

Introdução

Esse trabalho tem como objetivo fazer uma análise ampla dentro do contexto dos modelos VAR, permitindo realizar inferências e previsões sobre as variáveis trabalhadas. Nesse caso, lidaremos com as variáveis brasileiras de PIB, taxa de câmbio real e saldo da balança comercial. As variáveis escolhidas nessa abordagem VAR são de suma importância, pois o Brasil passa por uma década (2011 a 2020) de quase estagnação em termos econômicos. Perceber como a taxa de câmbio real impacta no saldo de balança comercial, afetando o crescimento do PIB, permite vislumbrar como seria o cenário econômico com diferentes decisões sobre a política econômica. Além de se ressaltar que a maior integração no comércio internacional está associado a maiores níveis de crescimento e bem-estar social.

O período amostral das séries mensais se restringe de janeiro de 1995 até dezembro de 2013 (228 observações). Esse recorte simplifica a análise, pois o horizonte temporal parte do processo de estabilização da hiperinflação brasileira até o fim de 2013, momento em que se evidencia o esgotamento do modelo econômico brasileiro. Posteriormente a esse período, houve forte retração da economia, gerando provavelmente uma quebra estrutural. Nesse sentido, essa análise que tem como foco principal a projeção, permitiria o exercício contra factual de observar como se comportariam as séries com a adoção de outras políticas econômicas.

Análise descritiva dos Dados

A série do PIB utilizada é medida em milhões de dólares (fonte: Banco Central do Brasil). É visível a presença de uma tendência ascendente durante boa parte do período amostral (**Anexo 1**). No período de 2004 a 2008 foi verificado um crescimento mais forte do PIB sucedido por uma queda da atividade econômica, derivada da crise econômica internacional (2008-2009). Em 2010 já se obtém uma forte recuperação da atividade econômica, por meio da política anticíclica adotada (Ayres et al, 2019). Após esse período, o modelo de crescimento adotado mostrou esgotamento e o país sofreu com baixíssimo crescimento do PIB na década, com fortes quedas no produto em 2015 e 2016. A análise do correlograma ACF (**Anexo 2**) auxilia a perceber características de uma série com raiz unitária, além de possível sazonalidade. Para comprovar tal existência de raiz unitária, será realizado o teste de aumentado de Dickey Fuller ou ADF (**Anexo 3**). A formalização do teste aplicado à série do PIB já transformada (log) pode ser descrita da seguinte forma:

$$\Delta y_{1,t} = \beta_0 + \beta_1 t + \phi y_{1,t-1} + \varepsilon_t$$

Onde β_0 representa a inclusão da constante na estatística de teste, $\beta_1 t$ representa a tendência determinística, pois é razoável imaginar que para séries de PIB exista tal componente.

A não inclusão dessa componente determinista, no caso de ser necessária, faz com que haja um problema de potência no teste ADF. Procura-se testar a hipótese nula: $H_0: \phi = 0$ contra a alternativa $H_1: \phi < 0$. É importante ressaltar que o teste realizado deve utilizar os valores críticos tabulados por Dickey e Fuller, já que as propriedades assintóticas usuais não se verificam. Como não se rejeita H_0 , temos evidência estatística da existência de raiz unitária. Nos anexos 4, 5 e 6 podemos ver respectivamente: a série já diferenciada, após ter sido aplicado **log**; os correlogramas da série transformada e diferenciada; o resultado do teste ADF, após diferenciação, em que já não temos evidência estatística de raiz unitária (rejeita-se H_0).

A série do saldo de balança comercial utilizada é medida em milhões de dólares (valores FOB) (fonte: Ministério das Relações Exteriores do Brasil). A série parece não possuir uma tendência bem definida (**Anexo 1**), mas cujas componentes (exportações e importações) parecem ter um incremento ao longo do período analisado (**Anexo 7**). O saldo tem um incremento no período de 2002 a 2010 (aproximadamente), estimulado pelo valor das *commodities* no mercado internacional. Após esse período se observa uma redução desse saldo (até o período do impeachment da presidente Dilma), que corre em paralelo a um ritmo de crescimento econômico mais fraco e termos de troca menos vantajosos. No entanto, o correlograma (**Anexo 2**) permite desconfiar da existência de raiz unitária, bem como da existência de sazonalidade. A formalização do teste aplicado à série da balança comercial pode ser descrita da seguinte forma:

$$\Delta y_{2,t} = \beta_0 + \phi y_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

Onde β_0 representa a inclusão da constante na estatística de teste. Nesse caso, não se introduz a tendência determinística, pois não é razoável supor que para balança comercial exista tal componente. Procura-se testar a hipótese nula: $H_0: \phi = 0$ contra a alternativa $H_1: \phi < 0$. O teste ADF dá evidências da existência de raízes unitárias na série (**Anexo 3**). Nos anexos 4, 5 e 6 podemos ver respectivamente: a série já diferenciada; o correlograma da série diferenciada; o resultado do teste ADF, após diferenciação.

A série índice da taxa de câmbio efetiva real utiliza o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) como ponderador e tem como junho de 1994 o valor base (IPCA - 1994 junho = 100). Esses dados foram extraídos do Banco Central do Brasil. A série parece vagar sem uma tendência bem definida (**Anexo 1**). Nos primeiros anos do período analisado, existe uma relativa estabilidade, com câmbio relativamente valorizado, devido à existência de um regime cambial semifixo. No fim dos anos 90, após as crises econômicas da Ásia e Rússia, houve ataque especulativo contra o Real, o que deteriorou as reservas internacionais do país (Ayres et al, 2019). Após isso, aconteceu a maxidesvalorização da taxa de câmbio nominal e foi adotado o regime de metas de inflação, com câmbio flutuante. Essa desvalorização se acentuou até os

primeiros meses do governo Lula, em que o compromisso com tripé macroeconômico (Lei de Responsabilidade Fiscal, metas de inflação e câmbio flutuante) foi mantido. No período próximo à crise de 2008 se verifica uma nova desvalorização da taxa de câmbio, devido ao aumento da aversão a risco. Depois se inicia um novo ciclo de desvalorização cambial em 2012, paralelamente aos fatos já mencionados, culminando com o impeachment da presidente Dilma. Assim como na série de balança comercial, o correlograma (**Anexo 2**) deixa indícios da existência de uma raiz unitária, pelo que será realizado também o teste ADF. A formalização do teste aplicado à série da taxa de câmbio já transformada pode ser descrita da seguinte forma:

$$\Delta y_{3,t} = \beta_0 + \phi y_{3,t-1} + \varepsilon_t$$

Onde β_0 representa a inclusão da constante na estatística de teste. Nesse caso, não se introduz a tendência determinística, pois não é razoável supor que para taxa de câmbio haja componente determinística. Procura-se testar a hipótese nula: $H_0: \phi = 0$ contra a alternativa $H_1: \phi < 0$. No anexo 3, pode-se perceber evidência estatística de existência de raiz unitária. Nos anexos 4, 5 e 6 podemos ver respectivamente: a série já diferenciada, após ter sido aplicado **log**; os correlogramas da série transformada e diferenciada; o resultado do teste ADF, após diferenciação.

O resumo dos dados para as diferentes séries pode ser visto no anexo 8. Podem-se observar máximos, mínimos, médias, quartis, coeficiente de curtose e outras estatísticas.

Estimação VAR

A escolha da ordem do modelo VAR respeita o seguinte processo:

- Análise dos correlogramas cruzados da série diferenciada (**Anexo 5**)
- Escolha da ordem do modelo VAR com base nos critérios de seleção, após correr uma série de modelos de ordens diferentes.

Com os sinais de possível existência de sazonalidade e relevância de alguns *lags* nesses correlogramas, realizou-se a estimação de VAR com sazonalidade 12 (11 *time dummies*) até a ordem 8 (lag máx = 8). A equação pode ser descrita em (1), em que: \mathbf{v} representa os interceptos; \mathbf{A}_1 são os parâmetros da 1ª ordem; \mathbf{A}_2 são os parâmetros da 2ª ordem; $\mathbf{Dsazonal}$ é o conjunto de *dummies* temporais e \mathbf{u}_t representa os erros do modelo (ruídos brancos).

$$Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \phi D_{sazonal} + u_t \quad u_t \sim RB(0, \Sigma_u) \quad (1)$$

No anexo 9, podemos ver os diferentes critérios de informação para os modelos estimados. Tendo como principal objetivo de análise a previsão, optamos por escolher o critério AIC para seleção do modelo, já que esse não penaliza tanto uma eventual sobreparametrização. Além disso, o acréscimo de uma ordem a ser estimada frente aos critérios BIC e HQ, nos dá uma margem maior para não haver possíveis problemas com autocorrelação dos erros. Cabe

ressaltar que nossa amostra é relativamente grande, pelo que se poderiam considerar os critérios BIC ou HQ, que tem propriedades desejáveis em grandes amostras.

As estimações do modelo escolhido para as equações de IPIB, ITaxa de Câmbio e Balança Comercial podem ser vistas nos anexos **10, 11 e 12**, respectivamente.

Após definida a escolha do modelo (VAR 2), procura-se validar o modelo com os testes de diagnóstico realizados. O procedimento comum observado na literatura para os testes diagnósticos é utilizar os resíduos da regressão no lugar dos erros não observados. No caso de reprovação ao teste de autocorrelação, pode-se voltar ao passo anterior e testar outro modelo:

- Teste de normalidade dos erros
- Teste de autocorrelação dos erros
- Teste de heterocedasticidade dos erros

O teste de normalidade realizado é o Jarque-Bera, em que se utilizam os coeficientes de curtose e assimetria na sua estatística para evidenciar essa normalidade. A formalização da estatística pode ser vista da seguinte maneira:

$$\hat{\theta}_{sk} = \hat{\theta}_s + \hat{\theta}_k \sim \chi^2(2k)$$

Onde o primeiro termo representa a estimativa para coeficiente de assimetria, enquanto o segundo representa a curtose. Testa-se a hipótese nula de que os dados são normalmente distribuídos, contra a alternativa de que não são. O anexo **13** nos dá evidência estatística de que os resíduos não seguem normalidade. Isso não gera um grande problema, pois a amostra é suficientemente grande, relativamente aos coeficientes estimados. A inferência pode ser baseada nas propriedades assintóticas.

O teste de autocorrelação utilizado é o Breusch Godfrey, do tipo LM, em que se regride os resíduos obtidos na estimação do modelo original contra as variáveis (regressores) usadas originalmente e os desfasamentos dos resíduos. Essas variáveis repetidas na regressão auxiliar servem para branquear os resíduos e tornar mais visíveis as características dos erros. O teste pode ser formalizado da seguinte maneira, a começar pelo desfasamento de ordem 3, já que os outros dois estão presentes no modelo (VAR 2), e, portanto, não se aplica

$$\hat{u}_t = v + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varphi D_{sazonal} + D_3 \hat{u}_{t-3} + \dots + D_{10} \hat{u}_{t-10} + \varepsilon_t$$

Testa-se a hipótese nula: $H_0: D_3 = D_4 = \dots = D_{10} = 0$ contra a alternativa $H_1: \exists D_i \neq 0, i = 3, \dots, 10$. Nota-se que não há evidência estatística para rejeitar H_0 (**Anexo 14**), pelo que não há sintomas de autocorrelação dos erros e podemos permanecer com o modelo escolhido.

O teste de heterocedasticidade (ARCH) procura avaliar se a variância dos erros varia ao longo das séries temporais. O teste pode ser formalizado da seguinte maneira, a começar pelo

desfasamento de ordem 3, já que os outros dois estão presentes no modelo (VAR 2), e, portanto, não se aplica.

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_3 \hat{u}_{t-3}^2 + \alpha_4 \hat{u}_{t-4}^2 + \dots + \alpha_{10} \hat{u}_{t-10}^2 + \varepsilon_t$$

Testa-se a hipótese nula: $H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = \dots = \alpha_{10} = 0$ contra a alternativa $H_1: \exists \alpha_i \neq 0, i = 3, \dots, 10$.

Nota-se que não há evidência estatística para rejeitar H_0 (**Anexo 14**), pelo que parece se tratar de um modelo adequado.

Análise aos resultados finais do VAR

Estabelecer nexos entre as variáveis é um dos objetivos da análise dos modelos VAR. Nesse sentido, observar quais variáveis ajudam a prever o comportamento de outra ou até mesmo estabelecer relações de causalidade entre elas. A começar pelo desafio da previsão, cerne desse trabalho. A causalidade de Granger é o conceito que implica que se uma variável x_t causa a Granger y_t , significa que ela ajuda a prever o comportamento dessa. Formalmente, pode-se dizer que se $x_t \xrightarrow{\infty} y_t$, então:

$$EQM[E(y_{t+h}|y_t, y_{t-1}, x_t, x_{t-1} \dots)] \leq EQM[E(y_{t+h}|y_t, y_{t-1}, \dots)] \text{ e}$$

$$EQM[E(y_{t+h}|y_t, y_{t-1}, x_t, x_{t-1} \dots)] \neq EQM[E(y_{t+h}|y_t, y_{t-1}, \dots)]$$

No anexo 15, podemos ver que o IPIB ajuda a prever a Balança comercial, ao nível de significância de 5% (causa a Granger). Outra análise decorrente do contexto de previsão é a causalidade contemporânea. Essa difere da última, pois é um conceito simétrico. Isto é, não se diz que x_t causa y_t ou vice versa. Elas ajudam na previsão simultaneamente. Tem a ver com a matriz de covariâncias dos erros entre as variáveis. Formalmente se diz que se há causalidade contemporânea entre x_t e y_t , logo $E(u_{xt}u_{yt}) \neq 0$.

$$EQM[E(y_{t+1}|x_{t+1}, y_t, y_{t-1}, x_t, x_{t-1} \dots)] \leq EQM[E(y_{t+1}|y_t, y_{t-1}, \dots)] \text{ e}$$

$$EQM[E(y_{t+1}|x_{t+1}, y_t, y_{t-1}, x_t, x_{t-1} \dots)] \neq EQM[E(y_{t+1}|y_t, y_{t-1}, \dots)]$$

Pode-se observar (**Anexo 15**) que existem relações de causalidade contemporânea entre IPIB e Balança Comercial; e Balança Comercial e ITaxa de Câmbio.

No contexto da análise de funções resposta a impulso (FRI), é necessário ordenar as variáveis para mensurar os impactos sofridos pelas variáveis a choques sofridos por elas ou nas outras variáveis do sistema VAR. A literatura sugere que se ordene seguindo a ordem decrescente de exogeneidade das variáveis. Nesse sentido, parece ser razoável que o PIB deve ser a primeira variável, pois o impacto das taxas de câmbio e saldos das balanças comerciais têm efeitos limitados. A seguir, estaria a taxa de câmbio real, pois uma parte da sua dinâmica (relações de preços) é determinada de maneira independente e a outra é formada no mercado financeiro. A última componente parece ser a balança comercial, pois está relacionada a níveis de renda da população e das taxas de câmbio real.

Na presente análise só serão avaliadas as Funções de Resposta a Impulsos ortogonais, já que essas procuram isolar os erros do modelo VAR (que normalmente são correlacionados). Isto dá uma segurança maior em afirmar que o choque em uma variável é exclusivo dela. Esses erros ortogonais são obtidos pela decomposição de Choleski. Resumidamente, queremos analisar $\theta_{jk,i}$ (como responde a variável j a choques da variável k , no período i). Cabe ainda ressaltar que ao ordenar as variáveis para estudar as FRI, são impostas restrições aos efeitos contemporâneos para se avaliar os impactos das variáveis, que correspondem: a variável mais exógena (no ordenamento) pode gerar um efeito contemporâneo nas demais, mas o mesmo não ocorre no sentido contrário.

Observando como resposta a variável IPIB aos diferentes choques (**Anexo 16**) nas FRI (primeira linha) e FRI acumuladas (segunda linha), podemos ver que a variável responde imediatamente a choques dela mesma (como razoável supor). Não há evidência estatística de que o IPIB responda às demais variáveis, como seria se o intervalo de confiança do efeito IPIB fugisse totalmente do valor 0.

Observando como resposta a variável ITaxa de Câmbio aos diferentes choques (**Anexo 17**), podemos ver que a variável responde imediatamente a choques dela mesma. Há evidência estatística de que a variável responde a choques no IPIB no segundo período, como pode ser visto pelo intervalo de confiança “escapar” do 0.

Observando como resposta a variável Balança Comercial aos diferentes choques (**Anexo 18**), podemos ver que a variável responde imediatamente a choques dela mesma. Não há evidência estatística de que a Balança Comercial responda às demais variáveis.

Por fim, cabe avaliar qual porcentagem do erro da variância de cada variável se deve a choques dessa ou de outra variável do sistema. O anexo 19 traz a decomposição da variância das diferentes variáveis. O IPIB responde quase totalmente pelo erro de previsão no IPIB. Já a ITaxa de Câmbio, tem cerca de 10% da variância do erro de previsão devido a choques do IPIB, enquanto o restante cabe a choques nela mesma. Pode-se concluir que quase a totalidade do erro de previsão da Balança Comercial se deve a choques nessa mesma variável.

Previsão

O modelo escolhido do VAR para esse trabalho, com base nos critérios de informação, nos permite fazer previsões para as séries do vetor trabalhado. Dado o tamanho da amostra (19 anos), é razoável estabelecer uma previsão para o período subsequente à amostra de dois anos. Isto é, fazer a previsão para os meses nos anos 2014 e 2015. No anexo 20, vê-se o gráfico da previsão para o vetor de séries. Observam-se nos anexos 21, 22 e 23 os valores previstos para as séries (Pib, Taxa de Câmbio e Balança Comercial) e seus respectivos intervalos de confiança.

A previsão a um passo pode ser formalizada por:

$$Y_t(1) = v + A_1 Y_t + A_2 Y_{t-1} + \varphi D_{sazonal}$$

A previsão para h passos pode ser formalizada por:

$$Y_t(h) = v + A_1 Y_t(h-1) + A_2 Y_t(h-2) + \varphi D_{sazonal}$$

As previsões para cada série a um passo e seus respectivos intervalos de confiança podem ser descritos pelas expressões abaixo. Como já explicitado acima, $Y_t(1)$ representa a previsão para a série ou vetor 1 passo à frente; o elemento dentro da raiz quadrada representa a estimativa para a variância da série respectiva 1 passo à frente (elemento k da diagonal principal da matriz $\Sigma_Y(1)$).

$$I.C_{95\%}(Y_{1,t+1}) = \widehat{Y}_{1,t}(1) \pm 1,96 \sqrt{\widehat{\sigma}_{11}(1)}$$

$$I.C_{95\%}(Y_{2,t+1}) = \widehat{Y}_{2,t}(1) \pm 1,96 \sqrt{\widehat{\sigma}_{22}(1)}$$

$$I.C_{95\%}(Y_{3,t+1}) = \widehat{Y}_{3,t}(1) \pm 1,96 \sqrt{\widehat{\sigma}_{33}(1)}$$

Para aferir a qualidade do modelo de previsão, que é o cerne desse trabalho, podemos comparar a previsão para a série do PIB transformado, com base no conjunto informacional dessa variável e das demais presentes no modelo VAR com um modelo alternativo. Esse modelo alternativo escolhido - que só utiliza informação histórica dessa variável foi escolhido com base nos correlogramas (**Anexo 24**) e também em um *loop* gerado para encontrar o modelo com menor BIC - é o SARIMA (0,1,0)(0,1,1)₁₂. Para tal comparação, divide-se a amostra total em amostras de treino e teste, onde o período de teste corresponde às últimas 24 observações da amostra original. Isto é, amostra de treino compreende o período de janeiro de 1995 até dezembro de 2011, enquanto amostra teste corresponde ao período de janeiro de 2012 até dezembro de 2013. O critério de comparação para verificar qual melhor modelo utilizado é o erro quadrático médio. A previsão do modelo VAR pode ser vista no anexo **25**, enquanto a do SARIMA escolhido pode ser visto no anexo **26**.

No anexo **27** podem ser vistas as previsões para ambos os modelos, bem como os erros quadráticos médios de previsão. Cabe ressaltar que, em função de diferentes comandos utilizados no R, os valores reais observados e previsão na tabela são diferentes. Posto isso, a informação fundamental dessa tabela é a do erro quadrático médio para ambos os modelos de previsão. Fica evidente que a utilização das outras séries, no modelo VAR, contribuem para uma previsão mais acurada da série IPIB.

Análise das relações de cointegração entre as variáveis

Até o presente momento não foram consideradas possíveis relações de longo prazo entre as variáveis, pelo que nossa análise ficou circunscrita à abordagem VAR. A partir desse momento, na procura por não desprezar tais relações, testa-se a existência de um mecanismo de correção dos erros. Queremos saber se existe alguma tendência estocástica que seja compartilhada entre as variáveis para melhor prever o comportamento dessas. De antemão, por termos três variáveis no sistema, sabemos que pode haver no máximo duas relações independentes de cointegração.

Primeiramente, deve-se estimar a ordem do modelo VEC que utilizaremos. Esse modelo procura incorporar informações de curto e longo prazo. O critério adotado para escolha da ordem do modelo será o mesmo que o adotado anteriormente (AIC). Temos evidência estatística (**Anexo 28**) que o modelo mais adequado é de ordem 3. Como a estimação do VEC será feita em diferenças, perdemos um grau de liberdade, pelo que estimaremos um VEC de ordem 2.

Com base na ordem estimada, realizaremos o teste do traço e do máximo valor próprio para saber se existem relações de cointegração e quantas são. No teste do traço realizado (**Anexo 29**) não há evidência estatística de presença de vetor de cointegração a 10% de significância. Por outro lado, no teste do máximo valor próprio (**Anexo 30**), há evidência da existência de uma relação de cointegração.

A estimação do VEC pode ser vista no anexo 31. Podemos observar dos outputs verificados nesse anexo que existe uma relação de longo prazo negativa entre a taxa de câmbio real e o PIB (*ceteris paribus*), enquanto entre o PIB e a balança comercial é praticamente neutra (*ceteris paribus*). Podemos ver a equação de longo prazo estimada como:

$$MCE = 1 \text{ LPIB} + 3,16 \text{ ITaxa} - 0,00 \text{ Balança}$$

A existência do vetor de cointegração faz com que desequilíbrios existentes no período anterior sejam corrigidos, em direção ao equilíbrio de longo prazo. Não há sinais de autocorrelação dos erros no modelo estimado (**Anexo 32**). O teste utilizado para verificar foi do tipo *Portmanteau* em que se testa $H_0: R(3) = R(4) = \dots = R(10)$ contra $H_1: \exists R_i \neq 0, i = 3, \dots, 10$.

Podemos formalizar o modelo VEC estimado como:

$$\Delta Y_t = v + \pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + u_t$$

Pode-se perceber o modelo acima como sendo um VAR das diferenças com a adição de um termo (π), que representa o mecanismo de correção de erros. Essa matriz pode ser decomposta como ($\alpha\beta$). Nesse caso, α corresponde à velocidade de ajustamento e β representa a matriz de cointegração. O mecanismo de correção de erros tem que ser negativo para trazer um eventual desequilíbrio verificado no período anterior de volta para o equilíbrio de longo prazo. Nos outputs (**Anexo 31**) não verificamos tais resultados.

Conclusões

O presente trabalho teve como objetivo realizar uma análise no contexto dos modelos VAR, com a realização de inferências e previsões sobre as variáveis econômicas brasileiras: PIB, taxa de câmbio real e saldo da balança comercial.

Verificou-se que essas séries apresentaram uma sazonalidade, e somente a série referente ao PIB apresentou uma tendência ascendente. Todas as séries apresentaram raízes unitárias, facto verificado através do teste ADF, o que fez necessário utilizar algumas transformações nos dados a fim de torna-los estacionários.

O modelo VAR estimado foi de segunda ordem, e acreditamos que o modelo se ajustou bem aos dados, uma vez os resultados dos testes de diagnóstico apresentaram um resultado satisfatório. Inclusive o modelo apresentou uma boa capacidade de previsão, considerando a comparação com o modelo concorrente SARIMA.

Notou-se também que há causalidade a Granger entre o PIB e Balança comercial, e causalidade contemporânea a Granger entre PIB e Balança Comercial; e Balança Comercial e Taxa de Câmbio. Analisando a FRI, acreditamos que a ordenação das séries está de maneira correta no contexto da Decomposição de Cholesky.

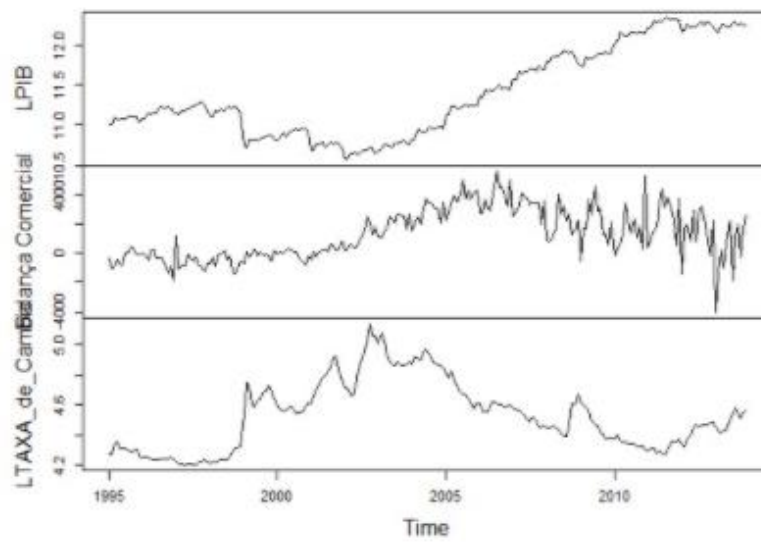
Em relação a análise das relações de cointegração entre as variáveis, os resultados do teste de cointegração de Johansen foram conflitantes, uma vez que no teste do traço não houve rejeição da hipótese nula enquanto que no teste do valor próprio máximo houve a rejeição da hipótese nula e verificou-se que há uma relação de cointegração.

Existem algumas limitações no trabalho, houve a rejeição da hipótese do teste de cointegração do valor próprio máximo somente ao nível de 10% de significância, o que acreditamos que possa influenciar na análise do modelo VEC. Adicionalmente, sugerimos que a análise desse trabalho possa ser replicada aumentando o período de análise, o que será muito interessante analisar o comportamento das séries com uma possível quebra de estrutura decorrente da crise econômica que o Brasil passou na metade da última década.

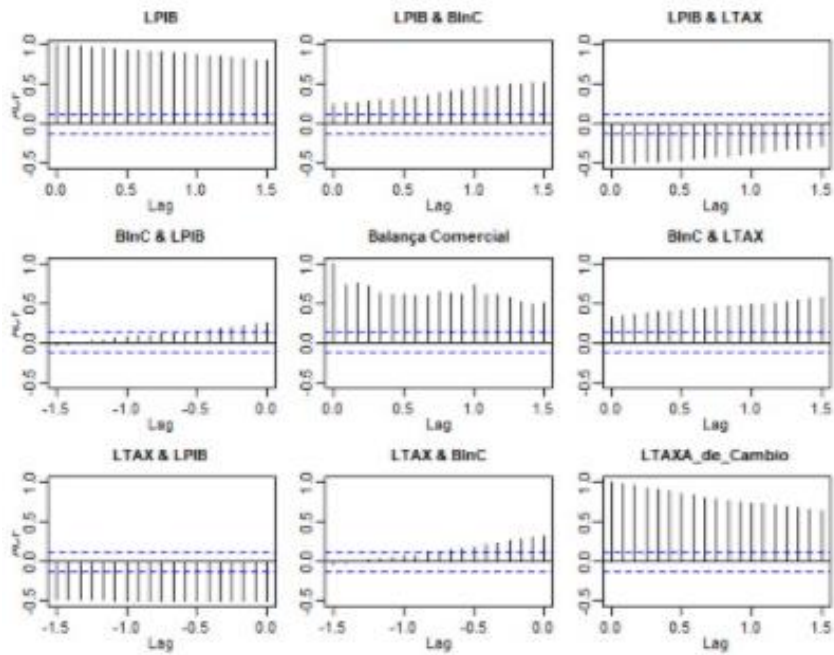
Anexos

Anexo 1

Série Dados Econômicos do Brasil - 1995 a 2013



Anexo 2

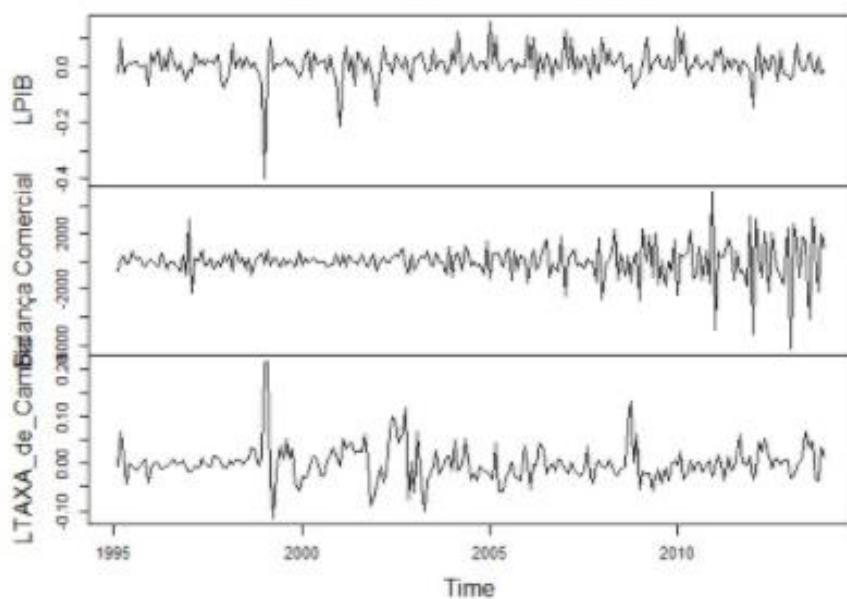


Anexo 3

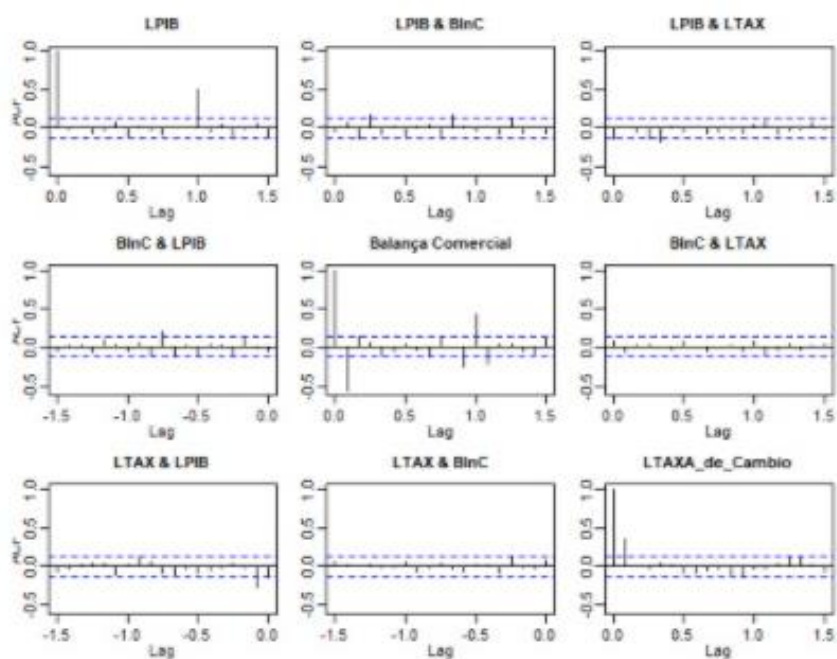
Séries Originais		
Série	Dickey-Fuller	p-value
PIB	-1.4635	0.7451
Balança Comercial	-2.589	0.3285
Taxa de Cambio	-1.8093	0.656

Anexo 4

Série Diferenciada Dados Econômicos do Brasil - 1995 a 2013



Anexo 5



Anexo 6

Séries Diferenciadas		
Série	Dickey-Fuller	p-value
PIB	-6.7773	0.01
Balança Comercial	-8.9999	0.01
Taxa de Cambio	-6.2356	0.01

Anexo 7



Anexo 8

	LPIB	Balança.Comercial	LTAXA_de_Cambio
nobs	228.000000	2.280000e+02	228.000000
NAs	0.000000	0.000000e+00	0.000000
Minimum	10.569546	-4.051766e+03	4.198104
Maximum	12.334338	5.671753e+03	5.141839
1. Quartile	10.915923	-6.521240e+01	4.324662
3. Quartile	11.879961	2.761637e+03	4.672010
Mean	11.385202	1.326067e+03	4.530564
Median	11.219802	1.162927e+03	4.520257
Sum	2595.826045	3.023432e+05	1032.968633
SE Mean	0.036361	1.156614e+02	0.015352
LCL Mean	11.313554	1.098160e+03	4.500314
UCL Mean	11.456849	1.553974e+03	4.560814
Variance	0.301437	3.050083e+06	0.053734
Stdev	0.549033	1.746449e+03	0.231806
Skewness	0.389760	2.030670e-01	0.474698
Kurtosis	-1.269620	-7.262440e-01	-0.695362

Anexo 9

Critérios de Seleção				
Ordem	AIC	BIC	FPE	HQ
1	0.97	1.67	2.65	1.25
2	0.93	1.77	2.55	1.27
3	0.99	1.96	2.69	1.38
4	1.01	2.13	2.77	1.46
5	1.03	2.28	2.81	1.53
6	1.07	2.47	2.95	1.64
7	1.11	2.64	3.07	1.73
8	1.12	2.79	3.09	1.79

Anexo 10

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
LPIB.11	0.0636	0.0710	0.8952	0.3717
Balança_Comercial.11	0.0000	0.0000	0.5428	0.5879
LTAXA_de_Cambio.11	-0.0157	0.0869	-0.1801	0.8572
LPIB.12	0.0340	0.0733	0.4643	0.6429
Balança_Comercial.12	0.0000	0.0000	-0.5255	0.5998
LTAXA_de_Cambio.12	-0.0071	0.0838	-0.0843	0.9329
const	0.0048	0.0030	1.5871	0.1140
sd1	0.0254	0.0170	1.4979	0.1357
sd2	0.0926	0.0162	5.7312	0.0000
sd3	-0.0088	0.0173	-0.5087	0.6115
sd4	0.0267	0.0166	1.6043	0.1102
sd5	0.0062	0.0154	0.4032	0.6872
sd6	0.0520	0.0155	3.3541	0.0009
sd7	0.0239	0.0161	1.4841	0.1393
sd8	-0.0055	0.0159	-0.3439	0.7312
sd9	0.0411	0.0155	2.6541	0.0086
sd10	-0.0044	0.0162	-0.2695	0.7878
sd11	-0.0219	0.0159	-1.3770	0.1700

Anexo 11

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
LPIB.11	-0.1806	0.0566	-3.1902	0.0016
Balança_Comercial.11	0.0000	0.0000	-0.8854	0.3770
LTAXA_de_Cambio.11	0.3974	0.0693	5.7353	0.0000
LPIB.12	0.0515	0.0585	0.8801	0.3798
Balança_Comercial.12	0.0000	0.0000	-1.2115	0.2271
LTAXA_de_Cambio.12	-0.1360	0.0668	-2.0365	0.0430
const	0.0013	0.0024	0.5448	0.5865
sd1	0.0282	0.0135	2.0810	0.0387
sd2	0.0006	0.0129	0.0455	0.9638
sd3	0.0168	0.0138	1.2170	0.2250
sd4	0.0175	0.0133	1.3228	0.1873
sd5	0.0224	0.0122	1.8322	0.0684
sd6	0.0111	0.0124	0.8996	0.3694
sd7	0.0311	0.0128	2.4233	0.0162
sd8	0.0190	0.0127	1.4995	0.1353
sd9	0.0176	0.0124	1.4282	0.1547
sd10	0.0083	0.0129	0.6388	0.5237
sd11	0.0093	0.0127	0.7340	0.4638

Anexo 12

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
LPIB.11	-2952.7835	1419.5009	-2.0802	0.0387
Balança_Comercial.11	-0.7297	0.0670	-10.8923	0.0000
LTAXA_de_Cambio.11	-2.0972	1737.7127	-0.0012	0.9990
LPIB.12	-258.7635	1466.0486	-0.1765	0.8601
Balança_Comercial.12	-0.2764	0.0673	-4.1048	0.0001
LTAXA_de_Cambio.12	-143.3009	1674.3380	-0.0856	0.9319
const	37.1739	60.7083	0.6123	0.5410
sd1	707.8941	339.5999	2.0845	0.0383
sd2	1260.7622	322.9083	3.9044	0.0001
sd3	1831.4292	346.4314	5.2866	0.0000
sd4	1831.8137	332.3784	5.5112	0.0000
sd5	1629.7174	307.0415	5.3078	0.0000
sd6	1045.0202	310.2071	3.3688	0.0009
sd7	1245.9772	321.5283	3.8752	0.0001
sd8	979.0566	318.3560	3.0754	0.0024
sd9	470.9500	309.7959	1.5202	0.1300
sd10	309.1872	323.9006	0.9546	0.3409
sd11	1751.8880	318.2013	5.5056	0.0000

Anexo 13

Testes Normalidade		
Teste	Valor	P-value
JB	9728.1	0.0000
Skewness	368.77	0.0000
Kurtosis	9359.3	0.0000

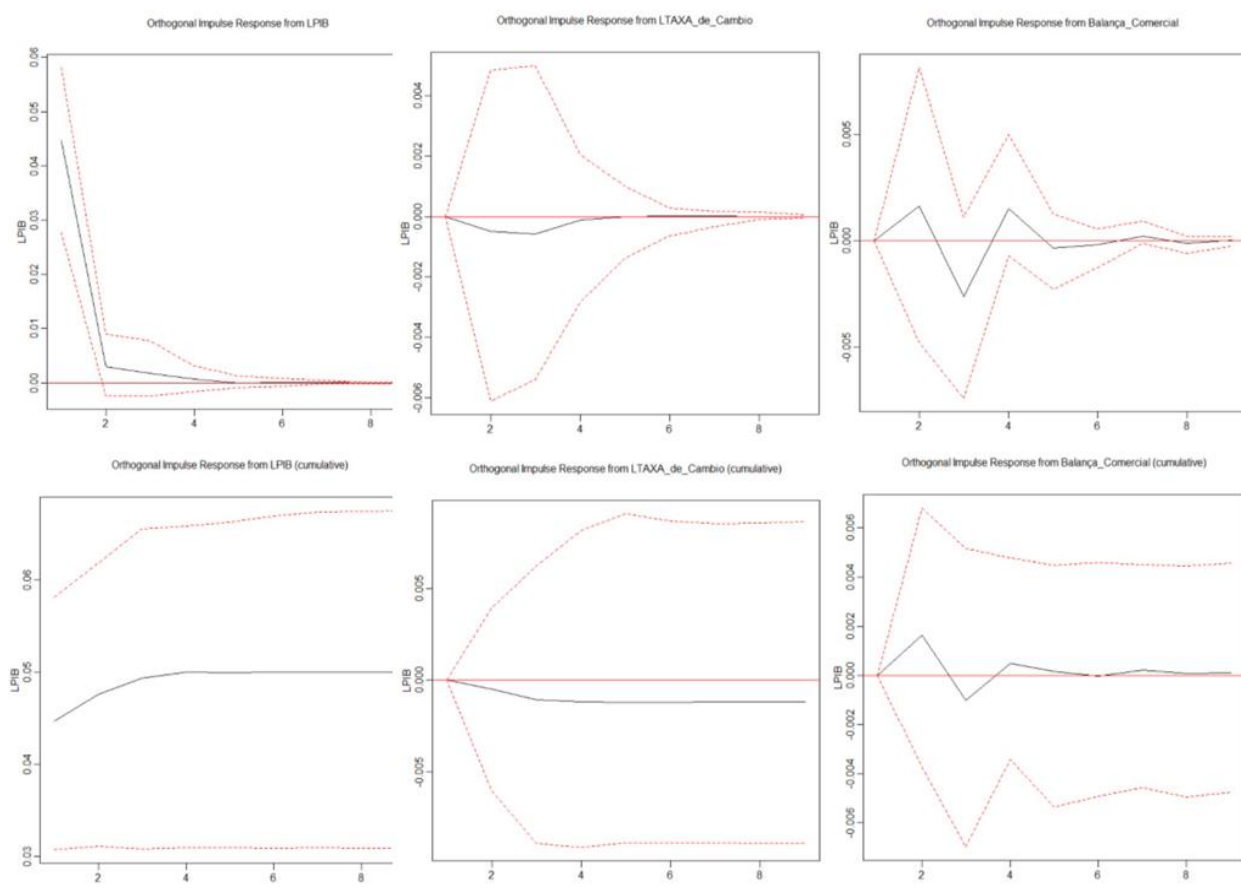
Anexo 14

Testes Diagnósticos				
Testes de autocorrelação nos erros - BG			Teste ARCH	
Lag	Valor	P-Value	Valor	P-Value
3	30.71	0.2831	117.48	0.2508
4	41.17	0.2544	149.02	0.3702
5	45.65	0.4449	178.36	0.5205
6	57.09	0.3608	206.37	0.6694
7	61.7	0.5225	226.57	0.8735
8	73.23	0.4373	255.86	0.9138
9	82.52	0.4318	270.38	0.9864
10	94.06	0.3638	298.18	0.9924

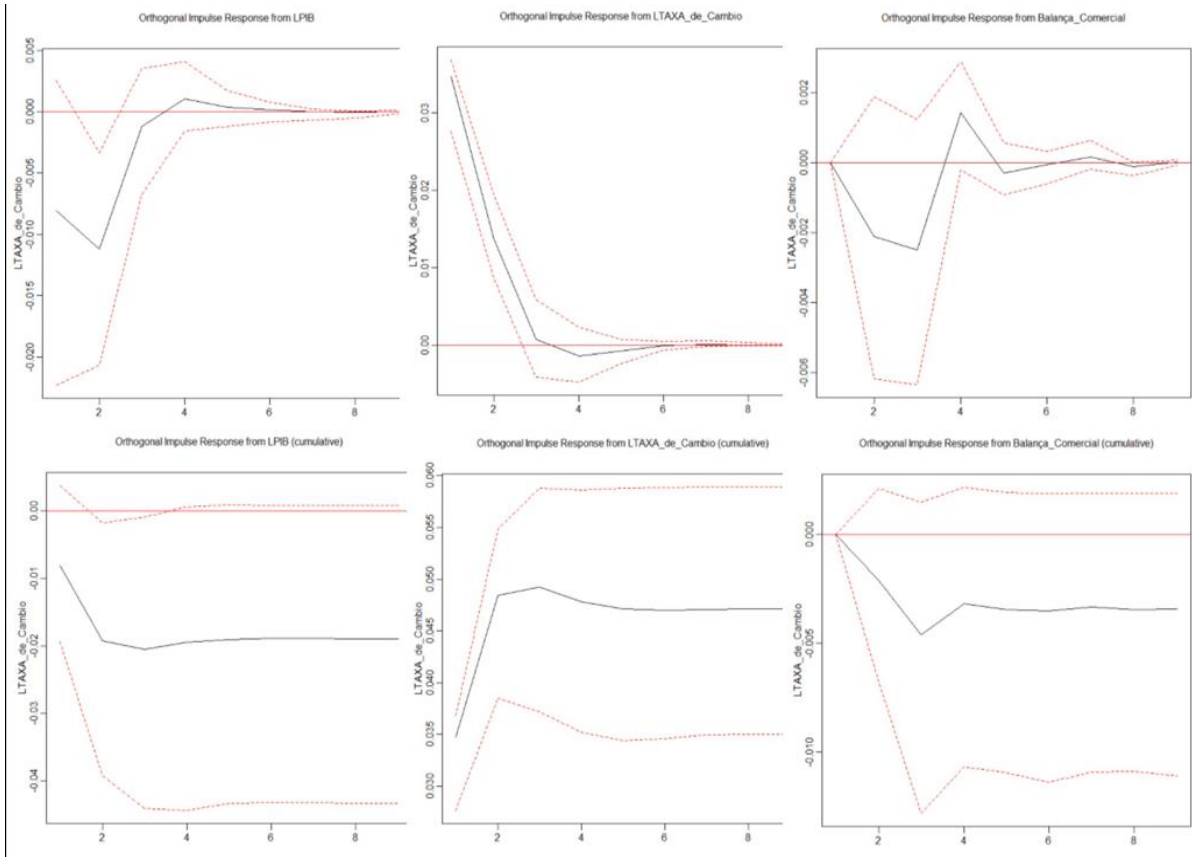
Anexo 15

Variável 1	Variável 2	Causalidade à Granger - P-value	Causalidade Contemporâneas - P-Value
LPIB	Ltaxa de Câmbio	0.3306	0.8013
Balança Comercial	Ltaxa de Câmbio	0.8437	0.0039
LPIB	Balança Comercial	0.011	0.0038

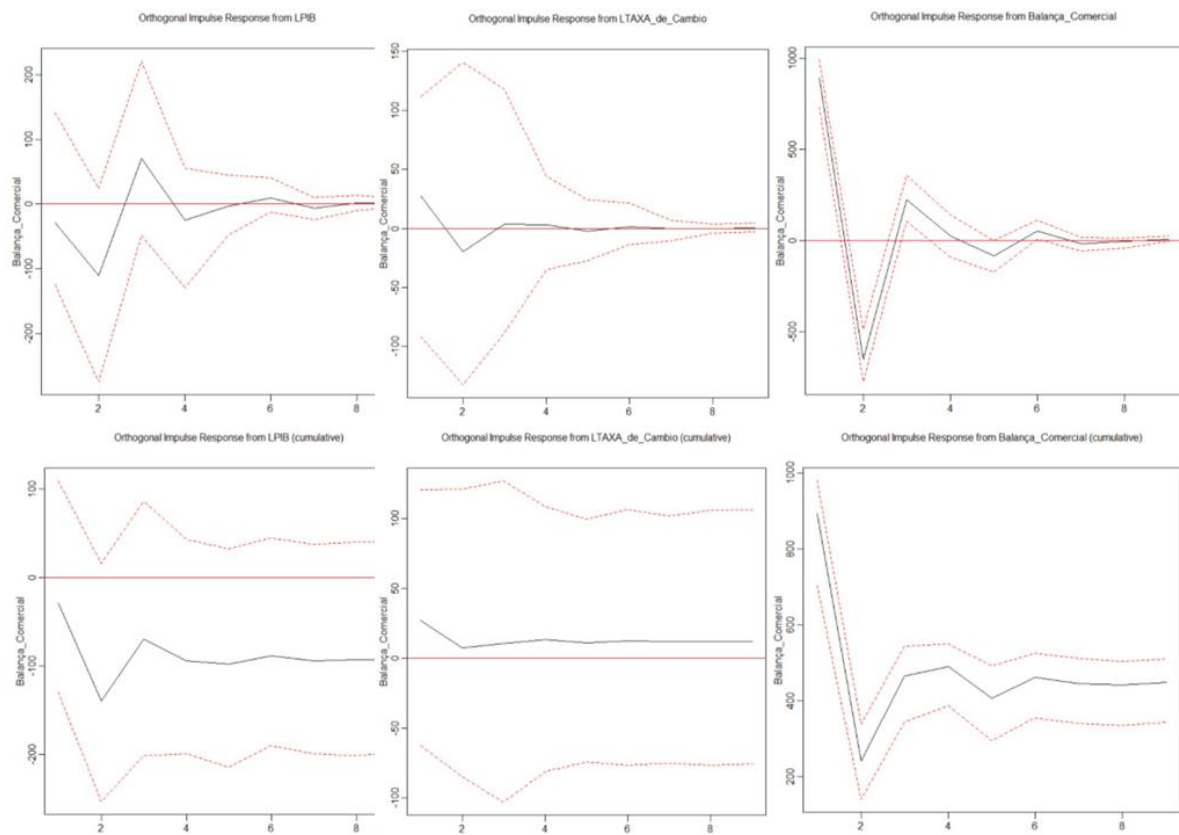
Anexo 16



Anexo 17



Anexo 18



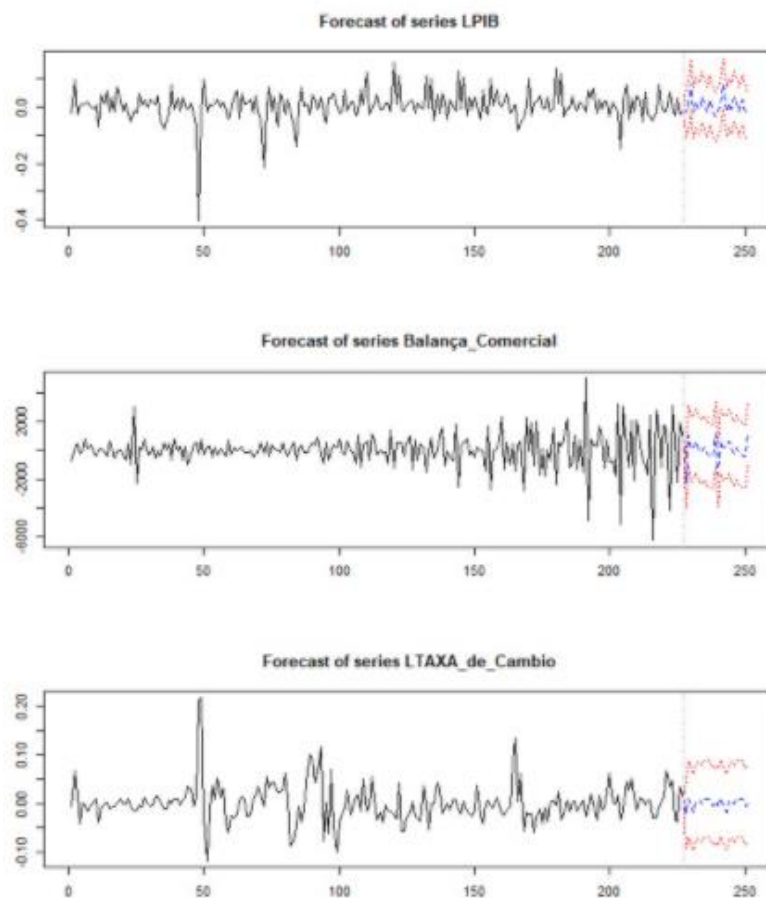
Anexo 19

\$LPIB			
	LPIB	LTAXA_de_Cambio	Balança_Comercial
[1,]	1.0000000	0.0000000000	0.000000000
[2,]	0.9985667	0.0001213745	0.001311975
[3,]	0.9949883	0.0002848947	0.004726761
[4,]	0.9938720	0.0002917509	0.005836282
[5,]	0.9938115	0.0002917991	0.005896655
[6,]	0.9937971	0.0002918140	0.005911098
[7,]	0.9937719	0.0002918975	0.005936161
[8,]	0.9937650	0.0002918977	0.005943134

\$LTAXA_de_Cambio			
	LPIB	LTAXA_de_Cambio	Balança_Comercial
[1,]	0.05116074	0.9488393	0.000000000
[2,]	0.11996974	0.8772234	0.002806901
[3,]	0.12028637	0.8730193	0.006694355
[4,]	0.12059341	0.8714333	0.007973342
[5,]	0.12063708	0.8713445	0.008018422
[6,]	0.12064837	0.8713318	0.008019802
[7,]	0.12064598	0.8713157	0.008038319
[8,]	0.12064601	0.8713078	0.008046191

\$Balança_Comercial			
	LPIB	LTAXA_de_Cambio	Balança_Comercial
[1,]	0.001043516	0.0009291684	0.9980273
[2,]	0.010629781	0.0009225958	0.9884476
[3,]	0.013964354	0.0008927023	0.9851429
[4,]	0.014426479	0.0008980738	0.9846754
[5,]	0.014358490	0.0008986233	0.9847429
[6,]	0.014390626	0.0008980504	0.9847113
[7,]	0.014414682	0.0008978845	0.9846874
[8,]	0.014416721	0.0008979241	0.9846854

Anexo 20



Anexo 21

\$LPIB				
	fcst	lower	upper	CI
[1,]	-0.017946147	-0.105540203	0.06964791	0.08759406
[2,]	0.004392004	-0.083451063	0.09223507	0.08784307
[3,]	0.084026350	-0.004044675	0.17209737	0.08807102
[4,]	-0.019314481	-0.107443787	0.06881483	0.08812931
[5,]	0.014818757	-0.073313354	0.10295087	0.08813211
[6,]	-0.006761599	-0.094894387	0.08137119	0.08813279
[7,]	0.036707811	-0.051426098	0.12484172	0.08813391
[8,]	0.011476574	-0.076657659	0.09961081	0.08813423
[9,]	-0.017064617	-0.105198865	0.07106963	0.08813425
[10,]	0.025317215	-0.062817040	0.11345147	0.08813426
[11,]	-0.018065333	-0.106199596	0.07006893	0.08813426
[12,]	-0.036325688	-0.124459954	0.05180858	0.08813427
[13,]	-0.014050028	-0.102184294	0.07408424	0.08813427
[14,]	0.004189354	-0.083944912	0.09232362	0.08813427
[15,]	0.082198055	-0.005936211	0.17033232	0.08813427
[16,]	-0.018248500	-0.106382766	0.06988577	0.08813427
[17,]	0.014469361	-0.073664905	0.10260363	0.08813427
[18,]	-0.006829655	-0.094963921	0.08130461	0.08813427
[19,]	0.036861241	-0.051273025	0.12499551	0.08813427
[20,]	0.011384575	-0.076749691	0.09951884	0.08813427
[21,]	-0.017040927	-0.105175193	0.07109334	0.08813427
[22,]	0.025326271	-0.062807996	0.11346054	0.08813427
[23,]	-0.018079026	-0.106213292	0.07005524	0.08813427
[24,]	-0.036318218	-0.124452484	0.05181605	0.08813427

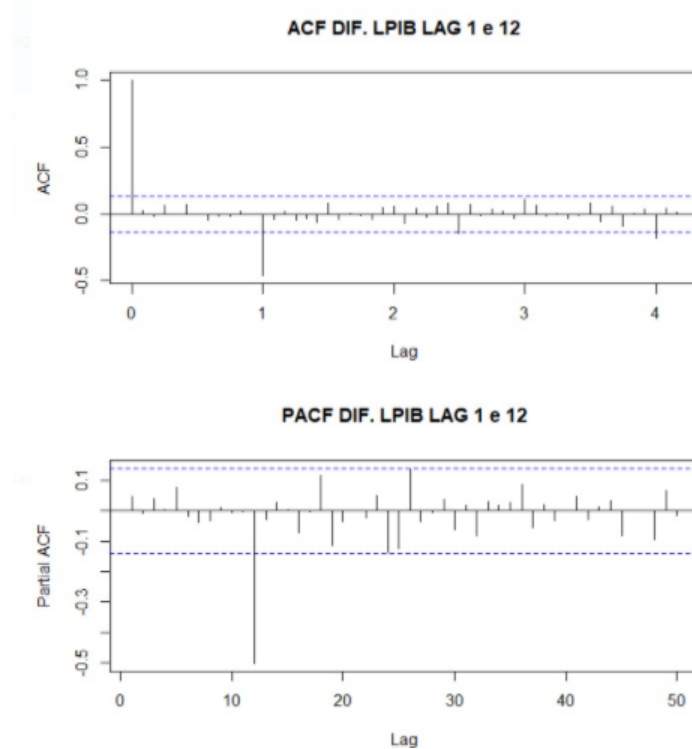
Anexo 22

\$LTAXA_de_Cambio				
	fcst	lower	upper	CI
[1,]	-0.0215731076	-0.09139923	0.04825301	0.06982612
[2,]	0.0090652842	-0.06902983	0.08716040	0.07809511
[3,]	-0.0037630308	-0.08206325	0.07453719	0.07830022
[4,]	-0.0182977716	-0.09672584	0.06013030	0.07842807
[5,]	0.0041458067	-0.07429989	0.08259151	0.07844570
[6,]	0.0068223704	-0.07162413	0.08526887	0.07844650
[7,]	-0.0007351053	-0.07918244	0.07771223	0.07844734
[8,]	0.0094241745	-0.06902354	0.08787189	0.07844772
[9,]	0.0089191299	-0.06952861	0.08736687	0.07844774
[10,]	0.0095627934	-0.06888495	0.08801053	0.07844774
[11,]	-0.0067126801	-0.08516043	0.07173507	0.07844775
[12,]	-0.0014985197	-0.07994627	0.07694923	0.07844775
[13,]	-0.0092756015	-0.08772335	0.06917215	0.07844775
[14,]	0.0116439177	-0.06680383	0.09009167	0.07844775
[15,]	-0.0048158648	-0.08326361	0.07363188	0.07844775
[16,]	-0.0176639832	-0.09611173	0.06078377	0.07844775
[17,]	0.0036367158	-0.07481103	0.08208446	0.07844775
[18,]	0.0067924540	-0.07165529	0.08524020	0.07844775
[19,]	-0.0006087232	-0.07905647	0.07783903	0.07844775
[20,]	0.0093508183	-0.06909693	0.08779857	0.07844775
[21,]	0.0089468441	-0.06950090	0.08739459	0.07844775
[22,]	0.0095661779	-0.06888157	0.08801393	0.07844775
[23,]	-0.0067235579	-0.08517131	0.07172419	0.07844775
[24,]	-0.0014919205	-0.07993967	0.07695583	0.07844775

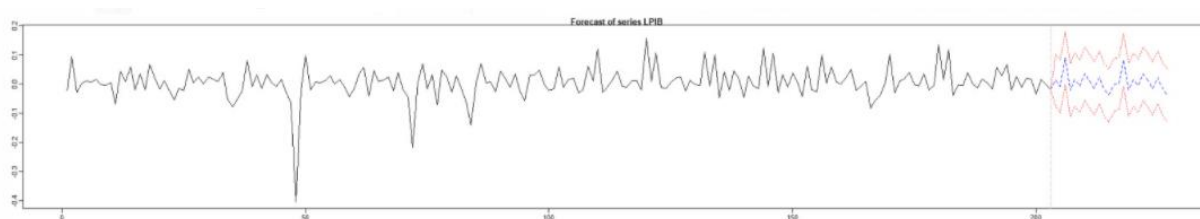
Anexo 23

\$Balança_Comercial	fcst	lower	upper	CI
[1,]	-2223.686320	-3974.843	-472.5292	1751.157
[2,]	1080.936442	-1097.306	3259.1785	2178.242
[3,]	30.044169	-2196.107	2256.1956	2226.151
[4,]	208.685364	-2018.519	2435.8901	2227.205
[5,]	655.637625	-1577.530	2888.8053	2233.168
[6,]	6.022849	-2229.755	2241.8005	2235.778
[7,]	-176.564356	-2412.593	2059.4642	2236.029
[8,]	214.060183	-2021.984	2450.1047	2236.045
[9,]	-223.093256	-2459.187	2013.0007	2236.094
[10,]	-430.860982	-2666.973	1805.2507	2236.112
[11,]	-437.864738	-2673.978	1798.2482	2236.113
[12,]	1184.456311	-1051.657	3420.5694	2236.113
[13,]	-1681.772639	-3917.886	554.3409	2236.114
[14,]	607.237648	-1628.876	2843.3513	2236.114
[15,]	223.698723	-2012.415	2459.8123	2236.114
[16,]	203.416792	-2032.697	2439.5304	2236.114
[17,]	603.422865	-1632.691	2839.5365	2236.114
[18,]	46.244428	-2189.869	2282.3581	2236.114
[19,]	-191.113758	-2427.227	2044.9999	2236.114
[20,]	213.125998	-2022.988	2449.2396	2236.114
[21,]	-218.175572	-2454.289	2017.9381	2236.114
[22,]	-434.226666	-2670.340	1801.8870	2236.114
[23,]	-436.805229	-2672.919	1799.3084	2236.114
[24,]	1184.651271	-1051.462	3420.7649	2236.114

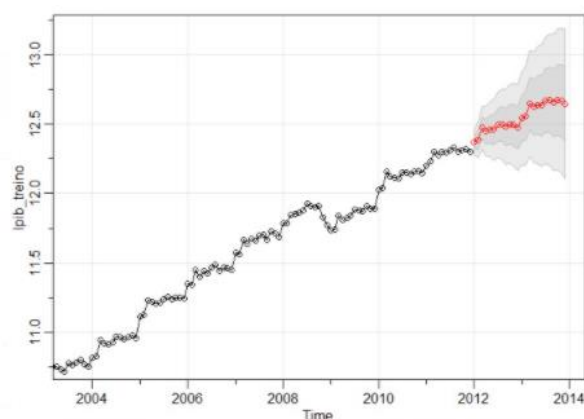
Anexo 24



Anexo 25



Anexo 26



Anexo 27

Observação	Previsão Sarima	Valor Real	SE	Previsão VAR	Valor Real	SE
2012-1	0.07340	-0.14769	4.89%	0.01463	-0.14769	2.63%
2012-2	0.01830	0.01710	0.00%	-0.00688	0.01710	0.06%
2012-3	0.09078	0.08023	0.01%	0.08888	0.08023	0.01%
2012-4	-0.02190	-0.04258	0.04%	-0.02108	-0.04258	0.05%
2012-5	0.01738	0.03105	0.02%	0.01614	0.03105	0.02%
2012-6	0.00104	-0.01672	0.03%	-0.00610	-0.01672	0.01%
2012-7	0.03605	0.04078	0.00%	0.03584	0.04078	0.00%
2012-8	0.00992	0.02227	0.02%	0.01143	0.02227	0.01%
2012-9	-0.01956	-0.05227	0.11%	-0.01424	-0.05227	0.14%
2012-10	0.02466	0.05247	0.08%	0.02335	0.05247	0.08%
2012-11	-0.00693	-0.02608	0.04%	-0.01717	-0.02608	0.01%
2012-12	-0.01678	-0.03277	0.03%	-0.03801	-0.03277	0.00%
2013-1	0.07448	-0.04828	1.51%	-0.00226	-0.04828	0.21%
2013-2	0.01939	-0.01768	0.14%	0.00405	-0.01768	0.05%
2013-3	0.09187	0.08078	0.01%	0.08268	0.08078	0.00%
2013-4	-0.02081	0.00919	0.09%	-0.01875	0.00919	0.08%
2013-5	0.01847	-0.01819	0.13%	0.01539	-0.01819	0.11%
2013-6	0.00212	-0.01242	0.02%	-0.00596	-0.01242	0.00%
2013-7	0.03714	0.05042	0.02%	0.03586	0.05042	0.02%
2013-8	0.01101	0.00028	0.01%	0.01140	0.00028	0.01%
2013-9	-0.01847	-0.02998	0.01%	-0.01422	-0.02998	0.02%
2013-10	0.02575	0.03216	0.00%	0.02334	0.03216	0.01%
2013-11	-0.00584	-0.02559	0.04%	-0.01717	-0.02559	0.01%
2013-12	-0.01569	-0.01112	0.00%	-0.03801	-0.01112	0.07%
MSE			0.30%	MSE		0.15%

Anexo 28

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-1132.533	NA	6.449133	10.37757	10.51640	10.43364
2	-1080.178	101.8546	4.348553	9.983434	10.26109*	10.09556*
3	-1065.663	27.84158	4.136323*	9.933301*	10.34979	10.10149
4	-1057.407	15.61099	4.165184	9.940067	10.49539	10.16432
5	-1054.109	6.146463	4.388145	9.991902	10.68605	10.27222
6	-1046.048	14.80300	4.427817	10.00044	10.83342	10.33682
7	-1034.952	20.07367*	4.347067	9.981384	10.95320	10.37383
8	-1031.848	5.531732	4.590379	10.03498	11.14562	10.48349

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Anexo 29

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.088726	25.93616	29.79707	0.1306
At most 1	0.022520	5.123972	15.49471	0.7955
At most 2	9.71E-05	0.021760	3.841466	0.8826

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Anexo 30

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.088726	20.81219	21.13162	0.0553
At most 1	0.022520	5.102211	14.26460	0.7289
At most 2	9.71E-05	0.021760	3.841466	0.8826

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Anexo 31

Cointegrating Eq.	CointEq1	Error Correction:	D(LPIB)	D(LTAXA_...	D(BALANC...
LPIB(-1)	1.000000	CointEq1	-0.009858 (0.00390) [-2.52531]	0.001651 (0.00267) [0.61862]	302.0666 (74.5978) [4.04927]
LTAXA_DE_CAMBIO(-1)	3.161899 (0.86841) [3.64102]	D(LPIB(-1))	-0.008787 (0.06715) [-0.13085]	-0.151834 (0.04592) [-3.30619]	47.42446 (1283.26) [0.03696]
BALANCA_COMERCI...	-0.000741 (0.00013) [-5.74525]	D(LPIB(-2))	-0.008976 (0.06880) [-0.13047]	0.055849 (0.04705) [1.18703]	3362.145 (1314.71) [2.55732]
C	-24.72463	D(LTAXA_DE_CAMBI...	0.055358 (0.09917) [0.55818]	0.389535 (0.06783) [5.74311]	-554.6456 (1895.28) [-0.29265]
		D(LTAXA_DE_CAMBI...	-0.014603 (0.09718) [-0.15026]	-0.143558 (0.06647) [-2.15989]	-1082.874 (1857.26) [-0.57228]
		D(BALANCA_COMER...	-4.64E-06 (3.8E-06) [-1.21248]	-2.23E-06 (2.6E-06) [-0.85270]	-0.546530 (0.07306) [-7.48049]
		D(BALANCA_COMER...	-7.81E-06 (3.5E-06) [-2.26234]	-6.86E-07 (2.4E-06) [-0.29063]	-0.175630 (0.06595) [-2.66319]
		C	0.005191 (0.00354) [1.46560]	0.001224 (0.00242) [0.50549]	5.463647 (67.6840) [0.08072]
			R-squared	0.049804	0.200716
			Adj. R-squared	0.019152	0.174933
			Sum sq. resids	0.595072	0.278335
			S.E. equation	0.052367	0.035814
			F-statistic	1.624834	7.784736
			Log likelihood	348.4458	433.9299
			Akaike AIC	-3.026184	-3.786044
			Schwarz SC	-2.904723	-3.664582
			Mean dependent	0.005085	0.000996
			S.D. dependent	0.052875	0.039428
			Determinant resid covariance (dof adj.)		3.383857
			Determinant resid covariance		3.035594
			Log likelihood		-1082.704
			Akaike information criterion		9.864038
			Schwarz criterion		10.27397

Anexo 32

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.547913	NA*	0.550359	NA*	NA*
2	2.261046	NA*	2.278857	NA*	NA*
3	8.124281	0.9187	8.221325	0.9146	15
4	22.75253	0.5344	23.11434	0.5131	24
5	35.72306	0.3416	36.37965	0.3142	33
6	51.95539	0.1396	53.05671	0.1179	42
7	60.97795	0.1599	62.36898	0.1321	51
8	72.43174	0.1304	74.24503	0.1021	60
9	83.04302	0.1193	85.29845	0.0890	69
10	93.13270	0.1163	95.85742	0.0829	78