

[4]

POLÍTICA MONETÁRIA E O CANAL DO EMPRÉSTIMO BANCÁRIO: UMA ANÁLISE PARA O BRASIL, DE 2003 A 2012

Cristian Rafael Pelizza*

65

Resumo: O objetivo do presente artigo é apresentar um modelo, com base no trabalho de Bernanke e Blinder (1988), em que o crédito, via empréstimos bancários, possui impacto macroeconômico, como canal de transmissão das políticas monetárias. A metodologia utilizada foi a realização de um teste econométrico utilizando a técnica do Vetor Autorregressivo (VAR). Para isso foram utilizadas seis variáveis, o PIB real, inflação medida pelo índice IGP-DI, a base monetária M1, a taxa Selic real, o Spread bancário e o Crédito com recursos livres público e privado. Os resultados corroboram com a perspectiva teórica, de que com assimetria de informação o crédito se torna ativo nos resultados da política monetária. Para chegar a essa conclusão foi utilizada uma função de impulso resposta, em que um choque positivo na taxa Selic afeta o nível de crédito e o spread bancário, tendo como consequência impacto sobre o produto.

Palavras-chave: Política monetária. Crédito. Vetor Autorregressivo.

Abstract: The objective of this paper is to present a model, based on the work of Bernanke and Blinder (1988), in which the credit via bank loans, has macroeconomic impact as transmission channel of monetary policies the methodology used was the realization of a econometric test using the technique of vector autoregression (VAR). Thus, six variables were used, real GDP, inflation measured by the IGP-DI index, money supply M1, real Selic rate, banking Spread and free credit with public and private resources. The results corroborate the theoretical perspective, that with asymmetric information credit becomes active on the results of the monetary policy. To reach this conclusion a function impulse response, in which a positive shock in the Selic rate affects the level of credit and banking spread, with the consequent impact on the product was used.

Keywords: Monetary policy. Credit. Vector Autoregression.

4.1 Introdução

A oferta de moeda por muito tempo foi vista como o agregado chave em termos de decisão sobre as políticas monetárias. Essa visão, presente na influente história monetária dos Estados Unidos de Friedman e Schwartz (1963), também constava

* Mestrando Economia Aplicada PPGE/UFRGS Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
E-mail: cristian.pelizza@hotmail.com

nos modelos IS-LM padrão. Nesse aspecto, haveria correlação positiva, pelo menos em curto prazo, entre oferta de moeda e produto, sendo que a importância dos bancos estava resumida a criação de moeda, via mecanismo multiplicador. Complementar a esse ponto de vista estava o modelo de Modigliani e Miller (1958), que ressaltava a estrutura financeira das firmas como irrelevante, e com isso os bancos tornam-se redundantes na economia. Essa ideia sobre o papel da política monetária evoluiu até os modelos de ciclo real de negócios, onde a mesma afeta as variáveis reais de maneira transitória, e apenas através de choques não antecipados na oferta de moeda.

A partir da década de 1970, a atenção sobre o papel da informação sobre os mercados, podendo gerar imperfeições, trouxe nova luz sobre o papel do crédito sobre o sistema econômico. Stiglitz e Weiss (1981) desenvolveram um modelo em que a informação assimétrica gera racionamento sobre o mercado de crédito, e destacam assim, a importância dos intermediários na captação de informações sendo dessa forma crucial para reduzir problemas como seleção adversa e risco moral nesse mercado. Com assimetria de informação, o crédito passa a ter função ativa na propagação das políticas monetárias, dado que mudanças na taxa básica de juros (no caso do Brasil a taxa Selic) afetam também o prêmio de financiamento externo, cujo valor depende também da percepção dos riscos relacionados à assimetria de informação observada pelos bancos.

A partir desses problemas, surgem análises, em especial do período da grande depressão, que destacam que aspectos relacionados à moeda eram insuficientes para explicar quedas persistentes e da magnitude da crise de 1929. Mishkin (1978) e Bernanke (1983) destacam, assim, a importância do crédito nesses períodos, resgatando de maneira parcial o trabalho pioneiro de Fisher (1933). Assim sendo, o teorema de Modigliani-Miller passa a perder a validade, já que as imperfeições no mercado passam a ter importância sobre a estrutura financeira das firmas e sobre a demanda agregada em geral.

A teoria do canal de crédito pode ser vista através de dois meios, o primeiro chamado de “canal do balanço patrimonial” e primeiramente desenvolvido por Bernanke e Gertler (1989), e posteriormente ampliado para um modelo de equilíbrio geral por Carlstrom e Fuerst (1997), atenta ao fato de que os recursos externos e internos da firma possuem custos diferentes, de forma que assumindo os mesmos como substitutos imperfeitos choques monetários podem afetar o balanço patrimonial das firmas, assumindo um ambiente com assimetria de informação. Com relação ao segundo meio de transmissão, o “canal do empréstimo bancário”, Bernanke e Blinder (1988) desenvolvem um modelo em que o mercado de crédito é adicionado

ao IS-LM tradicional, considerando o papel essencial dos intermediários financeiros na oferta de crédito.

O presente trabalho busca demonstrar o funcionamento do “canal do empréstimo bancário”, numa primeira seção, após a introdução, em seu modelo teórico desenvolvido por Bernanke e Blinder (1988), e depois através do uso do método econométrico do vetor autorregressivo (VAR), sendo que alguns de seus aspectos teóricos importantes são observados na seção 2 e o teste empírico para o Brasil, de 2003 a 2012, está na seção 3.

4.2 Política monetária e o canal de crédito

Nos modelos IS-LM padrão, os ativos e passivos bancários possuíam implicações diferentes em termos de determinação da renda e taxa de juros de equilíbrio no sistema econômico. Enquanto o passivo bancário, a moeda, possuía papel importante na determinação demanda agregada, o ativo, os empréstimos, era incluso num mercado de títulos e suprimido pela lei de Walras, como observado por Freixas e Rochet, 1997.

Com o desenvolvimento da pesquisa sobre o mercado de crédito, surgem modelos que apontam a existência de informação assimétrica no mesmo (STIGLITZ; WEISS, 1981), o que torna importante o papel dos intermediários financeiros, em especial os bancos. Segundo Denardin:

Os bancos representam a principal fonte de intermediação de crédito na maioria das economias e, por isso, se especializam em superar problemas de informação e outras fricções relacionadas ao mercado de crédito. Se, por alguma razão, a oferta de empréstimos dos bancos é interrompida, os tomadores de empréstimos que são dependentes desses recursos (em geral pequenas e médias firmas) não podem ser literalmente excluídos do crédito, mas eles estão virtualmente certos de que incorrerão em custos para encontrar um novo credor e estabelecer uma nova relação de crédito. (DENARDIN, 2007, p. 62).

Dessa forma, Bernanke e Blinder (1988), desenvolvem um modelo em que o crédito é um canal adicional de transmissão das políticas monetárias. Ao contrário dos modelos tradicionais, os empréstimos e títulos não são mais vistos como substitutos perfeitos. Assim, pode-se apresentar uma economia com um bem, três ativos (moeda (D), mantida como depósitos, títulos (B) e empréstimos (L)). Os tomadores e

emprestadores escolhem entre títulos e empréstimos de acordo com suas taxas de juros, (i) para títulos e (ρ) para empréstimos. A demanda por empréstimos será:

$$\begin{array}{c}
 + \\
 +, y \\
 - , i \\
 \rho \\
 L^d = L
 \end{array} \quad (4.1)$$

Onde os sinais sobre as variáveis são os sinais postulados de suas derivadas parciais, e a renda (y), capta a demanda transacional por crédito (capital de giro, por exemplo). A oferta de crédito, por sua vez, pode ser observada a partir de um balanço simplificado dos bancos, onde o ativo corresponde às reservas (R), aos títulos em sua posse (B^b) e empréstimos realizados (L^s). Já o passivo são os depósitos (D).

$$D = R + B^b + L^s \quad (4.2)$$

Decompondo as reservas (R) em obrigatórias (τD) e excedentes (E), chega-se ao seguinte balanço:

$$(1 - \tau)D = E + B^b + L^s \quad (4.3)$$

Os bancos definirão o quanto irão manter nos seus ativos em empréstimos (L^s) e títulos (B^b), a partir da otimização de seu portfólio:

$$\begin{array}{c}
 - \\
 +, i \\
 \rho D(1 - \tau)
 \end{array} \quad (4.4)$$

$$\begin{array}{c}
 + \\
 - , i \\
 \rho D(1 - \tau)
 \end{array} \quad (4.5)$$

$$L^s = \lambda$$

O equilíbrio no mercado de crédito será:

$$L(\rho, i, y) = \lambda(\rho, i)D(1 - \tau) \quad (4.6)$$

O equilíbrio no mercado monetário segue o formato de padrão do modelo IS-LM, onde a oferta de depósitos será igual às reservas bancárias vezes o multiplicador monetário.

Bernanke e Blinder (1988) definem as reservas excedentes como:

$$E = \varepsilon(i)D(1 - \tau) \quad (4.7)$$

Dessa forma, podemos definir o multiplicador monetário:

$$m(i)[\varepsilon(i)(1 - \tau) + \tau]^{-1} \quad (4.8)$$

Assim sendo, o equilíbrio no mercado monetário, onde a demanda por depósitos também depende da renda pelo motivo transação, torna-se:

$$\begin{array}{c} - \\ \square \\ +, y \\ + \\ \square \\ i \\ \square \\ \square \\ i = m \\ D \end{array} \quad (4.9)$$

A última curva a ser apresentada é o equilíbrio no mercado de bens, que pode ser apresentado como uma IS:

$$\begin{array}{c} - \\ \square \\ -, i \\ \square \\ \rho \\ y = Y \end{array} \quad (4.10)$$

A partir da equação (4.9) pode-se substituir os depósitos (D), no equilíbrio do mercado de crédito (equação 4.6), assim teremos:

$$L(\rho, i, y) = \lambda(\rho, i)m(i)R(1 - \tau) \quad (4.11)$$

Dessa forma, é possível resolver o valor da taxa de juros dos empréstimos como função da taxa de juros dos títulos, da renda e das reservas bancárias, e observar os sinais de suas derivadas parciais, a partir do que foi previamente postulado:

$$\begin{array}{l} - \\ \square \\ +, R \\ \square \\ +, y \\ \square \\ i \\ \rho = \phi \end{array} \quad (4.12)$$

Por fim, substitui-se a taxa de juros dos empréstimos na curva IS, e surge uma nova curva, chamada por Bernanke e Blinder (1988) de CC, “*commodities and credit*”, que apresenta além do equilíbrio no mercado de bens, o mercado de crédito:

$$y = Y(i, \phi(i, y, R)) \quad (4.13)$$

Como apresentado por Bernanke e Blinder (1988), a curva CC possui inclinação negativa, assim como a IS, no entanto, é afetada pela política monetária através das reservas (R), e também por choques que afetem a demanda ou oferta de crédito (Figura 4.1).

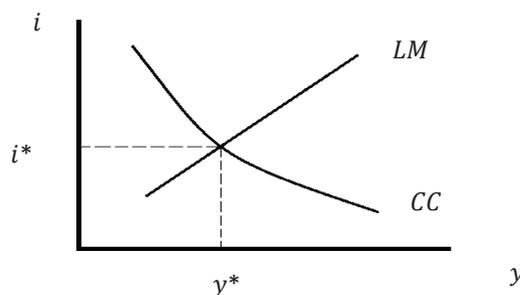


Figura 4.1 – Curvas CC e LM Fonte: Bernanke e Blinder (1988)

Se os títulos e empréstimos forem vistos como substitutos perfeitos, a curva CC torna-se uma IS tradicional. Por outro lado, caso a moeda e os títulos sejam substitutos perfeitos e a LM for horizontal, a política monetária continua tendo efeito positivo, dado pelo seu impacto na CC.

4.3 O Método do Vetor Autorregressivo (Var)

71

O Método do Vetor Autorregressivo (VAR) foi proposto inicialmente por Sims (1980), com o intuito de criar uma alternativa aos modelos macroeconômicos estruturais comuns até a década de 1970, onde muitas vezes era ignorada a inter-relação entre as variáveis endógenas e exógenas. Assim sendo, Sims (1980), propõem um modelo onde todas as variáveis são endógenas. Segundo ele:

Deverá ser viável, para estimar modelos macro de grande escala em suas formas reduzidas irrestritas, tratar todas as variáveis como endógenas. É claro que algumas restrições em relação às defasagens são essenciais, por isso, quero dizer como irrestrito 'sem suposições baseadas em conhecimento a priori'. (SIMS, 1980, p. 15)

Os tópicos a seguir buscam observar alguns aspectos chave do modelo VAR, como estimação, identificação e a função de impulso-resposta.

4.3.1 Identificação e estimação

O modelo VAR pode ser apresentado da seguinte forma:

$$Ay_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

Onde a matriz $A(nxn)$, representa as restrições contemporâneas do vetor $y_t(nx1)$. O vetor $B_0(nx1)$ é um vetor de constantes, são matrizes associadas aos valores defasados da variável y_t , e $\varepsilon_t \text{ iid}N(0, I_n \sigma_{\varepsilon_t}^2)$, é um vetor $nx1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas temporalmente ou contemporaneamente.

As variáveis, dessa forma, são mutuamente influenciadas umas pelas outras, tanto em seus valores presentes como defasados. No entanto, como afirma Bueno

(2008), as variáveis presentes no vetor são correlacionadas individualmente com seus erros, já que ambas dependem contemporaneamente uma da outra (efeito feedback). Assim sendo, nos modelos VAR busca-se observar a trajetória das variáveis de interesse dados choques nos termos de erro (choques estruturais). Além disso, devido à presença de endogeneidade, os modelos são estimados em sua forma reduzida:

$$y_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i y_{t-i} + A^{-1}\varepsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + e_t \quad (4.15)$$

Onde:

$$\Phi_0 = A^{-1}B_0, \Phi_i = A^{-1}B_i, e_t = A^{-1}\varepsilon_t \quad (4.16)$$

Hamilton (1994) reescreve o modelo através de dois novos vetores, (x_t e Π'), sendo que o primeiro terá a dimensão $(np + 1) \times 1$ e contém um termo constante com valor unitário e as defasagens de y .

$$x_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{bmatrix} \quad (4.17)$$

Já o segundo, contém as constantes e coeficientes da regressão:

$$\Pi' = [\Phi_0 \quad \Phi_1 \quad \Phi_2 \dots \quad \Phi_p] \quad (4.18)$$

Dessa forma, a média condicional de y_t , dados seus valores defasados, é igual a $\Pi'x_t$, e a matriz de variância/autocovariância dos resíduos é representada por Ω .

$$y_t \vee y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p+1} \sim N(\Pi'x_t, \Omega) \quad (4.19)$$

A densidade condicional da t -ésima observação de y , dado seus valores defasados e o vetor θ , que representa os coeficientes da regressão e a matriz de variância/autocovariância, será:

$$\Omega^{-1} \vee^{1/2} \exp \left[\left(\frac{-1}{2} \right) (y_t - \Pi' x_t)' \Omega^{-1} (y_t - \Pi' x_t) \right] f_{y_t \vee y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-p+1}} (y_t \vee y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-p+1}; \theta) = (\pi)^{-n/2} \quad (4.20)$$

Para encontrar a função de verossimilhança, basta multiplicar as densidades condicionais obtidas recursivamente em todos os períodos observados (os erros são independentes e identicamente distribuídos, seguindo uma distribuição normal). O logaritmo da função de verossimilhança será:

$$\begin{aligned} L(\theta) &= \sum_{t=1}^T \log f_{y_t \vee y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-p+1}} (y_t \vee y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-p+1}; \theta) \\ &= - \left(\frac{Tn}{2} \right) \log(2\pi) + \left(\frac{T}{2} \right) \log |\Omega^{-1}| - \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{t=1}^T [(y_t - \Pi' x_t)' \Omega^{-1} (y_t - \Pi' x_t)] \end{aligned} \quad (4.21)$$

O estimador de Máxima Verossimilhança dos coeficientes presentes na regressão será:

$$\hat{\Pi}' = \left[\sum_{t=1}^T y_t x_t' \right] \left[\sum_{t=1}^T x_t x_t' \right]^{-1} \quad (4.22)$$

Hamilton (1994) demonstra que a estimação por Máxima Verossimilhança da j -ésima equação de um VAR pode ser encontrado através de uma regressão com Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), de y_{jt} em relação a uma constante e os termos defasados das variáveis do sistema. Os coeficientes do j -ésimo termo são:

$$\hat{\Pi}' = \left[\sum_{t=1}^T y_{jt} x_t' \right] \left[\sum_{t=1}^T x_t x_t' \right]^{-1} \quad (4.23)$$

O vetor \hat{e}_t , para cada j -ésimo elemento da regressão por MQO de y_{jt} em x_t , pode ser definido da seguinte forma:

$$\hat{e}_t = y_t - \hat{\Pi}' x_t \quad (4.24)$$

Substituindo a expressão (4.24) no último termo da expressão (4.21), arranjando os termos e considerando que em MQO o termo $\sum_{t=1}^T x_t e_t' = 0$, teremos:

$$x_t'(\hat{\Pi} - \Pi)\Omega^{-1}(\hat{\Pi} - \Pi)'x_t + \sum_{t=1}^T e_t' \Omega^{-1} e_t \quad (4.25)$$

Pode-se escrever um novo vetor $x_t^{\square} = (\hat{\Pi} - \Pi)'x_t$ e dessa forma o logaritmo da função de verossimilhança se torna:

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f_{y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-p+1}}(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-p+1}; \theta) \\ = -\left(\frac{Tn}{2}\right) \log(2\pi) + \left(\frac{T}{2}\right) \log|\Omega^{-1}| - \left(\frac{1}{2}\right) \left[\sum_{t=1}^T e_t' \Omega^{-1} e_t + \sum_{t=1}^T [x_t^{\square}]' \Omega^{-1} x_t^{\square} \right] \quad (4.26)$$

Assim sendo, o valor de x_t^{\square} que maximiza a função de verossimilhança de y_t é igual a zero, ou seja, $\Pi = \hat{\Pi}$, e os coeficientes estimados da regressão de MQO de um modelo VAR são os estimadores de Máxima Verossimilhança dos coeficientes da regressão.

Encontrando os coeficientes estimados pode-se estimar a matriz de covariância/autocovariância dos resíduos do modelo. O logaritmo da função de Verossimilhança fica:

$$L(\Omega, \hat{\Pi}) = -\left(\frac{Tn}{2}\right) \log(2\pi) + \left(\frac{T}{2}\right) \log|\Omega^{-1}| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T e_t' \Omega^{-1} e_t \quad (4.27)$$

Dessa forma, derivando a função e igualando a zero, encontra-se a matriz estimada que maximiza a função, que é:

$$\hat{\Omega} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T e_t e_t' \quad (4.28)$$

O valor das variâncias dos $\text{var}(e_{it})$ termos presentes na regressão, representada pelos elementos nas linhas e colunas i da matriz Ω é igual a:

$$\hat{\sigma}_i^2 = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{it}^2 \quad (4.29)$$

Por sua vez, a covariância ($\text{cov}(\hat{\epsilon}_{it}, \hat{\epsilon}_{jt})$), nesse caso os elementos da i -ésima linha e j -ésima coluna de Ω , é igual a:

$$\hat{\sigma}_{ij} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{it} \hat{\epsilon}_{jt} \quad (4.30)$$

Além disso, como demonstra Bueno (2008), os erros não devem ser autocorrelacionados, ou seja, $\text{cov}(\hat{\epsilon}_{it}, \hat{\epsilon}_{it-k}) = 0$.

Em relação ao teste de hipóteses, pode-se utilizar a Razão de Verossimilhança, com um termo adicional $k = 1 + np$ a diferenciando dos modelos univariados. Esse termo representa o número de parâmetros estimados por equação. Já os subscritos r e u , na matriz $\hat{\Omega}$, representam os modelos restrito e não restrito respectivamente:

$$LR = (T - k) \{ \log |\hat{\Omega}_r| - \log |\hat{\Omega}_u| \} \quad (4.31)$$

Sob a hipótese nula, LR segue assintoticamente uma distribuição X^2 , com o número de graus de liberdade igual ao número de restrições impostas sob a hipótese nula.

Com relação à escolha do número de defasagens do modelo é necessário que se escolha um número suficiente para tornar o erro um ruído branco. No entanto, como aponta Enders (2004), os modelos VAR já possuem como característica o fato de ser sobreparametrizados, cada modelo irá gerar $n^2 + pn$ coeficientes, dessa forma a escolha de defasagens, via critérios de informação possui um termo que penaliza VAR de grandes ordens. Ordens maiores, por sua vez, geram uma variância menor, então se seleciona um valor de defasagens que minimiza as seguintes funções (respectivamente critérios de Akaike, Schwartz e Hannan-Quinn):

$$AIC(p) = \ln |\Omega(p)| + \left(\frac{2}{T}\right) mn^2 \quad (4.32)$$

$$BIC(p) = \ln |\Omega(p)| + \left(\frac{\ln T}{T}\right) mn^2 \quad (4.33)$$

$$HQ(p) = \ln |\Omega(p)| + \left(\frac{\ln \ln T}{T}\right) 2mn^2 \quad (4.34)$$

Quanto à detecção de autocorrelação no modelo, Bueno (2008) sugere o uso dos testes tradicionais de Ljung-Box e Breusch-Godfrey, também utilizados em modelos univariados. Já o teste de normalidade usual é o de Jarque-Bera.

4.3.2 Função impulso-resposta

Como a estimação do Vetor AutoRegressivo é feita através de sua forma reduzida, as informações contidas nas matrizes A e B da forma estrutural acabam não sendo observadas diretamente. Dessa forma, Sims (1980) sugere a imposição de que alguns coeficientes sejam iguais a zero, através de critérios econômicos, limitando assim o efeito feedback. Bueno (2008) apresenta o exemplo de um VAR (1) bivariado, com o coeficiente $a_{12} = 0$.

$$z_t = a_{10} + b_{11}z_{t-1} + b_{12}w_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (4.35)$$

$$w_t = a_{20} - a_{21}z_t + b_{21}z_{t-1} + b_{22}w_{t-1} + \varepsilon_{wt} \quad (4.36)$$

Reescrevendo o modelo em formato matricial:

$$\begin{bmatrix} z_t \\ w_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ w_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_z & 0 \\ 0 & \sigma_w \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{zt} \\ \varepsilon_{wt} \end{bmatrix} \quad (4.37)$$

A partir dessa função podem-se recuperar as informações da forma estrutural mesmo fazendo a estimação da forma reduzida. Como a matriz na forma reduzida é igual a Φ , é possível observar os seguintes coeficientes:

$$\phi_{10} = a_{10}; \quad (4.38) \quad \phi_{20} = a_{20} - a_{10}a_{21}; \quad (4.41)$$

$$\phi_{11} = b_{11}; \quad (4.39) \quad \phi_{21} = b_{21} - a_{21}b_{11}; \quad (4.42)$$

$$\phi_{12} = b_{12}; \quad (4.40) \quad \phi_{22} = b_{22} - a_{21}b_{22}; \quad (4.43)$$

Da mesma forma, é possível encontrar o valor das variâncias e da covariância dos erros estruturais através das suas formas reduzidas:

$$\text{Cov}(e_1) = \sigma_z^2; \quad \text{Var}(e_2) = \sigma_w^2 + a_{21}^2 \sigma_z^2; \quad (4.45)$$

$$\text{Cov}(e_1, e_2) = -a_{21} \sigma_z^2 \quad (4.46)$$

A mesma metodologia pode ser aplicada para variáveis. Assim, a matriz com a restrição assume a forma de uma matriz triangular, a chamada decomposição de Choleski. A parte superior da matriz assume as $(n^2 - n)/2$ restrições, ordenadas de maneira arbitrária através de razões econômicas:

$$\begin{bmatrix} 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ NA & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (4.47)$$

Um VAR de ordem p como um VMA de ordem infinita, e dessa forma observar como choques nos termos de erro afetam a trajetória das variáveis do modelo, a chamada função impulso-resposta:

$$y_t = \mu + e_t + \Psi_1 e_{t-1} + \Psi_2 e_{t-2} \dots \quad (4.48)$$

Onde μ representa a média de longo prazo e os elementos da matriz Ψ_i são os multiplicadores de impacto sobre as variáveis endógenas, que somadas à decomposição de Choleski, tornam possível observar graficamente a trajetória da variável endógena ante um choque no erro. Hamilton (1994) apresenta da seguinte forma:

$$\Psi_s = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial e_t'} \quad (4.49)$$

Os elementos da matriz Ψ_s , linhas i e colunas j , mostram o impacto sobre a i -ésima variável $y_{i,t+s}$ dado por um choque no j -ésimo termo de erro e_{jt} no período t . Em geral aplica-se um choque de um desvio padrão. Voltando ao exemplo de Bueno (2008), para um VAR de ordem um, temos um VMA de ordem infinita com o seguinte formato:

$$y_t = \mu + \sum_{h=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^h}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_z \varepsilon_{z,t-i} \\ \sigma_w \varepsilon_{w,t-i} \end{bmatrix} \quad (4.50)$$

Onde o vetor de choques Ψ_h assume o seguinte formato:

$$\Psi_h = \frac{\phi_1^h}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (4.51)$$

Cada elemento Ψ_{ij} da matriz de multiplicadores de impacto irá representar um choque sobre as variáveis endógenas. Por exemplo, no caso de um VAR (1) bivariado, o choque de ε_{zt} sobre z_{t+h} é dado pela soma dos coeficientes $\Psi_{h,11}$, $h = 0, 1, 2, \dots, h$.

4.4 Análise empírica do canal de empréstimo bancário

Entre os diversos trabalhos que analisam as implicações empíricas da existência dos canais de crédito não há um consenso pleno. Romer e Romer (1990) argumentam que o impacto da emissão monetária sob a política monetária é mais informativo que o impacto do crédito, por exemplo. Em contrapartida, trabalhos como o de Bernanke e Blinder (1992), Kashyap, Stein e Wicox (1993) e Walsh e Wilcox, utilizando o método VAR, encontram resultados condizentes com a teoria anteriormente postulada. Para o Brasil, uma análise similar pode ser vista em Denardin (2007) e Sobrinho (2003).

As séries utilizadas para os testes econométricos a seguir foram o PIB real, a taxa Selic Real, a inflação medida pelo índice IGP-DI (que também deflaciona as séries reais), o Spread bancário, o crédito bancário com recursos livres e a o agregado monetário M1, formado pela moeda em poder público mais depósitos à vista. Os dados recolhidos foram mensais, de janeiro de 2003 a dezembro de 2012. Com exceção da série formada pelo índice IGP-DI, todas as séries apresentaram raiz unitária pelo teste de Dickey-Fuller aumentado. No entanto, optou-se por utilizar as séries em nível, numa metodologia proposta por Sims, Stock e Watson (1990), na qual se admite a utilização de variáveis estacionárias e não estacionárias no mesmo modelo, fator esse justificado pelo fato do método VAR ter seu mérito ao observar as inter-relações entre as variáveis e não na estimação dos parâmetros.

Nesse sentido, o método VAR gera modelos sobreparametrizados, cada estimação com variáveis irá gerar $n + pn^2$ parâmetros, onde n é o número de defasagens. O modelo apresentado possui seis parâmetros e quatro defasagens, o que implica em cento e cinquenta parâmetros, e dada a presença de colinearidade em muitas das variáveis muitos deles não serão estatisticamente significantes. Isso pode ser observado

nos resultados presentes na Tabela 4.2 presente no Apêndice A, onde estão presentes os valores estimados dos coeficientes para cada defasagem (nas linhas) em relação a cada uma das variáveis endógenas (nas colunas), abaixo do parâmetro estimado está o seu erro padrão e a estatística-t (vale observar os baixos valores deste teste na Tabela 4.2, o que corrobora com a aceitação de uma hipótese nula em que os parâmetros são iguais a zero). Os parâmetros foram estimados por MQO como discutido na seção 3 do presente trabalho. Além disso, pode se observar a presença de altos coeficientes de determinação, comumente presentes em modelos VAR.

A escolha do número de defasagens se baseou a princípio no critério de Schwartz, que apresentou seu melhor resultado para duas defasagens. No entanto, disso resultou uma presença forte de autocorrelação, apontado pelo teste LM de Breusch-Godfrey. Uma escolha de mais defasagens poderia minimizar esse problema, como visto nos resultados da Tabela 1 feitos para trinta e seis graus de liberdade. No entanto, como o modelo possui seis variáveis, um aumento muito grande no número de defasagens diminuiria em muitos graus de liberdade o modelo, prejudicando a inferência e a posterior estimação da função de impulso-resposta. Dessa forma optou-se por quatro defasagens.

Tabela 4.1 – Teste LM de Breusch-Godfrey

Lags	Estatística LM	p-valor
2	54.97701	0.0223
4	47.10193	0.1019
6	30.41601	0.7310

Fonte: Elaboração própria

A função de impulso-resposta, dado um choque de um desvio padrão na taxa Selic real pode ser observada na Figura 4.2, onde a linha pontilhada mostra dois desvios padrão em relação à resposta ao choque:

A ordenação das variáveis teve como base a matriz de Cholesky, e seguiu parcialmente a abordagem de Sobrinho (2003) dadas algumas diferenças nas variáveis escolhidas. A ordem utilizada foi PIB real, inflação, base monetária M1, Selic real, Spread e crédito com recursos livres. A função foi aplicada 36 meses após o choque.

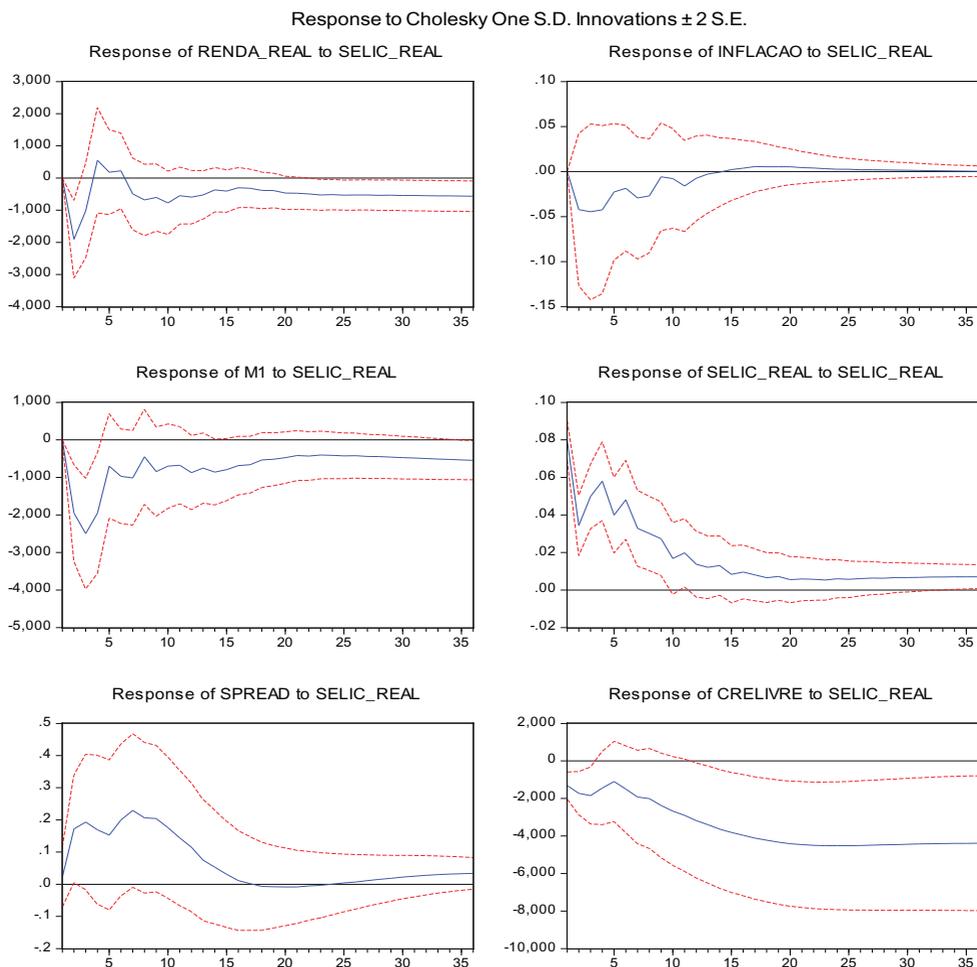


Figura 4.2 – Resposta das variáveis a um choque de um desvio padrão na taxa Selic real

Fonte: Elaboração própria

Com relação ao impacto da Selic real sobre o PIB real, é possível observar que nos primeiros períodos existe certa instabilidade, com o mesmo apresentando uma queda, para depois subir a patamares superiores aos anteriores ao choque, próximo ao quinto mês. Após o décimo período aproximadamente, o PIB real, no entanto, passa a se estabilizar a um patamar inferior ao anterior ao choque. A inflação, por sua vez sofre uma queda inicial, atingindo seu menor valor pelo segundo mês, passando por uma tendência de alta com oscilações nos períodos seguintes e a partir do décimo quinto mês se aproximando de seu patamar anterior.

A base monetária M1, passa por movimento bastante similar ao da inflação, no entanto se estabiliza a um nível inferior ao anterior ao choque.

A resposta da taxa Selic ao choque na própria taxa Selic, apresenta seu ponto máximo imediatamente após o choque, passando a cair nos períodos seguintes e estabilizando aproximadamente pelo vigésimo mês após o choque. O spread bancário apresenta um aumento após o choque, e depois um movimento de queda a partir do sétimo mês, se aproximando de seu valor original. No entanto aproximadamente após seu vigésimo quinto período, passa a apresentar uma alta novamente. Já o crédito apresenta uma queda brusca e se estabiliza num patamar abaixo do original. O resultado, de maneira geral converge com o encontrado por Sobrinho (2003) para o período de 1996 a 2001.

4.5 Conclusão

A partir do trabalho de Bernanke e Blinder (1988), pode-se perceber a importância do mercado de crédito sobre variáveis macroeconômicas reais como a renda agregada. Dessa forma torna-se crucial entender como a demanda e oferta agregada por crédito se comportam e como a política monetária impacta sobre ambas e as mesmas tornam-se mecanismos de transmissão da mesma para o sistema econômico, impactando sobre a renda e os juros por exemplo. Como afirmam Bernanke e Gertler (1995):

Nós não pensamos no canal de crédito como uma alternativa distinta para o tradicional mecanismo de transmissão monetária, mas sim como um conjunto de fatores que amplificam e propagam os efeitos da taxa de juros convencionais. Por esta razão, o termo 'canal do crédito' é uma espécie de equívoco, o canal de crédito é um mecanismo de aprimoramento, e não um canal verdadeiramente independente ou em paralelo. (BERNANKE e GERTLER, 1995, p. 28).

Com relação ao método VAR, embora haja controvérsia em relação a sua utilização, no que diz respeito ao uso apenas de variáveis endógenas, na estimação ser feita em sua forma reduzida e no fato de que em geral muitos parâmetros não apresentam significância estatística, é uma técnica importante, na medida em que torna possível visualizar a trajetória das variáveis antechoque, através da função impulso-resposta. Nesse sentido, vale ressaltar que o grande mérito do VAR é observar a inter-relação entre variáveis, sendo que para estimações mais precisas de parâmetros

e para previsão não se torna recomendável seu uso (embora possam ser feitas previsões com esse método).

Quanto aos resultados empíricos para o Brasil, os parâmetros, como esperado em modelos VAR, não apresentam uma gama de informações suficientemente relevantes. Por sua vez, pela função impulso-resposta apresentou resultados de interesse, através dela observou-se que um choque na Selic real afeta negativamente o PIB real e a base monetária M1, que acabam estáveis a patamares inferiores aos anteriores ao choque. Quanto à inflação retorna a seu nível inicial. O spread bancário responde com um aumento, depois volta ao estágio inicial e no fim do período observado. Já crédito com recursos livres apresentou queda significativa e estabilizou a um patamar consideravelmente inferior ao anterior ao choque.

Dessa forma, é possível concluir que o canal de empréstimo bancário possui relevância em termos de política monetária, de forma que os impactos das decisões sobre a Selic real alteram a composição do Spread bancário, e dessa forma impactam ativamente sobre a demanda e a oferta de crédito. A assimetria de informação presente no mercado de crédito gera rigidez suficiente para que a política monetária passe a ter impacto sobre variáveis reais como o PIB, sendo imprescindível a autoridade monetária, ao decidir sobre políticas e por consequência a definição da Selic, observar que o impacto dessas resoluções irá aparecer também mediante Spread bancário e mercado de crédito.

APÊNDICE A

Tabela 4.2 – Parâmetros estimados do modelo

	Renda Real	Inflação	M1	Selic Real	Spread	Crédito Livre
Renda Real (-1)	0.809954 (0.11282) [7.17939]	-4.76E-06 (7.5E-06) [-0.63408]	0.588094 (0.11976) [4.91051]	-6.25E-07 (1.5E-06) [-0.42867]	-3.17E-05 (9.9E-06) [-3.21961]	0.136909 (0.08314) [1.64682]
Renda Real (-2)	0.058266 (0.15459) [0.37690]	-4.96E-06 (1.0E-05) [-0.48217]	0.003905 (0.16411) [0.02380]	4.47E-06 (2.0E-06) [2.23346]	5.93E-06 (1.4E-05) [0.43851]	0.015669 (0.11392) [0.13754]

	Renda Real	Inflação	M1	Selic Real	Spread	Crédito Livre
Renda Real (-3)	0.043144 (0.15246) [0.28299]	1.34E-05 (1.0E-05) [1.32051]	-0.434794 (0.16184) [-2.68653]	-2.44E-06 (2.0E-06) [-1.23702]	1.64E-05 (1.3E-05) [1.23366]	-0.203887 (0.11235) [-1.81482]
Renda Real (-4)	-0.117133 (0.12143) [-0.96462]	6.65E-06 (8.1E-06) [0.82301]	0.243313 (0.12891) [1.88754]	-1.35E-06 (1.6E-06) [-0.85868]	3.17E-07 (1.1E-05) [0.02982]	0.102181 (0.08948) [1.14191]
Inflação (-1)	413.4903 (1763.20) [0.23451]	0.670731 (0.11737) [5.71468]	-1000.308 (1871.76) [-0.53442]	-0.045400 (0.02280) [-1.99105]	-0.045922 (0.15411) [-0.29798]	-1701.401 (1299.32) [-1.30946]
Inflação (-2)	-453.5483 (1943.07) [-0.23342]	-0.366651 (0.12934) [-2.83471]	-3393.652 (2062.70) [-1.64524]	0.038474 (0.02513) [1.53108]	0.482864 (0.16983) [2.84316]	-1248.918 (1431.87) [-0.87223]
Inflação (-3)	-2640.627 (1956.90) [-1.34939]	0.292621 (0.13026) [2.24637]	1912.077 (2077.38) [0.92042]	-0.018631 (0.02531) [-0.73618]	-0.394849 (0.17104) [-2.30848]	933.6799 (1442.06) [0.64746]
Inflação (-4)	-366.7839 (1444.46) [-0.25393]	-0.032411 (0.09615) [-0.33708]	-631.0581 (1533.39) [-0.41155]	0.056875 (0.01868) [3.04470]	0.240432 (0.12625) [1.90438]	-398.8035 (1064.43) [-0.37466]
M1(-1)	-0.243581 (0.10545) [-2.30988]	1.58E-06 (7.0E-06) [0.22494]	0.273472 (0.11194) [2.44292]	2.24E-07 (1.4E-06) [0.16461]	4.98E-05 (9.2E-06) [5.40444]	-0.212223 (0.07771) [-2.73102]
M1(-2)	-0.237139 (0.12875) [-1.84182]	1.80E-06 (8.6E-06) [0.21012]	0.277834 (0.13668) [2.03275]	-5.50E-06 (1.7E-06) [-3.30449]	-4.21E-05 (1.1E-05) [-3.73820]	-0.049866 (0.09488) [-0.52558]
M1(-3)	0.342028 (0.14553) [2.35026]	-1.06E-05 (9.7E-06) [-1.09590]	0.094976 (0.15449) [0.61478]	5.14E-06 (1.9E-06) [2.72887]	2.16E-07 (1.3E-05) [0.01695]	0.127983 (0.10724) [1.19342]

	Renda Real	Inflação	M1	Selic Real	Spread	Crédito Livres
M1(-4)	0.087359 (0.12136) [0.71981]	1.35E-05 (8.1E-06) [1.67097]	-0.127434 (0.12884) [-0.98912]	1.18E-07 (1.6E-06) [0.07532]	5.72E-06 (1.1E-05) [0.53931]	0.041470 (0.08943) [0.46369]
Selic Real (-1)	-22422.15 (7816.56) [-2.86854]	-0.048763 (0.52032) [-0.09372]	-24831.08 (8297.81) [-2.99249]	0.382260 (0.10109) [3.78152]	2.146006 (0.68320) [3.14109]	-4531.879 (5760.09) [-0.78677]
Selic Real (-2)	11187.10 (9068.65) [1.23360]	0.326070 (0.60367) [0.54015]	966.2048 (9626.98) [0.10036]	0.408617 (0.11728) [3.48416]	-0.242453 (0.79264) [-0.30588]	-4161.731 (6682.76) [-0.62276]
Selic Real (-3)	10798.36 (8500.71) [1.27029]	-0.132268 (0.56586) [-0.23375]	11715.02 (9024.08) [1.29820]	0.292831 (0.10993) [2.66370]	-0.540929 (0.74300) [-0.72803]	3696.199 (6264.24) [0.59005]
Selic Real (-4)	-4573.137 (7369.65) [-0.62054]	0.286451 (0.49057) [0.58391]	7504.980 (7823.39) [0.95930]	-0.252098 (0.09531) [-2.64513]	-0.276670 (0.64414) [-0.42952]	-318.7289 (5430.76) [-0.05869]
Spread (-1)	792.4918 (1338.11) [0.59225]	-0.211686 (0.08907) [-2.37655]	-1655.016 (1420.49) [-1.16510]	0.004727 (0.01730) [0.27314]	1.430464 (0.11696) [12.2307]	1390.010 (986.064) [1.40966]
Spread (-2)	-1664.161 (2225.26) [-0.74785]	0.130920 (0.14813) [0.88383]	3643.983 (2362.27) [1.54258]	-0.017368 (0.02878) [-0.60351]	-0.683729 (0.19450) [-3.51535]	-441.1512 (1639.81) [-0.26902]
Spread (-3)	889.4027 (2181.52) [0.40770]	-0.136485 (0.14522) [-0.93988]	-2647.173 (2315.83) [-1.14308]	0.044234 (0.02821) [1.56790]	0.067431 (0.19067) [0.35364]	-1140.408 (1607.58) [-0.70939]
Spread (-4)	-591.0506 (1333.04) [-0.44339]	0.183499 (0.08874) [2.06793]	-860.3443 (1415.11) [-0.60797]	-0.031048 (0.01724) [-1.80099]	0.129063 (0.11651) [1.10771]	-382.2153 (982.329) [-0.38909]

	Renda Real	Inflação	M1	Selic Real	Spread	Crédito Livre
Crédito Livre (-1)	0.098343 (0.17197) [0.57187]	2.57E-05 (1.1E-05) [2.24538]	-0.052926 (0.18256) [-0.28992]	-2.87E-06 (2.2E-06) [-1.29152]	2.36E-05 (1.5E-05) [1.57208]	1.061751 (0.12673) [8.37835]
Crédito Livre (-2)	-0.008887 (0.26840) [-0.03311]	-2.38E-05 (1.8E-05) [-1.33224]	0.000620 (0.28493) [0.00218]	3.00E-06 (3.5E-06) [0.86539]	1.24E-05 (2.3E-05) [0.52902]	-0.013890 (0.19779) [-0.07023]
Crédito Livre (-3)	-0.432561 (0.26318) [-1.64357]	3.90E-06 (1.8E-05) [0.22238]	0.292458 (0.27939) [1.04678]	1.55E-07 (3.4E-06) [0.04562]	-4.40E-05 (2.3E-05) [-1.91264]	0.144221 (0.19394) [0.74363]
Crédito Livre (-4)	0.364698 (0.16500) [2.21033]	-7.46E-06 (1.1E-05) [-0.67964]	-0.248002 (0.17516) [-1.41590]	-5.31E-07 (2.1E-06) [-0.24899]	8.70E-06 (1.4E-05) [0.60339]	-0.198393 (0.12159) [-1.63168]
Constante	62849.22 (25126.7) [2.50130]	-1.678033 (1.67259) [-1.00325]	40618.46 (26673.7) [1.52279]	0.268151 (0.32495) [0.82522]	-0.637646 (2.19619) [-0.29034]	33910.91 (18516.1) [1.83143]
R ²	0.967173	0.581957	0.963010	0.972327	0.959536	0.999670
R ² ajustado	0.958516	0.471704	0.953254	0.965028	0.948864	0.999583
Soma dos quadrados dos resíduos	3.71E+09	16.42894	4.18E+09	0.620088	28.32499	2.01E+09
Estatística F	111.7144	5.278372	98.71344	133.2227	89.91351	11498.00

Fonte: Elaboração própria

Referências

BERNANKE, B. “Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression.” *American Economic Review*, v. 73, p. 257-76, 1983.

_____.; BLINDER, A. S. “Credit, Money and Aggregate Demand”, *American Economic Review*, v. 78, n. 2, p. 435-439, 1988.

_____. ; _____. “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission.” **The American Economic Review**, v. 82, n. 4, p. 901-921, Sep. 1992).

_____. ; GERTLER, M. “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations.” **The American Economic Review**, v. 79, n. 1, p. 14-31, Mar., 1989.

_____. ; GERTLER, M. “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

86

BUENO, R. **Econometria de séries temporais**. São Paulo, Cengage Learning, 2011.

CARLSTROM, C. T.; FUERST, T. S.. “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis.” **American Economic Review**, v. 87, n. 5, p. 893-910, 1997.

DENARDIN, A. A.; **Assimetria de informação, intermediação financeira e o mecanismo de transmissão da política monetária: evidências teóricas e empíricas para o canal de empréstimo bancário no Brasil (1995-2006)**. Porto Alegre-RS, 2007. UFRGS/PPGE – tese de doutorado.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wukey 1995.

FISHER, I. “The debt-deflation theory of great depressions”, **Econometrica**, October, 1933.

FREIXAS, X.; ROCHET C.J. **Microeconomics of Banking**. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1997.

FRIEDMAN, M.; SCHWARTZ, A. J. **A Monetary History of the United States, 1867-1960**. Princeton: Princeton University Press, 1963.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1994

KASHYAP, A. K.; STEIN, J. C.; WILCOX, D. W. “Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance.” **American Economic Review** 83(1): 78–98, 1993.

MISHKIN, F. S. “The Household Balance Sheet and the Great Depression.” **The Journal of Economic History** 38, 1978. p. 918-937.

MODIGLIANI, F.; MILLER M. H. “The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment.” **American Economic Review**, v. 48 n. 4, p. 261-297, Jun.1958.

ROMER, C. D.; ROMER, D.H. “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism.” **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 1, 149–198, 1990.

SIMS, C. A. “Macroeconomics and Reality.” **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan., 1980.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. “Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots” **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, Jan. 1990.

SOBRINHO, N. F. S., **Uma avaliação do canal de crédito no Brasil**. 25º Prêmio BNDES de Economia. Rio de Janeiro: BNDES, 2003.

STIGLITZ, J. E.; WEISS, A. “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information”, **American Economic Review**, v. 71, n. 3, p. 393-410, 1981.

WALSH, C. E.; WILCOX, J. A. “Bank Credit and Economic Activity.” In: Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary Policy? J. Peek; E. Rosengren (Eds.). **Federal Reserve Bank of Boston Conference Series**, n. 39, p. 83-112, 1995.