Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Faculdade de Economia e Administração

Maria Eduarda P. dos Santos Novaes

HISTÓRICOS E PERSPECTIVAS: QUAL O POTENCIAL DE EXPANSÃO PARA O MERCADO DE CIMENTO?

São Paulo

2015

Novaes, Maria Eduarda

Históricos e perspectivas: qual o potencial de expansão para o mercado de cimento?/ Maria Eduarda Novaes – São Paulo: Insper, 2015.

47 f.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Sérgio Ricardo Martins

1. Consumo de cimento 2. Infraestrutura 3. Previsão

Maria Eduarda P. dos Santos Novaes

HISTÓRICOS E PERSPECTIVAS: QUAL O POTENCIAL DE EXPANSÃO PARA O MERCADO DE CIMENTO?

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

DATA DE APROVAÇÃO:___/___/___

EXAMINADORES

Prof. Sérgio Ricardo Martins

Orientador

Prof. Adriana Bruscato

Examinador

Prof. Guilherme Fowler

Examinador

Agradecimentos

“Todos os nossos sonhos podem se tornar realidade se tivermos a coragem de persegui-los.” – Walt Disney. Hoje estou realizando um sonho e quero agradecer as pessoas que me ajudaram a conquistá-lo.

Primeiramente agradeço a Deus pela vida, saúde, família e amigos. A meus pais por sempre me incentivarem a seguir o melhor caminho e não o mais fácil e pelo carinho, apoio e dedicação comigo. Ao meu avô Fernando que me proporcionou a oportunidade de estudar no Insper.

Ao professor Sérgio Martins, pela orientação, apoio e confiança e aos professores Guilherme Fowler e Adriana Bruscato pelos aprimoramentos.

Ao Insper, seu corpo docente, direção e administração, aos meus amigos e a todos que direta ou indiretamente fizeram parte da minha formação, o meu muito obrigado.

Resumo

Novaes, Maria Eduarda. Históricos e perspectivas: qual o potencial de expansão para o mercado de cimento? São Paulo, 2015. 47p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

O mercado de cimento possui uma relação direta com o investimento da infraestrutura do país, já que é o principal insumo usado em construções, sendo assim um termômetro para a conjuntura do Brasil. Por sua produção ser de capital intensivo e depender mais da absorção do mercado do que da capacidade instalada, torna-se relevante fazer uma previsão da demanda de cimento. Desse modo, tanto as empresas quanto o governo poderão tomar as decisões necessárias para atender devidamente esta demanda. O objetivo deste trabalho será prever o consumo de cimento dos estados brasileiros para os próximos anos, por meio de um modelo econométrico multivariado utilizando dados de séries temporais.

O período analisado nesse trabalho foi de janeiro de 2009 a setembro de 2014 e as variáveis levadas em consideração foram o consumo de cimento por região, o preço do cimento por região, o índice de Atividade Econômica Regional (IBCR) e a taxa de juros Selic. Para todas as regiões concluiu-se que o IBCR tem alta influência na demanda de cimento, mas é o próprio consumo defasado que mais justifica a demanda. Para a maioria das regiões, foi previsto uma deterioração para o mercado de cimento, sendo a região Nordeste a única que apresentou forte tendência de crescimento para os próximos dois anos.

Palavras-chave: Cimento. Infraestrutura. Previsão da demanda. Séries temporais.

Abstract

Novaes, Maria Eduarda. Históricos e perspectivas: qual o potencial de expansão para o mercado de cimento? São Paulo, 2015. 47p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

The cement market has a direct relationship with the investment of the country's infrastructure, since it is the main raw material used to construct buildings, being then a thermometer to Brazilian economic conditions. Because cement is a capital intensive production and depends more on the absorption of the market than the installed capacity, it is important to forecast cement demand. Thus, both companies and the government can take the necessary decisions to properly meet this demand. This work has the objective to provide a forecast of the cement consumption for Brazilian states in the coming years, through a multivariate econometric model using time series data.

The period analyzed in this study was from January 2009 to September 2014 and the variables taken into account were the cement consumption by region, the price of cement by region, the Regional Economic Activity Index (IBCR) and the Selic interest rate. For all regions was concluded that the IBCR has high influence on cement demand, but was the lagged consumption that most justified the demand. For most regions was predicted a deterioration to the cement market, being Northeast region the only one that showed strong growth trend for the next two years.

Key words: Cement. Infrastructure. Demand Forecast. Time Series.

Sumário

1. Introdução 7
2. Revisão de Literatura 10
3. Metodologia 12
4. Variáveis 13
   - 4.1 Consumo de Cimento 13
   - 4.2 Preço do Cimento 13
   - 4.3 Taxa de Juros 14
   - 4.4 Índice de Atividade Econômica Regional com ajuste sazonal 15
   - 4.5 Resultados Esperados 16
5. Modelo 17
   - 5.1 Nordeste 18
   - 5.2 Sudeste 21
   - 5.3 Sul 23
   - 5.4 Centro Oeste 25
   - 5.5 Norte 27
6. Previsão 29
7. Conclusão 30
8. Referências 32
9. Apêndice A 34
10. Apêndice B 36
11. Apêndice C 39
12. Apêndice D 41
13. Apêndice E 44

1. Introdução

O cimento é um insumo essencial para a indústria da construção, com uma abrangência em várias áreas, sendo aplicado na construção de habitações, estradas, pontes, hidrelétricas e outras obras ligadas à infraestrutura e produção de materiais para construção. Portanto, observa-se que a produção de cimento deve ter uma correlação alta com o setor de construção civil e consequentemente com o cenário econômico do país, sendo o desempenho do setor um termômetro para a conjuntura brasileira.

O volume da produção cimenteira no Brasil tem a mesma ordem de grandeza do consumo, apresentando números poucos significativos de excedente de produção. Isso significa que a quantidade de cimento produzida depende muito da capacidade de absorção do mercado. Não obstante, esse produto apresenta baixo nível de estocabilidade, por ser perecível, e ocupa grande espaço no imobilizado da empresa. Com isso, é importante para as empresas desse setor saber a demanda futura deste produto para poder tomar decisões estratégicas de forma a alinhar sua produção com o consumo esperado.

Uma das atividades mais importantes para formular estratégias de longo prazo em empresas de capital intensivo é o planejamento da capacidade produtiva. Isso porque, o custo com a aquisição e modificação das instalações é elevado e consequentemente, o retorno com esses investimentos possui um horizonte de longo prazo. Com isso, a previsão do consumo de cimento se mostra importante para que as empresas desse setor tenham em mente as perspectivas de longo prazo e possam adaptar as suas operações. Já que o cimento faz parte de um importante setor da economia e tem ligação direta com o seu crescimento, a previsão da demanda para este produto, também terá importância para auxiliar o governo na determinação dos recursos necessários.

1.1 Perspectivas históricas

A produção de cimento no Brasil se desenvolveu definitivamente em 1926, quando o setor conseguiu enfrentar a concorrência dos importados. Até essa época, o país importava 97% do consumo do insumo. Com a inauguração de novas fábricas, a

produção brasileira passou de 13.000 toneladas em 1926 para 54.000 em 1927, 96.000 em 1929 e em 1933 havia ultrapassado as importações, segundo estudo da Consultec de 1967.

A Segunda Guerra Mundial foi um marco para a produção de cimento no país. As dificuldades de importação nesse período ajudaram as empresas brasileiras a crescerem com um ritmo acelerado. A quantidade fabricada de cimento deu um salto de 697.000 toneladas, no começo da guerra, para 810.000 em 1944. Como já citado anteriormente, o cimento faz parte do desenvolvimento do país, e estudar esse insumo ajuda a entender as várias fases da economia brasileira. Por exemplo, após a Segunda Guerra o país passou por uma fase de crescimento e de urbanização intensa, na qual houve a construção da rodovia Presidente Dutra, a instalação de indústrias automobilísticas e a inauguração da Companhia Siderúrgica Nacional, sendo a indústria de cimento a protagonista desse desenvolvimento. O consumo per capita do insumo era de 12,9Kg/ano em 1935 e passou para 67,7Kg/ano em 1962.

Mas, assim como a produção de cimento acompanha o desenvolvimento do país, ela também se retrai com as crises. Na década de 60, por exemplo, a indústria passou por momentos difíceis na política com a renúncia do presidente Jânio Quadros e posteriormente com o golpe militar, resultando numa queda brusca do crescimento e aumento da inflação. Isso ocasionou uma ociosidade de 17% na indústria do cimento, segundo estudo do Sindicato Nacional da Indústria do Cimento (SNIC).

A década de 70 foi um novo período de grande crescimento para o setor que aproveitou os grandes investimentos por parte do governo, na infraestrutura do país. Já a década de 80 foi de dificuldades com a crise do petróleo, e uma recessão mundial. A demanda pelo cimento era de apenas 20 milhões de toneladas/ano e sua capacidade instalada era de 45 milhões de toneladas/ano, ou seja, houve uma ociosidade de 55%.

No final dos anos 90 e inicio do novo século, aconteceram fatos importantes para o setor. Houve a liberação dos preços que antes tinham sido regulados pelo governo, como forma do combate a hiperinflação e, com a estabilização da economia, após o Plano Real, começaram a aumentar os investimentos

multinacionais. Os grupos cimenteiros estrangeiros como Cimpor, Lafarge e Holcim, começaram a se instalar no Brasil comprando empresas brasileiras de cimento ou construindo novas fábricas.

Atualmente, o mercado de cimento no Brasil é composto pelos seguintes *players*: Votorantim, Grupo João Santos, Interciment, Cimpor, Holcim, Lafarge, Ciplan, Itambé e outros menores. Ou seja, mesmo com a entrada de cimenteiros estrangeiros, é possível perceber que a indústria se concentra em poucas empresas, fazendo com que o mercado seja caracterizado como oligopólio. Na Figura 1, é possível ver a representatividade de cada um desses *players* no mercado de cimento em 2011.

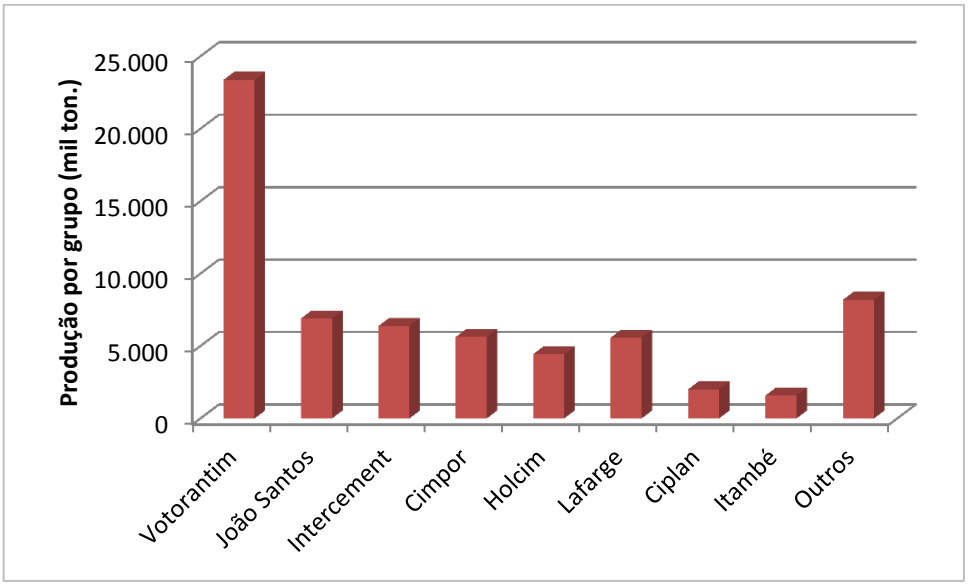

Figura 1: Produção/ton. por Grupo – Fonte: Sindicato Nacional da Indústria do Cimento (2011).

Na Figura 2, é possível analisar a produção e o consumo de cimento desde 2003 até 2013. As séries são praticamente coincidentes, evidenciando o fato de a produção ser bastante atrelada à demanda. Além disso, percebe-se também a autossuficiência do país neste mercado, atingida na década de 90. Tanto a oferta quanto a demanda apresentava uma tendência ascendente bastante elevada, mas entre 2011 e 2013 esse crescimento diminuiu, isso pode ser explicado pelo baixo crescimento e a recessão técnica que o Brasil vem passando nos últimos anos.

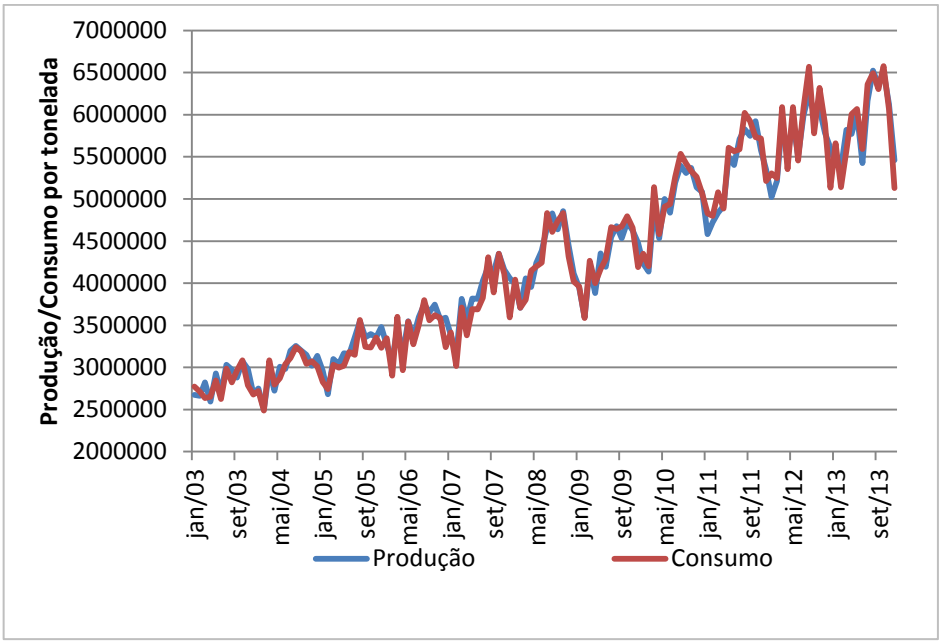

Figura 2: Produção e Consumo de Cimento por tonelada – Fonte: SNIC

É notável que os acontecimentos econômicos tiveram muita importância no desempenho da indústria cimenteira. Neste cenário, o presente estudo visa, por meio de análises de dados históricos e construção de modelos econométricos, estimar a demanda do mercado de cimento para os próximos anos, com o intuito de colaborar nas formações das decisões estratégicas para este setor.

Na próxima seção, serão analisados vários trabalhos ligados ao tema, com o intuito de se inteirar sobre o que já foi realizado e os métodos que apresentaram resultados consistentes.

2. Revisão de Literatura

A maioria dos estudos do setor cimenteiro focam suas análises em determinados estados ou empresas específicas, pois para bens de capital intensivo, o que determina o mercado de uma fábrica é a localidade desta. Portanto, o seu público alvo se encontra nas regiões próximas, devido aos altos custos de transporte. Assim, uma previsão generalizada da demanda por cimento para o país como um todo, não apresentaria informações relevantes às estratégias públicas e privadas.

Segundo Dilworth (1993), existem vários níveis de previsão de demanda. O primeiro nível, mais específico, seria o da empresa, no qual é feita uma previsão da demanda local do estado ou região pelos produtos da empresa. É uma análise mais microeconômica. Em seguida se encontra o nível da indústria que foca na previsão da indústria como um todo, tanto em nível regional quanto nacional. Para esse nível são normalmente utilizados grupos de companhias do setor ou dados associados ao comércio. Na terceira dimensão existe a previsão em nível nacional que estima a demanda agregada de produtos do país usando parâmetros como renda nacional, gastos e índices de produção e a previsão em nível internacional.

Não se encontra ainda um número grande de trabalhos para previsão de demanda do mercado de cimento. Assis (1978) estimou a demanda do mercado de cimento em 20 estados brasileiros utilizando um modelo econométrico *pooled* que combina observações *cross section* com séries temporais, pois só contava com nove anos de observações disponíveis em cada estado. Para esse trabalho, foram utilizados como variáveis: o consumo per capita de cimento por estado, a renda real per capita por estado, o preço real por saco de cimento em cada estado e *dummys* para os estados. Na previsão, o estudo não utilizou a variável preço, pois seu coeficiente foi positivo e considerado irrelevante nas estimativas. Assis (1978) fez a previsão do consumo per capita dos estados para os anos de 1976 a 1981 utilizando dois cenários de crescimento da renda interna. Nos dois cenários concluiu-se que os estados do Rio de Janeiro e São Paulo teriam consumo per capta superiores a 300Kg em 1981, o que se aproximava da média do consumo de produtos industrializados.

Proto e Mesquita (2003), seguiu uma linha diferente da de Assis (1978), usando o primeiro nível de previsão da demanda que foca na análise de médio e longo prazo para uma empresa cimenteira. Nesse estudo, foi utilizado o método de série temporal – suavização de Holt e as variáveis escolhidas para serem utilizadas no modelo de previsão (após a realização de testes de correlaçao) foram o PIB da Construção Civil, o preço deflacionado do cimento defasado em um ano e a população. A previsão foi feita para os anos de 2002 à 2006.

Já Gomes e Lopes (2009) estudou modelos de previsão de demanda para a indústria de cimento no Brasil, como um todo, com o objetivo de escolher qual

melhor se adequa e prever a demanda para os próximos dois anos. Foi feita também uma comparação entre diferentes métodos como a Análise Exponencial Simples (método de médias móveis (MA) que pondera os valores utilizados na projeção de acordo com o tempo), a Análise Exponencial de Holt (segundo Pindyck (2004), esse método é similar ao simples, mas incorpora variações médias nas tendências de longo prazo) e a Análise Exponencial de Holt Winters Multiplicativo e Aditivo (permite a previsão de dados de séries temporais que possuem uma complexidade maior no padrão de comportamento).

Analisando os três modelos propostos, Gomes e Lopes (2009) concluíram que o Modelo Multiplicativo de Holt-Winters era o mais adequado para as previsões, mas ao comparar a previsão mensal feita para os anos de 2002 à 2004 com o resultado real, nota-se muita discrepância no resultado. Apesar de alguns valores estarem bem próximos e seguir uma tendência parecida, houve muitos picos que não tinham sido capturados na previsão.

Outros estudos sobre previsão da demanda de cimento utilizaram de outras ferramentas, como Souza et al.(2010) que utilizou de modelos Auto–regressivos Integrados de Médias Móveis – ARIMA por meio da metodologia Box & Jenkins e gráficos de controle para realizar a previsão da demanda de cimento no estado do Rio Grande do Sul.

3. Metodologia

Com base nas análises dos estudos já realizados, percebe-se que a metodologia de séries temporais é bastante usada. Essa relaciona valores correntes de uma determinada variável com valores passados da própria variável ou com valores passados de outras variáveis.

Nesse trabalho, para a modelagem do consumo de cimento e as variáveis que o influenciam, será utilizado o Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR), mas caso as séries não sejam estacionárias, será utilizado o Modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC), desde que as séries sejam cointegradas. Esses modelos levam em conta o histórico de outras variáveis, que possam conter informações úteis para

prever os movimentos futuros da variável de interesse. Após encontrado o melhor modelo, será feita as previsões da demanda de cimento por região.

4. Variáveis

Nesta seção, serão explicadas as variáveis que vão ser utilizadas no modelo, assim como seus resultados esperados.

4.1 Consumo de Cimento

A variável consumo de cimento por tonelada será uma *proxy* para a demanda deste produto. A série faz parte da base de dados do Sindicato Nacional da Indústria do Cimento, os valores do ano de 2013 são estimativas da Indústria de cimento para o ano.

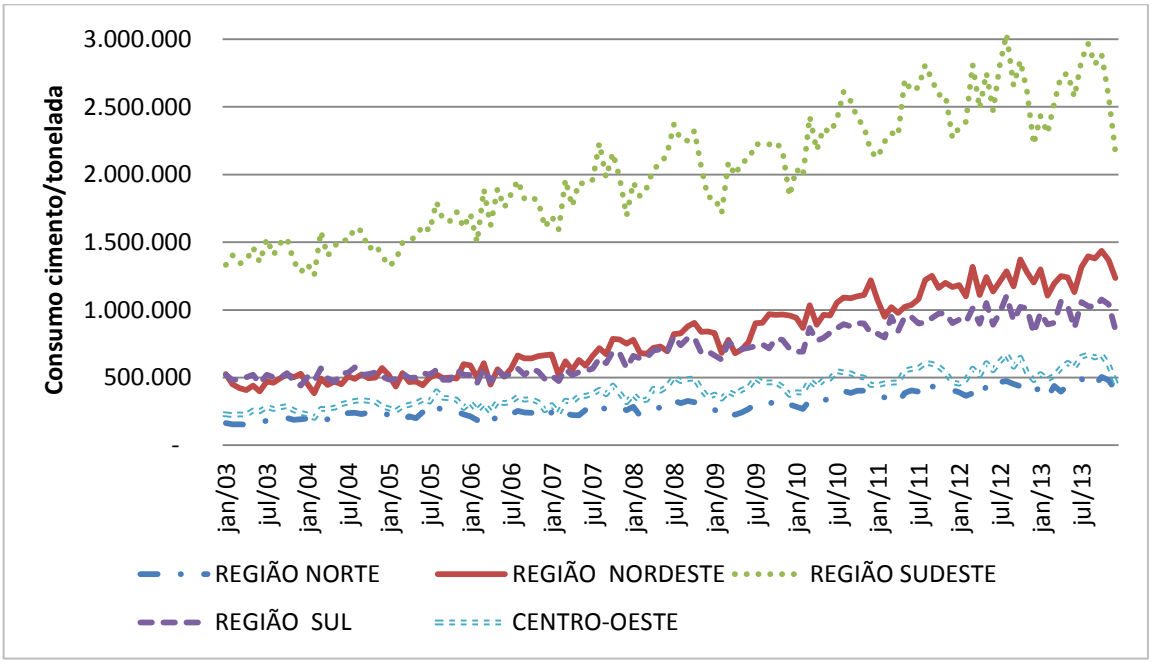

Figura 3: Consumo de cimento por tonelada – Sindicato Nacional da Indústria do Cimento.

Analisando a Figura 3, percebe-se que o consumo de cimento apresenta uma tendência de crescimento bem definida. A região sudeste é onde concentra a maior quantidade de consumo desta matéria prima, seguida da região nordeste, que ultrapassou a região sul em 2009 e vem apresentando uma maior alta.

4.2 Preço do Cimento

O preço do cimento por saco será, também, utilizado no modelo de previsão de demanda para este insumo. A série histórica desta variável foi encontrada na base de dados do Sindicato Nacional da Indústria de Cimento. Espera-se que o preço do cimento influencie negativamente a demanda por este, ou seja, quanto

maior for o preço, menor será o consumo. Na Figura 4, é possível ver a evolução do preço do cimento desde 2004.

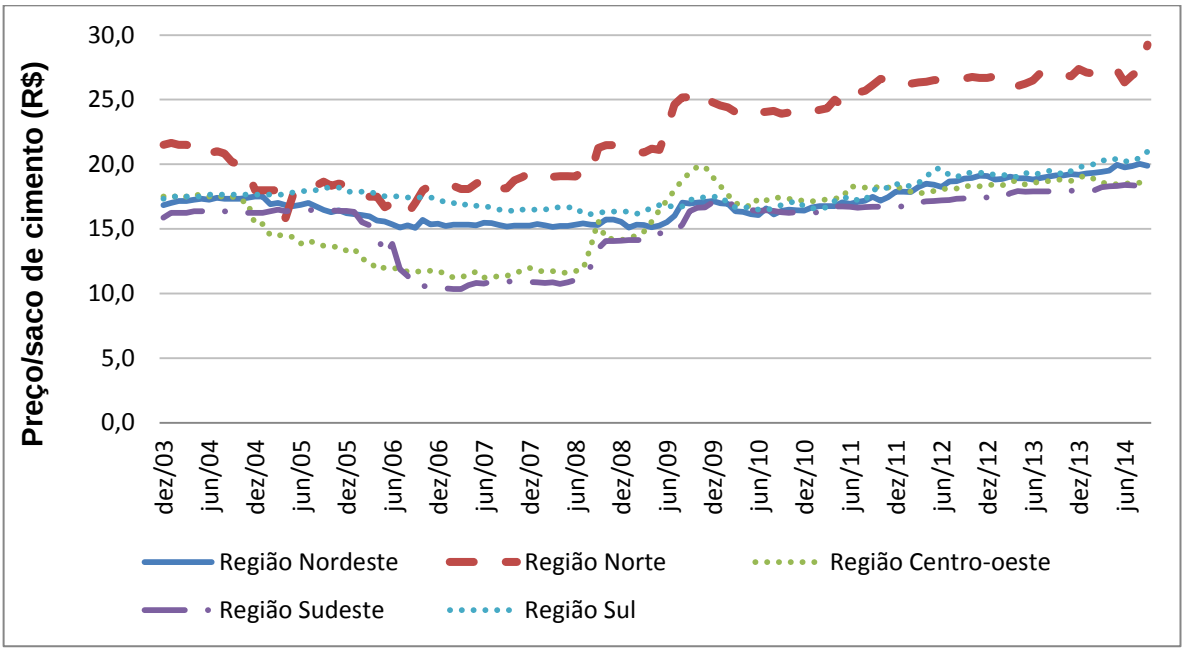

Figura 4: Preço por saco de Cimento - Sindicato Nacional da Indústria do Cimento.

É possível observar que o preço do cimento por saco na região norte é o mais elevado. Segundo o Sindicato Nacional da Indústria do Cimento (SNIC), as oscilações do preço da mesma categoria de cimento são sensíveis ao frete, dependendo da concentração de fábricas na região e do custo do transporte. Como a região norte tem uma menor concentração de fábricas, isso explica o seu preço mais elevado. Entre os anos de 2005 e 2008 houve uma queda brusca nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e um pouco no Nordeste. Esse movimento aconteceu por causa de uma jogada dos grandes *players* do setor, que abaixaram o preço para fazer aquisições de pequenas empresas no mercado. Como há poucas empresas cimenteiras, os players são *price makers.*Essa variável será trabalhada na sua forma nominal, assim como o índice de atividade econômica de cada região, para manter o mesmo padrão.

4.3 Taxa de Juros

A demanda por cimento também deve ser afetada pelo aumento da taxa de juros base do país. Espera-se que quanto maior for a taxa de juros, menor será a demanda por cimento, já que será mais custoso obter financiamentos e, como o

setor de construção demanda investimentos iniciais expressivos, empréstimos com custo mais baixo ajudam as empresas consumidoras de cimento.

Na Figura 5, é possível observar a evolução da taxa de juros desde 2003, por meio da série histórica obtida na base de dados do Banco Central do Brasil. Percebe-se que a taxa tem apresentado uma trajetória decrescente, mas desde 2013 tem aumentado gradualmente devido ao cenário econômico conturbado que o país vem enfrentando.

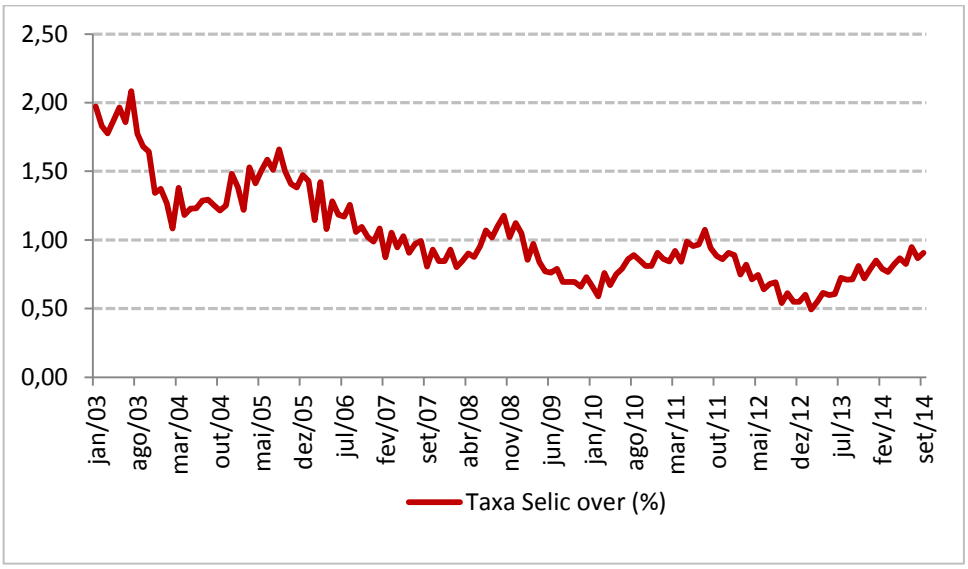

Figura 5: Taxa Selic over mensal – Banco Central do Brasil

4.4 Índice de Atividade Econômica Regional com ajuste sazonal

O Índice de Atividade Econômica Regional com ajuste sazonal (IBCR) é calculado pelo Banco Central do Brasil como *proxy* para o nível de renda nacional do país. Esse permite antecipar padrões em nível nacional e explicar oscilações econômicas das regiões. É também usado para ajudar no cálculo do IBC-BR que segue a mesma ideia do IBCR, porém em nível nacional. Ele foi calculado a partir do de 2003 que assume a base 100.

Para esta variável, espera-se um efeito positivo na demanda por cimento, já que um aumento na renda, ou seja, aumento na atividade econômica do país, aumenta investimentos no setor de construção e infraestrutura.

Na Figura 6, é possível ver a evolução desta série ao longo do tempo. Claramente há uma tendência crescente. É possível perceber uma leve queda no ano de 2008, devido a crise mundial, mas que é logo recuperada com os estímulos feitos pelo governo na época.

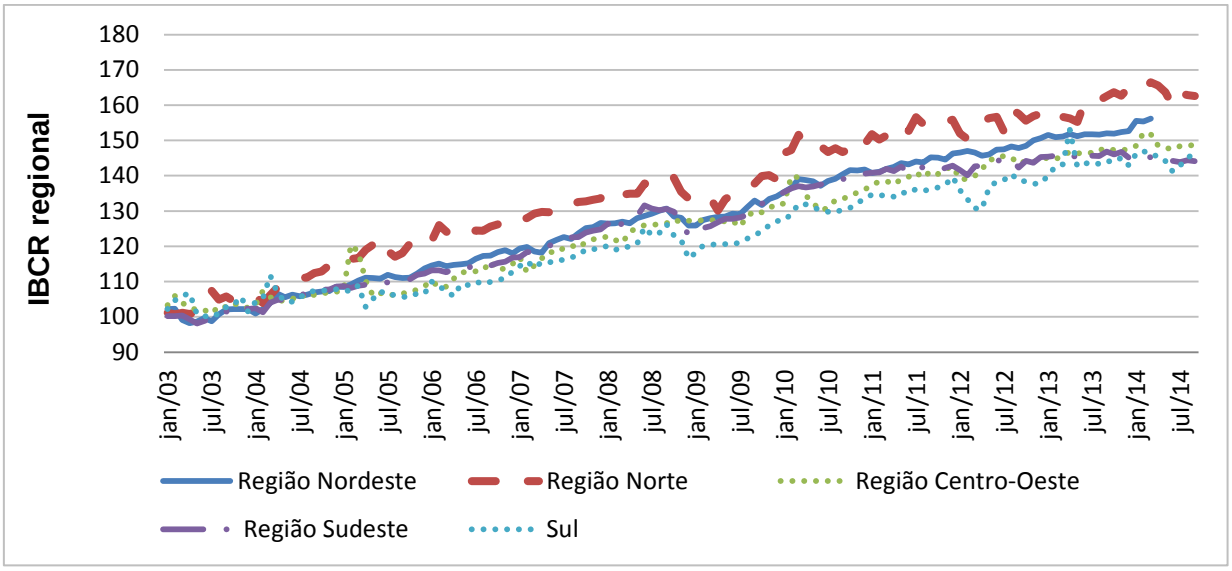

Figura 6: Índice de Atividade Econômica Regional com ajuste sazonal – Banco Central do Brasil

4.5 Resultados Esperados

Como já citado, acima, Espera-se que o IBCR, índice usado como *proxy* para o nível de atividade das regiões, afete a demanda por cimento de forma positiva. Já para o preço e a taxa de juros Selic, espera-se um efeito negativo. Abaixo, uma tabela para ilustrar melhor os resultados esperados dessas variáveis.

Tabela 1: Sinais Esperados

Variáveis	Resultados esperados	Interpretação
PIB	> 0	Espera-se que quanto maior for o nível de atividade do país, maior será a demanda por cimento.
Selic	< 0	Espera-se que uma maior taxa de juros impacte negativamente na demanda por cimento.
Preço	< 0	Espera-se que quanto mais caro for o preço por tonelada de cimento, menor vai ser a demanda por este.

Quanto ao resultado geral, espera-se que a demanda por cimento, sofra um pouco nos próximos anos devido à conjuntura econômica atual, mas que no longo prazo continue com a tendência de crescimento, que foi analisada na Figura 3, e, talvez, aumente, dado que a infraestrutura é considerada um gargalo para o Brasil. Com isso, espera-se um maior investimento neste setor para os próximos anos. Espera-se também que as regiões Nordeste e Norte, apresentem uma maior alta na demanda por este insumo, pois como visto no gráfico, acima, essas vêm apresentando um crescimento maior que as outras regiões.

5. Modelo

Como já citado, para prever a demanda por cimento, será testado, primeiramente o Modelo Vetorial Autoregressivo (VAR). A seguir aprentamos um VAR(1) em sua versão estrutura:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & a12 & a13 & a14 \\ a21 & 1 & a23 & a24 \\ a31 & a32 & 1 & a34 \\ a41 & a42 & a43 & 1 \end{bmatrix}}_{A} \underbrace{\begin{bmatrix} wt \\ xt \\ yt \\ zt \end{bmatrix}}_{X_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} b10 \\ b20 \\ b30 \\ b40 \end{bmatrix}}_{B_0} + \underbrace{\begin{bmatrix} b11 & b12 & b13 & b14 \\ b21 & b22 & b23 & b24 \\ b31 & b32 & b33 & b34 \\ b41 & b42 & b43 & b44 \end{bmatrix}}_{B_1} \underbrace{\begin{bmatrix} wt\text{-}1 \\ xt\text{-}1 \\ yt\text{-}1 \\ zt\text{-}1 \end{bmatrix}}_{H_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \sigma w & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma x & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma y & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma z \end{bmatrix}}_{B} \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon w \\ \varepsilon x \\ \varepsilon y \\ \varepsilon z \end{bmatrix}}_{\varepsilon_t} \quad (1)$$

$$AX_t = B_0 + B_1 H_{t-1} + B\varepsilon_t \quad (2)$$

Neste, as letras w, x, y, z, que compõem o vetor H, representam as variáveis citadas acima (consumo/ tonelada, preço/saco, Selic e IBCR). A matriz composta pelos elementos aij, chamada matriz A, define as restrições contemporâneas entre as variáveis w, x, y, z. O vetor de erros (εt) representa as perturbações aleatórias que o modelo não consegue captar e que são não correlacionadas entre si. Já o vetor B_0 representa as constantes e a matriz B_1 é composta pelos coeficientes e indica a relação entre as variáveis.

Porém, pela analise dos dados, as variáveis não são estacionárias, apresentando uma tendência forte ao longo do tempo. Com isso, torná-las estacionárias por meio da diferença para construir o modelo VAR, pode prejudicar a informação contida na série e não permitir uma análise mais acurada. Portanto, provavelmente na próxima etapa, será usado o modelo VEC, se as séries se cointegrarem.

Para a construção do modelo, como as séries são mensais, será possível considerar as observações a partir de janeiro de 2009, sem tornar a amostra pequena. Isso será feito para não englobar a crise de 2008 e a queda brusca no preço do cimento para algumas regiões entre os anos de 2005 e 2008. As observações vão até

setembro de 2014, pois foi o último mês que houve divulgação do consumo e preço do cimento pelo SNIC.

5.1 Nordeste

Como citado no item 4, as variáveis que serão utilizadas para a construção do modelo são: Consumo de cimento, preço do cimento, IBCR e taxa de juros. Antes de fazer o teste de raiz unitária e de cointegração para definir o modelo a ser usado, primeiro é necessário tratar a base de dados quanto a sazonalidade das variáveis ou quebras estruturais.

No caso da região Nordeste, foi realizado um ajuste sazonal na variável consumo de cimento, para isso foi usada à ferramenta de ajuste sazonal *census X12.* As outras variáveis não apresentaram sazonalidade. Foi preciso também trabalhar com as variáveis na sua forma logarítmica para assegurar a normalidade dos resíduos no modelo. Depois de calibrada a base dados, realizou-se o teste de raiz unitária para cada variável, obtendo os seguintes resultados:

Tabela 2: Teste Raiz unitária região Nordeste

Teste Augmented Dickey-Fuller			
Variável	**Variáveis exógenas**	**Estatística T**	**p-valor**
Lconsumo	Constante, tendência linear	-4,8834	0,0009
Lpreço	Constante, tendência linear	-3,6394	0,0338
LIBCR	Constante, tendência linear	-3,3601	0,1213
Lselic	Nenhuma	-1,0068	0,2790

No teste de raíz unitária Dickey-Fuller a hipótese nula levada em consideração é se a variável apresenta raiz unitária. Rejeita-se a hipótese nula quando o p-valor é menor que o nível de significância adotado. De acordo com o p-valor das variáveis mostradas na Tabela 2 e adotando um nível de significância de 5%, obtemos que as variáveis IBCR e selic apresentam raiz unitária, portanto não rejeitam a hipótese nula e as variáveis consumo e preço não possuem raiz unitária, refutando a hipótese nula testada.

Sabendo que o modelo apresenta duas variáveis com raiz unitária, estimou-se um VAR(1) para definir a ordem de *Lags* que serão usados e fazer o teste de cointegração. Utilizando o critério de Akaike, que indicou três *Lags*, foi feito o teste

de cointegração para o VEC(2) (pois esse já estima as variáveis em primeira diferença). O teste indicou que o modelo possui uma cointegração.

Estimando o VEC(2) com constante e tendência, obtive-se a seguinte equação de longo prazo:

$$\mathbf{Lconsumo = 1{,}84 + \underset{(0{,}003)}{0{,}01}*t + \underset{(0{,}063)}{0{,}30}*Lselic - \underset{(0{,}568)}{3{,}92}*Lpreço + \underset{(0{,}577)}{4{,}66}*LIBCR + \hat{\varepsilon}} \quad (3)$$

A equação de longo prazo comprova a importância das variáveis IBCR, preço e Selic para explicar o consumo de cimento, sendo o aumento do preço e do IBCR mais relevantes para as variações do consumo. Se o índice de atividade econômica (IBCR) aumentar 1%, obtém-se em média um aumento de 4,66% no consumo de cimento*, ceteris paribus*. Já um aumento de 1% no preço do cimento, causa em média uma diminuição no consumo de cimento da região Nordeste de 3,92%, *ceteris paribus,* e um aumento de 1% na taxa Selic eleva em média o consumo em 0,3%, tudo o mais constante.

Para a região Nordeste, o resultado do preço e IBCR em relação ao consumo de cimento está de acordo com o esperado, porém o sinal do coeficiente da taxa de juros Selic não saiu de acordo com as expectativas, mas o seu efeito não é tão expressivo quando comparado com as outras variáveis. Os valores dos coeficientes de curto prazo, que mostram a velocidade de ajuste das variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo, são mostrados no apêndice A, tabela A5.

Nas figuras a seguir, serão analisadas as funções de impulso-resposta, a fim de verificar os impactos dos choques nas variáveis em relação ao consumo de cimento.

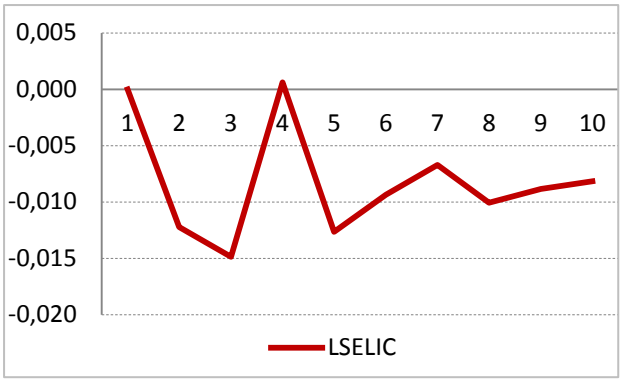

Figura 7: Impacto Consumo c/ choque na Selic

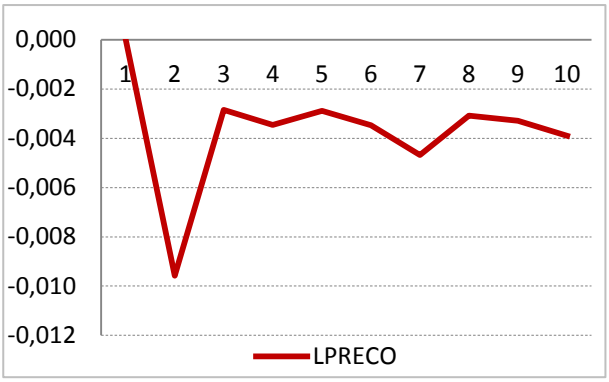

Figura 8: Impacto Consumo c/ choque no preço

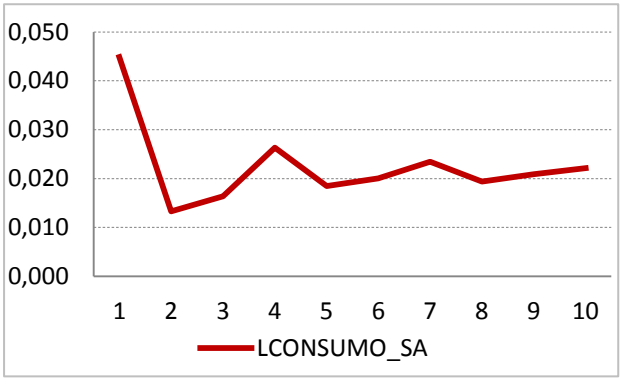

Figura 9: Impacto Consumo c/ choque no consumo

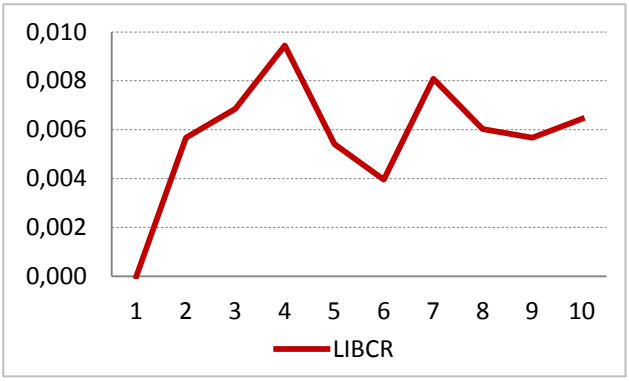

Figura 10: Impacto Consumo c/ choque no IBCR

Na Figura 7, observa-se que um choque na taxa Selic tem um efeito negativo no consumo no primeiro trimestre, depois o consumo recupera e conforme o tempo passa o efeito se neutraliza em um patamar de consumo abaixo do inicial, corroborando com o esperado, já que uma maior taxa de juros torna mais caro o financiamento. O impacto da taxa de juros no consumo difere da equação de longo prazo, porque essa metodologia leva em conta mais elementos para medir a relação. Um choque no próprio consumo tem efeito positivo, se estabilizando com o tempo no patamar acima do que era antes do choque. A resposta do consumo de cimento em relação a um choque no preço é inicialmente negativa e depois se estabiliza, deixando o consumo ainda abaixo do que era anteriormente. Quando há um choque no IBCR, o consumo sobe rapidamente no primeiro trimestre, depois vai oscilando à medida que os meses passam, porém ficando sempre maior que o seu valor inicial.

A análise de decomposição de variância que é uma metodologia distinta para observar a dinâmica do sistema VEC no tempo, encontra-se no Apêndice A na tabela A6. Também foram feitos os testes de autocorrelação, normalidade e

heterocedasticidade dos resíduos, para assegurar a veracidade do modelo. Esses também podem ser encontrados no Apêndice A.

5.2 Sudeste

Para a região Sudeste, foi preciso tratar a sazonalidade do consumo de cimento, aplicando o ajuste *Census X12* aditivo. Além disso, as séries consumo de cimento, IBCR e Selic serão trabalhadas na sua forma logarítmica para correção de normalidade do modelo. Após os ajustes da base de dados, foi feito o teste de raiz unitária para cada variável (consumo de cimento, preço, IBCR e taxa Selic) com o propósito de definir qual modelo será utilizado, VAR ou VEC. Foram obtidos os seguintes resultados:

Tabela 3: Teste raiz unitária região Sudeste

Teste Augmented Dickey-Fuller			
Variável	**Variáveis exógenas**	**Estatística T**	**p-valor**
Lconsumo	Constante	-2,2551	0,1895
preço	Constante, tendência linear	-4,1981	0,0076
LIBCR	Constante, tendência linear	-4,4316	0,6820
Lselic	Nenhuma	-0,2963	0,2790

O Índice de Atividade Econômica (IBCR) apresentou raiz unitária com constante e tendência na equação, a Selic apresentou raiz unitária, sem variáveis exógenas, na equação e o consumo apresentou raiz unitária com constante na equação. Apenas o preço rejeitou a hipótese nula de raiz unitária.

Como três variáveis do modelo apresentaram raiz unitária, provavelmente para a região Sudeste será usado o modelo VEC, assim como foi feito para região Nordeste. Realizou-se o teste de cointegração das variáveis com o *lag structure* (1 1) um nível menor que o Lag indicado pelo critério de Akaike, pois o modelo VEC usa as variáveis em primeira diferença.

O teste de cointegração de Johansen indicou cointegrações de 1 a 3 dependendo do uso da constante e tipo de tendência. Utilizando o Critério de Akaike que informou ter uma cointegração, a um nível de significância de 5%, com constante e tendência linear no modelo, foi construído o VEC(1). Abaixo a equação de longo prazo obtida:

$$L(Consumo) = 8{,}44 + \underset{(0{,}003)}{0{,}01}*t - \underset{(0{,}071)}{0{,}1}*LSelic + \underset{(0{,}746)}{3{,}89}*LIBCR + \underset{(0{,}005)}{0{,}026}*Preço + \hat{\varepsilon} \quad (4)$$

Como esperado, a taxa de juros, tudo o mais constante, possui um efeito negativo no consumo de cimento enquanto que o Índice de atividade econômica possui um efeito positivo no longo prazo. O preço apresentou correlação positiva com o consumo, mas como visto na seção das variáveis, Figura 4, oscilações no preço tanto para baixo, quanto para cima não mudaram a trajetória ascendente do consumo de cimento, assim, a demanda por cimento da região Sudeste não reage negativamente a aumentos de preço.

Interpretando os resultados, aumentando 1% a taxa Selic, o consumo diminui, em média 0,1%, tudo o mais constante. O aumento de 1% no IBCR provoca um aumento médio de 3,8% na demanda por cimento, tudo o mais constante. Já o aumento de uma unidade no preço provoca um acréscimo de 2% no consumo de cimento.

Analisando agora os gráficos de resposta ao impulso do consumo de cimento:

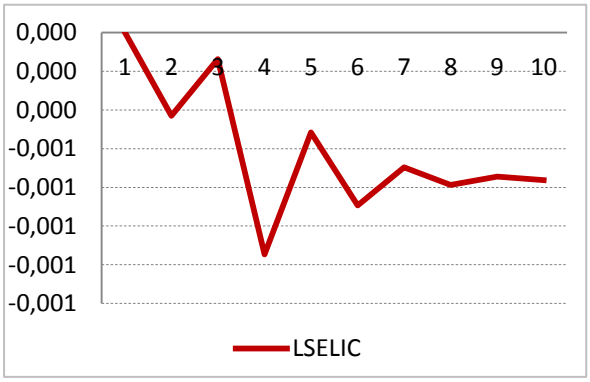

Figura 11: Impacto Consumo c/ choque na Selic

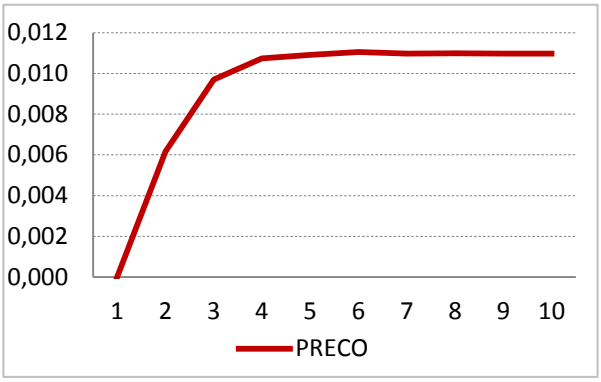

Figura 12: Impacto Consumo c/ choque no Preço

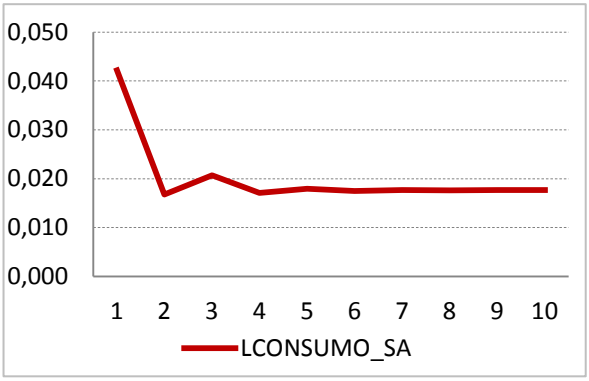

Figura 13: Impacto Consumo c/ choque no Consumo

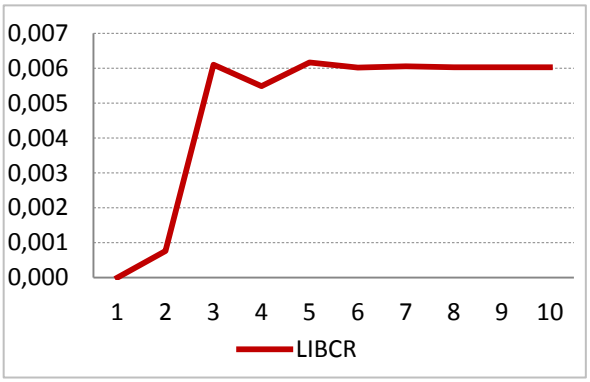

Figura 14: Impacto Consumo c/ choque no IBCR

Na Figura 11, observa-se que um choque na taxa Selic tem um efeito negativo no consumo de cimento, sendo o pico de redução da demanda pelo insumo no quinto mês. Um aumento no preço tem efeito positivo para a região Sudeste. Um choque no próprio consumo tem também um efeito positivo, se estabilizando com o tempo no patamar acima do que era antes do choque. Quando há um choque no IBCR, o consumo apresenta uma resposta positiva similar a do preço.

Os valores dos coeficientes de curto prazo, que mostram a velocidade de ajuste das variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo, são apresentados no apêndice B, tabela B5, juntamente com a análise de decomposição de variância (tabela B6). Também foram feitos os testes de autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade dos resíduos, para assegurar a veracidade do modelo. Esses também podem ser encontrados no apêndice B.

5.3 Sul

Assim como nas outras regiões, para a região Sul foi preciso tratar a sazonalidade do consumo de cimento, aplicando o ajuste *Census X12* aditivo. As séries serão trabalhadas na sua forma logarítmica para correção de normalidade do modelo.

Após os ajustes da base de dados, foi feito o teste de raiz unitária para cada variável (consumo de cimento, preço, IBCR e taxa Selic) com o propósito de definir qual modelo será utilizado, VAR ou VEC. Foram obtidos os seguintes resultados:

Tabela 4: Teste raiz unitária região Sul

Teste Augmented Dickey-Fuller			
Variável	**Variáveis exógenas**	**Estatística T**	**p-valor**
Lconsumo	Constante	2,5661	0,3308
Lpreço	Constante, tendência linear	-3,1288	0,1081
LIBCR	Constante, tendência linear	-3,5434	0,0427
Lselic	nenhuma	-1,0006	0,2790

A variável LIBCR não apresentou raiz unitária (rejeitando a hipótese nula com um nível de 5% de significância), já as variáveis preço, Selic e consumo não refutaram a hipótese nula de raiz unitária. Como nas outras regiões, o melhor modelo a ser usado deverá ser o VECM. Para confirmar realizou-se o teste de cointegração das

variáveis com o *lag structure* (1 2) um nível menor que o Lag indicado pelo critério de Akaike, pois o modelo VECM usa as variáveis em primeira diferença.

O teste indicou, para quase todos os tipos, que o modelo apresenta uma cointegração (o resultado se encontra no Apêndice C, tabela C1). Dessa forma, foi estimado um VEC(2) com constante e obteve-se a seguinte equação de longo prazo:

$$\mathbf{L(Consumo) = -3{,}54 + \underset{(0{,}073)}{0{,}17}*Selic - \underset{(0{,}319)}{1{,}25}*preço + \underset{(0{,}525)}{4{,}27}*L(IBCR) + \hat{\varepsilon}} \qquad (5)$$

A equação de longo prazo comprova a importância das variáveis IBCR, preço e Selic para explicar o consumo de cimento. O aumento de 1% no índice de atividade econômica aumenta em média, tudo o mais constante, 3,92% o consumo de cimento e o aumento de 1% no preço provoca em média uma diminuiçao no consumo de cimento de 1,25%, tudo o mais constante. As duas variáveis apresentaram coeficientes de acordo com o esperado, já a taxa de juros, assim como na região Nordeste, apresentou efeito oposto no consumo de cimento, porém com um coeficiente pouco expressivo, onde o aumento de 1% na Selic aumentaria em média 0,17% o consumo, tudo o mais constante.

Os valores dos coeficientes de curto prazo, que mostram a velocidade de ajuste das variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo, são mostrados no Apêndice C, Tabela C5. As funções de resposta ao impulso para a variável consumo de cimento serão analisadas abaixo:

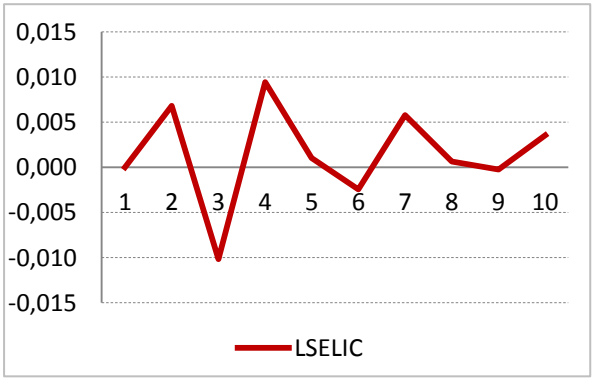

Figura 15: Impacto Consumo c/ choque na Selic

Figura 16: Impacto Consumo c/ choque no Preço

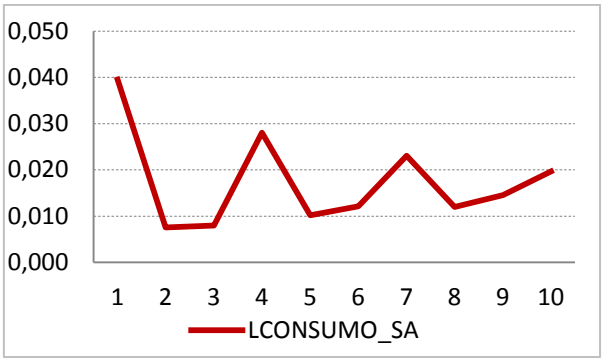

Figura 17: Impacto Consumo c/ choque no consumo

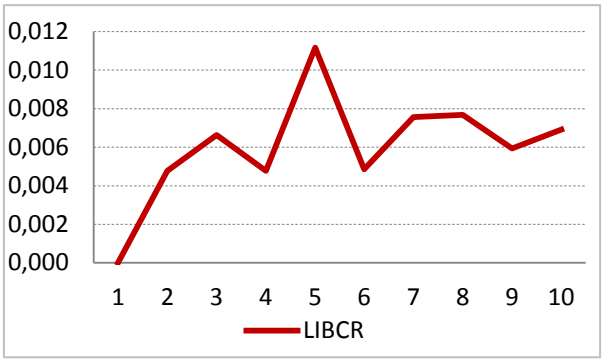

Figura 18: Impacto Consumo c/ choque no IBCR

Pode-se observar na figura 15 que o consumo de cimento reage positivamente a um choque na taxa de juros, mas depois do segundo mês passa a oscilar ficando em média no patamar inicial. Em relação ao preço, a região sul reage negativamente, diminuindo o consumo do produto quando há um choque no preço deste. Um choque no próprio consumo eleva a demanda deste e com o passar do tempo se estabiliza em um nível acima do inicial. O choque no nível de atividade da região Sul é o que tem maior impacto na demanda por cimento, aumentando ao longo dos meses, chegando ao seu pico no quinto mês e se estabilizando depois em um nível acima do anterior ao choque.

A análise de decomposição de variância que é uma metodologia distinta para analisar a dinâmica do sistema VEC no tempo, encontra-se no Apêndice C na Tabela C6. Também foram feitos os testes de autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade dos resíduos, para assegurar a veracidade do modelo. Esses também podem ser encontrados no apêndice C.

5.4 Centro Oeste

Na região Centro-Oeste, duas variáveis apresentaram sazonalidade, consumo e IBCR, assim, conforme feito para as outras regiões, foi aplicado o ajuste sazonal *censos X12* aditivo. Para o modelo, a variável consumo será estimada na sua forma logarítmica.

Depois dos ajuste na base de dados, realizou-se os testes de raiz unitária para cada variável e obteve-se os seguintes resultados:

Tabela 5: Teste raiz unitária região Centro-Oeste

Teste Augmented Dickey-Fuller			
Variável	**Variáveis exógenas**	**Estatística T**	**p-valor**
Lconsumo	nenhuma	1,9716	0,9877
Preço	Constante, tendêcia linear	-5,5663	0,0001
LIBCR	Constante, tendêcia linear	-3,9314	0,0159
selic	nenhuma	-0,2963	0,5754

As variáeis consumo e selic não rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária, já o preço e o IBCR não apresentaram raiz unitária. Assim, como há duas variáveis com raiz unitária, é preciso saber se há ou não cointegração. Fazendo o teste de cointegração de Johansen, obteve-se que não há cointegração em 3 tipos de modelo. Dessa forma será estimado um VAR(2), de acordo com o Lag recomendado pelo critério de Akaike, em primeira diferença para eliminar a raiz unitária das variáveis e com constante e tendência no modelo.

Os resultados dos coeficientes do modelo se encontra no Apêndice D, Figura D5. Abaixo serão apresentados os gráficos de resposta ao impulso para poder analisar o consumo de cimento na região.

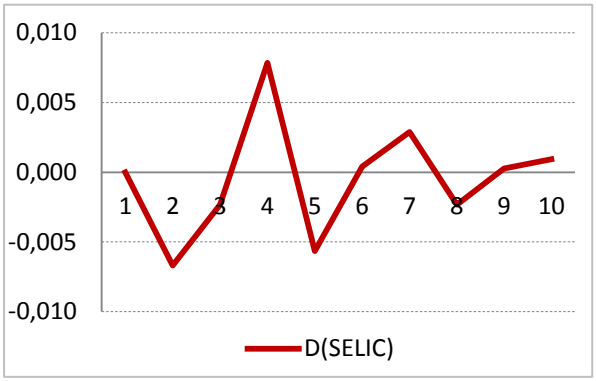

Figura 19: Impacto Consumo c/ choque na Selic

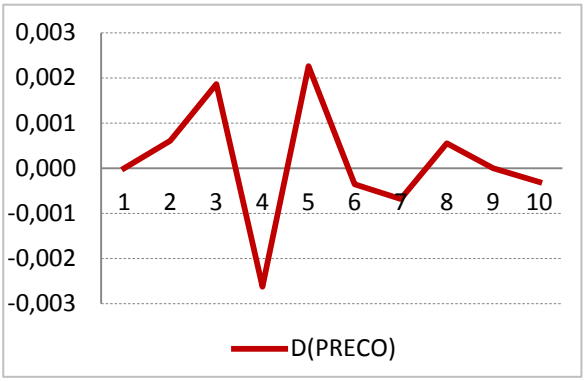

Figura 20: Impacto Consumo c/ choque no Preço

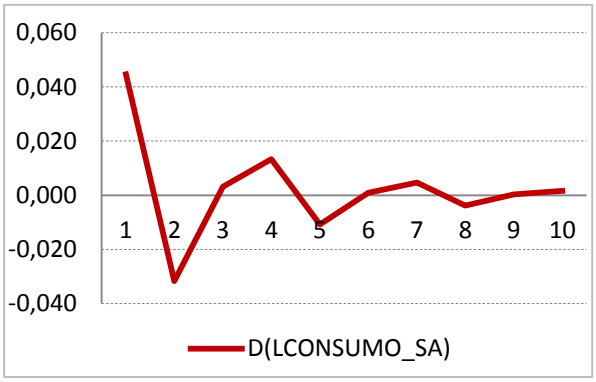

Figura 21: Impacto Consumo c/ choque no consumo

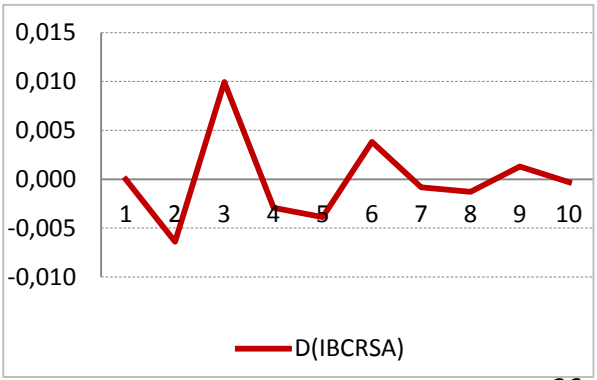

Figura 22: Impacto Consumo c/ choque no IBCR

O consumo da região Centro-Oeste se comporta um pouco diferente à choques em relação as outras regiões já modeladas. É possível observar nas figuras acima que para todas as variáveis, há bastante oscilação entre os meses e que o consumo de cimento fica em média no patamar anterior ao choque, não apresentando mudanças expressivas. Isso pode ser explicado pelo baixo consumo do produto nessa região em relação as outras, assim não há tanta mudança no comportamento dos consumidores.

A análise de decomposição de variância que é uma metodologia distinta para analisar a dinâmica do sistema VAR no tempo, encontra-se no Apêndice D na Tabela D6. Também foram feitos os testes de autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade dos resíduos, para assegurar a veracidade do modelo. Esses também podem ser encontrados no apêndice D.

5.5 Norte

Na região Norte, apenas a variável consumo de cimento apresentou sazonalidade. Para corrigi-la, conforme feito para as outras regiões, foi aplicado o ajuste sazonal *censos X12* aditivo. Para o modelo, as variáveis serão estimadas na sua forma logarítmica.

Depois dos ajustes na base de dados, realizou-se os testes de raiz unitária para cada variável e obteve-se os seguintes resultados:

Tabela 6: Teste raiz unitária região Norte

Teste Augmented Dickey-Fuller			
Variável	**Variáveis exógenas**	**Estatística T**	**p-valor**
Lconsumo	Constante	-3,3846	0,0152
LPreço	Constante, tendêcia linear	-3,1837	0,0964
LIBCR	Constante, tendêcia linear	-2,8597	0,182
Lselic	nenhuma	-1,0068	0,279

Assim como nas outras regiões, o modelo da região Norte, também, contém variáveis com raiz unitária. não refutaram a hipótese nula de raiz unitária, já o consumo refutou a hipótese nula de presença de raiz unitária. Como há apenas uma variável sem raiz unitária, provavelmente o modelo que melhor se adequara será o VEC, mas é preciso confirmar fazendo o teste de cointegração. Com ele obteve-se o

resultado que não há cointegração em nenhum dos tipos de modelo. Dessa forma será estimado um VAR(3), de acordo com o Lag recomendado pelo critério de Akaike, em primeira diferença para eliminar a raiz unitária das variáveis, com constante e tendência no modelo.

Os resultados dos coeficientes do modelo se encontram no Apêndice E, Figura E5. Abaixo serão apresentados os gráficos de resposta ao impulso para poder analisar o consumo de cimento na região.

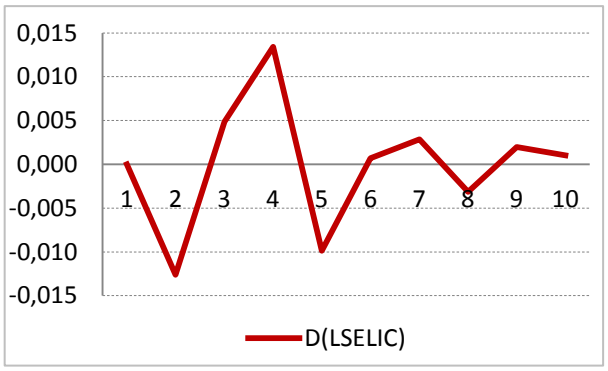

Figura 23: Impacto Consumo c/ choque na Selic

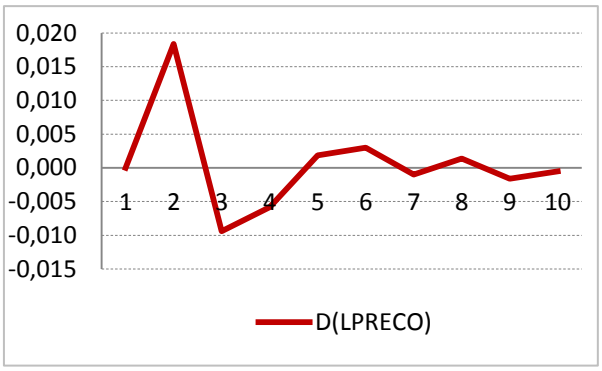

Figura 24: Impacto Consumo c/ choque no Preço

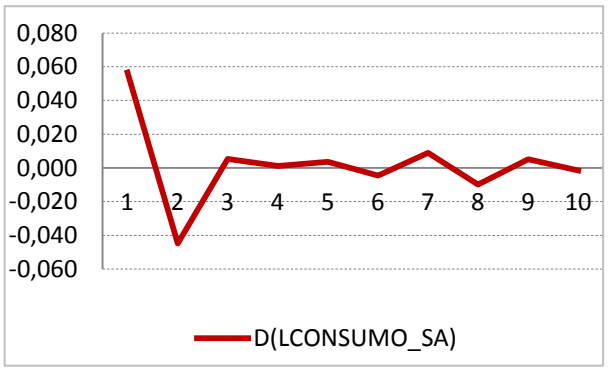

Figura 25: Impacto Consumo c/ choque no Consumo

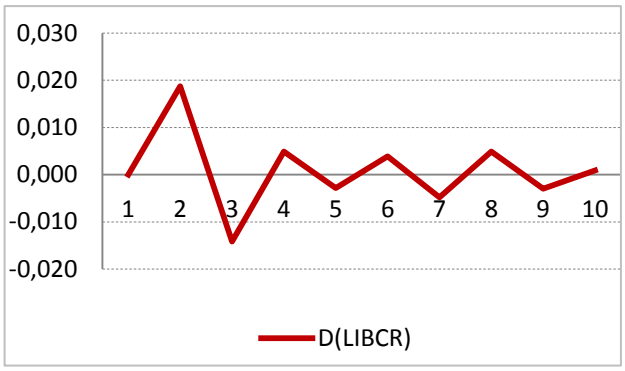

Figura 26: Impacto Consumo c/ choque no IBCR

Como pode ser visto nos gráficos acima, a região Norte, menor consumidora do insumo no país, se assemelhou bastante a região Centro-Oeste. Nos quatro casos, um choque na série em questão causa uma mudança inicial que oscila rapidamente de um consumo maior pra um consumo menor e, mais ou menos no quarto mês se estabiliza no patamar inicial, não apresentando mudanças expressivas.

A análise de decomposição de variância que é uma metodologia distinta para analisar a dinâmica do sistema VAR no tempo, encontra-se no Apêndice E na Tabela E6. Nela pode-se observar que o consumo de cimento na região é explicado inicialmente apenas pelo próprio consumo e conforme o tempo passa, o nível de

atividade vai ficando cada vez mais representativo para explicar a variável. No sexto mês, por exemplo, o consumo explica 77%, o IBCR 9% e a Selic e o preço 7% cada.

Também foram feitos os testes de autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade dos resíduos, para assegurar a veracidade do modelo. Esses também podem ser encontrados no apêndice E.

6. Previsão

Construído o modelo que mais se adequou para cada região brasileira, nesta seção, finalmente será feita a previsão para o consumo de cimento para os próximos dois anos. No caso, como a série termina em setembro de 2014, teremos previsão de outubro de 2014 até setembro de 2016.

A previsão, para cada modelo construído, foi feita por meio de uma simulação estocástica e solução dinâmica. A solução dinâmica leva sempre em conta o mês anterior para fazer a previsão do mês seguinte. Foi feita a previsão igualmente para todos os modelos, nesta seção será ilustrada apenas o resultado para a variável consumo de cimento, que é o foco desse trabalho. Na Figura 27, encontra-se a figura para o consumo de cimento até 2016.

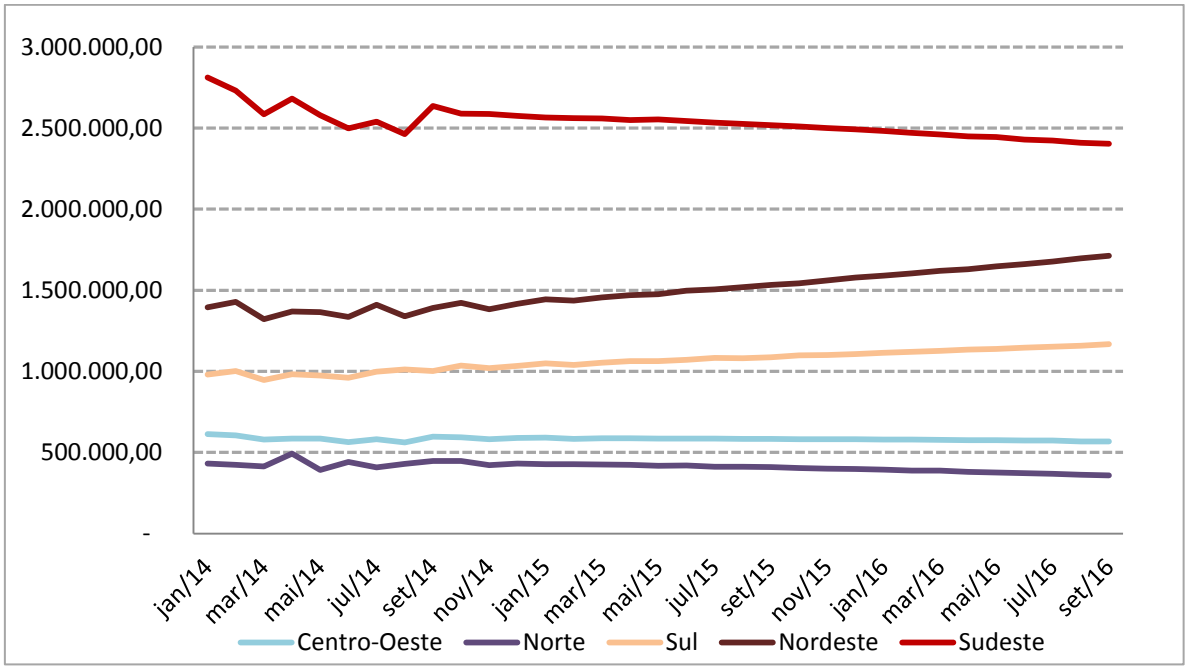

Figura 27: Previsão Consumo de cimento

Como pode ser visto, a previsão para o consumo de cimento indica uma queda na região Norte e Sudeste até 2016, um consumo estável para a região Centro-Oeste, uma leve alta para a região Sul e uma alta maior no Nordeste.

Comparando a trajetória da previsão com os números de IBCR regionais, que em todos os modelos apresentou correlação positiva e expressiva com o consumo, até janeiro de 2015, percebe-se que a atividade econômica na região Nordeste está aumentando, explicando uma previsão positiva no consumo. No sudeste a atividade caiu no final do ano e depois voltou a aumentar, no Sul e Centro-oeste ela permaneceu mais ou menos estável e no Norte vem caindo desde outubro.

Data	Região Nordeste	Região Norte	Região Centro-Oeste	Região Sudeste	Sul
set/14	156,93	162,62	148,8	144,11	146,39
out/14	157,98	164,49	149,11	145,16	146,83
nov/14	158,62	164,17	148,92	144,88	146,61
dez/14	157,65	164,16	149,05	143,45	145,53
jan/15	159,54	164,16	149,2	144,82	144,91

Tabela 7: Evolução IBCR

Além do IBCR, temos os aumentos da taxa Selic que de setembro de 2014 para abril de 2015 passou de 0,90%a.m para 0,95% a.m. Como visto na equação (4) a taxa Selic tem em média efeito negativo no consumo da região Sudeste, o que corrobora com a previsão de queda do consumo para a região. Já para as regiões Sul e Nordeste o efeito é contrário.

7. Conclusão

O consumo de cimento é o principal insumo usado em construções e tem relação direta com a infraestrutura do país. A taxa de juros do país, o preço do cimento, a atividade econômica regional e a própria demanda pelo insumo defasada é importante para explicar as variações do consumo de cimento.

Como foi possível perceber, as regiões brasileiras possuem características diferentes, assim para ter uma melhor visão do consumo de cimento, foi melhor construir modelos regionais que capturem as peculiaridades de cada lugar.

O consumo do insumo no longo prazo para a região Nordeste é bastante sensível ao nível de atividade da região e ao preço, mas não a taxa de juros. Já a região sudeste e Sul não são sensíveis ao preço, mas possuem o consumo prejudicado por aumentos na taxa de juros. Para estas regiões, o consumo no longo prazo é, também mais sensível a mudanças na atividade econômica regional.

As regiões Centro-oeste e Norte apresentaram resultados parecidos quanto à variação do consumo de cimento em relação às variáveis testadas. Essas regiões se mostraram pouco sensíveis a choques nessas variáveis, tendo o consumo voltado sempre para o patamar inicial.

Pela análise da decomposição da variância, percebeu-se que para todas as regiões, a variável que mais explica o consumo de cimento é o próprio consumo.

A previsão do consumo do insumo indicou queda para a maioria das regiões, o que está de acordo com o esperado devido ao cenário político-econômico que o país tem enfrentando. A região Nordeste teve uma previsão de alta e esta é a única que tem apresentado crescimento constante na atividade econômica e é a região que mais cresce no país, assim a demanda pelo insumo realmente tende a aumentar.

O consumo de cimento acompanha o crescimento do país, servindo de termômetro para a conjuntura brasileira. Um cenário político-econômico saudável é primordial para a continuidade do crescimento do Brasil e esse, anda em conjunto com investimentos em infraestrutura.

8. Referências

ASSIS, C. A. (1978). Projeção de consumo de cimento usando dados temporais e *cross section.* **Pesquisa de Planejamento Econômico** 8(2) agosto 1978.

CBIC. Disponível em: <http://www.cbicdados.com.br/files/textos/032.pdf>. Acesso em 17 março 2014.

CIILOGISTICS. Disponível em: <http://www.ciilogistics.com/knowledge/-project_materials_management/Unit3.pdf>. Acesso em 17 março 2014.

DILWORTH. J B,(1993). **Production and Operations Management**, McGraw Hill International Editions.

ENDERS, W. (1995**). Applied Econometric Time Series**. John Wiley & Sons, inc.

GOMES, N. R. M.; LOPES, C. M. C (2009). Estudo de modelos de séries temporais para a demanda de produção de cimento*.* **PIBIC MackPesquisa**.

G1. Disponível em: < http://g1.globo.com/Noticias/Economia_Negocios/0,,MUL462844-9356,00-PRECO+DO+CIMENTO+VARIA+NOS+ESTADOS+E+NO+DF+SEGUNDO+IBGE.html>. Acesso em 27 maio 2014.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. (2006). **Análise de séries temporais**, 2 ed. São Paulo: Edgard Blücher.

PROTO,L. O. Z.; MESQUITA,M. (2003). **Previsão de demanda para planejamento da capacidade de empresa do setor cimenteiro**. XXIII Encontro Nac. de Eng. de Produção - Ouro Preto, MG, Brasil, 21 a 24 de out de 2003.

PYNDYCK, R. S; RUBINFELD, D.L. (2004) **Econometria: modelos e previsões**, 4 ed.Rio de Janeiro: Elsevier.

SNIC - Sindicato Nacional da Indústria do Cimento. Disponível em <http://www.snic.org.br/>. Acesso em: 16 março 2014

SOUZA, F. M. et al (2010). Previsão do Consumo de Cimento no Estado do Rio Grande do Sul. **Pesquisa Operacional para o Desenvolvimento**, Rio de Janeiro, v.2, n.1, p. 1-86, janeiro a abril de 2010.

9. Apêndice A

Tabela A1: Teste de Cointegração região Nordeste

Teste de Cointegração					
Lags Intervalo: 1 2 nível de significância: 5%					
Tendêcia	nenhuma	nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo do teste	s/ constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante tendência	constante tendência
Trace	1	2	1	1	1
Max-Eig	1	2	1	1	1

Tabela A2: Teste de Normalidade dos resíduos Jarque-Bera região Nordeste

Teste Normalidade dos Resíduos			
Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl) Hipótese Nula: os resíduos são normais multivariados Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluídas: 66			
Componente	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0,4574	2	0,7956
2	1,6535	2	0,4375
3	5,1970	2	0,0744
4	4,6548	2	0,0975
Joint	12	8	0,1529

Tabela A3: Teste de correlação região Nordeste

Teste Correlação Serial LM		
Hipótese nula: não há correlação serial Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluídas: 66		
Lags	LM-Stat	Prob
1	7	0,9632
2	11	0,8125
3	10	0,8817
4	22	0,1354
5	17	0,4093
*Probs da chi-quadrado com 16 df.		

Tabela A4: Teste de heterocedasticidade dos resíduos região Nordeste

Teste de heterocedasticidade dos Resíduos		
Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluidas: 66		
Joint Test:		
Chi-sq	df	Prob.
167	180	0,7461

Tabela A5: Modelo VEC(2) para região Nordeste

Estimativas VEC (vetor de correção de erros)				
Amostra (ajustada): 2009M04 2014M09				
Observações incluídas: 66 depois dos ajustes				
Erro padrão em ( ) & t-estatística em [ ]				
Correção do erro	**D(LCONSUMO_SA)**	**D(LSELIC)**	**D(LPRECO)**	**D(LIBCR)**
CointEq1	-0.309999	-0.531391	-0.138021	0.017608
	(0.11026)	(0.20431)	(0.02279)	(0.01914)
	[-2.81148]	[-2.60088]	[-6.05744]	[0.91982]
D(LCONSUMO_SA(-1))	-0.373529	0.094257	0.117980	-0.018044
	(0.14100)	(0.26127)	(0.02914)	(0.02448)
	[-2.64914]	[0.36076]	[4.04910]	[-0.73713]
D(LCONSUMO_SA(-2))	-0.130137	-0.055783	0.084970	-0.003535
	(0.13108)	(0.24289)	(0.02709)	(0.02276)
	[-0.99281]	[-0.22967]	[3.13693]	[-0.15536]
D(LSELIC(-1))	-0.246418	-0.651954	-0.026121	-0.011652
	(0.07883)	(0.14607)	(0.01629)	(0.01369)
	[-3.12598]	[-4.46334]	[-1.60348]	[-0.85137]
D(LSELIC(-2))	-0.271673	-0.280791	-0.022373	-0.013370
	(0.07496)	(0.13889)	(0.01549)	(0.01301)
	[-3.62444]	[-2.02166]	[-1.44439]	[-1.02739]
D(LPRECO(-1))	-0.017736	1.959.524	-0.116604	0.088111
	(0.50251)	(0.93113)	(0.10384)	(0.08724)
	[-0.03530]	[2.10445]	[-1.12289]	[1.00998]
D(LPRECO(-2))	0.126809	1.438.318	-0.037166	0.051921
	(0.50380)	(0.93352)	(0.10411)	(0.08746)
	[0.25171]	[1.54075]	[-0.35699]	[0.59363]
D(LIBCR(-1))	-0.678374	-2.568.519	-0.375179	-0.234387
	(0.79966)	-148.176	(0.16525)	(0.13883)
	[-0.84832]	[-1.73343]	[-2.27039]	[-1.68830]
D(LIBCR(-2))	-0.199275	-3.089.856	-0.342466	-0.172089
	(0.75102)	-139.162	(0.15520)	(0.13038)
	[-0.26534]	[-2.22033]	[-2.20666]	[-1.31985]
C	0.015010	0.004914	0.005086	0.004080
	(0.00735)	(0.01362)	(0.00152)	(0.00128)
	[2.04214]	[0.36082]	[3.34850]	[3.19740]

Tabela A6: Resultado decomposiçao da variância região Nordeste

Decomposição da Variância					
Período	Erro Padrão	LCONSUMO_SA	LSELIC	LPRECO	LIBCR
1	0,045	100,000	0,000	0,000	0,000
2	0,050	88,924	6,047	3,726	1,304
3	0,055	81,749	12,298	3,323	2,631
4	0,062	82,900	9,735	2,940	4,425
5	0,066	80,465	12,217	2,767	4,551
6	0,070	80,166	12,723	2,721	4,390
7	0,074	80,223	11,967	2,781	5,028
8	0,078	79,506	12,605	2,697	5,192
9	0,081	79,402	12,725	2,633	5,241
10	0,085	79,445	12,565	2,620	5,370
Ordem Cholesky: LCONSUMO_SA LSELIC LPRECO LIBCR					

10. Apêndice B

Tabela B1: Teste de Cointegração região Sudeste

Teste de Cointegração					
Lags Intervalo: 1 1 nível de significância: 5%					
Tendêcia	nenhuma	nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo do teste	s/ constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante tendência	constante tendência
Trace	1	2	2	2	1
Max-Eig	2	3	0	1	1

Tabela B2: Teste de Normalidade dos resíduos Jarque-Bera região Sudeste

Teste Normalidade dos Resíduos			
Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl) Hipótese Nula: os resíduos são normais multivariados Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluidas: 66			
Componente	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2,1925	2	0,3341
2	1,5640	2	0,4575
3	2,3920	2	0,3024
4	8,6939	2	0,0129
Joint	15	8	0,0623

Tabela B3: Teste de correlação região Sudeste

Teste Correlação Serial LM		
Hipótese nula: não há correlação serial		
Amostra: 2009M01 2014M09		
Observações incluidas: 66		
Lags	LM-Stat	Prob
1	26	0,0531
2	24	0,0906
3	11	0,8231
4	21	0,1652
5	16	0,4422
*Probs da chi-quadrado com 16 df.		

Tabela B4: Teste de heterocedasticidade dos resíduos região Sudeste

Teste de heterocedasticidade dos Resíduos		
Amostra: 2009M01 2014M09		
Observações incluidas: 66		
Joint Test:		
Chi-sq	df	Prob.
131	120	0,2289

Tabela B5: Modelo VEC(1) para região Sudeste

Estimativas VEC (vetor de correção de erros)				
Amostra (ajustada): 2009M04 2014M09				
Observações incluidas: 66 depois dos ajustes				
Erro padrão em ( ) & t-estatística em [ ]				
Correção do erro	**D(LCONSUMO_SA)**	**D(LSELIC)**	**D(PRECO)**	**D(LIBCR)**
CointEq1	-0.396279	-0.359434	0.000575	1.358.634
	(0.12568)	(0.19556)	(0.01877)	(0.32345)
	[-3.15310]	[-1.83802]	[0.03063]	[4.20044]
D(LCONSUMO_SA(-1))	-0.239670	0.043024	0.006305	-1.070.334
	(0.14395)	(0.22399)	(0.02150)	(0.37048)
	[-1.66494]	[0.19208]	[0.29325]	[-2.88908]
D(SELIC(-1))	0.006372	-0.449128	-0.017293	0.010360
	(0.07645)	(0.11895)	(0.01142)	(0.19675)
	[0.08336]	[-3.77576]	[-1.51459]	[0.05266]
D(LIBCR(-1))	-1.105.300	0.966471	-0.358106	4.205.430
	(0.87453)	-136.075	(0.13061)	-225.070
	[-1.26388]	[0.71025]	[-2.74177]	[1.86850]
D(PRECO(-1))	-0.031960	0.087044	-0.000361	0.249853

	(0.04655)	(0.07244)	(0.00695)	(0.11981)
	[-0.68651]	[1.20163]	[-0.05197]	[2.08536]
C	0.020200	-0.021757	0.008141	-0.044375
	(0.01204)	(0.01874)	(0.00180)	(0.03100)
	[1.67704]	[-1.16090]	[4.52577]	[-1.43153]
@TREND(09M01)	-0.000325	0.000455	-0.000151	0.001827
	(0.00030)	(0.00046)	(4.4E-05)	(0.00076)
	[-1.09747]	[0.98580]	[-3.41793]	[2.39586]

Tabela B6: Resultado decomposição da variância região Sudeste

Decomposição da Variância					
Período	Erro Padrão	LCONSUMO_SA	LSELIC	PRECO	LIBCR
1	0,042	100,000	0,000	0,000	0,000
2	0,046	98,002	0,011	0,114	1,874
3	0,051	92,617	0,044	1,528	5,811
4	0,055	88,500	0,040	2,048	9,412
5	0,059	85,954	0,058	2,444	11,545
6	0,063	84,295	0,057	2,645	13,003
7	0,067	83,115	0,061	2,800	14,024
8	0,071	82,134	0,061	2,932	14,873
9	0,074	81,311	0,063	3,044	15,583
10	0,077	80,607	0,064	3,140	16,189
Ordem Cholesky: LCONSUMO_SA LSELIC PRECO LIBCR					

11. Apêndice C

Tabela C1: Teste de Cointegração região Sul

Teste de Cointegração					
Lags Intervalo: 1 2 nível de significância: 5%					
Tendêcia	nenhuma	nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo do teste	s/ constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante tendência	constante tendência
Trace	1	1	0	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

Tabela C2: Teste de Normalidade dos resíduos Jarque-Bera região Sul

Teste Normalidade dos Resíduos			
Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl) Hipótese Nula: os resíduos são normais multivariados Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluidas: 66			
Componente	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0,1239	2	0,9399
2	1,4170	2	0,4924
3	1,6218	2	0,4445
4	1,8682	2	0,3929
Joint	5	8	0,1529

Tabela C3: Teste de correlação região Sul

Teste Correlação Serial LM		
Hipótese nula: não há correlação serial Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluidas: 66		
Lags	LM-Stat	Prob
1	13	0,6784
2	15	0,5033
3	18	0,3374
4	11	0,8323
5	13	0,6873
*Probs da chi-quadrado com 16 df.		

Tabela C4: Teste de heterocedasticidade dos resíduos região Sul

Teste de heterocedasticidade dos Resíduos		
Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluidas: 66		
Joint Test:		
Chi-sq	df	Prob.
201	180	0,1354

Tabela C5: Modelo VEC(2) para região Sul

Estimativas VEC (vetor de correção de erros)				
Amostra (ajustada): 2009M04 2014M09 Observações incluidas: 66 depois dos ajustes Erro padrão em ( ) & t-estatística em [ ]				
Correção do erro	**D(LCONSUMO_SA)**	**D(SELIC)**	**D(PRECO)**	**D(LIBCR)**
CointEq1	-0.129062	-0.576972	-0.043451	0.080458
	(0.07736)	(0.14061)	(0.02593)	(0.02812)
	[-1.66840]	[-4.10321]	[-1.67586]	[2.86132]
D(LCONSUMO_SA(-1))	-0.787275	-0.111615	0.039880	-0.213894
	(0.14327)	(0.26043)	(0.04802)	(0.05208)
	[-5.49500]	[-0.42858]	[0.83050]	[-4.10708]
D(LCONSUMO_SA(-2))	-0.457746	-0.117825	0.027906	-0.138108
	(0.12850)	(0.23357)	(0.04307)	(0.04671)
	[-3.56233]	[-0.50444]	[0.64796]	[-2.95679]
D(SELIC(-1))	0.072147	-0.729198	-0.014471	0.033366
	(0.07566)	(0.13753)	(0.02536)	(0.02750)
	[0.95358]	[-5.30214]	[-0.57066]	[1.21320]
D(SELIC(-2))	-0.137733	-0.220569	0.004309	0.025340
	(0.07565)	(0.13751)	(0.02535)	(0.02750)
	[-1.82074]	[-1.60407]	[0.16994]	[0.92152]
D(PRECO(-1))	-0.113267	1.452.682	0.183989	-0.003947
	(0.36276)	(0.65940)	(0.12158)	(0.13186)
	[-0.31224]	[2.20304]	[1.51327]	[-0.02993]
D(PRECO(-2))	-0.056818	1.801.247	-0.206721	-0.027376
	(0.38889)	(0.70691)	(0.13034)	(0.14136)
	[-0.14610]	[2.54807]	[-1.58597]	[-0.19366]
D(LIBCR(-1))	-0.174198	-1.116.120	-0.108154	0.189442
	(0.41045)	(0.74610)	(0.13757)	(0.14920)
	[-0.42440]	[-1.49594]	[-0.78617]	[1.26971]
D(LIBCR(-2))	-0.107007	-1.625.110	-0.038788	0.271707
	(0.38702)	(0.70351)	(0.12972)	(0.14068)
	[-0.27649]	[-2.31001]	[-0.29902]	[1.93134]
C	0.013231	-0.004863	0.004491	0.003653
	(0.00545)	(0.00991)	(0.00183)	(0.00198)
	[2.42752]	[-0.49078]	[2.45808]	[1.84390]

Tabela C6: Resultado decomposição da variância região Sul

Decomposição da Variância					
Período	Erro Padrão	LCONSUMO_SA	LSELIC	LPRECO	LIBCR
1	0,040	100,000	0,000	0,000	0,000
2	0,041	95,572	2,716	0,374	1,339
3	0,044	88,306	7,842	0,359	3,493
4	0,053	88,058	8,501	0,254	3,187
5	0,055	84,684	7,879	0,398	7,039
6	0,057	84,543	7,627	0,452	7,378
7	0,062	84,692	7,259	0,379	7,670
8	0,064	83,971	6,902	0,390	8,737
9	0,066	84,063	6,506	0,378	9,052
10	0,069	84,293	6,157	0,344	9,206
Ordem Cholesky: LCONSUMO_SA LSELIC LPRECO LIBCR					

12. Apêndice D

Tabela D1: Teste de Cointegração região Centro-Oeste

Teste de Cointegração					
Lags Intervalo: 1 1 nível de significância: 5%					
Tendêcia	nenhuma	nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo do teste	s/ constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante tendência	constante tendência
Trace	0	0	0	1	1
Max-Eig	0	0	0	1	1

Tabela D2: Teste de Normalidade dos resíduos Jarque-Bera Centro-Oeste

Teste Normalidade dos Resíduos			
Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl) Hipótese Nula: os resíduos são normais multivariados Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluidas: 66			
Componente	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0,2281	2	0,8922
2	13,1130	2	0,0014
3	0,1477	2	0,9288
4	0,3882	2	0,8236
Joint	14	8	0,085

Tabela C3: Teste de correlação região Centro-Oeste

Teste Correlação Serial LM		
Hipótese nula: não há correlação serial		
Amostra: 2009M01 2014M09		
Observações incluidas: 66		
Lags	LM-Stat	Prob
1	14,25	0,5803
2	13,78	0,6151
3	22,07	0,1410
4	9,91	0,8714
5	19,37	0,2501
*Probs da chi-quadrado com 16 df.		

Tabela D4: Teste de heterocedasticidade dos resíduos região Centro-Oeste

Teste de heterocedasticidade dos Resíduos		
Amostra: 2009M01 2014M09		
Observações incluidas: 66		
Joint Test:		
Chi-sq	df	Prob.
191	180	0,2783

Tabela D5: Resultado decomposição da variância região Centro-Oeste

Decomposição da Variância					
Período	Erro Padrão	D(LCONSUMO_SA)	D(PRECO)	D(SELIC)	D(IBCRSA)
1	0,045	100,000	0,000	0,000	0,000
2	0,056	97,200	0,012	1,455	1,333
3	0,057	93,930	0,121	1,571	4,378
4	0,059	92,148	0,311	3,236	4,305
5	0,060	91,070	0,437	3,971	4,521
6	0,060	90,701	0,439	3,958	4,902
7	0,061	90,524	0,448	4,150	4,877
8	0,061	90,380	0,453	4,273	4,894
9	0,061	90,337	0,453	4,272	4,938
10	0,061	90,318	0,455	4,291	4,935

Tabela D6: Modelo VAR(2) para região Centro-Oeste

Estimativas VAR				
Amostra (ajustada): 2009M04 2014M09				
Observações incluidas: 66 depois dos ajustes				
Erro padrão em ( ) & t-estatística em [ ]				
	D(LCONSUMO_SA)	**D(PRECO)**	**D(SELIC)**	**D(IBCRSa)**
D(LCONSUMO_SA(-1))	-0.629757	0.084386	-0.211818	6.373.445
	(0.12720)	(0.59889)	(0.19705)	-484.983
	[-4.95077]	[0.14090]	[-1.07493]	[1.31416]
D(LCONSUMO_SA(-2))	-0.358909	-0.139325	-0.216280	3.517.087
	(0.12784)	(0.60188)	(0.19804)	-487.406
	[-2.80750]	[-0.23148]	[-1.09212]	[0.72159]
D(PRECO(-1))	0.005239	-0.099979	0.005268	-0.091329
	(0.02548)	(0.11996)	(0.03947)	(0.97143)
	[0.20563]	[-0.83343]	[0.13346]	[-0.09402]
D(PRECO(-2))	0.021365	0.205214	0.029722	1.035.259
	(0.02336)	(0.11000)	(0.03619)	(0.89081)
	[0.91441]	[1.86552]	[0.82118]	[1.16216]
D(SELIC(-1))	-0.105123	0.162923	-0.435962	-3.510.379
	(0.09232)	(0.43465)	(0.14301)	-351.977
	[-1.13870]	[0.37484]	[-3.04844]	[-0.99733]
D(SELIC(-2))	-0.162982	0.633655	-0.101205	-3.255.147
	(0.09061)	(0.42661)	(0.14037)	-345.471
	[-1.79868]	[1.48532]	[-0.72100]	[-0.94224]
D(IBCRSA(-1))	-0.003858	-0.030537	-0.004488	0.085075
	(0.00341)	(0.01607)	(0.00529)	(0.13013)
	[-1.13034]	[-1.90035]	[-0.84874]	[0.65378]
D(IBCRSA(-2))	0.003577	-0.024492	0.000277	-0.166564
	(0.00351)	(0.01650)	(0.00543)	(0.13366)
	[1.02026]	[-1.48394]	[0.05106]	[-1.24621]
C	0.017340	0.046666	-0.014502	0.457267
	(0.01259)	(0.05927)	(0.01950)	(0.47995)
	[1.37746]	[0.78737]	[-0.74364]	[0.95274]
@TREND	-0.000217	0.000115	0.000465	-0.004778
	(0.00031)	(0.00145)	(0.00048)	(0.01176)
	[-0.70306]	[0.07904]	[0.97329]	[-0.40636]

13. Apêndice E

Tabela E1: Teste de Cointegração região Norte

Teste de Cointegração					
Lags Intervalo: 1 2 nível de significância: 5%					
Tendêcia	nenhuma	nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo do teste	s/ constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante s/ tendencia	constante tendência	constante tendência
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

Tabela E2: Teste de Normalidade dos resíduos Jarque-Bera Norte

Teste Normalidade dos Resíduos			
Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl) Hipótese Nula: os resíduos são normais multivariados Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluidas: 65			
Componente	Jarque-Bera	df	Prob,
1	0,2495	2	0,8827
2	2,8531	2	0,2401
3	9,1593	2	0,0103
4	1,6937	2	0,4288
Joint	14	8	0,0829

Tabela C3: Teste de correlação região Norte

Teste Correlação Serial LM		
Hipótese nula: não há correlação serial Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluidas: 65		
Lags	LM-Stat	Prob
1	12,44	0,7135
2	15,94	0,4572
3	15,18	0,5114
4	9,08	0,9099
5	22,25	0,1353
*Probs da chi-quadrado com 16 df,		

Tabela E4: Teste de heterocedasticidade dos resíduos região Norte

Teste de heterocedasticidade dos Resíduos		
Amostra: 2009M01 2014M09 Observações incluidas: 65		
Joint Test:		
Chi-sq	df	Prob,
267	260	0,3734

Tabela E5: Modelo VAR(3) para região Norte

Estimativas VAR(3)				
Amostra (ajustada): 2009M04 2014M09				
Observações incluidas: 65 depois dos ajustes				
Erro padrão em ( ) & t-estatística em [ ]				
	D(LCONSUMO_SA)	**D(LPRECO)**	**D(LSELIC)**	**D(LIBCR)**
D(LCONSUMO_SA(-1))	-0.784051	0.012194	-0.015915	-0.114223
	(0.14662)	(0.03717)	(0.04262)	(0.21411)
	[-5.34733]	[0.32805]	[-0.37342]	[-0.53347]
D(LCONSUMO_SA(-2))	-0.543512	-0.062916	0.011542	-0.167323
	(0.16164)	(0.04098)	(0.04698)	(0.23604)
	[-3.36249]	[-1.53539]	[0.24566]	[-0.70888]
D(LCONSUMO_SA(-3))	-0.307838	0.002558	-0.080549	0.276808
	(0.14088)	(0.03572)	(0.04095)	(0.20573)
	[-2.18508]	[0.07161]	[-1.96701]	[1.34551]
D(LIBCR(-1))	1.257.682	-0.307711	-0.204568	0.254420
	(0.51474)	(0.13049)	(0.14962)	(0.75167)
	[2.44333]	[-2.35808]	[-1.36726]	[0.33847]
D(LIBCR(-2))	0.672530	-0.132522	0.248706	1.478.363
	(0.55440)	(0.14055)	(0.16115)	(0.80958)
	[1.21307]	[-0.94291]	[1.54335]	[1.82608]
D(LIBCR(-3))	0.536698	0.012866	-0.015783	-0.191185
	(0.56347)	(0.14285)	(0.16378)	(0.82282)
	[0.95249]	[0.09007]	[-0.09637]	[-0.23235]
D(LPRECO(-1))	1.164.871	-0.050720	-0.154599	-0.383855
	(0.47565)	(0.12058)	(0.13826)	(0.69459)
	[2.44899]	[-0.42062]	[-1.11820]	[-0.55264]
D(LPRECO(-2))	0.499199	0.032803	0.080476	0.543160
	(0.50384)	(0.12773)	(0.14645)	(0.73574)
	[0.99080]	[0.25682]	[0.54952]	[0.73825]
D(LPRECO(-3))	-0.233775	0.131375	-0.186583	-0.069044
	(0.50889)	(0.12901)	(0.14792)	(0.74313)
	[-0.45938]	[1.01834]	[-1.26138]	[-0.09291]
D(LSELIC(-1))	-0.160042	-0.015411	0.034509	-0.325497
	(0.08962)	(0.02272)	(0.02605)	(0.13087)

	[-1.78574]	[-0.67830]	[1.32471]	[-2.48711]
D(LSELIC(-2))	-0.136378	0.007001	0.020208	0.023528
	(0.09495)	(0.02407)	(0.02760)	(0.13866)
	[-1.43629]	[0.29083]	[0.73219]	[0.16969]
D(LSELIC(-3))	0.074392	0.019212	0.048778	0.274848
	(0.08601)	(0.02181)	(0.02500)	(0.12560)
	[0.86488]	[0.88108]	[1.95099]	[2.18821]
C	0.028356	0.012824	0.004943	-0.020660
	(0.01823)	(0.00462)	(0.00530)	(0.02661)
	[1.55580]	[2.77545]	[0.93303]	[-0.77625]
@TREND	-0.000580	-0.000223	5.36E-06	0.000495
	(0.00043)	(0.00011)	(0.00012)	(0.00062)
	[-1.35722]	[-2.05646]	[0.04316]	[0.79282]

Tabela E6: Resultado decomposição da variância região Norte

Decomposição da Variância					
Período	Erro Padrão	D(LCONSUMO_SA)	D(LIBCR)	D(LPRECO)	D(LSELIC)
1	0,057	100,000	0,000	0,000	0,000
2	0,078	86,014	5,785	5,577	2,624
3	0,080	81,881	8,606	6,656	2,857
4	0,081	78,949	8,654	6,927	5,470
5	0,082	77,713	8,615	6,854	6,818
6	0,082	77,501	8,779	6,939	6,781
7	0,083	77,398	8,970	6,843	6,790
8	0,084	77,325	9,137	6,738	6,800
9	0,084	77,244	9,208	6,733	6,815
10	0,084	77,227	9,214	6,733	6,826