

FATORES MACROECONÔMICOS DETERMINANTES DO MERCADO IMOBILIÁRIO DO ESTADO DO CEARÁ

Marcelo Miranda Melo¹

Resumo

Essa pesquisa tem como principal objetivo medir o impacto de choques em relevantes variáveis macroeconômicas no desempenho do setor imobiliário do Estado do Ceará, no período de Janeiro 2006 a Dezembro 2010. Utilizou-se a metodologia VEC, Causalidade de Granger, Função de Impulso Resposta e Decomposição de Variância de Cholesky. As variáveis utilizadas foram: crédito habitacional, a taxa básica de juros (SELIC), o Índice de Confiança do Consumidor, a taxa de câmbio pela paridade do poder de compra, a quantidade de unidades imobiliárias lançadas e a quantidade de unidades imobiliárias vendidas. As variáveis do modelo apresentaram estacionariedade em primeira diferença. O teste de Johansen apontou dois vetores de cointegração o que motivou a escolha do modelo VEC. O Teste de Causalidade de Granger indicou forte relação de causalidade das variáveis do modelo com a quantidade de unidades imobiliárias vendidas. Tanto nos resultados da Função de Impulso Resposta como na Decomposição de Variância de Cholesky, o crédito habitacional e a quantidade de unidades imobiliárias lançadas apresentaram forte impacto na quantidade de unidades imobiliárias vendidas. Um choque positivo no crédito habitacional de + 8,2% tende a impactar em + 11,8% a quantidade

¹ Doutor em Economia e Professor do CAEN – UFC.

de unidades imobiliárias vendidas no curto prazo e mesmo de forma relevante no longo prazo. Já a quantidade de unidades imobiliárias lançadas impacta a quantidade de unidades imobiliárias vendidas em + 8,9% no curto prazo, porém esse impacto não é sustentável no longo prazo.

Palavras-chave: Causalidade. Vetor Autorregressivo de Correção de Erros (VEC). Construção. Setor Imobiliário.

Abstract

The main objective of this research is to measure the impact of macro-economic variables in the real state sector performance from State of Ceará between the periods of January-2006 to December-2010. The methodology applied was VEC models, Granger Causality, Impulse Response Function and Cholesky's Variance Decomposition. The model variables are as follows: home credit, interest rate (SELIC), customer confidence index, exchange rate by the purchase power parity, quantity of real state unities thrown and the quantity of real state unities sold. All model variables are integrated of first order. The Johansen Test identified two cointegrating equations what made possible the VEC choice. In the Granger Causality Test it was clear the strong causality relation between all variables and the quantity of real state unities sold. The home credit and the quantity of real state thrown were the most relevant shock variables in the Impulse Response Function and the Cholesky's Variance Decomposition. A home credit positive shock of +8,2% tend to impact + 11,8% the quantity of real state unities sold in the short term and even relevant in the long term. Besides that, the quantity of real state unities thrown positive shock tend to impact + 8,9% the quantity of real state unities sold in the short term, however this impact is not long term sustainable.

Keywords: Causality. Autoregressive Vector of Error Correction (VEC). Construction. Real State Sector.

Introdução

A indústria da construção tem grande relevância na economia brasileira e, notadamente, na economia do Estado do Ceará. Esse setor industrial é responsável por empregar grande massa trabalhadora pouco qualificada, o que vem contribuindo com a redução do desemprego no referido Estado. Dados do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) 2010 relatam que a indústria da construção civil empregava, em 2009, o número de 257.055 trabalhadores, e em 2004, esse mesmo setor

empregava o número de 179.126 trabalhadores no Estado do Ceará. Isso representou nesse período um aumento de contratações líquidas de 43,5% no setor da construção civil no Ceará.

Também segundo o IPECE (2010), em 2008, a construção civil contribuía com 5,2% do PIB do Ceará e o setor imobiliário com 8,3% do mesmo agregado estadual, considerando o valor adicionado a preços básicos. Já no conceito de variação anual do valor adicionado a preços básicos, a construção civil apresentou um crescimento de 8,8% e o setor imobiliário um crescimento de 5,6% na variação anual 2007-2008. Considerando a variação anual 2009-2010, no mesmo conceito, a construção civil mostrou maior crescimento no período entre todos os setores analisados, com uma variação anualizada de 15,6%. Já o setor imobiliário, considerando o mesmo período e o mesmo conceito, exibiu um crescimento anualizado nada modesto, em 7,8%.

Os dados ratificam a relevância dos setores da construção civil e imobiliário na economia cearense e o quanto vêm aumentando suas participações na economia regional. Contudo, ainda são escassos os estudos que visam clarificar a dinâmica desses setores tão importantes da economia cearense. Sabe-se que a construção civil e o setor imobiliário que compõem o *construbusiness* afetam de forma direta e indireta outros setores da economia regional, como o setor moveleiro, de decoração, o comércio de material de construção e similares, serviços de condomínios, serviços de segurança etc.

Portanto, pesquisas que visem clarificar o entendimento da dinâmica dos referidos setores são de relevante contribuição à economia do Estado do Ceará. O objetivo desse trabalho acadêmico é identificar as variáveis econômicas em nível macroeconômico que afetam o volume de vendas de imóveis no Estado do Ceará medindo seus impactos através de uma modelagem de Vetor Autorregressivo VAR/VEC e utilizando os instrumentos da Função de Impulso Resposta e Decomposição de Variância de Cholesky.

Quais as variáveis macroeconômicas que são determinantes ao desempenho do mercado imobiliário no Estado do Ceará? Medir o impacto nas vendas de unidades imobiliárias mediante choques nas variáveis macroeconômicas será de grande valia na identificação do grau de relevância de cada variável macroeconômica. A modelagem VAR/VEC deve ser indicada, para esse objetivo, no sentido de aferir o impacto de choques de uma variável em relação à outra. Notadamente, nesse estudo, não é objetivo aferir os estimadores dos coeficientes das variáveis do modelo VAR/VEC para fins preditivos. Esse trabalho está subdividido nas seguintes etapas:

além dessa introdução que aborda dados relevantes ao construbusiness cearense, em 1.1 Pesquisas sobre a Indústria da Construção Civil e o Mercado Imobiliário são apresentadas algumas pesquisas sobre a indústria da construção civil e o mercado imobiliário. No item 2, o modelo econométrico é abordado bem como no item 2.1 onde são especificados em mais detalhes os fundamentos econométricos dos modelos VAR/VEC; o item 3 aborda os relevantes resultados empíricos obtidos na pesquisa. O item 3.1 especifica os dados utilizados na pesquisa, os testes de estacionariedade, o teste de causalidade de Granger e o teste de cointegração de Johansen. Já o item 3.2 verifica os impactos dos choques macroeconômicos nas variáveis do modelo proposto via Função de Impulso Resposta e Decomposição de Variância de Cholesky. O item 4 apresenta as considerações finais da pesquisa na qual indica os principais resultados e os enquadra dentro da teoria macroeconômica. Finalmente, o item 5, lista as referências bibliográficas utilizadas nessa pesquisa.

Pesquisas sobre a Indústria da Construção Civil e o Mercado Imobiliário.

Browne e Rosengren (1992) analisaram o mercado de crédito habitacional no setor imobiliário mundial e seu impacto nos preços das unidades imobiliárias e no índice de confiança do consumidor. Destacaram que o mercado imobiliário tem forte influência na economia global.

McCue e Kling (1994) investigaram a relação entre variáveis macroeconômicas e retornos de investimentos imobiliários no mercado americano entre 1972 e 1991. Utilizaram um modelo VAR para testar e aferir os impactos entre as variáveis analisadas. Essa pesquisa indicou a taxa de juros nominal, como a variável mais explicativa das variações nas séries do mercado imobiliário.

Chen e Tzang (1988) investigaram a sensibilidade das taxas de juros em investimentos imobiliários no mercado americano. Concluíram que os investimentos imobiliários são sensíveis às taxas de juros de curto e longo prazo e que a fonte de sensibilidade varia de acordo com o tipo de investimento no ramo imobiliário.

Bezerra et al (2010) fizeram uma pesquisa no sentido de verificar o impacto nos preços dos imóveis da cidade de Natal/RN, no período 2005-2007, devido principalmente, ao influxo de capital estrangeiro e ao crédito habitacional. Concluíram que essas variáveis macroeconômicas induziram a formação de uma bolha no mercado imobiliário local.

Fochezatto e Ghinis (2011) realizaram pesquisa para identificar tendência e fatores determinantes da construção civil no Brasil e no Estado do Rio Grande do Sul, no período 1990-2008. Foram observados alguns indicadores do setor durante o período em estudo e estimou-se um modelo econométrico a partir da análise de dados em painel. Concluíram que a produção da construção civil no período cresceu exponencialmente tanto em nível nacional como em nível estadual. A renda real e o spread bancário entre as taxas de juros reais de curto e longo prazo se mostraram determinantes desse crescimento.

Santos e Cruz (2000) analisaram a dinâmica dos mercados habitacionais metropolitanos com ênfase na Grande São Paulo. O estudo teve como objetivo contribuir na formulação de políticas públicas na área de habitação. Concluíram que o mercado de habitação tem um forte comportamento cíclico, a oferta de novas habitações tem elasticidade-preço unitária, a taxa de juros tem efeito negativo sobre o comportamento da demanda do setor e finalmente a renda tem forte correlação com a procura por imóveis.

Santos et al (2010) investigaram o impacto da crise do *sub-prime* no retorno de ações de empresas da construção civil. Para as empresas brasileiras, não foi observada a geração de retornos anormais estatisticamente significativos, após o anúncio da crise na mídia internacional. Concluíram que essa crise foi resultado de continuidade de eventos sistêmicos adversos e da implementação de políticas macroeconômicas inadequadas, tais como: crédito abundante e barato com critérios de análise de crédito frouxos, possibilidade de grande endividamento dos agentes econômicos sem a contrapartida de garantias reais etc.

Balarine (2008) abordou que a comercialização de imóveis é altamente dependente das condições de uma demanda que apresenta extrema volatilidade. É, portanto, importante investigar os efeitos da renda, do nível das taxas de juros, da disponibilidade de financiamentos e de outras variáveis macroeconômicas. Conclui ratificando que muito das tendências e padrões na formação de preços habitacionais regionais possam ser explanados em análises macroeconômicas.

Arraes e Filho (2008) analisaram determinantes econômicos e formação de preços no mercado imobiliário urbano brasileiro, um estudo de caso da cidade de Fortaleza, no período 1995-2003. Concluíram que os fatores determinantes dependem do tipo de cliente: consumidor final ou consumidor investidor.

Modelo Econométrico

A condição de estacionariedade é um pressuposto necessário e fundamental para a análise de séries temporais. As condições válidas para os Mínimos Quadrados apenas vigoram na presença de séries temporais estacionárias Enders (1995).

O teste de raiz unitária² foi aplicado para verificar a estacionariedade das séries de dados utilizadas no modelo. As referidas séries são: série de crédito habitacional para aquisição, taxa SELIC, índice de confiança do consumidor, unidades imobiliárias lançadas, taxa de câmbio no conceito de paridade do poder de compra e unidades imobiliárias vendidas.

Caso a série possua raiz unitária, ela então não é considerada estacionária e teremos que recorrer ao processo de diferenciação da série³. Portanto, para testar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária iremos utilizar o teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF), onde H_0 representa $\delta = 0$. Além do teste ADF foi utilizado o teste de Phillips-Perron para a mesma finalidade. O teste de causalidade de Granger deve ser utilizado para se detectar a ordenação das variáveis no modelo estimado. O teste assume, portanto, que o futuro não pode causar o passado nem o presente. (NELSON, 1982); (ENGLE; GRANGER, 1987)

Na análise da relação de causalidade entre as variáveis especificadas anteriormente é necessário escolher o número apropriado de defasagens a ser utilizadas nas regressões citadas. De acordo com Davidson e Mackinnon (1993), a escolha de um número elevado de defasagens seria preferível, uma vez que dessa forma o analista pode verificar como a exclusão de algumas defasagens afeta o resultado das estimações.

Para escolher o número ótimo de defasagens optou-se pelo critério proposto por. (ENDERS; SCHWARZ, 1995) O teste consiste em minimizar:

$$SC = \ln s^2 + m \ln n \quad (1)$$

Onde s^2 é a estimativa de máxima verossimilhança de σ^2 (soma do quadrado dos resíduos dividida por n), m é o número de defasagens, e n é o número de observações. A ideia do teste é partir de um modelo de regressão com várias defasagens e ir diminuindo, gradativamente, o número de defasagens até encontrar o valor m que minimize o valor de SC .

² O teste de raiz unitária apresenta o seguinte modelo $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$, onde u_t é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas, ele tem média zero, variância constante e é não correlacionado.

³ A nova série passa a ter o seguinte formato: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

A minimização do teste SC indica as defasagens e as especificações do teste. Teremos que especificar se o teste possui intercepto e tendência. Cabe realizar esses testes para cada série de dados para se identificar o número de defasagens adequado a cada série.

É necessário testar a cointegração entre as séries no sentido de identificar se existe relação de longo prazo. Caso isso seja verdadeiro, podem-se analisar as relações dinâmicas entre as variáveis por intermédio de um modelo de correção de erro (VEC). Esse modelo é mais robusto à medida que incorpora os desvios em relação à trajetória de longo prazo das séries ao modelo de vetores autorregressivos (VAR). Para testar a existência de cointegração entre as séries de dados do modelo em questão, foi utilizado o teste de Johansen.

Pelo teste de Johansen é especificado um modelo VAR para realizar o teste de cointegração e semelhante ao teste de raiz unitária ADF, é necessária a correta determinação do número de defasagens. As séries temporais podem ser cointegradas no longo prazo, mesmo sem apresentar tal relação no curto prazo. O modelo de correção de erro (VEC) é utilizado para corrigir esta discrepância. No VAR todas as variáveis são consideradas endógenas.

Basicamente, um VAR é um sistema de equações lineares; cada variável é uma função de seus *lags* e de *lags* das outras variáveis do sistema. Uma importante consideração a ser tomada é saber se devemos especificar o VAR utilizando as variáveis em níveis, utilizar as variáveis em 1ª diferença ou usar o modelo VEC.

A especificação a ser utilizada depende crucialmente das propriedades das séries temporais. Ao se detectar variáveis não-estacionárias e não cointegradas sugere-se a utilização do modelo VAR em 1ª diferença. Entretanto, as interações dinâmicas entre variáveis cointegradas podem ser modeladas usando o modelo VEC.

A escolha entre um modelo VAR em nível (VAR irrestrito) ou um modelo VEC na presença de variáveis cointegradas é controversa. O modelo VEC gera estimativas eficientes sem perder a informação de longo prazo contida nos dados.

Ibrahim (2005) apresentou vários casos do uso do VAR irrestrito em comparação ao VAR restrito. A mais notável diferença entre estas modelagens é a interpretação econômica nas funções de impulso resposta. Enquanto a função de impulso resposta gerada por um modelo VEC implica que os impactos de choques monetários são permanentes, na modelagem VAR irrestrito é deliberada aos dados a decisão se os efeitos dos choques

monetários são permanentes ou transitórios. O objetivo da metodologia VAR não é obter estimativas de parâmetros do modelo e sim acessar as inter-relações entre as variáveis do mesmo. (IBRAHIM, 2005)

Fundamentos Econométricos do Modelo VAR/VEC

Quando não estamos seguros da natureza endógena das variáveis, ou seja, que alguma variável seja exógena com relação às demais, em um conjunto de n variáveis, então é proposto um modelo no qual uma sequência $\{Y_t\}$ seja afetada por todas as demais variáveis. Desta forma qualquer variável é afetada pelas demais variáveis inclusas no sistema. Esta situação é descrita como Modelo VAR Estruturado ou Primitivo, com m lags de defasagens, o qual permite capturar efeitos contemporâneos (*feedback*) e defasados entre o conjunto de variáveis.

Entretanto, os efeitos de *feedback* são caracterizados como componentes determinísticos, o que impede a solução do modelo Estruturado. Além disso, esse sistema não se conceitua no formato reduzido para suas equações Enders (1995), a qual pode ser obtida por meio de manipulação algébrica, obtendo o VAR na forma padrão ou VAR Irrestrito, que assume o seguinte formato:

$$\mathbf{r}_t = A_0 + \sum_{i=1}^m (A_i \mathbf{r}_{t-i}) + \zeta_t \quad (2)$$

Onde m representa o número de defasagens das variáveis, \mathbf{x}_t é um vetor coluna ($n \times 1$) de variáveis endógenas, assumido ser constituído por n variáveis estacionárias, \mathbf{x}_{t-i} é o vetor \mathbf{x}_t com i defasagens, $i = 1, 2, 3, \dots, m$; A_0 é um vetor coluna ($n \times 1$) de constantes, representando os interceptos das equações do modelo, A_i vetores coluna ($n \times 1$) de coeficientes de impactos do vetor \mathbf{x}_{t-1} . A variável ζ_t é um vetor ($n \times 1$) composto pelos termos de erros de previsão de cada variável do sistema. Estes termos de erros possuem média zero, variância constante e são individualmente não correlacionados, contudo podem apresentar correlação entre si.

O modelo VAR Irrestrito, especificado na Equação (2), encontra-se associado ao modelo VAR Estruturado que possui o seguinte formato:

$$B\mathbf{x}_t = B_0 + \sum_{i=1}^m (B_i \mathbf{x}_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Nessa modelagem o vetor de variáveis dependentes \mathbf{x}_t é assumido ser constituído por variáveis estacionárias, os componentes do vetor ε_t

caracteriza as respectivas perturbações estocásticas em cada variável do sistema que por hipótese seguem um ruído branco.

O vetor \vec{B}_0 representa os efeitos de níveis nas variáveis, que associados aos termos de impactos defasados constituem as tendências estocásticas no modelo. A matriz de coeficientes B_i com $i=1,2,3,\dots,m$; incorpora os efeitos passados das variáveis sobre elas mesmas e sobre as demais variáveis. Finalmente o modelo VAR Estruturado, dado pela Equação (3) incorpora efeitos de realimentação (*feedback*), os quais se referem aos impactos instantâneos sobre alguma variável, devido às mudanças unitárias sobre as mesmas Enders (1995).

Nos modelos VAR Irrestritos (integrados por variáveis estacionárias), as tendências estocásticas são removidas por diferenciação, resultando em séries estacionárias. Contudo, a melhor forma de tratar as variáveis não estacionárias é encontrar as combinações lineares das variáveis integradas que são estacionárias, sendo denominadas de cointegradas. (ENDERS, 1995)

O conceito de cointegração estabelece que exista pelo menos uma relação de equilíbrio entre um conjunto de variáveis co-integradas. Isso significa que as tendências de equilíbrio de longo prazo devem estar relacionadas de modo que as variáveis não podem mover-se no longo prazo, independentemente uma da outra. Um modelo VAR que envolva as equações de cointegração é denominado um VAR com Correção de Erros ou VEC.

Deve-se enfatizar que se existem as relações de cointegração, também existem impactos dos termos das perturbações estocásticas (desvios de curta duração) sobre estas relações, no modelo VAR com Correção de Erros. Em contrário, o modelo econométrico reduzir-se-á um simples modelo VAR irrestrito e especificado na Equação (2). A não inclusão do termo de perturbação nas componentes de equilíbrio de longo prazo provoca um erro importante na especificação do modelo. (ENDERS, 1995) Portanto, indica-se a utilização de um VAR com Correção de Erros ou VEC.

A classe de modelos de correção de erro com duas variáveis são dados por:

$$\Delta x_t = m_1 + \rho_1 z_{t-1} + \text{lags}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{xt} \quad (4.1)$$

$$\Delta y_t = m_2 + \rho_2 z_{t-1} + \text{lags}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{yt} \quad (4.2)$$

Onde $(\varepsilon_{xt}, \varepsilon_{yt})$ é um ruído branco bivariado, $z_t = x_t - Ay_t$ e, além disso, pelo menos um dos coeficientes ρ_1 e ρ_2 é não nulo. Se x_t e y_t são cointegradas, então cada componente de cada equação é $I(0)$ e, portanto

as equações estão balanceadas. No entanto se x_t e y_t são $I(1)$, mas não cointegradas, então z_t será $I(1)$ e como uma variável $I(1)$ que é de memória longa não pode explicar uma variável $I(0)$ de memória curta.

Portanto a cointegração é uma condição necessária para as equações (4.1 e 4.2) de correção de erro valer. O reverso também pode ser mostrado no sentido de que variáveis cointegradas podem sempre ser vistas como sendo geradas por equações de correção de erros. (CHRISTOPOULOS, 2004).

O modelo econométrico proposto nesta pesquisa possui as seguintes variáveis: crédito imobiliário, a taxa Selic, índice de confiança do consumidor, unidades imobiliárias lançadas, taxa de câmbio pela paridade do poder de compra e unidades imobiliárias vendidas no período.

Suspeita-se que o volume de crédito imobiliário é uma variável relevante no mercado de imóveis do Estado do Ceará. Existe uma grande dependência do crédito imobiliário na efetividade das negociações de imóveis, pois parte significativa do mercado não possui poupança disponível para a compra dos imóveis.

Variações na taxa básica de juros, Selic, tendem a impactar o mercado imobiliário e, por conseguinte a indústria da construção civil. Os contratos de financiamento habitacional possuem taxas de juros subsidiadas, no entanto, alterações na taxa Selic impactam as taxas de juros de todo o mercado financeiro. Essas alterações de taxas de juros irão se refletir num custo de oportunidade maior ou menor aos pretensos adquirentes de imóveis.

A compra de um imóvel é geralmente encarada como um investimento de longo prazo. As expectativas dos agentes econômicos são muito relevantes no desempenho das variáveis econômicas em especial as variáveis macroeconômicas. Se o consumidor acredita num futuro estável em termos financeiros, políticos e sociais, ele tende a se sentir mais atraído a assumir compromissos de longo prazo como o financiamento habitacional.

Parte das comercializações com imóveis no Estado do Ceará são realizadas com estrangeiros, em parte devido ao importante polo turístico que o Ceará representa no cenário nacional e mesmo internacional. Variações na taxa de câmbio tendem a impactar nessas comercializações, pois altera de forma efetiva o poder de compra dos clientes estrangeiros.

As unidades imobiliárias que são lançadas tendem a influir na decisão de compra de imóveis. Observa-se um grande afluxo de vendas realizadas no lançamento de novos empreendimentos imobiliários. O referido modelo

irá aferir se esses lançamentos contribuem de forma efetiva para a venda de unidades imobiliárias.

Resultados Empíricos

Foram coletados os dados dessa pesquisa no site do IPEA, www.ipeadata.gov.br além de dados fornecidos pelo SECOVI-CE e pelo BACEN. Os dados utilizados foram mensais e cobriram o intervalo de tempo entre Jan-2006 e Dez-2010. Os dados restritos ao Estado do Ceará foram: o volume de crédito imobiliário para a aquisição de imóveis, o número de unidades imobiliárias lançadas e o número de unidades imobiliárias vendidas.

Variáveis e Testes

De acordo com o modelo econométrico proposto foram selecionadas as seguintes séries temporais:

- a) Volume de Crédito Imobiliário para Aquisição Contratado (R\$ milhões) – CRE. Fonte: BACEN
- b) Taxa Básica de Juros SELIC %a.a. – SELIC. Fonte: IPEADATA
- c) Índice de Confiança do Consumidor – ICC. Fonte: IPEADATA
- d) Taxa de Câmbio pela Paridade do Poder de Compra – PPP. Fonte: IPEADATA
- e) Número de Unidades Imobiliárias Lançadas – UNL. Fonte: SECOVI/Ce
- f) Número de Unidades Imobiliárias Vendidas – UNV. Fonte: SECOVI/Ce

Como o objetivo relevante da pesquisa é aferir os impactos nas vendas de imóveis, mediante choques nas variáveis do modelo, utilizou-se uma transformação monotônica nas referidas variáveis com a aplicação do logaritmo natural (Ln) no sentido de obter os impactos nas variáveis já em percentuais.

Em seguida testou-se a condição de estacionariedade de cada uma das séries temporais do modelo utilizando-se o Teste ADF. Ressalta-se que a condição de estacionariedade é fundamental na utilização de modelos com séries temporais. Os resultados encontram-se apresentados na Tabela 1.

Tabela 1- Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller Ampliado (ADF).

Série	Estacionariedade	Valores Críticos	Estatística ADF	Significância
LnCRE	1ª Diferença	-2,6061	-8,5921	1%
LnSELIC	1ª Diferença	-2,6069	-3,5158	1%
LnICC	1ª Diferença	-2,6054	-7,8317	1%
LnPPP	1ª Diferença	-2,6054	-3,4390	1%
LnUNL	1ª Diferença	-2,6061	-10,4224	1%
LnUNV	1ª Diferença	-2,6110	-5,6142	1%

Observa-se de forma clara que todas as variáveis do referido modelo proposto são estacionárias em 1ª diferença com elevada significância.

A técnica VAR/VEC é especialmente utilizada quando não se pode garantir a exogeneidade das variáveis que compõem o modelo proposto e ao mesmo tempo quando não se pode desprezar o poder de explicação do passado destas variáveis sobre seus comportamentos presentes e futuros.

Portanto, o próximo passo é determinar o quanto o passado das variáveis do modelo proposto é importante para explicar o presente. Utilizou-se a ferramenta *lag length criteria* para aferir o mencionado anteriormente. Adotando-se o critério de Schwarz chegou-se ao número de defasagens ótimo de 1 conforme a Tabela 2.

Tabela 2 - Critério de Seleção de Lags na Modelagem VAR

Lags	Critério de Schwarz
0	-0,2485
1	-4,5056*
2	-3,8448
3	-2,7720
4	-2,1997
5	-1,3117

Em seguida realizou-se o teste de Causalidade de Granger no sentido de verificar a direção e a intensidade da causalidade entre as referidas variáveis. O teste de Causalidade de Granger detecta a relação de causalidade de curto prazo entre as variáveis. Outra importante definição do referido teste é a ordenação das variáveis no modelo econométrico em questão.

O Teste de Causalidade de Granger foi realizado com 1 lag como resultado do critério de Schwarz. A Tabela 3 apresenta os resultados desse teste.

Tabela 3 - Teste de Causalidade de Granger.

Variável	Causalidade	Variável	Valor-p Teste F	Comentário
LnCRE		LnUNV	0,00025	Forte Relação
LnSELIC		LnUNV	0,00116	Forte Relação
LnICC		LnUNV	0,0346	Forte Relação
LnUNL		LnUNV	0,0699	Forte Relação
LNPPP		LnUNV	0,00031	Forte Relação
LnUNV		LnCRE	0,0567	Forte Relação
LnUNV		LnSELIC	0,6139	Sem Efeito
LnUNV		LnICC	0,2714	Sem Efeito
LnUNV		LnUNL	0,1957	Fraca Relação
LnUNV		LNPPP	0,7761	Sem Efeito

Os resultados apontam que o crédito habitacional, a taxa básica SELIC, o Índice de Confiança do Consumidor, a quantidade de unidades imobiliárias lançadas no mercado e a taxa de câmbio pela paridade do poder de compra exercem forte influência na quantidade de imóveis vendidos no Estado do Ceará.

No outro sentido, ou seja, o impacto gerado pelas unidades vendidas só é significativo no crédito habitacional. O impacto das unidades vendidas nas outras variáveis é em grande maioria sem efeito algum.

Em seguida realizou-se o Teste de Cointegração de Johansen no sentido de aferir se as variáveis do modelo em questão possuem relação de longo prazo entre elas.

Tabela 4 - Teste de Cointegração de Johansen.

Teste	Vetores	Auto-Valor	Estatística do Teste	Valor Crítico (5%)	Probabilidade
Teste do Traço	2	0,4738	75,86	60,06	0,0013
Teste do Máx. Auto-Valor	2	0,4738	37,24	30,43	0,0061

Em ambos os testes realizados chegou-se ao resultado de 2 (dois) vetores de cointegração com significância de 5%. Nesse sentido especifica-se o modelo econométrico como um Vetor Autorregressivo com Correção de Erros (VEC) no sentido de aferir a relação de longo prazo entre as variáveis.

Verificou-se a estabilidade do VEC e constatou-se que todas as raízes características encontram-se dentro do círculo unitário o que confere a

estabilidade do VEC. O gráfico das raízes do polinômio característico está exposto no Anexo 1.

Função Impulso Resposta e Decomposição de Variância de Cholesky

Foi utilizada a Função de Impulso Resposta para se aferir os impactos iniciais e estáveis das variáveis do modelo apresentado na quantidade de unidades imobiliárias vendidas. A dimensão dos choques das referidas variáveis foi de 1 desvio padrão e os períodos, em meses, que ocorreram o maior impacto inicial e o impacto estável estão especificado em parêntesis. Os respectivos gráficos encontram-se no Anexo 2.

Tabela 5 - Impacto das Variáveis do Modelo VEC na Quantidade de Unidades Imobiliárias Vendidas.

Variável	Choque (%)	Impacto Inicial (%)	Impacto Estável (%)
LnCRE	+ 8,2	+ 11,8 (3)	+ 8,0 (24)
LnSELIC	+ 19,0	-7,5 (3)	-3,6 (24)
LnICC	+ 7,9	+ 3,3 (1)	-0,2 (24)
LnPPP	+ 4,9	-5,9 (1)	-1,5 (24)
LnUNL	+ 11,9	+ 8,9 (2)	-0,5 (24)

Os resultados apontam um forte impacto do crédito habitacional de aquisição de imóveis na quantidade de unidades imobiliárias vendidas no Estado do Ceará. O impacto inicial com 3 meses (+ 11,8%) é significativo como incremento de vendas. Mesmo o impacto de longo prazo (+ 8,0%) devido ao incremento de crédito habitacional é muito significativo. Ou seja, com um incremento do volume de crédito imobiliário de + 8,2%, o impacto nas vendas de imóveis tanto no curto prazo como no longo prazo é bastante significativo.

Um aumento da Selic da ordem de + 19% impacta negativamente as vendas de unidades imobiliárias de forma inicial em -7,5% e -3,6% no longo prazo. O aumento da Selic induz um incremento do custo de oportunidade para os pretensos compradores de imóveis. Portanto, um aumento dessa variável significa que o potencial comprador de imóveis terá que abdicar de uma maior receita financeira proveniente de suas aplicações financeiras na compra do imóvel.

Pela tendência de queda nas taxas de juros de aplicações financeiras os investidores visualizam o mercado imobiliário como uma boa oport-

tunidade de investimento. Essa sensibilidade é mais visível no cliente investidor do mercado imobiliário.

Tanto o Índice de Confiança do Consumidor quanto à taxa de câmbio pela paridade do poder de compra apresentaram impacto relevante apenas no curtíssimo prazo na venda de imóveis. Ou seja, um aumento da confiança do consumidor da ordem de +7,9% sugere um maior volume de vendas de imóveis, contudo, isso só se verifica no curtíssimo prazo, pois o impacto rapidamente quase que se anula nos próximos meses. Já uma apreciação do Real em relação ao Dólar induz uma redução nas vendas de imóveis também no curto prazo.

O Dólar americano é a moeda do mercado internacional e a mais utilizada em transações comerciais no mercado cearense. Quando o Real se valoriza pelo conceito PPP, as unidades imobiliárias locais ficam mais caras, para os pretensos compradores estrangeiros detentores de moeda em Dólar.

Um incremento das unidades imobiliárias lançadas da ordem de +11,9% também irá ter um impacto relevante (+8,9%) no mercado de venda de imóveis. Contudo, esse impacto só é verificado no curto prazo, pois logo após o impacto inicial a repercussão de vendas é praticamente anulada ou verificando uma modesta queda (-0,5%).

Pelo exposto fica evidente que o crédito habitacional para aquisição de imóveis, e a quantidade de unidades lançadas apresentaram os maiores impactos positivos nas vendas imobiliárias do Estado do Ceará durante o período em estudo.

A seguir foram aferidos os impactos das relações cruzadas das variáveis do modelo econométrico também extremamente relevantes para essa pesquisa. A Tabela 6 apresenta as variáveis que sofreram os choques de 1 desvio padrão e os respectivos efeitos nas variáveis correspondentes. Foram aferidos os maiores impactos iniciais e o impacto estável com os períodos em meses nos parêntesis.

Tabela 6 - Impactos das Relações Cruzadas das Variáveis do Modelo VEC.

Variável-Choque	Choques %	Variável-Impacto	Impacto Inicial %	Impacto Estável %
LnSELIC	+ 19,0	LnCRE	-0,6 (2)	-0,2 (24)
LnUNV	+ 50,5	LnCRE	+ 5,2 (2)	+ 3,1 (24)
LnPPP	+ 4,9	LnCRE	+ 2,1 (4)	+ 2,7 (24)
LnSELIC	+ 19,0	LnUNL	-10,5 (4)	-6,2 (24)

Variável-Choque	Choques %	Variável-Impacto	Impacto Inicial %	Impacto Estável %
LnICC	+ 7,9	LnUNL	+ 9,3 (1)	-0,3 (24)
LnUNV	+ 50,5	LnUNL	+ 7,0 (3)	+ 1,4 (24)
LnCRE	+ 8,2	LnUNL	+ 10,4 (3)	+ 8,2 (24)

Os resultados indicam que um choque na Selic tem pequeno impacto no volume de crédito habitacional para a aquisição de imóveis no Estado do Ceará. O crédito habitacional tem taxas de juros diferenciadas no mercado e não sofre influência relevante direta das oscilações da Selic.

Já um choque na quantidade de unidades imobiliárias vendidas (+ 50,5%) tem impacto reduzido no volume de crédito habitacional, representando um incremento de + 5,2% no volume de crédito habitacional no segundo mês e um efeito estável de + 3,1% em 24 meses. A baixa taxa de poupança obriga parte significativa dos pretensos compradores de imóveis a contrair empréstimos habitacionais para viabilizar a compra. Espera-se que o aumento no volume de crédito habitacional seja lento em comparação ao aumento no volume de vendas de imóveis.

Um aumento da apreciação do real é em grande parte induzida pelo ingresso massivo de recursos externos no Brasil via a conta de capitais do balanço de pagamentos. O diferencial de taxa de juros é grande responsável por esse movimento de capitais. Os resultados apontam que esse maior volume de recursos externos pode impactar de forma discreta no volume de crédito habitacional. Num ambiente de elevadas taxas de juros, os recursos externos tendem a serem direcionados para aplicações financeiras de renda fixa e poupança nos bancos. Os bancos devem direcionar parte do volume de aplicações para o crédito habitacional, o que justificaria esse incremento.

O Banco Central utiliza de forma recorrente o aumento da taxa básica de juros, a Selic, no combate inflacionário. Um aumento da taxa de juros deve induzir uma redução no consumo das famílias e no investimento privado. Portanto, dado esse efeito, as empresas construtoras assumem uma postura conservadora em relação a novos lançamentos imobiliários. Nota-se que o efeito inicial é bem-elevado (-10,5%), porém, no quarto mês, após o choque monetário devido à defasagem da política monetária. Mesmo o impacto estável (-6,2%) é bastante considerável na decisão de retrain novos lançamentos imobiliários.

Os resultados também apontam de forma clara que um aumento do Índice de Confiança do Consumidor, estimula as empresas construtoras a

realizarem novos lançamentos imobiliários. Contudo, o impacto inicial de +9,3% é sentido no curtíssimo prazo, ou seja, já no primeiro mês após o choque nas expectativas dos agentes econômicos. Esse efeito é rapidamente anulado ao longo do tempo, chegando-se a um equilíbrio estável de -0,3% em 24 meses.

Um aumento de vendas das unidades imobiliárias estimula as empresas construtoras a fazerem novos lançamentos imobiliários, entretanto o maior impacto (+7,0%) ocorre com três meses após o choque. A defasagem de tempo é utilizada possivelmente em pesquisas de mercado e preparação de campanha publicitária.

Um aumento consistente no volume de crédito habitacional divulgado pelo governo e demais agentes financeiros, gera um grande impacto no volume de lançamentos imobiliários. Nota-se que uma expansão na referida linha de crédito impacta em +10,4% o número de unidades lançadas em três meses. Mesmo no longo prazo o equilíbrio estável de +8,2% é relevante na decisão de fazer novos lançamentos imobiliários.

Utilizou-se a Decomposição de Variância de Cholesky da variável UNV (unidades vendidas), mediante a influência das outras variáveis do modelo econométrico. A Tabela 7 apresenta os resultados respectivos e em parêntesis estão especificados os períodos mensais dos efeitos. Os respectivos gráficos encontram-se no Anexo 3.

Tabela 7 - Decomposição de Variância de Cholesky da variável UNV (unidades imobiliárias vendidas)

Variável	Efeito Curto Prazo %	Efeito Longo Prazo %
LnCRE	10,03 (3)	45,03 (24)
LnSELIC	5,10 (3)	11,09 (24)
LnICC	1,47 (2)	0,78 (24)
LnUNL	7,12 (2)	7,11 (24)
LnPPP	6,17 (2)	3,41 (24)

Os resultados apontam de forma evidente e relevante a variável crédito habitacional como forte indutora de unidades imobiliárias vendidas no Estado do Ceará. Ou seja, 10,03% dos valores de unidades vendidas são justificados já no curto prazo pelo crédito habitacional e mais ainda no longo prazo quando chega a 45,03%.

A Selic também tem uma contribuição crescente na variável UNV (unidades imobiliárias vendidas), chegando a representar 11,09% em 24 meses. Mesmo no curto prazo, a Selic também impacta de forma subs-

tancial o volume de vendas de unidades imobiliárias, participando com 5,10%, já em 3 meses.

O Índice de Confiança do Consumidor tem efeitos reduzidos tanto no curto como no longo prazo. Já a variável UNL, que representa as unidades imobiliárias lançadas, tem impactos de forma quase linear na efetivação de unidades imobiliárias, com aproximadamente 7,0% tanto no curto como no longo prazo.

A taxa de câmbio pelo poder de paridade de compra tem uma participação decrescente na variável UNV. A taxa de câmbio contribui com 6,17% em 2 meses e tem sua participação diminuída ao longo do tempo, chegando a 3,41% em 24 meses.

Resumidamente, fica concluído que as variáveis: crédito habitacional e unidades lançadas foram as que mais contribuíram na formação das unidades imobiliárias vendidas no Estado do Ceará durante o período de estudo.

Considerações Finais

Essa pesquisa investigou os efeitos na venda de unidades imobiliárias no Estado do Ceará, mediante choques em relevantes variáveis macroeconômicas.

Os resultados apontam o crédito imobiliário e a quantidade de unidades lançadas como as variáveis mais impactantes no desempenho do mercado imobiliário cearense.

A taxa de juros SELIC e a taxa de câmbio também interferem no mercado imobiliário, porém, em sentido oposto. Ou seja, choques monetários e cambiais positivos irão impactar negativamente o setor. Já o Índice de Confiança do Consumidor apresentou influência modesta e mesmo assim no curto prazo.

Essa pesquisa confirma as conclusões de Chen e Tzang (1988), McCue e Kling (1994) no tocante à sensibilidade de empreendimentos imobiliários às variações na taxa de juros. Da mesma forma que Santos e Cruz (2000), esse estudo detectou que a taxa de juros tem efeito negativo sobre o mercado imobiliário.

O trabalho ressalta a contribuição do crédito imobiliário no mercado imobiliário, confirmando as conclusões de Browne e Rosengren (1992), Bezerra et al (2010), Santos et al (2010), Balarine (2008) e Bernanke (1988). A influência do Índice de Confiança do Consumidor no mercado

imobiliário foi abordada nessa pesquisa acadêmica, da mesma forma que concluem Browne e Rosengren (1992).

O BACEN adota o sistema de metas de inflação como um dos parâmetros fundamentais da política econômica brasileira. Quando a inflação oficial medida pelo IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) supera o centro da meta, induz um movimento de alta da taxa básica de juros (SELIC). Esse aumento dos juros faz engrandecer ainda mais a diferença de taxas de juros, entre o mercado interno e externo.

Na procura de relações vantajosas de retorno ajustado ao risco para as alocações de seus *portfólios* financeiros, os investidores internacionais direcionam parte vultosa de recursos para o Brasil. Essa entrada massiva de recursos se dá pela conta de capitais do balanço de pagamentos. Esse movimento de capitais força uma apreciação do Real em relação ao Dólar, prejudicando nossa indústria.

Diante de um cenário internacional conturbado, a política econômica brasileira tende a focalizar o mercado interno. O setor da construção civil, juntamente com o setor imobiliário, tende a contribuir de forma substancial com o crescimento econômico da economia regional nesse momento tão sensível da economia mundial.

A disponibilidade de crédito habitacional é fundamental para impulsionar o setor. A ação do Estado do Ceará também é fundamental para o desempenho do setor, propiciando infraestrutura adequada, legislação compatível com as necessidades do setor, além de incentivos específicos ao *construbusiness* cearense.

Conclusivamente, os setores da construção civil, e em particular, o setor imobiliário do Estado do Ceará são afetados de forma direta e indireta pelas variáveis macroeconômicas estudadas. Contudo, espera-se uma participação cada vez maior dos referidos setores na economia regional, resultado de um maior incentivo da política de desenvolvimento do governo do Estado do Ceará.

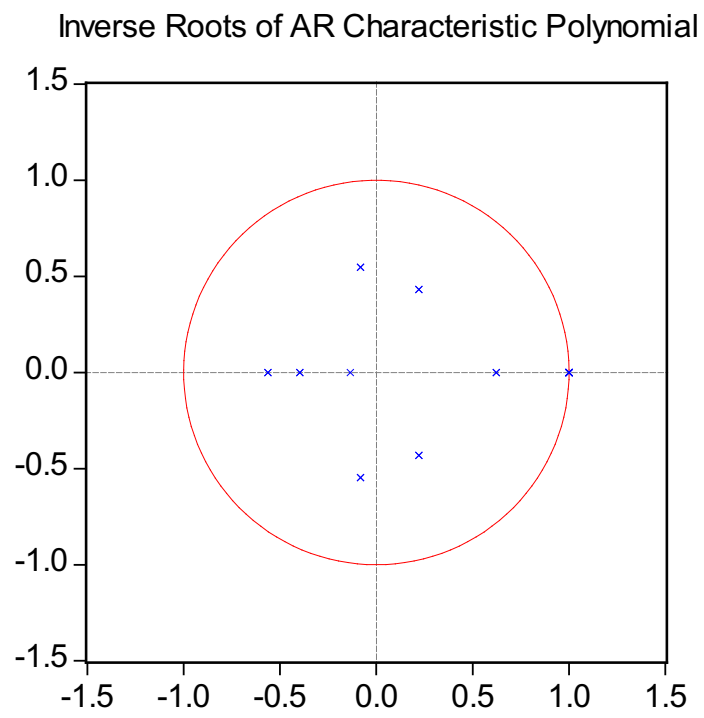
Referências

ARRAES, A. R.; SOUZA FILHO, E. Externalidades e Formação de Preços no Mercado Imobiliário Urbano Brasileiro: um estudo de caso, *Revista Economia Aplicada*, São Paulo, v. 12, n. 2, p. 289-319, abr./jun. 2008.

BALARINE O.F.O. *Contribuições macroeconômicas ao entendimento da formação de preços habitacionais locais, ambiente construído*. Porto Alegre : UFRGS, 2008.

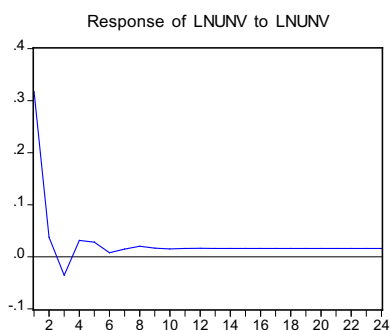
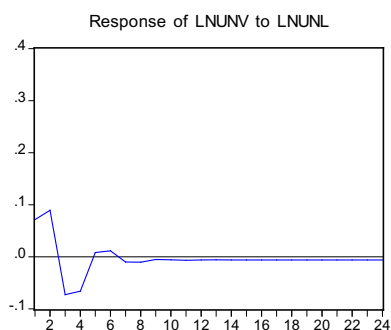
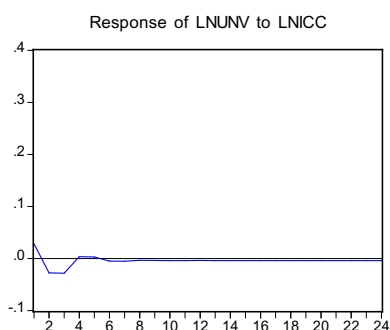
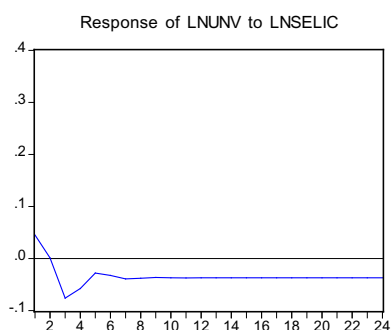
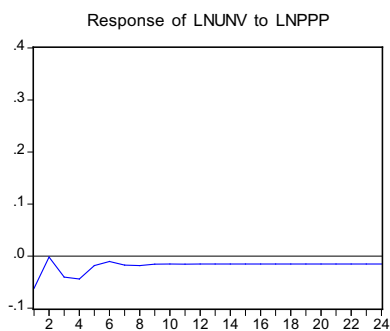
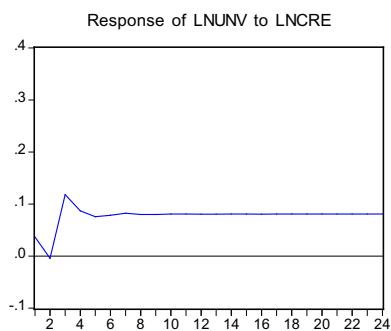
- BERNANKE, B.S.; BLINDER, A.S. Credit, Money and Aggregate Demand. *American Economic Review*, New York, v. 78, n. 2, maio.1988.
- BEZERRA M.M.O et al. Formação de Bolhas no Mercado Imobiliário: o Caso da Cidade de Natal no período 2005-2007. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA., 3, FGV. São Paulo, 2010.
- BROWNE L.E.; ROSENGREN E.S. *Real State and the Credit Crunch: an Overview*, New England Economic Review, Federal Reserve Bank of Boston, Boston, 1992.
- CHEN K.C.; TZANG D.D. Interest Rate Sensitivity of Real Estate Investment Trust, *The Journal of Real Estate Research*, v. 3, n. 3, Fresno, Califórnia, 1988.
- CHRISTOPOULOS D.; TSIONAS E. Financial Development and Economic Growth: evidence from panel unit root and cointegration tests, *Journal of Development Economics*, New York, v. 73, n. 55-74, 2004.
- DAVIDSON R.; MACKINNON J.G. *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford Economic Press, New York, 1993.
- ENGLE R.F.; GRANGER C.W.J. Cointegration and error-correction: representation, Estimation and Testing., *Econometrica*, New York, v. 55, p. 251-76, 1987.
- ENDERS W. *Applied Econometrics Time Series*. New York: John Wiley, 1995.
- FOCHEZATTO A.; GHINIS C.P. Tendências e determinantes da produção da construção civil no Brasil e no Rio Grande do Sul das duas últimas décadas: evidências da análise de dados em painel, *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 31, 2011.
- IBRAHIM M. H. Sectoral Effects of Monetary Policy: Evidence from Malaysia, *Asian Economic Journal*, Wiley On-Line Library, East Asian Economic Association & Blackwell Publishing Ltd, London, 2005.
- INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). *Ceará em Números 2010*. Disponível em: <http://www2.ipece.ce.gov.br/publicacoes/ceara_em_numeros/2010/>. Acesso em: 11 jun. 2011.
- MCCUE T.E.; KLING J.L. Real State Return and the Macroeconomy: some empirical evidence from real State investment trust data, 1972-1991, *The Journal of Real State Research*, New York, 1994.
- NELSON C.; PLOSSER C. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, *Journal of Monetary Economics*, 10130-62, New York, 1982.
- SANTOS C.H.M.; CRUZ B.O. *A Dinâmica dos mercados habitacionais metropolitanos: aspectos teóricos e uma aplicação para a grande São Paulo*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2000.
- SANTOS J.O. et al. Análise do Impacto da Crise do Sub-Prime no Retorno das Ações Ordinárias de Empresas do Setor da Construção Civil – Um Estudo de Caso Confrontando o Desempenho das Empresas Brasileiras e Americanas, SEMEAD – SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO., 13, FEA-USP, São Paulo, 2010.

ANEXO I - Raízes do Polinômio Característico



ANEXO 2 - Gráficos da Função de Impulso Resposta

Response to Cholesky One S.D. Innovations



ANEXO 3 - Gráficos da Decomposição de Variância de Cholesky

Variance Decomposition

