura 5b – Estabilidade do Var



Fonte: eviews 7.1 – próprio autor

Casualidade no sentido de Granger

A continuidade do presente estudo leva a verificação da casualidade no sentido de Granger. Aqui casualidade tem sentido de precedência. O que se busca entender é se uma variável é capaz de prever a outra e em que condições (Bueno,2008). Quando isto não ocorre então diz-se que a variável não Granger causa a outra. Este não é um teste de exogeneidade. Para que uma variável seja considerada exógena, é preciso que não seja afetada contemporaneamente pela outra. Bueno (2008) observa que teste de casualidade de Granger deve ser realizado somente com variáveis que sejam estacionárias (Bueno,2008). Assim devem ser utilizadas as séries em diferença conforme os resultados dos testes de estacionariedade apresentados anteriormente. Cabe salientar que o teste de casualidade de Granger da forma exposta é mais usual no sentido bivariado, sua versão com o uso de mais variáveis, cujo nome passa a bloco de exogeneidade, embora Enders(2004) sugira o nome bloco de casualidade, tem interpretação mais complicada e pelas interseções de efeitos possíveis na forma indireta¹⁵.

Tabela 5 – Teste de casualidade de Granger

Teste de Casualidade de Granger			
Hipótese nula	obs	estatística F	probabilidade
D_PETRO_DERV_IPEA não- Granger causa D_CAMBIO	56	2.808332	0.0938
D_CAMBIO não- Granger causa D_PETRO_DERV_IPEA		2.034318	0.1538

¹⁵ Maiores referências sobre este teste pode ser obtida em Lütkepohl e Krätzig(2004) e McCrorie e Chambers(2006) e Dufor e Renault (1998) conforme Bueno (2008).

Fonte: Adaptado de Bueno(2008) com as variáveis do estudo de caso.

Assim ao nível de 5% ambos os sentidos de causalidade estariam rejeitados entretanto ao nível de 10% poderíamos rejeitar a hipótese nula no sentido de Granger das commodities derivadas do petróleo para o câmbio¹⁶.

Embora haja muito mais a explorar quanto a restrições e parâmetros estruturais¹⁷, num patamar mais avançado, não são escopo deste trabalho que visa tão somente a iniciação prática no estudo das séries temporais.

O modelo MQO (Mínimos Quadrados Ordinários)

Diversas são as possibilidades quanto ao método de estimação dos modelos, recomenda-se sempre iniciar pelo MQO. Embora muitas vezes suas estimações não resultem ajustadas.

Antes de iniciar as estimações, em virtude de não termos apresentado a “moldura” anteriormente se torna necessária a apresentação, ainda que bastante resumida, das séries e das hipóteses relacionadas a estas conforme a literatura.

Num estudo recente Rogoff et al. (2008) relacionam diversas commodities pautas principais de exportação de cinco países, cujas moedas são relacionadas como moedas commodities pela forte relação que estas apresentam com os preços destas. Ao estudar estas relações Rogoff et al concluem pela causalidade no sentido de Granger tanto das commodities para o câmbio como para o sentido inverso, onde os resultados são ditos como mais robustos.

Assim, formulou-se um modelo constituído pelos diversos índices de preço das commodities do IPEA e a taxa de compra média mensal de câmbio (Ptax 800) do Banco Central do Brasil e a série de risco Brasil EMBI plus BR fornecida pelo J.P.Morgan. Compondo o modelo a ser estimado, sendo a variável

¹⁶ Este resultado contraria os resultados obtidos por Rogoff et al (2008), para a moeda commodity relacionada que era o \$CAN e o petróleo, ressaltadas a utilização de bases de dados diferenciadas e condições e períodos também diferentes.

¹⁷ O VAR estrutural, um aprofundamento na decomposição de Choleski e mesmo a decomposição de Blancharde Quah(1989), bem como a estimação do modelo estrutural são elementos avançados que não serão tratados no presente texto.

dependente a taxa de câmbio e as demais variáveis, a saber: commodities e o e EMBI defasados ou não de um ou mais períodos.

Como primeira estimação utilizou-se as variáveis contemporâneas, que resulta como não aceitável, mas prepara o trabalho pela evidência da presença de auto correlação serial (esperada e verificada no correlograma dos resíduos) e apontado pelo baixo valor apresentado pela estatística de Durbin-Watson.

Figura 6 – Estimação em valores Contemporâneos

Dependent Variable: CAMBIO

Method: Least Squares

Date: 12/29/10 Time: 11:12

Sample: 2005M12 2010M09

Included observations: 58

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CARNES_IPEA	-0.0041	0.000934	-4.41498	0.00010
GR_OLE_IPEA	-0.0038	0.000464	-8.08603	0.00000
PETRO_DERV_IPEA	-0.0005	0.000238	-2.163391	0.03520
MINERAIS_IPEA	0.0009	0.00036	2.385346	0.02080
MP_IPEA	0.0003	0.000487	0.708841	0.48170
EMBI	0.0013	0.000198	6.660339	0.00000
C	2.7815	0.16924	16.43546	0.00000
R-squared	0.9383	Mean dependent var		1.96117
Adjusted R-squared	0.9311	S.D. dependent var		0.22258
S.E. of regression	0.0584	Akaike info criterion		-2.72927
Sum squared resid	0.1741	Schwarz criterion		-2.48060
Log likelihood	86.1489	Hannan-Quinn criter.		-2.63241
F-statistic	129.3598	Durbin-Watson stat		0.64630
Prob(F-statistic)	0.0000			

Fonte: próprio autor – Eviews 7.1

Além disso, os valores de MP_IPEA não são significativos, e os sinais dos coeficientes desta e de MINERAIS_IPEA não estão negativos conforme esperados. A verificação dos sinais era em verdade a maior motivação da realização desta estimação e até certo ponto os resultados podem ser animadores.

Numa segunda estimação ainda utilizando-se MQO, agora utilizando métodos para correção de heterocedasticidade e autocorrelação serial (HAC) obteve-se

com as variáveis explicativas defasadas a um período uma melhor especificação:

Figura 7 – Estimação em MQO com variáveis explicativas defasadas em um período¹⁸

Dependent Variable: CAMBIO

Method: Least Squares

Date: 12/27/10 Time: 11:12

Sample (adjusted): 2006M01

2010M09

Included observations: 57 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CARNES_IPEA(-1)	-0.0044	0.001005	-4.424738	0.000100
GR_OLE_IPEA(-1)	-0.0058	0.000522	-11.01691	0.000000
PETRO_DERV_IPEA(-1)	-0.0008	0.000266	-3.106041	0.003100
MINERAIS_IPEA(-1)	0.0007	0.000485	1.534196	0.131300
MP_IPEA(-1)	0.0028	0.0007	3.926298	0.000300
EMBI(-1)	0.0010	0.000272	3.796396	0.000400
C	2.9470	0.208198	14.15481	0.000000
R-squared	0.9161	Mean dependent var		1.955492
Adjusted R-squared	0.9060	S.D. dependent var		0.220280
S.E. of regression	0.0675	Akaike info criterion		-2.438072
Sum squared resid	0.2280	Schwarz criterion		-2.187171
Log likelihood	76.4850	Hannan-Quinn criter.		-2.340563
F-statistic	90.9937	Durbin-Watson stat		1.823380
Prob(F-statistic)	0.0000			

Nesta especificação tanto MINERAIS_IPEA e MP_IPEA ainda apresentam sinais contrários ao inicialmente esperado. Quanto a significância os resultados exceto para MINERAIS_IPEA já se mostram significativos.

Pode-se então analisar especificações com diversas defasagens de forma a analisar a robustez dos sinais verificados. Os ensaios até aqui ainda que tentativos são de suma importância no entendimento do modelo. Pode-se

¹⁸ Especificação conforme a literatura.

utilizar também transformações das variáveis, na busca por uma melhor especificação.

Uma terceira especificação dentre muitas tentadas foi selecionada com os preços representados por CARNES_IPEA defasados a dois períodos, cujos resultados são apresentados na figura 8, abaixo:

Figura 8 – Estimação em MQO com as variáveis explicativas defasadas.

Dependent Variable: CAMBIO				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/11 Time: 16:51				
Sample (adjusted): 2006M02 2010M09				
Included observations: 56 after adjustments				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CARNES_IPEA(-2)	-0.005537	0.000855	-6.477765	0.0000
GR_OLE_IPEA(-1)	-0.005770	0.000456	-12.65694	0.0000
MINERAIS_IPEA(-1)	0.000899	0.000428	2.103496	0.0406
MP_IPEA(-1)	0.003151	0.000751	4.194561	0.0001
PETRO_DERV_IPEA(-1)	-0.001054	0.000276	-3.811894	0.0004
EMBI(-1)	0.000992	0.000243	4.076686	0.0002
C	3.059171	0.163537	18.70630	0.0000
R-squared	0.926589	Mean dependent var	1.949821	
Adjusted R-squared	0.917600	S.D. dependent var	0.218035	
S.E. of regression	0.062588	Akaike info criterion	-2.588021	
Sum squared resid	0.191945	Schwarz criterion	-2.334853	
Log likelihood	79.46460	Hannan-Quinn criter.	-2.489868	
F-statistic	103.0789	Durbin-Watson stat	2.033310	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: próprio autor estimação no Eviews 7.1

Nesta embora o problema dos sinais não estejam corrigidos¹⁹, Há significância em todos os coeficientes e a estatística Durbin- Watson está com sua melhor apresentação praticamente em 2,0 que denota a falta de correlação serial. E quando se compara pelo critério de Swartz com a especificação anterior esta apresenta um valor menor (mais negativo) que denota uma melhor especificação.



Utilizaremos o teste LM de Breush- Godfrey, também para verificar a presença de auto correlação serial. Neste teste a hipótese nula consiste em: Não há correlação serial.

Figura 9 – Teste LM de de Breush- Godfrey

¹⁹ Este problema demandará uma investigação que não é essencial ao escopo deste trabalho.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.303987	Prob. F(2,47)	0.7393
Obs*R-squared	0.715144	Prob. Chi-Square(2)	0.6994

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 01/03/11 Time: 17:01

Sample: 2006M02 2010M09

Included observations: 56

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CARNES_IPEA(-2)	-9.56E-05	0.001077	-0.088801	0.9296
GR_OLE_IPEA(-1)	8.06E-05	0.000556	0.144902	0.8854
MINERAIS_IPEA(-1)	5.39E-05	0.000429	0.125707	0.9005
MP_IPEA(-1)	-2.24E-05	0.000566	-0.039454	0.9687
PETRO_DERV_IPEA(-1)	-1.17E-05	0.000278	-0.041950	0.9667
EMBI(-1)	-1.61E-06	0.000214	-0.007510	0.9940
C	-0.008457	0.193171	-0.043778	0.9653
RESID(-1)	-0.003627	0.157112	-0.023083	0.9817
RESID(-2)	0.119229	0.155148	0.768482	0.4460
R-squared	0.012770	Mean dependent var	-5.88E-16	
Adjusted R-squared	-0.155269	S.D. dependent var	0.059075	
S.E. of regression	0.063496	Akaike info criterion	-2.529446	
Sum squared resid	0.189494	Schwarz criterion	-2.203943	
Log likelihood	79.82448	Hannan-Quinn criter.	-2.403249	
F-statistic	0.075997	Durbin-Watson stat	2.022823	
Prob(F-statistic)	0.999657			

Neste teste devemos observar: O p-valor deve ser alto aceitando a hipótese nula, a estatística F deve ser baixa, não deve haver significância nos coeficientes dos resíduos defasados, e o R^2 deve ser baixo.

Teste de Especificação de Ramsey (RESET)



- Trata-se de um teste geral para a presença dos seguintes erros de especificação:
- Omissão de variáveis; Forma funcional incorreta (talvez as variáveis devam ser transformadas por logaritmos, potências etc.)
- Presença de correlação entre as variáveis explicativas e os erros.

Em suma erros que transgridam hipótese de que as perturbações são distribuídas $N(0, \sigma^2, I)$. O teste é em verdade um teste de linearidade e sua hipótese nula é de que a especificação está correta. Este teste deve ser realizado apenas no MQO.

Figura 10 Teste de especificação de Ramsey

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: CAMBIO CARNES_IPEA(-2) GR_OLE_IPEA(-1)

MINERAIS_IPEA(-1) MP_IPEA(-1) PETRO_DERV_IPEA(-1) EMBI(-1) C

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.609464	48	0.5451
F-statistic	0.371446	(1, 48)	0.5451
Likelihood ratio	0.431685	1	0.5112

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.001474	1	0.001474
Restricted SSR	0.191945	49	0.003917
Unrestricted SSR	0.190471	48	0.003968
Unrestricted SSR	0.190471	48	0.003968

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	79.46460	49
Unrestricted LogL	79.68044	48

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: CAMBIO

Method: Least Squares

Date: 01/03/11 Time: 17:08

Sample: 2006M02 2010M09

Included observations: 56

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

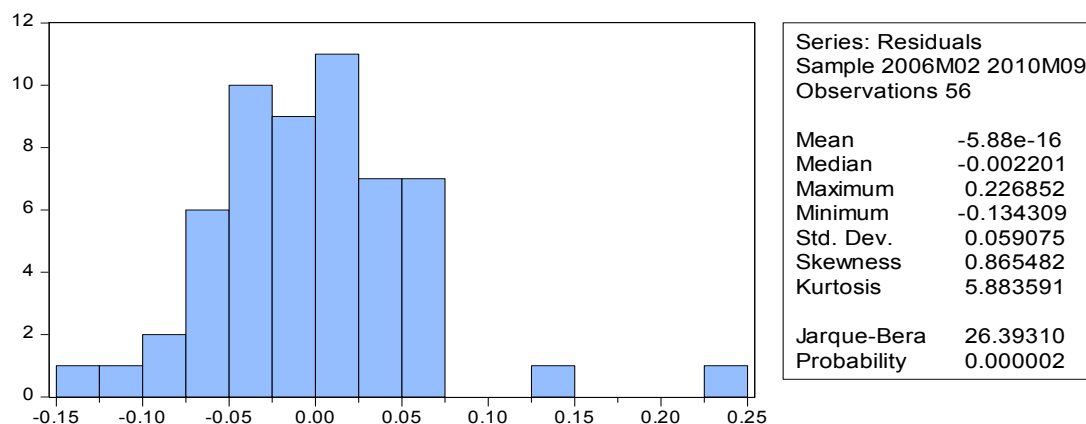
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CARNES_IPEA(-2)	-0.009364	0.012921	-0.724721	0.4721
GR_OLE_IPEA(-1)	-0.009742	0.012917	-0.754233	0.4544
MINERAIS_IPEA(-1)	0.001558	0.002075	0.750930	0.4564
MP_IPEA(-1)	0.005299	0.007478	0.708602	0.4820
PETRO_DERV_IPEA(-1)	-0.001731	0.002381	-0.726837	0.4709
EMBI(-1)	0.001757	0.002304	0.762847	0.4493
C	4.448936	4.616378	0.963729	0.3400
FITTED^2	-0.173953	0.563410	-0.308749	0.7588
R-squared	0.927153	Mean dependent var		1.949821
Adjusted R-squared	0.916529	S.D. dependent var		0.218035
S.E. of regression	0.062993	Akaike info criterion		-2.560016
Sum squared resid	0.190471	Schwarz criterion		-2.270680
Log likelihood	79.68044	Hannan-Quinn criter.		-2.447841
F-statistic	87.27301	Durbin-Watson stat		2.007267
Prob(F-statistic)	0.000000			

Assim segundo este teste a especificação 3 é a melhor e se encontra dentro dos padrões exigidos pois apresenta alto valor para a probabilidade ($>0,1$) sendo aceita H_0 ao nível de 10%.

Teste de Normalidade dos resíduos de Jarque- Bera

Embora os testes tenham sido favoráveis o teste de Jaque-Bera rejeita a normalidade dos resíduos. Conforme figura 11, abaixo, cuja análise se encontra apresentada anteriormente neste texto.

Figura 11- teste de Jarque Bera (normalidade dos resíduos)



Teste de Chow (existência de quebras)²⁰

A alteração paramétrica em função de quebras pode ser um dos motivos da não normalidade dos resíduos apresentada. Para analisar a existência de quebras pode-se aplicar o teste de Chow, cuja hipótese nula é de que não há quebras estruturais.

A ideia deste teste é verificar se há substanciais diferenças entre os parâmetros antes do ponto de quebra, período indicado e depois deste (cada período selecionado deve ter um número maior de observações do que variáveis explicativas) e este teste pode ser utilizado por equações estimadas por MQO e MQO em 2 estágios. No exemplo em função da crise ocorrida em 2008.10 este ponto foi selecionado e os resultados são apresentados na figura 12.

Figura 12 – Teste de estabilidade paramétrica de Chow

Chow Breakpoint Test: 2008M10
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2006M02 2010M09

F-statistic	3.088852	Prob. F(7,42)	0.0102
Log likelihood ratio	23.25619	Prob. Chi-Square(7)	0.0015
Wald Statistic	21.62196	Prob. Chi-Square(7)	0.0030

²⁰ Comando: **View/Stability Diagnostics/Chow Breakpoint Test**

Fonte: próprio autor

Rejeita portanto a inexistência de quebras ao nível 5%, resultado que era esperado²¹.

A estimação em GMM (Generalized Method of Moments)

Uma razão para a utilização do GMM é que as estimações MQO apresentam problemas de auto correlação serial, heterocedasticidade e não linearidade, que normalmente estão presentes nas séries de finanças e economia (Hansen1982). Para Bueno (2008) o método dos momentos é mais do que uma forma geral de estimação, é mais direto de entender e sua essência esta calcada em igualar um momento a determinado valor.

“Não se trata mais de encontrar os parâmetros relativos ao primeiro ou ao terceiro momento de uma distribuição, porém os parâmetros de momentos decorrentes de condições econômicas” (Bueno,2008)

O autor ressalta que os MQO são um caso particular do GMM, já que neste há o relaxamento da hipótese de que a variável independente esteja correlacionada as inovações contemporâneas, e potencializa a utilização do método mesmo no evento de variáveis endógenas, resulta em estimadores consistentes.

Wooldridge (2001) afirma que para obter estimadores mais eficientes, do que o estimador de MQO a dois estágios (ou de MQO) será preciso ultrapassar as restrições, ao estabelecer uma matriz de pesos robusta a presença de heterocedasticidade e auto correlação serial de forma desconhecida. Que pode ser obtida pela inclusão nos instrumentos das variáveis defasadas de um período ou mais, assim adotasse a hipótese de que as variáveis são extrinsecamente exógenas.

Na prática, tome cuidado para que o número de instrumentos exceda o número de variáveis a serem estimadas.

Em nosso estudo procede-se a estimação em GMM²² adotando as mesmas variáveis defasadas de um a três períodos anteriores e se inclui a constante.

Figura 13 – Estimação em GMM do modelo

Dependent Variable: CAMBIO

²¹ Este resultado é normal para séries de câmbio conforme Rossi (2005) ademais justo neste período há o impacto da crise sub-prime.

²² Abra o conjunto de variáveis a serem estimadas como equation, utilizando o comando open as equation após marcar as séries. Ao estimar o MQO (LS) verifique as opções marcando HAC. No GMM verifique as variáveis instrumentais. As vezes pode ser útil incluir outras variáveis. Nestes ensaios testou-se especificações que utilizavam a SELIC4189, mas se apresentaram menos adequadas.

Method: Generalized Method of Moments
Date: 01/10/11 Time: 10:19
Sample (adjusted): 2006M05 2010M09
Included observations: 53 after adjustments
Linear estimation with 1 weight update
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
Standard errors & covariance computed using HAC weighting matrix (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
Instrument specification: CAMBIO CARNES_IPEA(-3 TO -5) GR_OLE_IPEA(-2 TO -4) MINERAIS_IPEA(-2 TO -4) MP_IPEA(-2 TO -4) PETRO_DERV_IPEA(-2 TO -4) EMBI(-2 TO -4) C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CARNES_IPEA(-2)	-0.006537	0.000581	-11.24697	0.0000
GR_OLE_IPEA(-1)	-0.006233	0.000358	-17.39232	0.0000
MINERAIS_IPEA(-1)	0.000750	0.000277	2.703251	0.0096
MP_IPEA(-1)	0.003848	0.000441	8.731218	0.0000
PETRO_DERV_IPEA(-1)	-0.001241	0.000171	-7.266905	0.0000
EMBI(-1)	0.000866	0.000128	6.752529	0.0000
C	3.279745	0.111048	29.53449	0.0000
R-squared	0.920427	Mean dependent var		1.938664
Adjusted R-squared	0.910048	S.D. dependent var		0.218867
S.E. of regression	0.065643	Sum squared resid		0.198213
Durbin-Watson stat	2.143368	J-statistic		10.83538
Instrument rank	20	Prob(J-statistic)		0.624606

Fonte: próprio autor estimação no Eviews 7.1

A avaliação desta regressão será realizada a partir da estatística J cuja hipótese é de que a regressão está corretamente especificada, assim quanto maior o valor da estatística melhor o modelo. O p-valor no caso é bem maior que 0,10 acitando a hipótese ao nível de 10% de confiança.

Os testes foram conduzidos com diversas especificações, aqui resumidas a duas para efeito de análise e comparações.

Embora apresentado aqui com as figuras (8 a 13) tais quais as saídas do Eviews 7.1 para facilitar o entendimento dos testes e regressões estes deverão ser reportados de forma diferenciada, um exemplo em conformidade com o estilo adotado por de Mendonça (2009b) é apresentado na tabela 7 abaixo:

Tabela 6 – A Influência das Commodities no Câmbio Flutuante do Brasil.

Influência das commodities no câmbio flutuante do Brasil

Variáveis explanatorias	Estimação por MQO		Estimação por GMM	
	especificação 1	especificação 2	especificação 1	especificação 2
Constante	3.059171a [18.7063] (0.163537)	3.397835a [13.22524] (0.256921)	3.279745a [29.53449] (0.111048)	4.121723a [15.91353] (0.259008)
EMBI(-1)	0.000992a	0.000775a	0.000866a	0.000455c

	[4.076686]	[3.014194]	[6.752529]	[1.760576]
	(0.000243)	(0.000257)	(0.000128)	(0.000258)
CARNES_IPEA(-2)	-0.005537a	-0.005928a	-0.006537a	-0.008031a
	[-6.477765]	[-6.233375]	[-11.24697]	[-9.330987]
	(0.000855)	(0.000951)	(0.000581)	(0.000861)
GR_OLE_IPEA(-1)	-0.00577a	-0.00631a	-0.006233a	-0.007702a
	[-12.65694]	[-10.49215]	[-17.39232]	[-12.5603]
	(0.000456)	(0.000601)	(0.000358)	(0.000613)
MP_IPEA(-1)	0.003151a	0.0037a	0.003848a	0.006153a
	[4.194561]	[3.426172]	[8.731218]	[6.066546]
	(0.000751)	(0.00108)	(0.000441)	(0.001014)
PETRO_DERV_IPEA(-1)	-0.001054a	-0.000977a	-0.001241a	-0.001721a
	[-3.811894]	[-2.458449]	[-7.266905]	[-4.016706]
	(0.000276)	(0.000397)	(0.000171)	(0.000428)
MINERAIS_IPEA(-1)	0.000899b		0.00075a	
	[2.103496]		[2.703251]	
	(0.000428)		(0.000277)	
MINERAIS_IPEA(-6)		-0.00015		-0.00139a
		[-0.342841]		[-3.106128]
		0.000437		0.000447
Estatística F	103.0789			
Prob.(F - statistic)	0.000000			
Estatística J			10.8353800	8.1988370
			p>0.62	p>0.83
RMSE	0.062588	0.0674030	0.065643	0.0778820
R ² ajustado	0.9176	0.9047620	0.910048	0.8681420

Fonte: estimações do autor

Níveis de significância marginal: a denota 0.01, b denota 0.05 e c denota 0.10. Desvio padrão em parênteses e estatísticas t em colchetes.

Na comparação das especificações acima descritas pode-se verificar que pelo critério de Schwarz quando examinamos os resultados em MQO se verifica que a especificação 1 é melhor que a 2. Entretanto o sinal de MP_ipea e Minerais_Ipea, na primeira especificação, não estão de conformidade com o esperado pela literatura. Na segunda especificação, e em todas as regressões o sinal de MP_Ipea não se apresenta negativo conforme esperado. Só poderia ser positivo se estas commodities apresentassem um resultado conjunto de importação, cabe investigar. Porém para minerais é certo que o Brasil se apresenta como exportador, embora neste estudo o sinal tenha se mostrado inconstante. Pode-se explicar esta inconstância pelo motivo dos contratos terem tido sua forma de ajustes de preços alterada no curso do período desta pesquisa com um expressivo aumento no preço da commodity que influencia diferente mente na quebra deste parametro, objeto que deve ser melhor avaliado. Por fim concluí-se pela adoção da especificação 2 devido ao melhor

ajustamento dos sinais e do p-valor para a estatística j no GMM se mostrar mais favorável a esta.

Considerações finais;

O presente trabalho não encerra todas as técnicas do estudo das séries temporais e tão pouco incluí o desenvolvimento teórico profundo dos conceitos apresentados. Sua contribuição reside em ser um guia prático inicial dos cuidados mínimos a execução de pesquisas, em economia e finanças, com séries temporais.

Espera-se que ao leitor após o exame da teoria posa ter seu conhecimento alavancado pelas exposições práticas aqui descritas. A fundamentação teórica pode ser obtida a partir das referências listadas.

Referências:

ARAUJO, Luis César G. de; **Organização, sistemas e métodos e as modernas ferramentas de gestão organizacional**; ed. Atlas São Paulo 2001.

BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira; **Economia das Séries Temporais**; Cengage Learning, São Paulo, 2008.

CHEN, Yu-chin; ROGOFF, Kenneth; ROSSI, Barbara; **Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?**, Quarterly Journal of Economics, Vol. 125, No. 3: 1145–1194, August 2010

CHEN, Yu-chin; ROGOFF, Kenneth; **Commodities Currencies**. Journal of International Economics, 60, pp 133-160, 2003.

DE MENDONÇA^a, Helder; SOUZA, Gustavo José de G. e; **Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate**. Economic Modeling, 26, pp.1228-1238, 2009.

DE MENDONÇA^b, Helder. **Output-inflation and unemployment-inflation trade-offs under inflation targeting**. Journal of Economic Studies Vol. 36 No. 1, pp. 66-82, 2009

DE MENDONÇA^c, Helder. Brazil: **How macroeconomic variables affect consumer confidence**. CEPAL Review nº98 2009.

ENGLE, Robert.F. e GRANGER, Clive.W.J. **Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing**. Econometrica, vol.55,nº2, pp 251-276 março, 1987

Engle, Robert; **Risk and Volatility: Economic Models and Financial Practice**, American Economic review vol.94 -3,2004.

GRANGER^a, Clive.W.J.; **Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods**. *Econometrica*, 34, pp.424-438, 1969

GRANGER^b, Clive. W.J.; **Testing for causality: A personal viewpoint**. *Journal of Economic Dynamics and Control* 2, 329-352, 1980

GRANGER^c, Clive. W.J.; *Time Series analysis, Cointegration and Applications*; *American Economic review* vol.94 -3, 2004.

HANSEN, Lars Petter; **Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator**. *Econometrica* vol 50 n°4, pp. 1029-1054, 1982.

JOHANSEN, Soren; **Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models**. *Econometrica*, 59, n°6, pp 1551-1580.

KATZ, Daniel e KHAN, Robert L. **Psicologia social das organizações**. 3 ed. São Paulo: Atlas, 1987.

MADDALA, G.S.; **Introduction to Econometrics**, 3rd ed. Prentice Hall, 2001.

WOOLDRIDGE, J.M.; **Applications of Generalized Method of Moments Estimation**. *Journal of economic Perspectives*, vol. 15 n°4, Nashville, Tennessee, American Economic Association, 2001