

OS CHOQUES MONETÁRIOS E OS CICLOS ECONÔMICOS NA ECONOMIA BRASILEIRA DE 1996 A 2012

Thiago Balduino Milhomens¹
Sérgio Ricardo de Brito Gadelha²

Resumo

Esse estudo teve como objetivo verificar os efeitos de choques monetários sobre o ciclo econômico brasileiro no período de 1996 a 2012, estimando-se um modelo vetorial autorregressivo com mecanismo de correção de erros (VEC). A análise de causalidade de Granger e a simulação de choques sobre os resíduos por meio de funções de impulso-resposta generalizadas fornecem um instrumento para abordagem dos ciclos econômicos, medidos como desvios das séries em torno de suas respectivas tendências. Os resultados obtidos indicam que os ciclos do PIB, do consumo das famílias, do investimento, da taxa de câmbio nominal e da taxa de juros nominal respondem aos choques monetários.

Palavras-chave: Ciclo Econômico; Choques Monetários; Teste Causalidade de Granger; Funções de Impulso Resposta Generalizadas.

MONETARY SHOCKS AND BUSINESS CICLES IN THE BRAZILIAN ECONOMY FROM 1996 TO 2012

Abstract

This study aimed to verify the effects of monetary shocks on Brazilian economic cycle in the period from 1996 to 2012, estimating a vector error-correction autoregressive model (VEC). The Granger causality test and the simulation of shocks on the residuals by generalized impulse response functions provides a tool for an approach of the economic cycles, measured as deviations from the series around their respective trends. The results indicates that the cycles of GDP, household consumption, investments, the nominal exchange rate and the nominal interest rates respond to monetary shocks.

Keywords: Economic Cycle; Monetary Shocks; Granger Causality Test; Generalized Impulse Response Functions.

Introdução

Em sua Teoria Geral do Emprego, dos Juros e da Moeda, Keynes (1936) sugeriu que a política monetária não seria muito eficaz no combate às depressões econômicas. John Hicks (1937), resumindo as ideias de Keynes, introduziu o conceito de armadilha da liquidez, situação em que a política monetária é ineficaz devido à taxa nominal de juros atingir a fronteira zero. Seguindo literalmente as ideias Keynesianas muitos economistas continuaram, por muito tempo, a dar ênfase à política fiscal, ignorando o papel da política monetária.

Friedman e Schwartz (1963), em contraposição às ideias de Keynes, demonstraram que os ciclos econômicos estiveram associados historicamente com as flutuações na oferta de moeda. Os autores trouxeram de volta o interesse pela política monetária, fator que retirou o peso de administrar a economia através apenas da política fiscal. A partir deste momento o controle da economia não precisaria se apoiar apenas em escolhas políticas de corte de

¹ Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental. Especialista em Economia e Finanças pelo Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental, em convênio com a Faculdade JK.

² Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental. Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília.

impostos ou aumento de despesas, que muitas vezes beneficiam apenas parte da população. Na execução da política monetária, por exemplo, a taxa de juros é reduzida de forma equânime para todos, tornando a macroeconomia mais técnica e menos política.

O estudo quantitativo dos ciclos econômicos teve como um de seus pioneiros o economista americano Wesley Mitchell, que fundou em 1920 o *National Bureau of Economic Research*. Por sua vez, Burns e Mitchell (1946) evidenciaram os esforços realizados pelos primeiros estudiosos dos ciclos dos negócios. Com base nas contribuições de Friedman, Lucas(1991c) apresentou as possíveis causas dos distúrbios monetários e o papel da moeda nos ciclos econômicos.

O estudo dos ciclos econômicos, caracterizados pelas oscilações de curto prazo no produto e no emprego, sendo irregulares e imprevisíveis, é uma relevante ferramenta no campo da macroeconomia. Por sua vez, os choques econômicos são eventos exógenos que afetam demanda agregada e a oferta agregada de uma economia, sendo, pois, classificados como choques de demanda e choques de oferta. O estudo dos efeitos provocados pelos choques econômicos nos ciclos econômicos objetiva propiciar aos *policy makers* fundamentos para a aplicação de políticas econômicas mais adequadas à realidade econômica vigente.

O objetivo deste estudo é verificar os efeitos de choques monetários sobre o ciclo econômico brasileiro no período de 1996 a 2012. Os resultados obtidos permitem a inferência de que os ciclos do PIB, do consumo das famílias, do investimento, o câmbio e a taxa de juros, respondem aos choques monetários.

Alguns trabalhos anteriores que abordaram o tema foram revisados. Em seu ensaio sobre o tema, Teixeira, Dias e Dias (2011) constataram que existem impactos significativos dos ciclos monetários sobre os ciclos de variáveis reais para a economia brasileira, em conformidade com os Modelos de Ciclos Econômicos Monetários.

Ellery Jr. e Gomes (2005), compararam os ciclos de negócios no Brasil com outros países e concluíram que há mais volatilidade nos ciclos do PIB, do consumo e do investimento no Brasil do que em outros países. Apesar disso, as propriedades básicas dos ciclos dos negócios foram observadas no Brasil.

Cunha e Moreira (2006), pretendendo identificar as regularidades empíricas dos ciclos dos negócios de cada unidade federativa (UF) do Brasil, identificaram a existência de heterogeneidade dos ciclos de negócios nas diversas unidades federativas do país, o que implica que as formulações de políticas econômicas anticíclicas devem levar esse fato em consideração.

Além dessa introdução, este trabalho está dividido da seguinte forma. Na próxima seção é realizada uma revisão literária sobre o papel da teoria econômica no estudo dos ciclos de negócios, conceitos e fases dos ciclos econômicos, choques monetários e o modelo IS-LM, a corrente novo-clássica e as expectativas racionais. A terceira seção retrata o tratamento econométrico utilizado no estudo. Na quarta seção é apresentada a descrição e o tratamento dos dados utilizados. Na quinta seção, são analisados os resultados econométricos obtidos. Na sexta seção são apresentadas as principais conclusões do trabalho. Por fim, na sétima seção há um apêndice com os testes de diagnósticos para a adequação do modelo.

Revisão de Literatura

Robert Emerson Lucas Jr. contribuiu significativamente para o entendimento do papel da teoria econômica no estudo dos ciclos de negócios:

Uma das funções da economia teórica é proporcionar sistemas econômicos artificiais inteiramente articulados, que podem servir como laboratórios nos quais políticas que seriam proibitivamente caras ao serem experimentadas nas economias reais podem ser testadas a um custo muito menor. Para atender bem à essa função, é essencial que a economia "modelo" artificial seja perceptível o mais fortemente possível na discussão das atuais economias reais (...) Apesar de estarmos interessados em modelos porque acreditamos que eles podem nos ajudar a compreender as questões sobre que somos atualmente ignorantes, precisamos testá-los como imitações úteis da realidade, submetendo-os a choques para os quais nós somos quase certos de como as atuais economias, ou partes das economias, reagiriam. Quanto mais dimensões o modelo imita sobre as respostas que as atuais economias dão para simples perguntas, mais nós confiamos que este responde às perguntas mais difíceis. Este é o sentido no qual mais "realismo" num modelo é claramente preferível à simplicidade. (LUCAS, 1980, p. 697, tradução nossa).

Lucas propôs recomendações metodológicas que influenciaram a geração de economistas da época e continuam a influenciar. Magalhães (2005) elucida a contribuição de Lucas:

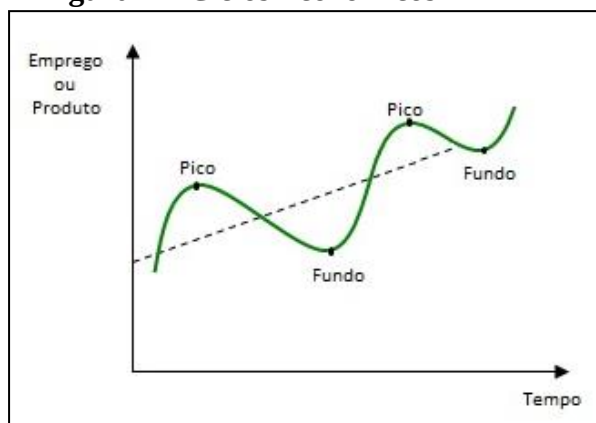
Suas instruções eram simples e claras: macroeconomistas deveriam começar a construir economias artificiais, a partir das quais pudessem executar simulações com cenários econômicos alternativos, dado o alto custo dessas simulações na prática. Os parâmetros necessários a essas simulações, por sua vez, poderiam ser obtidos a partir de estudos microeconômicos ou informações agregadas preexistentes. (MAGALHÃES, 2005).

Uma preocupação central da macroeconomia é o ciclo econômico, o qual apresenta alternâncias entre expansões e recessões. Um ciclo econômico completo pode ser medido através da extensão entre um fundo e outro, ou através da extensão que vai de pico a pico, conforme a Figura 1.

A tentativa fundamental por parte dos economistas, sabendo que a economia alterna entre ciclos econômicos com recessões e expansões, é procurar formas de reduzir a frequência e a severidade das recessões.

Inicialmente, Keynes priorizou a política fiscal em vez da política monetária no combate às recessões. Em contraposição à Keynes, Milton Friedman concluiu que os movimentos da moeda explicavam a maior parte das flutuações do produto (BLANCHARD, 2011). Além disso, Friedman trouxe à tona a ideia de que os *booms* também deveriam ser controlados, assim como as desacelerações. Desta forma, as políticas públicas deveriam ser realizadas de forma a suavizar os ciclos econômicos como um todo (KRUGMAN, 2011, p. 498). Em meados de 1970, Robert Lucas argumentou que a política monetária só poderia mudar o nível de desemprego se fosse realizada de modo a surpreender o público.

Figura 1 – Ciclos Econômicos



Após a publicação da Teoria Geral de John Maynard Keynes, John Hicks e Alvin Hansen elucidaram uma das principais contribuições keynesianas: a descrição conjunta do mercado de bens e dos mercados financeiros. Hicks e Hansen chamaram sua formalização de modelo IS-LM (BLANCHARD, 2011).

A curva IS, *investment-saving*, representa o mercado de bens e serviços. Essa demonstra, para qualquer taxa de juros determinada, o nível de renda que traz o mercado de bens para o equilíbrio. O investimento é função inversa da taxa de juros. A curva LM, *liquidity preference-money supply*, representa o que está acontecendo com a oferta e com a demanda por moeda. Essa representa graficamente a relação direta entre a taxa de juros e o nível de renda. No ponto A, que está nas duas curvas, o mercado de bens e os mercados financeiros alcançam o equilíbrio (Figura 2).

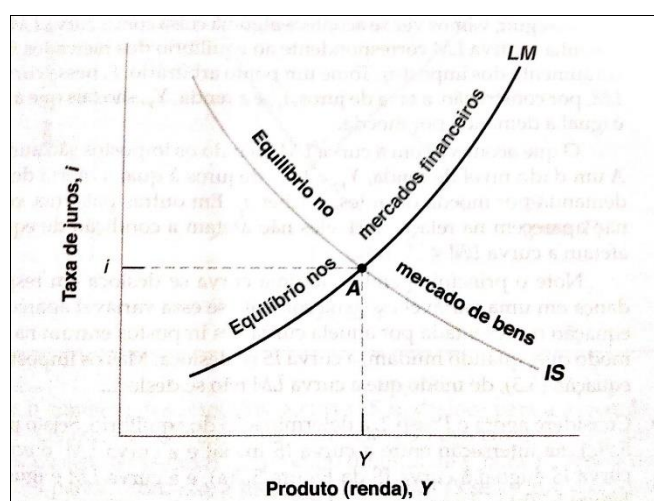
A interseção entre a curva IS e a curva LM determina o nível de renda nacional. Quando uma dessas curvas se desloca, o equilíbrio de curto prazo da economia se modifica, e

a renda nacional oscila (MANKIW, 2008, p. 224).

A curva IS é influenciada pela política fiscal do governo. Políticas fiscais expansivas deslocam a IS para a direita e para cima, o que leva a um produto maior e uma taxa de juros maior. Já as políticas fiscais restritivas deslocam a IS para a esquerda e para baixo, reduzindo o produto e a taxa de juros.

As políticas fiscais expansionistas ocorrem quando há um aumento dos gastos do governo ou diminuição da tributação autônoma. As políticas fiscais contracionistas ocorrem quando há uma redução dos gastos do governo ou um aumento da tributação autônoma.

Figura 2 – Curva IS-LM



Fonte: Blanchard (2011)

Um aumento da oferta de moeda é chamado de expansão monetária, que provoca o deslocamento da curva LM para a direita e para baixo, o que leva a um produto maior e a uma taxa de juros menor. Uma diminuição da oferta monetária é chamada de contração ou aperto monetário, provocando um deslocamento da curva LM para a esquerda e para cima, o que leva a um produto menor e uma taxa de juros maior.

Os instrumentos de expansão monetária são o aumento da base monetária, o aumento dos meios de pagamento, a redução da taxa de recolhimento compulsório e a redução da taxa de redesconto. Em contrapartida, para se alcançar uma contração monetária deve-se reduzir a base monetária, reduzir os meios de pagamento, reduzir o multiplicador monetário, aumentar a taxa de recolhimento compulsório e aumentar a taxa de redesconto.

As políticas monetárias passaram a receber a atenção devida após a publicação de *Uma história monetária dos Estados Unidos, 1867-1960*. Milton Friedman e Anna Schwartz mostraram que os ciclos econômicos estiveram associados historicamente com flutuações na

oferta de moeda (KRUGMAN, 2011, p. 773). Esses economistas propuseram através de sua teoria que a Grande Depressão poderia ter sido evitada se o banco central americano tivesse agido para impedir a contração monetária. Lopes e Vasconcelos (2010) complementam: “o forte controle monetário exercido naquele momento, em especial a passividade com o processo de falências bancárias, desencadeou a depressão”. Eles persuadiram a maioria dos economistas de que a política monetária deveria desempenhar um papel chave no gerenciamento da economia (KRUGMAN, 2011, 773).

Com a publicação de seu *The role of monetary policy* Friedman introduziu a ideia de flutuações em uma economia perfeitamente competitiva. Lopes e Vasconcelos (2010) sintetizam:

De acordo com o autor, o impacto imediato de uma política monetária expansionista dá-se sobre a produção e o emprego, uma vez que, considerando-se que os agentes econômicos estivessem esperando preços estáveis, fixaram preços e salários com base nessa expectativa. Como leva tempo para eles se ajustarem à nova demanda, reagirão inicialmente produzindo mais e trabalhando mais (...) Assim, no caso dos trabalhadores, a elevação dos salários nominais é tida como um aumento do salário real e os leva a oferecer maior quantidade de trabalho. Como os salários reais estão efetivamente se reduzindo, as empresas contratam mais trabalhadores e ampliam a produção. Conforme já destacado, as flutuações só ocorrem porque os agentes possuem informações incompletas. (LOPES E VASCONCELOS, 2010).

A ideia de Friedman foi formalizada por Lucas, que se tornou o maior expoente das chamadas expectativas racionais. Segundo Magalhães (2005): “A obra desse autor influenciou profundamente o pensamento de toda uma geração de macroeconomistas, uma vez que foi elaborada não apenas uma severa crítica à ortodoxia vigente na época, mas também porque foi proposto todo um novo corpo teórico para substituí-la.”. Lucas (1991b, 1991c) atrelou o problema da informação imperfeita à hipótese da expectativa racional e diante deste contexto priorizou o papel dos distúrbios monetários, defendendo que a principal fonte dos ciclos econômicos são as perturbações monetárias.

Barro (1984) realizou complementarmente ao trabalho de Lucas análises do papel da política monetária com expectativas racionais. Em seu ensaio sobre o tema, Teixeira, Dias e Dias (2011) apresentam a seguinte posição:

Para isso, ele decompõe uma série temporal monetária dentro da ótica de moeda antecipada e não antecipada, via especificação de uma regra monetária. Ou seja, investiga, empiricamente, se moeda não antecipada influencia as várias medidas da atividade econômica. Assim, Barro conclui que mudanças monetárias antecipadas não afetam a atividade real e que a taxa de crescimento da moeda não antecipada afeta o produto ao longo de três anos, com o pico no segundo ano. (TEIXEIRA, DIAS e DIAS, 2011).

Estratégia Empírica

Testes de Raiz Unitária sem Quebra Estrutural

Os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron ($\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996), e Ng e Perron (2001) são aplicados para verificar a estacionariedade das séries porque superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey-Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips-Perron (1988).

As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente; e, (b) a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, (a), Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) para extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$, indicando a presença de raiz unitária, da seguinte regressão estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

contra a hipótese alternativa $H_A: \beta_0 < 0$, de que a série é estacionária. Em (1), $\tilde{y}_t$ é a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ é o operador de primeiras diferenças, e_{tk} é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, (b), Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem k , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a sérias distorções. Isso motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação (1).

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a

tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder e menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP.

Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural

O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Perron mostrou que um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

Assim, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária.

Nesse contexto, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanneet *al.* (2002) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Assim, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não-linear geral $f(\theta)' \gamma$ é acrescentada ao termo determinístico μ_t do processo gerador de dados. Portanto, o modelo é expresso pela seguinte regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f(\theta)' \gamma + v_t \quad (2)$$

Onde θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, ao passo que v_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária. A mudança na função $f(\theta)' \gamma$ pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*). Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanneet *al.* (2002) propuseram teste de raiz unitária baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original. Em seguida, um teste ADF é desenvolvido para as séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, apanhar a data de quebra que minimiza a

soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. Valores críticos foram tabulados por Lanneet *al.* (2002).

Causalidade Multivariada

A análise de causalidade inicia-se pela estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis. Assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de z_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-cause z_t (GRANGER, 1969). O VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \zeta_t \quad (3)$$

onde, X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é um vetor de interceptos, A_i são matrizes de coeficientes e ζ_t é um vetor de resíduos não-autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos usuais critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (3).

A causalidade de Granger da variável x para a variável y é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável x em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que y é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x Granger-cause a variável y .

Caso as variáveis em X_t não sejam estacionárias, deve-se testar cointegração. Nesse caso, havendo cointegração entre as variáveis, utiliza-se o vetor cointegrante para obter uma combinação linear estacionária entre as variáveis e estima-se um modelo vetorial autorregressivo com correção de erros, chamado VEC. A significância estatística do termo de correção de erros também deve ser considerada na condução do teste de causalidade.

A cointegração pode ser testada seguindo o procedimento sugerido por Johansen (1988, 1991, 1992a, 1994, 1995), O teste consiste em modelar séries temporais como uma regressão de posto reduzido em que se calculam as estimativas de máxima verossimilhança do vetor cointegrante no modelo de correção de erros multivariado com erros gaussianos. O teste requer a estimação da representação de correção de erros dada por:

$$\Delta X_t = \mu + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde X_t é um vetor coluna ($m \times 1$) de variáveis; μ é um vetor ($n \times 1$) de termos constantes; π e π_i representam matrizes de coeficientes; p é a ordem das defasagens; e o resíduo ε_t é não autocorrelacionado e homocedástico. A matriz coeficientes π é conhecida como matriz cointegrante e contém informações sobre o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O número de autovalores de π que são estatisticamente diferentes de zero, o que corresponde ao posto de π , fornece o número de vetores cointegrantes no sistema. Johansen propõe a estatística do traço para se testar quantos vetores cointegrantes existem em (4). Essa estatística é expressa por:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

onde $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados dos autovalores obtidos da matriz π e T é o número de observações. O teste segue um procedimento recursivo, onde a hipótese nula é de que há, no máximo, r vetores cointegrantes. Os valores críticos foram tabulados por Johansen (1995).

Caso se confirme os resultados sobre a cointegração das séries analisadas, a análise de causalidade de Granger em uma estrutura multivariada deverá ser conduzida sob a estimação de um modelo VEC, ou seja, as variáveis em primeiras diferenças e a relação de equilíbrio de longo prazo na forma de termos de correção de erros são incluídas no sistema. O teorema da representação de Granger postula que, se as séries de tempo são cointegradas, então a regressão entre elas pode ser expressa com um modelo de correção de erros (ENGLE e GRANGER, 1987). Logo, a causalidade de Granger deve ser investigada inserindo-se o resíduo defasado de um período do vetor cointegrante, chamado mecanismo de correção de erros (MCE). Um termo de correção de erro estatisticamente significativo implica relação de causalidade de Granger de longo prazo das variáveis explicativas para a variável dependente (GRANGER, 1988).

Além da causalidade de Granger, nessa etapa serão utilizadas as funções impulso-resposta generalizadas (FIRG). As FIRG permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Desta forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes

inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta.

Descrição das Variáveis e Tratamento dos Dados

Os dados sobre produto interno bruto (PIB), consumo das famílias e investimento agregado foram obtidos através do portal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)³.

Já os dados das séries de oferta monetária (M1), taxa de câmbio nominal, taxa de juros - Over/Selic e o índice de preços IGP-DI foram obtidos no portal do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)⁴.

O consumo das famílias corresponde ao valor dos bens e serviços adquiridos pelos indivíduos para a satisfação de seus desejos. Por exemplo, gastos com alimentação, vestuários, habitação, educação, saúde, lazer, etc.

O investimento agregado corresponde à formação bruta de capital fixo mais a variação de estoques da economia, advindo do setor público e do setor privado.

O produto interno bruto corresponde à soma de todos os bens e serviços finais produzidos no Brasil em um dado período de tempo.

A oferta monetária refere-se ao papel moeda em poder do público mais os depósitos à vista nos bancos comerciais. Em outras palavras, refere-se à parcela dos meios de pagamento, segundo o conceito restrito de moeda (M1), que engloba os depósitos à vista efetivamente movimentáveis por cheques, prontamente disponíveis para pagamento de bens e serviços e aceitos como moeda.

A taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), que é o preço relativo entre a moeda de dois países, é expressa no Brasil e na maioria dos países pela cotação do incerto, também conhecida por método direto. Na cotação do incerto, a taxa de câmbio é o preço da moeda estrangeira expressa em moeda nacional.

A taxa Overnight/Selic é a média dos juros que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. Refere-se à média do mês. Serve de referência para outras taxas de juros do país. A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia.

O tratamento dos dados ocorreu da seguinte forma. Os dados trimestrais de séries históricas das variáveis nominais em análise são apresentados em termos reais, deflacionados pelo Índice Geral de Preços — Disponibilidade Interna (IGP-DI) no período que vai do

³ Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>.

⁴ Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

primeiro trimestre de 1996 ao segundo trimestre de 2012. Em seguida, essas séries foram ajustadas sazonalmente utilizando o método Census X12⁵.

No passo seguinte, todas as variáveis foram convertidas para a forma de logaritmos naturais, de modo que os coeficientes estimados podem ser interpretados como as elasticidades.

Finalmente, utilizou-se o filtro Hodrick-Prescott (1997), para obter os componentes cíclicos de cada uma das séries aqui analisadas. Vários procedimentos para a decomposição de séries temporais foram desenvolvidos, cada qual tentando isolar as componentes não observáveis da série o mais acuradamente possível. Contudo, o método que mais tem sido utilizado atualmente é conhecido como filtro Hodrick-Prescott (1997) que se constitui em um método de suavização utilizado nas análises econométricas para se obter uma estimativa suave do componente da tendência de longo prazo da série temporal.

Considere $x_t = \ln(X_t)$, a tendência definida por Hodrick e Prescott (1997). Logo, essa tendência HP é a série $\{\tau_t\}_{t=1}^T$ que minimize a seguinte função objetivo:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (6)$$

Em outras palavras, o filtro HP é um método que busca obter uma estimativa suave dos componentes da tendência de longo prazo da série. O parâmetro λ determina como suavizar a linha de tendência. Se $\lambda = 0$, a tendência irá igualar a série original para todo t . Para valores menores, mas menos extremos, de λ a tendência seguirá os dados bem de perto. Todavia, se λ é muito grande, mudanças na inclinação da tendência são evitadas, e, no limite, à medida que λ tende ao infinito ($\lambda \rightarrow \infty$), a tendência será uma linha reta.

⁵ A metodologia X12-ARIMA é amplamente utilizada para dessazonalização de séries temporais econômicas e consiste da aplicação de filtros lineares sucessivos para a estimação de componentes não observáveis de séries temporais, tais como: tendência e sazonalidade. Essa metodologia foi desenvolvida em 1996 pelo Bureau do Censo dos EUA (U.S. Bureau of the Census). Esta versão incorpora melhorias em versões anteriores, possibilitando maiores possibilidades de escolha de modelos, mais opções de ajustamento sazonal e novos testes de diagnósticos. Segundo Findley et al. (1998), as principais melhorias no procedimento de ajuste sazonal pelo método X-12 ARIMA são: (i) maior capacidade para modelar o efeito calendário pelo uso dos modelos de regressão RegARIMA, com erros ARIMA, sendo disponibilizadas variáveis independentes predeterminadas ou definidas pelo usuário; (ii) inclusão de novas formas de diagnósticos para auxiliar na modelagem, na seleção e na avaliação da qualidade do ajuste sazonal; (iii) capacidades adicionais para trabalhar com um grande número de séries, além de determinar as séries que têm ajustes problemáticos; (iv) nova interface de usuário. Por ser considerado como padrão para se ajustar sazonalmente séries históricas que compõem estatísticas oficiais, esse método tem sido utilizado por importantes centros de pesquisa econômica e órgãos governamentais no Brasil, como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O valor convencional de λ para dados trimestrais é 1,600. Esse valor é arbitrário, embora Hodrick e Prescott (1997) forneçam a seguinte motivação: se o componente cíclico, $y_t - \tau_t$, e a segunda diferença do componente de tendência, $\Delta(\tau_t - \tau_{t-1})$, passaram a ser seqüências independentes de variáveis aleatórias normais distribuídas independentes e identicamente com variâncias σ_1^2 e σ_2^2 , então a série que minimize (6) corresponderia à esperança matemática de $\{\tau_t\}_{t=1}^T$, dada a amostra de dados $\{y_t\}_{t=1}^T$ se λ fosse determinado igual a $(\sigma_1/\sigma_2)^2$. Argumentando que o desvio-padrão de ciclos deve ser aproximadamente 40 vezes o desvio-padrão de mudanças na taxa de crescimento da tendência, Hodrick e Prescott (1997) obtêm um valor de $\lambda = 1,600$.

Análise dos Resultados

Os testes de raízes unitárias sem quebra estrutural foram aplicados nos componentes cíclicos das séries em nível. Porém, os resultados não foram satisfatórios, uma vez que as séries não se mostraram estacionárias $I(0)$, motivo pelo qual se resolveu testar a estacionariedade em primeiras diferenças.

Os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron ($\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$) apresentados na Tabela 1a seguir, indicam que as séries do PIB(y_t), Investimento (i_t), oferta monetária ($M1_t$), câmbio ($cambio_t$) e taxa Selic($selic_t$) são estacionárias em primeira diferença. Por outro lado, não foi possível identificar a ordem de integração da série de consumo das famílias (c_t).

Os resultados do teste de Saikkonen e Lütkepohl (2002), daqui em frente denominado SL, são apresentados na Tabela 2 a seguir. A escolha do tipo de mudança foi baseada na análise gráfica de cada série, e as datas de quebras estruturais obtidas endogenamente serão analisadas a seguir.

Tabela 1 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária sem Quebra Estrutural, 1996 – 2012 - 2º Sem.

Variáveis	Modelo	ADF^{GLS}		$\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$	
		Estatística Teste	Lags	Estatística Teste	Lags
Δy_t	C	-6,17***	0	-3,86***	0
Δy_t	C,T	-6,21***	0	-3,87***	0
Δc_t	C	-0,72	10	-0,20	10
Δc_t	C,T	-1,65	10	-1,34	10
Δi_t	C	-1,14	9	-0,61	9
Δi_t	C,T	-8,56***	0	-3,98***	0
$\Delta M1_t$	C	-1,64*	9	-0,85	9
$\Delta M1_t$	C,T	-4,92***	0	-3,57***	0
$\Delta cambio_t$	C	-6,16***	0	-3,84***	0
$\Delta cambio_t$	C,T	-6,17***	0	-3,86***	0
$\Delta selic_t$	C	-1,05	10	-0,31	10
$\Delta selic_t$	C,T	-6,00***	0	-3,82***	0

Notas:

1 - “Lags” significa defasagens. Componentes cíclicos das séries na forma de logaritmo natural. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

2 - Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,60 (1%); -1,95 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,71 (1%); -3,14 (5%) e -2,84 (10%). Os valores críticos assintóticos do teste $\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$ são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%); -1,98(5%) e -1,62 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%); -2,91 (5%) e -2,62 (10%).

Os resultados do teste SL indicam que todas as séries são estacionárias em primeira diferença. A quebra estrutural do terceiro trimestre de 1997 associa-se ao ataque especulativo em decorrência dos efeitos da crise asiática. Já a quebra estrutural do primeiro trimestre de 2000 associa-se aos reflexos da crise cambial brasileira. Por fim, a quebra estrutural do quarto trimestre de 2002 está associada à crise de confiança externa sobre a evolução da economia brasileira no período pré-eleitoral.

Uma vez que se constatou que as séries obtêm estacionariedade em primeiras diferenças, procedeu-se a análise de cointegração das séries segundo teste do traço de Johansen. Os resultados do teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural são reportados na Tabela 3 e indicam a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas, ou seja, não se rejeita a hipótese de presença de vetores cointegração. A presença de cointegração indica que a análise de causalidade multivariada deve ser conduzida sob a estimação de um VEC.

Tabela 2 – Teste SL de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena

Variável	Modelo	Data da Quebra	Estatística Teste	Lags
Δy_t	C	2002:04	-2,95**	2
Δy_t	C,T	2002:04	-4,36***	2
Δc_t	C	2000:01	-3,35**	2
Δc_t	C,T	2000:01	-2,96*	2
Δi_t	C	2002:04	-2,96**	2
Δi_t	C,T	2002:04	-3,96***	2
$\Delta M1_t$	C	2002:04	-4,24***	2
$\Delta M1_t$	C,T	2002:04	-4,32***	2
$\Delta cambio_t$	C	1997:03	-8,48***	2
$\Delta cambio_t$	C,T	1997:03	-7,83***	3
$\Delta selic_t$	C	1997:03	-7,70***	2
$\Delta selic_t$	C,T	1997:03	-7,70***	2

Notas:

1 - Tipo de quebra endógena: *rational shift*.

2 - “Lags” significa defasagens. Variáveis na forma logarítmica. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 12 defasagens.

3 - Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes (Lanneet *al.* 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%); -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%); -3,03 (5%) e -2,76 (10%).

Tabela 3 – Resultados do teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural (*Johansen Trace Test*).

rank (r) co-integrante	LR	Valor-p	90%	95%	99%
$r = 0$	192,33	0,0000***	123,26	128,27	138,03
$r \leq 1$	108,91	0,0056***	93,08	97,49	106,11
$r \leq 2$	73,56	0,0281**	66,90	70,70	78,21
$r \leq 3$	44,34	0,1094	44,78	47,99	54,39
$r \leq 4$	23,74	0,1972	26,62	29,22	34,53
$r \leq 5$	8,88	0,2982	12,50	14,54	18,90

Nota: Modelo com constante. ***- Significa rejeição da hipótese nula de posto r cointegrante ao nível de significância de 1%. **- Significa rejeição da hipótese nula de posto r cointegrante ao nível de significância de 5%. Selecionaram-se 2 (duas) defasagens ótimas, segundo os critérios de informação de Hannan Quinn (HQ) e *Final Prediction Error* (FPE). Inclusão de *dummies* de nível para os anos 1997 Q2 e 2000 Q1.

Conforme os resultados apresentados nas Tabelas 2 e 3, a análise de causalidade de Granger deverá ser desenvolvida estimando-se um modelo VEC. Conforme o teorema da representação de Granger, se as séries de tempo são cointegradas, a regressão entre elas pode ser expressa através de um modelo com correção (ENGLE E GRANGER, 1987). Desta

forma, a causalidade de Granger deve ser investigada inserindo-se o resíduo defasado de um período do vetor cointegrante, chamado mecanismo de correção de erros (MCE). Um termo de correção de erro significativo implica relação de causalidade de Granger de longo prazo das variáveis explicativas para as variáveis dependentes (GRANGER, 1988).

A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger baseados na estimação de modelo VEC com três vetores cointegrantes. Observa-se relação de causalidade de Granger unidirecional do consumo das famílias sobre o PIB, ao nível de significância de 5%, indicando que variações no consumo das famílias impactam o ciclo do PIB.

Observa-se uma relação de causalidade unidirecional, no sentido de Granger, do PIB para o investimento, ao nível de significância de 1%. Em outras palavras, variações no PIB exerceram influência nos investimentos.

Houve também causalidade de Granger unidirecional do consumo das famílias para o investimento, a um nível de significância de 5%, sugerindo que variações no consumo das famílias precedem temporalmente mudanças no investimento agregado.

Observou-se também causalidade de Granger unidirecional da taxa de câmbio sobre os investimento agregado, a um nível de significância de 1%, indicando que o comportamento do mercado cambial exerce influência sobre os investimentos da economia brasileira.

A taxa de juros Granger-causa o investimento agregado da economia ao nível de significância de 1%, indicando que variações na taxa Selic afetam a trajetória dos investimentos da economia. Conforme postula a tradição keynesiana, os investimentos são inversamente relacionados com a taxa de juros, de modo que um aumento da taxa de juros provocará uma redução dos investimentos da economia.

A existência de relação de bi-causalidade de Granger entre a relação M1 e a taxa de juros aos níveis de significância de 1% e 5% evidencia que tanto variações na oferta monetária precedem temporalmente mudanças na trajetória da taxa de juros, como também que variações na taxa de juros precedem temporalmente mudanças na oferta monetária da economia. Portanto, tanto a taxa de juros é determinada pelo comportamento da oferta monetária, conforme postula o modelo IS-LM, quanto a trajetória dos meios de pagamento, conceito M1, é afetada pelo comportamento da taxa de juros da economia.

As funções de impulso-resposta mostram os efeitos de longo prazo das séries temporais, quando há um determinado choque exógeno em alguma das variáveis do modelo. De maneira específica, a técnica da função impulso-resposta é um procedimento que permite traçar os efeitos do desvio-padrão de um choque relativo a uma inovação nos valores presentes e

futuros das variáveis endógenas. Esse fato é transmitido por uma estrutura dinâmica de um vetor autorregressivo.

Um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas continua sendo o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”, que impõe uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo – de modo que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda seja afetada apenas pela primeira, a terceira seja afetada pelas primeiras duas, e assim por diante. Ao pesquisador cabe apenas selecionar a “ordenação causal” adequada das variáveis sob análise; feito isso, o modelo é exatamente identificado e é possível proceder à investigação das inter-relações entre as variáveis por meio de funções de resposta a impulso e decomposição de variância dos erros de previsão do modelo.

Tabela 4 – Resultados do teste de causalidade de Granger Aplicado ao VEC

Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes					
	y_t	c_t	i_t	$M1_t$	$cambio_t$	$selic_t$
y_t	-	4,912667 (0,1783)	11,45779*** (0,0095)	1,153012 (0,7643)	0,648710 (0,8852)	2,824648 (0,4195)
c_t	8,686362** (0,0338)	-	10,14587** (0,0174)	3,013985 (0,3895)	5,086406 (0,1656)	1,305023 (0,7279)
i_t	4,491512 (0,2130)	1,675792 (0,6423)	-	1,726669 (0,6310)	3,105372 (0,3757)	0,305136 (0,9591)
$M1_t$	3,304118 (0,3471)	2,112469 (0,5494)	1,704660 (0,6359)	-	3,225478 (0,3582)	15,42343*** (0,0015)
$cambio_t$	1,042715 (0,7909)	3,087995 (0,3783)	11,52336*** (0,0092)	5,476483 (0,1401)	-	2,205502 (0,5309)
$selic_t$	3,910191 (0,2713)	2,457143 (0,4831)	12,21959*** (0,0067)	10,92442** (0,0121)	2,264332 (0,5194)	-

Nota: VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Observações incluídas: 62. Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são testes χ^2 da Causalidade de Granger. (***) significância a 1%, (**) significância a 5%, (*) significância a 10%. Inclusão de variáveis *dummies* de nível para os períodos 1997Q3, 2000Q1 e 2002Q4.

Com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, a função de impulso-resposta generalizada (FIRG) é utilizada. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR. Conforme apontado por Lutkenpohl (1991), o método convencional para a análise da função de impulso-resposta aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, por conseguinte, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no modelo VAR estimado. Koop, Pesaran e Potter (1996), e Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função de

impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (EWING, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

Os resultados observados nas funções de impulso-resposta generalizadas coadunam com a teoria da IS-LM, sintetizada por John Hicks e Alvin Hansen. A resposta do PIB ao choque em M1 foi positiva (conforme Figura 3), significando que um choque monetário representa um aumento no PIB. Conforme fatos estilizados na teoria econômica, uma expansão monetária provoca um deslocamento da LM para direita e para baixo, o que provoca um aumento do PIB e uma redução da taxa de juros. Em consonância com o apresentado, a resposta da taxa Selic foi negativa ao choque monetário (ver Figura 8).

Um choque em M1 provocou uma resposta positiva no consumo das famílias (Figura 4). O consumo é composto pelo consumo autônomo e o produto da propensão marginal a consumir pela renda disponível. Conforme visto acima, um choque monetário provoca um deslocamento da curva LM para a direita, fator que causa um aumento na renda. O aumento da renda, mantidos constantes a tributação e as transferências governamentais, provoca um aumento do consumo. Mas note que o consumo das famílias responde, de maneira positiva, ao choque na oferta monetária até o quarto período, a partir do qual tornar-se negativo e retorna a trajetória de estado estacionário até o décimo período da simulação, indicando que o choque é bom no curto prazo, mas ruim no médio e no longo prazo.

De maneira análoga, os investimentos responderam positivamente ao choque em M1 (Figura 5). O choque monetário deslocou a LM para direita e para baixo. Em consequência houve uma redução da taxa de juros. A redução da taxa de juros faz com que os investidores optem por retomar seus projetos de investimentos assumindo riscos em detrimento da taxa básica de juros, que deixa de ser atrativa. Além disso, as baixas taxas de juros propiciam melhores condições para os investidores financiarem seus projetos. Portanto, a função de impulso-resposta generalizada para os investimentos também se apresentou em consonância com a teoria econômica.

Figura 3

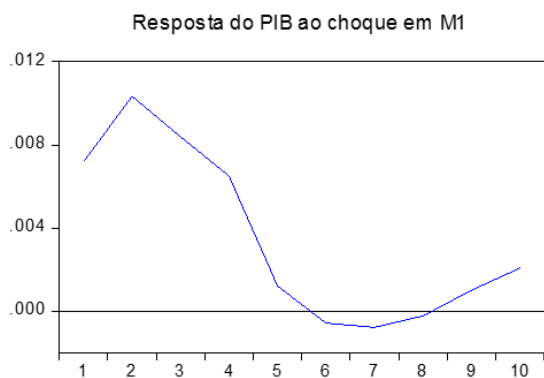


Figura 4

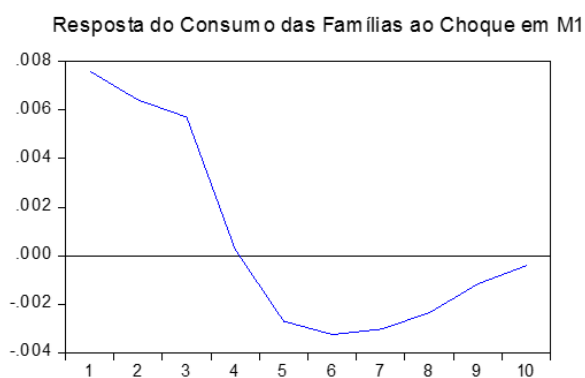


Figura 5



Figura 6



Figura 7

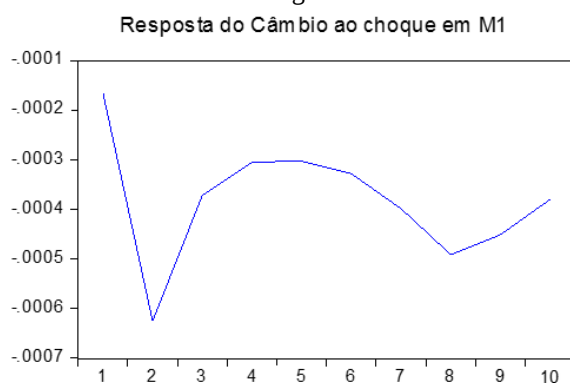
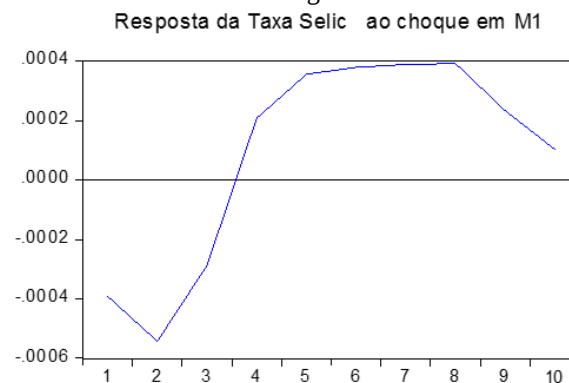


Figura 8



Por fim, o choque em M1 provocou uma resposta negativa na taxa de câmbio nominal (Figura 7). Trata-se, inicialmente, de um resultado contra intuitivo, conforme fatos estilizados no Modelo IS-LM-BP com mobilidade imperfeita de capitais⁶.

⁶ Em um país que adota o regime de taxa de câmbio flutuante, como é o caso do Brasil, uma expansão monetária causa uma elevação no produto e uma queda na taxa de juros no curto prazo. Em consequência, por ter havido a redução da taxa de juros, haveria fuga de capitais do país. Essa fuga geraria excessos de demanda por moeda estrangeira, tendo em vista que se tornaria necessário que os investidores que estivessem saindo do país se desfizessem da moeda nacional e adquirissem moeda estrangeira. O excesso de demanda gerado apreciaria a moeda estrangeira e depreciaria a moeda nacional.

Os resultados aqui obtidos corroboram para a comprovação dos modelos de ciclos monetários como fonte geradora de flutuações na economia conforme revisão teórica tratada no início do presente trabalho.

Conclusão

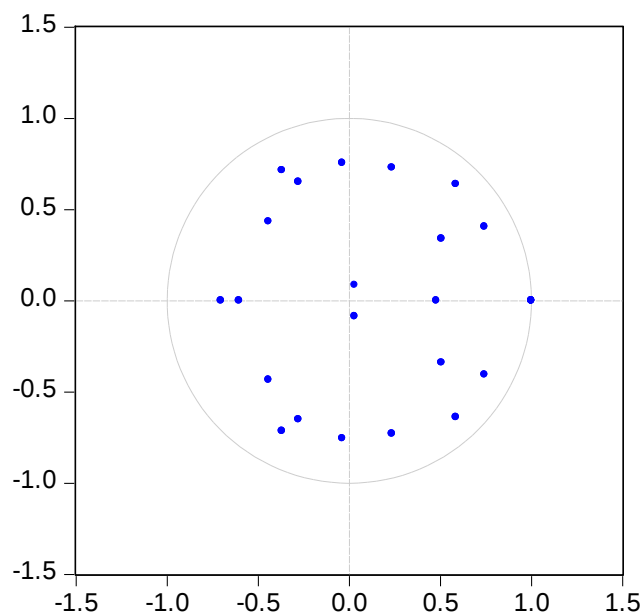
O estudo dos ciclos econômicos e suas causas é indispensável para a formulação de políticas econômicas. Nesse contexto, o papel dos choques monetários sobre as oscilações dos ciclos vem recebendo grande ênfase desde o enfoque proposto por Friedman (1963). Contudo, nos dias atuais, a tradição keynesiana pautada na análise do Modelo IS-LM por um lado, e a literatura novo-clássica, por outro lado, ainda apresentam controvérsias profundas em observar os ciclos econômicos. Mas o trabalho empírico aqui proposto busca conciliar os resultados econométricos obtidos em relação a essas duas importantes escolas do pensamento econômico.

De maneira específica, esse estudo teve como objetivo verificar os efeitos de choques monetários sobre o ciclo econômico brasileiro no período de 1996 a 2012, a partir da estimação de um modelo econométrico *ad hoc* para estudar os ciclos econômicos. A análise de choques de política dentro do contexto de ciclos econômicos foi realizada com a metodologia econométrica de modelos vetoriais autorregressivos com mecanismos de correção de erros (VEC). A aplicação desse modelo, aliada à análise de causalidade de Granger e à simulação de choques sobre os resíduos do modelo VEC por meio de funções de impulso-resposta generalizadas, fornece um instrumento para abordagem dos ciclos econômicos, aqui medidos como desvios das séries em torno de suas respectivas tendências.

Os resultados obtidos permitem a inferência de que os ciclos do PIB, do consumo das famílias, do investimento, o câmbio e a taxa de juros, respondem aos choques monetários, conforme os fatos estilizados do modelo IS-LM. Além disso, os resultados também caminham na direção do modelo proposto por Lucas nos quais ciclos monetários geram flutuações em variáveis reais, corroborando as evidências obtidas por Teixeira, Dias e Dias (2011).

Apêndice

Os testes de estabilidade do VEC apontaram para a estabilidade do modelo, conforme destacado a seguir:

Figura 9 – Raízes Inversas do Polinômio Característico AR

Observou-se autocorrelação na primeira defasagem. A autocorrelação desaparece na segunda defasagem conforme Tabela 5.

Tabela 5 – Teste LM de Autocorrelação

Defasagens	Estatística LM	Valor-p
1	61.91330	0.0046
2	32.89786	0.6169
3	57.77462	0.0121
4	42.57151	0.2092
5	49.13954	0.0709

Nota: elaboração dos autores

O teste de Jarque-Bera, conjuntamente, rejeita a hipótese nula de normalidade dos resíduos. Individualmente há normalidade na segunda equação e na quarta equação.

Tabela 6 – Análise de Normalidade dos Resíduos

Componente	Jarque-Bera	Graus de Liberdade	Valor-p
1	7.056034	2	0.0294
2	0.943910	2	0.6238
3	6.332614	2	0.0422
4	2.491721	2	0.2877
5	8.571864	2	0.0138
6	9.065830	2	0.0107
Conjunto	34.46197	12	0.0006

Nota: elaboração dos autores

O modelo não apresenta heterocedasticidade nos resíduos, conforme Tabela 7 a seguir. A hipótese nula é a ausência de heterocedasticidade sem termos cruzados, ou seja, a variância dos resíduos do modelo são constantes.

Tabela 7 – Teste de Heterocedasticidade

Qui-Quadrado	Graus de Liberdade	Valor-p
1017.282	966	0.1227

Nota: elaboração dos autores

REFERÊNCIAS

- BLANCHARD, O. *Macroeconomia*. 5.ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2011.
- BARRO, R. *Rational expectations and the role of monetary policy*. In: LUCAS, R.; SARGENT, T. *Rational expectations and econometric practice*. Minnessota: Univ. Minnessota, 1984. p. 229-260.
- BURNS, A. F.; MITCHELL, W. C. *Measuring business cycles*. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.
- CUNHA, A. B.; MOREIRA, L. P. Ciclos Econômicos Regionais no Brasil de 1985 a 2002: Uma introdução. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v.10, n. 1, p. 115-138, jan./abr. 2006.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 336, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, nº 4, 1981.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- ELLERY Jr., R.; GOMES, V. Ciclo de negócios no Brasil durante o século XX: uma comparação com a evidência internacional. *Economia*, v. 6, n. 1, p. 45-66, jan./jul. 2005.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- EWING, B.T. The response of the default risk premium to macroeconomics hocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 43, p. 261-272, 2003.
- FINDLEY, D. F.; MONSELL, B. C.; BELL, W. R.; OTTO, M. C. Y.; CHEN, B. New capabilities and methods of the X12 ARIMA seasonal adjustment program. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 16, n. 2, p. 127-152, 1998.
- FRIEDMAN, M.; SCHWARTZ, A. J. *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1963.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, v. 34, p. 541-551, 1969.

_____. Some recent developments in the concept of causality, *Journal of Econometrics*, v. 39, p. 199-211, 1988.

HICKS, J. R. (1937), "Mr. Keynes and the Classics - A Suggested Interpretation", *Econometrica*, v. 5 : 147-159.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.

_____. Estimation and hypothesis test of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.

_____. Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* v. 54, p. 383-397, 1992.

_____. The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of non stationary time series. *Econometric Reviews*, v. 13, p. 205-231, 1994

_____. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford, 1995.

KEYNES, J. M. The General Theory of Employment, Interest and Money, London: Macmillan, 1936.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

KRUGMAN, P. R.; WELLS, R. *Introdução à economia*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

LUTKENPOHL, H. *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer, 1991.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 23, p. 667-685, 2002.

LOPES, L. M.; VASCONCELLOS, M. A. S. *Manual de Macroeconomia*. 3. ed. São Paulo : Editora Atlas S.A., 2010.

LUCAS, R. *Econometric testing of the natural rate hypothesis*. In: LUCAS, R. Studies in Business — cycle theory. Cambridge: MIT, 1991a. p. 90-103.

_____. *Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*. In: LUCAS, R. Studies in Business— cycle theory. Cambridge: MIT, 1991b. p. 131-145.

_____. *Expectations and the neutrality of money*. In: LUCAS, R. Studies in Business — cycle theory. Cambridge: MIT, 1991c. p. 66-89.

MAGALHÃES, M. A.; Equilíbrios e Ciclos. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 509-554, set./dez. 2005.

MANKIW, N. G. *Macroeconomia*. 6. ed. Rio de Janeiro : LTC, 2008.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, 1984.

SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, 18, pp. 313-348, 2002.

TEIXEIRA, A. M.; DIAS, J; DIAS, M. H. A. Choques monetários e ciclos econômicos na economia brasileira: uma aplicação de modelos VAR. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 32, n. 2, p. 493-514, nov. 2011.

Recebido em 25/03/2014 – Aprovado em 02/06/2014