

## POLÍTICA MONETÁRIA E CUSTOS DE TRANSAÇÃO: APLICAÇÃO EMPÍRICA DA FUNÇÃO CONSUMO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA DE 1999-2013

Carlos Eduardo Gomes<sup>1</sup> | Maria Helena Ambrosio Dias<sup>2</sup>  
Bruno Reinoso Hybner<sup>3</sup> | João Batista Da Luz De Souza<sup>4</sup>  
Rodrigo Rodrigues Silva<sup>5</sup> | Renner Coelho Messias Alves<sup>6</sup>

*Como citar:* Gomes, C. E., Dias, M. H. A., Hybner, B. R., Souza, J. B. D. L. D., Silva, R. R., Alves, R. C. M. POLÍTICA MONETÁRIA E CUSTOS DE TRANSAÇÃO: APLICAÇÃO EMPÍRICA DA FUNÇÃO CONSUMO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA DE 1999-2013. *Revista Análise Econômica E Políticas Públicas - RAEPP*, 1(02), 89–111. 2021.

**Resumo:** Durante toda a evolução da teoria macroeconômica, as abordagens discutem a capacidade da política monetária em afetar as variáveis reais no longo prazo. Nesta pesquisa propõe-se a aplicação empírica de um modelo teórico que inclui rigidezes nominais advindas de custos de transações e rigidezes reais advindas da estrutura de concorrência das firmas. A preocupação é investigar se a política econômica é capaz de afetar os valores de longo prazo (médios) da variável real consumo. Para atingir os objetivos, as análises empíricas utilizam a metodologia de séries temporais de modelos de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR) com variáveis exógenas pois, como se pretende testar, principalmente, as relações para o longo prazo das variáveis, o modelo SVAR é apropriado, com capacidade de estabelecer as relações de longo prazo entre esses agregados com certo grau de confiança, permitindo a análise de simulação de choques por meio de funções impulso resposta e decomposição da variância. Neste contexto, a pesquisa propõe avanços empíricos quanto à aplicação desse modelo para a economia brasileira, identificando maior capacidade da política econômica em afetar os agregados no longo prazo. Todas as especificações empíricas confirmaram os resultados teóricos do modelo de Dias (2002) para a economia brasileira e, portanto, a pesquisa pode auxiliar *policymakers* a medir as consequências de longo prazo de suas decisões em nível de Comitê de Política Monetária, ou seja, os resultados convergem na não neutralidade da moeda no longo prazo na economia brasileira.

<sup>1</sup>Doutor em Economia pela Universidade Estadual de Maringá (UEM). Professor no Departamento de Economia na Universidade Federal de Roraima (UFRR). E-mail: ce.gomes@ufr.br

<sup>2</sup>Doutora em Economia - Ph.D. - *University of South Carolina*. Professora da Pós-Graduação em Economia na Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: mhadias@uem.br

<sup>3</sup>Departamento de Economia na Universidade Estadual do Paraná (UNESPAR), campus de Campo Mourão. E-mail: brunorhybner@gmail.com

<sup>4</sup>Doutor em Economia pela Universidade Estadual de Maringá (UEM). Professor no Departamento de Economia na Universidade Federal de Rondônia (UNIR). E-mail: joao.souza@unir.br

<sup>5</sup>Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professor no Departamento de Economia na Universidade Federal de Roraima (UFRR). E-mail: rodrigo\_economia@yahoo.com.br

<sup>6</sup>Doutor em Ciências Sociais pela Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). Professor no Departamento de Secretariado Executivo na Universidade Federal de Roraima (UFRR). E-mail: renner.alves@ufr.br

**Palavras-chave:** : Política Monetária. *Policymakers*. Custos de Transação. SVAR. Economia Brasileira.

**Abstract:** Throughout the evolution of macroeconomic theory, the approaches discuss the ability of monetary policy to affect real variables in the long run. This research proposes the empirical application of a theoretical model that includes nominal rigidities arising from transaction costs and real rigidities arising from the firms' competition structure. The concern is to investigate if the economic policy is capable of affecting the long run (average) values of the real consumption variable. To achieve the objective, empirical analysis using time series methodology Autoregressive Structural Vector (SVAR) models with exogenous variables because, as you want to test, especially the relationship for the long run of the variables, the SVAR model is appropriate, With the ability to establish the long run relationships between these aggregates with some degree of confidence, allowing the simulation analysis of shocks by means of impulse response functions and variance decomposition. In this context, the research proposes empirical advances regarding the application of this model to the Brazilian economy, identifying a greater capacity of the economic policy to affect the aggregates in the long run. All the empirical specifications confirmed the theoretical results of the Dias (2002) model for the Brazilian economy and, therefore, the research can help policymakers measure the long run consequences of their decisions at the level of the Monetary Policy Committee, that is, the results converge in the non-neutrality of the currency in the long term in the Brazilian economy.

**Keywords:** Monetary Policy. *Policymakers*. Transaction Costs. SVAR. Brazilian Economy.

## 1 INTRODUÇÃO

Durante toda a evolução da teoria macroeconômica, diferentes abordagens vêm discutindo a capacidade da política monetária afetar variáveis reais no longo prazo. Em geral, a política monetária pode afetar indicadores de produção, emprego e consumo no curto prazo, por meio de choques. Se o sistema econômico apresentar rigidezes ou imperfeições, a dificuldade de ajustamento automático poderia inserir atuação relevante para os *policymakers* no curto prazo.

Esta pesquisa propõe a aplicação empírica do modelo macroeconômico de Dias (2002), que inclui rigidezes nominais advindas de custos de transações e rigidezes reais advindos da estrutura de concorrência das firmas. Como resultado teórico, a moeda afetaria o consumo e o poder de compra dos agentes tanto no curto quanto no longo prazo. Os custos de transações têm papel destacado nesta análise e podem alterar os efeitos da política monetária nos agregados econômicos. Ainda sobre o modelo teórico, ressalte em sua derivação que a representação do agente, que é homogêneo, segue a apresentação de Blanchard e Kiyotaki (1987), em que o próprio agente produz a mercadoria e a compra.

Dessa forma, tendo por base os dados da economia brasileira do ano de 1999 a 2013, a proposta deste trabalho é testar os resultados teóricos de Dias (2002) que combinam a existência de choques advindos tanto de fatores reais (produtividade, tecnologia, rendimentos reais e estrutura de mercado) quanto de fatores relacionados

ao mercado monetário (moeda e custos de transações), estabelecendo testes para choques de oferta e de demanda agregada.

Assim, a pesquisa espera contribuir para o debate acadêmico das abordagens macroeconômicas e para a análise de choques na economia brasileira advindos de política econômica ou de fatores estruturais do sistema. Em particular, esta pesquisa propõe identificar o efeito da política monetária de longo prazo para o consumo, considerando os custos de transações, a estrutura de concorrência (poder de mercado), os salários reais e os preços. Portanto, indicadores para custos de transações (como o número de transações com cartões de crédito/débito e índices de inadimplência), para custo de vida (índices de preços), para salários reais (como rendimentos reais dos trabalhadores da indústria) foram utilizados para se atingir os objetivos propostos.

A discussão sobre políticas de estabilização dos preços teve início a partir do pressuposto de que o objetivo dos *policymakers* era o de manter a inflação baixa e estável, além de minimizar os desvios do produto de alguma tendência. Entretanto, o objetivo final é o de maximizar o bem-estar. Deste modo, para se analisar as políticas de estabilização, deve-se considerar os efeitos no bem-estar das flutuações da inflação e do produto.

Em relação a estabilização do produto, conforme aponta Romer (2012), pode parecer óbvio que os *policymakers* precisam atenuar recessões e booms econômicos. Nem todas as flutuações do produto são tidas como indesejáveis. No médio prazo, os choques de demanda podem refletir mudanças na taxa de crescimento da economia e, deste modo, não existe razão para que políticas fiscais e monetárias tentarem impedir esses movimentos. Em relação ao curto prazo, as flutuações podem ocorrer devido a mudanças nos termos de comércio, tecnologia, entre outros que afetam o produto.

O poder da política monetária advém do fato de que os preços não são totalmente flexíveis e, portanto, pode parecer convidativo dizer que esta política precisa minimizar os desvios do produto e, caso um movimento do produto seja ineficiente, a política monetária pode melhorar o bem-estar. Destarte, os *policymakers* possuem o objetivo de atenuar flutuações do produto em torno da sua tendência, ou seja, em torno do seu nível Walrasiano.

A ideia dos custos de transação, utilizada nesse trabalho, se refere ao tempo gasto nas compras, isto é, o tempo utilizado nas compras é descontado do tempo do lazer, que vai afetar diretamente a utilidade do indivíduo. Dessa forma, quanto maior, menor o tempo de lazer, dado que o tempo do indivíduo é dividido entre trabalho e lazer (todo conjunto de atividades que o indivíduo realiza que não seja o trabalho, por exemplo, tempo gasto em educação, compras entre outros) (CLOWER, 1969) e (MCCALLUM, 1989).

Neste contexto, a pesquisa se fundamenta nas novas teorias macroeconômicas de rigidezes de contratos e de concorrência imperfeita para verificar o modelo teórico e encontrar as relações econômicas sobre os efeitos dos choques de demanda e de oferta a serem testadas pela metodologia empírica.

Para atingir os objetivos, as análises empíricas utilizam a metodologia de séries temporais de modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e modelos de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR) com variáveis exógenas. Pois, como se pretende testar principalmente as relações para o longo prazo das variáveis, os modelos SVAR são apropriados pois possuem capacidade de estabelecer as relações de longo prazo entre esses agregados, permitindo a análise de simulação de choques por meio de funções impulso resposta, além de análises de decomposição da variância.

O tratamento de séries temporais avançou consideravelmente na literatura econômica nas últimas décadas. As estimativas empíricas existentes na literatura seguem o artigo de Blanchard e Quah (1989), que decompõem os choques específicos de um país em componentes permanentes e transitórios. Os choques transitórios, ou de curto prazo, e os permanentes, ou de longo prazo, podem ser obtidos por meio dos modelos de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR)<sup>7</sup>. Estes modelos empíricos permitem identificar as matrizes de restrição dos coeficientes das variáveis, conforme as relações propostas no modelo teórico. Outra vantagem dos modelos SVAR está em permitir a simulação de funções impulso resposta das variáveis exógenas contemporâneas sobre as endógenas. Especificamente, esta pesquisa apresenta uma avaliação dos choques permanentes ou de longo prazo advindos de variações na quantidade ofertada de moeda no Brasil sobre o consumo e o poder de compra dos agentes, considerando a presença de rigidezes reais e nominais.

A pesquisa propõe ainda avanços empíricos quanto à aplicação do modelo teórico macroeconômico de Dias (2002) para a economia brasileira de 1999 a 2013, identificando maior capacidade da política econômica em afetar os agregados no longo prazo. Os resultados teóricos do modelo indicam que salário real, custos de transação (número de transações com cartões de crédito/débito) e moeda tendem a influenciar positivamente no consumo, enquanto inflação e inadimplência possuem efeito negativo sobre consumo.

Aqui, os custos de transação têm o papel de reduzir o tempo gasto nas transações e, conseqüentemente, aumentar o tempo gasto no lazer, dado que o tempo utilizado nas transações é descontado do tempo de lazer. Em relação à moeda, a posse dela tem o papel de aumentar o poder de barganha, ou seja, o indivíduo que possui liquidez pode barganhar no momento das transações e, com isso, o preço pago pelos bens/serviços tende ser menor. Caso seja confirmado os resultados teóricos do modelo para a economia brasileira, a pesquisa pode auxiliar os *policymakers* a medir as conseqüências de longo prazo de suas decisões em nível de Comitê de Política Monetária (COPOM)<sup>8</sup>.

Para que o objetivo seja cumprido, o presente trabalho está estruturado em quatro seções, considerando a introdução e as considerações finais. Nesta primeira seção, se apresentou a introdução, na segunda seção apresenta-se a metodologia, enquanto na terceira seção são apresentados os resultados empíricos e as discussões e, na última seção, tem-se as considerações finais.

## 2 METODOLOGIA

A proposta de pesquisa é investigar em que medida os choques nominais advindos da política monetária podem afetar o consumo agregado de longo prazo no Brasil, por meio da aplicação de modelos de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR) e análises de funções impulso resposta e decomposição da variância.

---

<sup>7</sup>Veja Sims (1980), Sims et al. (1986). O uso de modelos SVAR para testar hipóteses teóricas foi amplamente utilizado na literatura RBC – *Real Business Cycles*. Esta literatura permite ao leitor compreender a relação entre teoria e testes empíricos usando a metodologia, em especial nos artigos de Chari et al. (2005), Fernández-Villaverde et al. (2007) e Dupaigne, Fève e Matheron (2007).

<sup>8</sup>Conforme destacado pelo Banco Central do Brasil (BRASIL, ), o objetivo do COPOM é o de estabelecer as diretrizes da política monetária e de definir a taxa básica de juros.

A base de dados para realizar as aplicações econométricas para a economia brasileira tem como fonte os indicadores disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), Banco Central do Brasil (BCB), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e a Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP). O período de análise se concentra entre 1999 até 2013<sup>9</sup>.

Séries temporais são observações sobre uma mesma variável ao longo do tempo, ou seja, são formadas por observações sequenciais ao longo do tempo, produto de um processo aleatório de geração de dados. Quando pretende-se estimar um modelo econométrico, haverá a presença de um erro. Esse termo de erro se refere a uma parcela que não é explicada pelas variáveis presentes no modelo. Caso o valor desse erro mude de forma aleatória a cada período e, nessas mudanças, apresentar média igual a zero, variância constante e sem autocorrelação, será chamado de ruído branco. Sendo assim, uma variável que segue um processo estocástico (ou seja, não determinístico) é uma variável que não pode ser prevista com exatidão e para qualquer função de previsão, sempre haverá um erro que poderá ou não ser um ruído branco.

Quando se trabalha com séries temporais, é preciso observar a estacionariedade<sup>10</sup> da série antes de realizar qualquer análise, ou seja, é preciso trabalhar com séries estacionárias. De acordo com Greene (2002), a estacionariedade ou não de uma série pode implicar características significativas em seu comportamento e suas propriedades. A utilização de séries não estacionárias pode levar a regressões espúrias, ou seja, ao analisar alguma regressão ir-se-á encontrar uma relação entre duas variáveis que, na verdade, não existe, podendo levar a conclusões equivocadas. Se a série levar algum choque temporário, uma estimação feita com raízes unitárias irá apresentar o choque como permanente (explosivo), mesmo que seja um efeito temporário.

Destarte, o primeiro passo da análise de séries temporais é identificar se as variáveis são ou não estacionárias. A não estacionariedade de um processo estocástico é gerada pela presença de raiz unitária no processo autorregressivo que gera a variável. Deste modo, testes sobre raiz unitária desempenham um papel importante, pois auxiliam na avaliação da não estacionariedade. Para saber se uma série é ou não estacionária, é consenso na literatura sobre o tema realizar testes de raiz unitária<sup>11</sup>.

Com todas as séries estacionárias é possível estimar o modelo VAR. Após realizado as estimações do VAR, é necessário verificar se todas as raízes se encontram dentro do círculo unitário<sup>12</sup>. Caso isto ocorra, pode-se dizer que o modelo não tem raízes unitárias e que, portanto, é adequado para as análises econométricas (realizar previsões, por exemplo). Caso alguma raiz do polinômio esteja sobre o círculo unitário, o modelo não poderá ser utilizado.

Então, quando se utiliza séries temporais é preciso analisar se elas são estacionárias para que as inferências sejam consistentes. De acordo com Enders (1995), a utilização de séries que são não estacionárias com regressões padrões pode levar a resultados espúrios. Para verificar a estacionariedade das séries se aplica testes de raiz unitária. A literatura traz diversos testes que podem ser aplicados. Dentre eles, serão utilizados neste trabalho os testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller

<sup>9</sup>A periodicidade dos dados utilizados será mensal.

<sup>10</sup>Estacionariedade é uma oscilação da série em torno da média e da variância ao longo do tempo.

<sup>11</sup>Para saber mais sobre testes de raiz unitária, recomenda-se a leitura de *Applied econometric time series*, de Enders (2010).

<sup>12</sup>Neste caso, dizemos que o inverso das raízes precisa estar dentro do círculo unitário, pois estamos utilizando o *software EViews*. A teoria diz que a raiz precisa estar fora do círculo unitário. Para maiores informações, veja Enders (2010).

Aumentado (ADF). Quando o termo estocástico é autocorrelacionado, a literatura adota como padrão utilizar o teste ADF pois, de acordo com Enders (1995), inclui-se mais defasagens nas variáveis explicativas, de modo que o termo estocástico se torna não correlacionado, caso contrário, usa-se o teste DF. Para Marques (1998), a Causalidade de Granger pode ser definido como: “diz-se que X causa Y no sentido de Granger se os valores passados de X contribuem para melhorar as previsões do valor corrente de Y, todo o resto constante”.

O Vetor Autorregressivo (VAR), proposto por Sims em 1980 no artigo intitulado *Macroeconomics and reality* e foi a partir dele que essa técnica de análise se difundiu, transformando-se numa das técnicas mais utilizadas no estudo da macroeconomia. Neste texto, o autor criticou os modelos econométricos utilizados até então, afirmando que estes não eram adequados para realizar previsões por serem estáticos, por não considerarem adequadamente o caráter autorregressivo das séries, além de não serem precisos no que diz respeito à influência das variáveis umas sobre as outras. Assim, ele propôs o modelo VAR, que é hoje muito utilizado em econometria devido à sua boa capacidade preditiva e a outras inferências sobre a relação entre séries. De acordo com Cavalcanti (2010), a ampla utilização do VAR como ferramenta de análise deve-se em parte pela possibilidade de analisar as interrelações entre as variáveis a partir de um conjunto de restrições de identificação, possibilitando a estimação do efeito de um “choque” desta variável sobre as outras, tornando-se uma importante ferramenta de análise.

Diante dessa característica dos modelos VAR, o vetor é formado por um conjunto de variáveis que são dependentes de seus valores defasados e dos valores defasados das demais variáveis, permitindo que as relações entre elas sejam puramente estatísticas (JOHNSTON; DINARDO, 1997). Portanto, todas as variáveis são consideradas como fator explicativo das demais, ou seja, todas as variáveis são consideradas endógenas. Este modelo presume a existência de pelo menos duas séries. Para estimar o VAR corretamente, é preciso definir o número adequado de defasagens que deverão ser usadas.

Após realizado todos estes procedimentos, outra ferramenta dos modelos VAR é a função impulso resposta. Essa função possui o objetivo de investigar o desempenho isolado das variáveis diante de algum choque nas inovações ou resíduos do modelo.

A decomposição da variância dos erros de previsão é um procedimento que permite explicitar a proporção dos movimentos gerados em uma variável devido a ocorrência de um determinado choque exógeno em si mesma e nas demais variáveis ao longo do tempo. Dito de outro modo, a decomposição da variância fornece informações em torno da importância de uma determinada variável nas alterações de uma outra variável do modelo. Para Enders (1995) a decomposição da variância dos erros de previsão tem como objetivo o de extrair informações sobre o grau de endogeneidade das variáveis, ou seja, representa o quanto a variância de cada variável pode ser explicada pela sua própria variância e o quanto ela foi determinada pela variância de outras variáveis do sistema.

Johnston e Dinardo (1997) trazem como solução para este problema é o de transformar as inovações com o objetivo de produzir um novo conjunto de inovações ortogonais. Esta última solução é a mais utilizada e é conhecida como decomposição de Cholesky. Para Janeiro (2004), aplicando este método, a ordenação do VAR pode vir a alterar o resultado, pois a variável que ocupa a primeira posição tem efeitos contemporâneos (ou seja, é a mais exógena) sobre as outras variáveis do sistema, enquanto

que a variável que ocupa a última posição não exerce efeitos contemporaneamente às outras variáveis (ou seja, é mais endógena), sendo influenciada por todas as outras variáveis.

Ainda nas ideias de Janeiro (2004), o SVAR é uma tentativa de diminuir o problema da falta de fundamentação teórica através de restrições de longo prazo, com o objetivo de verificar se os dados são consistentes com uma ou outra classe de modelos teóricos. Os VAR estruturais utilizam-se da teoria econômica com o intuito de isolar a ligação contemporânea entre as variáveis e requerem uma suposição de identificação, permitindo que as correlações possam ser interpretadas.

Os modelos SVAR desenvolvidos por Sims (1980) e Bernanke (1986) tinham como proposta principal modelar as inovações utilizando análise econômica, ou seja, a relação entre as previsões de erro e as inovações estruturais com o objetivo de incorporar sentido econômico para as restrições que são impostas no modelo VAR.

Funções de impulso resposta e análise de decomposição da variância são os principais resultados utilizados a partir da utilização dos modelos VAR. Para Cavalcanti (2010), sua ampla utilização em modelos VAR e SVAR como uma ferramenta de análise deve-se pela possibilidade de analisar as inter-relações entre as múltiplas variáveis a partir de um conjunto de restrições. Nesses casos, existe a possibilidade de estimar o efeito de um “choque” desta variável sobre as demais variáveis do sistema.

Outro procedimento que é possível fazer no VAR e SVAR é a decomposição da variância dos erros de previsão. Esse procedimento permite explicitar a proporção dos movimentos gerados em uma variável devido a ocorrência de um determinado choque exógeno em si mesma e nas demais variáveis ao longo do tempo. Dito de outro modo, a decomposição da variância fornece informações em torno da importância de uma determinada variável nas alterações de uma outra variável do modelo VAR.

Para Enders (1995) a decomposição da variância dos erros de previsão tem como objetivo extrair informações sobre o grau de endogeneidade das variáveis. Ou seja, representa o quanto a variância de cada variável pode ser explicada pela sua própria variância e o quanto ela foi determinada pela variância de outras variáveis do sistema (ENDERS, 1995).

### 3 RESULTADOS DAS APLICAÇÕES ECONÔMETRICAS PARA DE EQUAÇÃO DE CONSUMO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO DE 1999 A 2013

O banco de dados para a estimação econométrica foi extraído do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Banco Central do Brasil (BCB) e Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP). O período utilizado foi de janeiro/1999 até dezembro/2013, ou seja, a periodicidade utilizada dos dados foi mensal. Vale ressaltar também que os dados foram transformados em índice (exceto aqueles que já estavam em índice) com o objetivo de uniformizar a unidade de medida e, conseqüentemente, facilitar na interpretação dos dados. Alguns dados obtidos não possuíam a periodicidade desejada e, portanto, foram interpolados para se tornarem dados mensais. Todos os dados também foram dessazonalizados utilizando o método X12. O *software* utilizado para as estimações foi o EViews 7 e os testes de Raiz Unitária o STATA 13.

As variáveis utilizadas neste trabalho foram:

- Consumo das Famílias (CF): Despesas com bens e serviços realizados pelas famílias; valores constantes de 1995. Este dado possui como fonte o IBGE;
- Salário Real Médio (SRM): Salário Real Médio da Indústria, utilizado como *proxy* para o salário real. Dados disponíveis na FIESP;
- Inflação (IPCA): Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Dados disponíveis no IPEADATA;
- Cartões Totais (CT): Número total de transações efetuadas com o cartão de crédito e o cartão de débito (Estatísticas de Pagamentos de Varejo e de Cartões no Brasil). Observação: Considerando apenas transações com liquidação interbancária. Dados disponibilizados pelo BCB;
- Inadimplência (IT3): Índice de inadimplência: número de registros líquidos (recebidos menos cancelados) dividido pelo número de consultas em ( $t-3$ ). A partir de junho de 1999, número de consultas ajustado por fator de correção (número de consultas na capital dividido pelo número de consultas no estado) fornecido pela ACSP. Um indivíduo é considerado inadimplente quando ele possui um débito vencido há, pelo menos, noventa dias. Este dado possui como fonte o IPEADATA;
- Base Monetária no Final do Período (BMFP): Base monetária e componentes, saldos em final de período. Dados disponibilizados no IPEADATA;
- Base Monetária no Final do Período Deflacionada (BMFPD): Base monetária e componentes, saldos em final de período deflacionada pelo IPCA. Dados disponibilizados no IPEADATA.

Cukierman A; Edwards e Tabelline (1982) realizaram um estudo sobre a senhoriagem e a instabilidade política. Nesse estudo, o objetivo dos autores foi explicar a importância da senhoriagem em relação a outras fontes de receita do governo – que é diferente entre os países. Para tanto, utilizaram um modelo de reforma tributária, juntamente com as equações de Euler (ou seja, equações de primeira ordem) para realizar os testes empíricos. Nesse sentido, o teste empírico do modelo macroeconômico de Dias (2002), realizado para o estado estável, também fará uso das equações de Euler pois, através das equações de primeira ordem, é possível verificar o comportamento, em nível teórico, das variáveis utilizadas no teste empírico como variáveis explicativas e, desta forma, possibilitar um teste empírico robusto.

Considere a proposta de identificar os efeitos de choques advindos de variações na quantidade ofertada de moeda sobre o consumo na economia brasileira. Por exemplo, o modelo teórico indica que o consumo agregado depende do próprio consumo no tempo, do salário real, dos preços, dos custos de transações e da moeda, considerando o estágio de tecnologia. Quanto maior for o salário real e a moeda, maior será o consumo de equilíbrio, dado um estágio de tecnologia. Quanto maiores os preços e os custos de transações, menor o consumo de equilíbrio de longo prazo. Além disso, pretendemos testar a direção de causalidade entre as variáveis envolvidas no sistema de equações do vetor autorregressivo estrutural. No caso dos encaixes reais, ou poder de compra da moeda teríamos que incluir um indicador de renda real,



de crescimento da moeda e dos preços e dos custos de transações, em especial. A comprovação dos efeitos dessa alteração estrutural pode ser feita através do modelo SVAR – Vetor Autorregressivo Estrutural. Assim, nosso sistema SVAR principal possui a seguinte especificação para a equação do consumo <sup>13</sup>:

$$y_t = \begin{bmatrix} \Delta(M) \\ \Delta(CT) \\ \Delta(IT3) \\ \Delta(IPCA) \\ \Delta(W/P) \\ \Delta(CONS) \end{bmatrix}; C = \begin{bmatrix} C_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_2 & C_3 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_4 & C_5 & C_6 & 0 & 0 & 0 \\ C_7 & C_8 & C_9 & C_{10} & 0 & 0 \\ C_{11} & C_{12} & C_{13} & C_{14} & C_{15} & 0 \\ C_{16} & C_{17} & C_{18} & C_{19} & C_{20} & C_{21} \end{bmatrix}; e_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ s_t \\ s'_t \\ \pi_t \\ \omega_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \quad (1)$$

No caso do modelo empírico do SVAR, os choques poderiam ser de cinco tipos <sup>14</sup>:

- i) Permanente ( $\mu_t$ ), mudanças da quantidade ofertada de moeda;
- ii) Permanente advindo de alteração nos custos de transações ( $s_t$ ) e ( $s'_t$ ), para os quais utilizaremos indicadores de utilização de cartões de crédito/débito como choques de reduções de custos de transações e indicadores de inadimplência para choques de aumento nos custos de transações;
- iii) Devido à alteração em um índice de custo de vida, como o *IPCA* ( $\pi_t$ )<sup>15</sup>;
- iv) Choques advindos de variações nos salários reais ou ganhos de produtividade ( $\omega_t$ );
- v) Choques advindos do próprio consumo ou preferências ( $\eta_t$ ). Para a equação do poder de compra da moeda, uma especificação para o sistema SVAR também seria utilizada com base no modelo teórico.

Testou-se diversas especificações empíricas com o objetivo de verificar uma robustez nos resultados. Sendo assim, a Especificação 1, apresenta o modelo mais completo, com todas as variáveis de interesse; a Especificação 2, traz apenas uma *proxy* para o custo de transação, sendo o número de transações com cartões de crédito e débito; a terceira Especificação tem-se somente uma *proxy* para o custo de transação, sendo a inadimplência e utiliza-se a moeda real; na última Especificação (4), apresenta-se somente uma *proxy* para o custo de transação, sendo o número de transações com cartões de débito e crédito, além da moeda real.

Na Especificação 1, a variável de interesse é o *D1\_CF* (consumo das famílias), e as demais variáveis são: *D1\_SRM* (salário real médio), *IPCA* (inflação), *D2\_CT* (cartões totais), *IT3* (inadimplência) e *BMFP\_R* (base monetária no final do período). Utilizou-se também estimações com *dummies* e constante. Conforme prevê este modelo, algumas variáveis foram utilizadas nas diferenças.

$$D1\_CF = C + \beta_1 \sum_{j=1}^k D1\_CF_{t-j} + \beta_2 \sum_{j=1}^k D1\_SRM_{t-j} + \beta_3 \sum_{j=1}^k IPCA_{t-j} +$$

<sup>13</sup>Outros sistemas variantes deste podem ser testados conforme for os resultados estatísticos dos coeficientes estimados, utilizando de base o modelo teórico, podendo incluir número de empresas para estrutura de mercado das firmas e poder de mercado.

<sup>14</sup>Vale ressaltar que os modelos irão sofrer modificações no sentido de que, se utilizará menos variáveis, considerando inicialmente todos os choques.

<sup>15</sup>Aqui a participação de choques advindos da estrutura de preços ou da variação de preços poderiam ser avaliados por meio da construção de outro sistema que inclua a moeda real, ou individualmente, utilizando o poder de mercado das firmas como um indicador (número de empresas), dependendo dos resultados econométricos encontrados e se pudermos comprovar exogeneidade para preço.

$$\beta_4 \sum_{j=1}^k D2\_CT_{t-j} + \beta_5 \sum_{j=1}^k IT3_{t-j} \beta_6 \sum_{j=1}^k BMFP\_R_{t-j} + D\_2002 + D\_2008 + \mu_t \quad (2)$$

Em que:

C é a constante do modelo;

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$  são os parâmetros estimados;

$D\_2002$  é a *dummy* referente ao ano de 2002;

$D\_2008$  é a *dummy* referente ao ano de 2008;

$\mu_t$  é o erro do modelo.

Utilizou-se duas *dummy*, uma em 2002 e outra em 2008, com o objetivo de verificar se nesses períodos – eleições (mudança de governo), crise energética e crise internacional (*subprime*), respectivamente - ocorreram mudanças<sup>16</sup>. Vale ressaltar que ambas as *dummy* possuem início no sexto mês de cada ano e término também do sexto mês do ano seguinte.

Quando alguma das variáveis listadas aparecer nos resultados com um “D”, seguido de um número, significa que foram submetidas a diferenças, sendo o “1” a primeira diferença e o “2” a segunda diferença, com o objetivo de torná-las estacionárias. Quando aparecer uma variável terminando com “\_R” significa que a variável é estacionária em torno de uma tendência, ou seja, a variável possui uma tendência determinística e, mesmo não sendo estacionária em nível, ela é estacionária em torno de uma tendência. Outro ponto que precisa ser mencionado, é que a variável moeda foi utilizada em valores nominais e valores reais – quando ela possuir um “D” no final, significa que ela foi deflacionada pelos valores do IPCA.

As demais especificações empíricas são apresentadas na Tabela 1:

<sup>16</sup>As dummies também trouxeram maior estabilidade ao modelo, ou seja, os resultados apresentaram maior robustez.

**Tabela 1:** Especificações empíricas

| ESPECIFICAÇÃO | EQUAÇÃO   |
|---------------|---|
| 2             | $D1\_CF = C + \beta_7 \sum_{j=1}^k D1\_CF_{t-j} + \beta_8 \sum_{j=1}^k D1\_SRM_{t-j}$ $+ \beta_9 \sum_{j=1}^k IPCA_{t-j} + \beta_{10} \sum_{j=1}^k D2\_CT_{t-j}$ $+ \beta_{11} \sum_{j=1}^k D1\_BMFP_{t-j} + D\_2002 + D\_2008 + \mu_t$ |
| 3             | $D1\_CF = C + \beta_{12} \sum_{j=1}^k D1\_CF_{t-j} + \beta_{13} \sum_{j=1}^k D1\_SRM_{t-j}$ $+ \beta_{14} \sum_{j=1}^k IT3_{t-j} + \beta_{15} \sum_{j=1}^k D1\_BMFPD_{t-j}$ $+ D\_2002 + D\_2008 + \mu_t$                               |
| 4             | $D1\_CF = C + \beta_{16} \sum_{j=1}^k D1\_CF_{t-j} + \beta_{17} \sum_{j=1}^k D1\_SRM_{t-j}$ $+ \beta_{18} \sum_{j=1}^k D2\_CT_{t-j} + \beta_{19} \sum_{j=1}^k D1\_BMFPD_{t-j}$ $+ D\_2002 + D\_2008 + \mu_t$                            |

**Fonte** Elaboração própria. Observações:  $\beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10}, \beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{13}, \beta_{14}, \beta_{15}, \beta_{16}, \beta_{17}, \beta_{18}, \beta_{19}$  são os parâmetros estimados;  $C$  é a constante do modelo;  $D_{2002}$  é a *dummy* referente ao ano de 2002;  $D_{2008}$  é a *dummy* referente ao ano de 2008;  $\mu_t$  é o erro do modelo.

A Tabela 2 apresenta os resultados esperados para os testes empíricos. Vale ressaltar que estes resultados são baseados nos resultados do modelo teórico.

**Tabela 2:** Sinais esperados para a estimação empírica

| VARIÁVEL                                     | SIGLA | SINAL ESPERADO |
|--|-------|----------------|
| Consumo das Famílias                         | CF    | Positivo (+)   |
| Salário Real Médio                           | SRM   | Positivo (+)   |
| Inflação                                     | IPCA  | Negativo (-)   |
| Cartões Totais                               | CT    | Positivo (+)   |
| Inadimplência                                | IT3   | Negativo (-)   |
| Base Monetária Final do Período              | BMFP  | Positivo (+)   |
| Base Monetária Final do Período Deflacionada | BMFPD | Positivo (+)   |

**Fonte** Elaboração própria.

Após verificado a autocorrelação das séries, o resultado dos testes de Raiz Unitária é apresentado na Tabela 3.

**Tabela 3:** Teste de Estacionaridade – DF e ADF

| Variáveis | Teste | Estatística | Valores Críticos |       |       | Estacionário em    |
|-----------|-------|-------------|------------------|-------|-------|--------------------|
|           |       |             | 1%               | 5%    | 10%   |                    |
| CF        | ADF   | -3.49       | -3.13            | -3.43 | -3.99 | Primeira Diferença |
| SRM       | ADF   | -7.91       | -3.13            | -3.43 | -3.99 | Primeira Diferença |
| IPCA      | DF    | -5.65       | -3.13            | -3.43 | -3.99 | Nível              |
| CT        | ADF   | -13.36      | -3.13            | -3.43 | -3.99 | Segunda Diferença  |
| IT3       | DF    | -6.25       | -3.13            | -3.43 | -3.99 | Nível              |
| BMFP      | ADF   | -2.38       | 1.645            | 1.96  | 2.576 | Tendência          |
| BMFPD     | ADF   | -2.40       | 1.645            | 1.96  | 2.576 | Tendência          |
| BMFPD*    | ADF   | -10.44      | -3.13            | -3.43 | -3.99 | Primeira Diferença |

**Fonte** Elaboração própria através do *software* STATA 13. Observação: Valores críticos referente à 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística para cada tipo de distribuição – não sendo necessariamente iguais pois existem diversas distribuições e etapas durante o processo do teste; \* = Teste realizado considerando tendência quadrática e, por isso, a variável torna-se estacionária em primeira diferença; Valores em negrito indicam significância estatística.

Para a estimação dos modelos econométrico, utilizou-se as variáveis “IPCA” e “IT3” em nível, as variáveis “CF”, “SRM”, “BMFP” e “BMFPD” em primeira diferença, a variável “CT” em segunda diferença e, utilizou-se também a variável “BMFP” estacionário em tendência.

### 3.1 Especificações Empíricas

Aqui, será apresentada somente a primeira especificação empírica. Vale destacar que a primeira especificação (considerada a mais completa) será a analisada, sendo que essa análise é aplicável (estendida) para as demais especificações.

Na Especificação 1, a variável de interesse é o D1\_CF (consumo das famílias), e as demais variáveis são: D1\_SRM (salário real médio), IPCA (inflação), D2\_CT (número de transações com cartões de crédito e débito), IT3 (inadimplência) e BMFP\_R (base monetária no final do período, sendo o desvio da moeda). Utilizou-se também estimações com *dummies* e constante. Conforme prevê este modelo, algumas variáveis foram utilizadas nas diferenças e/ou tendência estacionária. Vale ressaltar que foi estimado diversas especificações empíricas, ou seja, a especificação aqui relatada – considerada a mais completa – são apresentados os resultados nesta seção. O objetivo de verificar essas diversas especificações empíricas foi o de procurar validar se a estimação “completa” permaneceria com os mesmos resultados, dito de outra forma, se alterando a composição das variáveis no modelo, os resultados permaneceriam.

Após verificado a estacionaridade das séries, é preciso verificar as interrelações entre as variáveis. Para tanto, é preciso analisar a relação de causalidade no sentido de Granger. Na Tabela 4, têm-se as relações de causalidade entre as variáveis. Esse tipo de causalidade – no sentido de Granger - é um teste de precedência temporal.

**Tabela 4:** Teste de Causalidade de Granger da Especificação 1 do VAR

| HIPÓTESE NULA                        | OBS. | F-STATISTIC | PROB.         |
|--------------------------------------|------|-------------|---------------|
| D1_SRM does not Granger Cause D1_CF  | 168  | 0.47723     | 0.9150        |
| D1_CF does not Granger Cause D1_SRM  |      | 0.38355     | 0.9608        |
| IPCA does not Granger Cause D1_CF    | 168  | 2.01979     | <b>0.0304</b> |
| D1_CF does not Granger Cause IPCA    |      | 1.10089     | 0.3647        |
| D2_CT does not Granger Cause D1_CF   | 167  | 0.89649     | 0.5455        |
| D1_CF does not Granger Cause D2_CT   |      | 2.80490     | <b>0.0024</b> |
| IT3 does not Granger Cause D1_CF     | 168  | 0.95439     | 0.4908        |
| D1_CF does not Granger Cause IT3     |      | 1.66947     | <b>0.0859</b> |
| BMFP_R does not Granger Cause D1_CF  | 168  | 1.59299     | 0.1065        |
| D1_CF does not Granger Cause BMFP_R  |      | 1.39604     | 0.1806        |
| IPCA does not Granger Cause D1_SRM   | 168  | 1.71688     | <b>0.0750</b> |
| D1_SRM does not Granger Cause IPCA   |      | 0.55131     | 0.8650        |
| D2_CT does not Granger Cause D1_SRM  | 167  | 0.70023     | 0.7368        |
| D1_SRM does not Granger Cause D2_CT  |      | 1.02405     | 0.4283        |
| IT3 does not Granger Cause D1_SRM    | 168  | 0.59796     | 0.8282        |
| D1_SRM does not Granger Cause IT3    |      | 0.34009     | 0.9752        |
| BMFP_R does not Granger Cause D1_SRM | 168  | 0.81386     | 0.6262        |
| D1_SRM does not Granger Cause BMFP_R |      | 1.99636     | <b>0.0326</b> |
| D2_CT does not Granger Cause IPCA    | 167  | 0.28461     | 0.9879        |
| IPCA does not Granger Cause D2_CT    |      | 0.32375     | 0.9796        |
| IT3 does not Granger Cause IPCA      | 169  | 1.29692     | 0.2316        |
| IPCA does not Granger Cause IT3      |      | 0.71281     | 0.7249        |
| BMFP_R does not Granger Cause IPCA   | 169  | 0.84707     | 0.5935        |
| IPCA does not Granger Cause BMFP_R   |      | 1.27649     | 0.2435        |
| IT3 does not Granger Cause D2_CT     | 167  | 1.35129     | 0.2025        |
| D2_CT does not Granger Cause IT3     |      | 0.53591     | 0.8763        |
| BMFP_R does not Granger Cause D2_CT  | 167  | 1.46518     | 0.1508        |
| D2_CT does not Granger Cause BMFP_R  |      | 2.00753     | <b>0.0316</b> |
| BMFP_R does not Granger Cause IT3    | 169  | 0.63794     | 0.7940        |
| IT3 does not Granger Cause BMFP_R    |      | 0.77419     | 0.6653        |

Fonte: Elaboração própria através do EViews 7. Observações: Foram utilizados onze lags; Os valores em negrito representam as relações de causalidade ao nível de significância de 10%.

Os resultados da Tabela 4 indicaram algumas relações de precedência temporal entre as variáveis. Pode-se destacar que as variáveis: “IPCA” precede temporalmente o “D1\_CF” e “D1\_SRM”; “D1\_CF” precede temporalmente “D2\_CT” e “IT3”; “D1\_SRM” precede temporalmente “BMFP\_R” e; “D2\_CT” precede temporalmente “BMFP\_R”. Esses fatos podem ser explicados da seguinte maneira:

- No caso do “IPCA”, um aumento na inflação, tende a causar um aumento na velocidade no consumo das famílias além de também causar uma queda no salário real, pois desta forma, as mesmas tentam diminuir a perda do poder de compra do salário, aumentando a velocidade do consumo fazendo com que seja necessária mais moeda na economia para fazer frente ao aumento dos preços;
- No que diz respeito ao “D1\_CF”, o aumento do consumo das famílias tende a aumentar o número de transações com cartões na economia - pois as transações

ocorrem de forma mais fácil e rápida e, conseqüentemente, sobra mais tempo para outras atividades ligadas ao lazer; - e, que também pode aumentar a inadimplência, pois a utilização de cartões como meio de pagamentos tem aumentado de maneira significativa no Brasil e, como algumas famílias gastam mais do que ganham, o aumento da inadimplência pode ser causado por este aumento de consumo. Sendo assim, o ato de consumir gera a utilização do cartão e inadimplência;

- Em relação ao “D1\_SRM”, o aumento do salário real necessita de um aumento da base monetária para fazer frente ao salário crescente;
- Já para a variável “D2\_CT”, através do aumento da utilização de cartões nas transações, faz-se necessário um aumento da quantidade de moeda em circulação na economia - mesmo que essas transações ocorram de forma eletrônica pois, em algum momento existe a necessidade de se utilizar moeda (na contratação de alguma empresa para aumentar a produção, entre outros).

Após realizado testes com o objetivo de estimar o modelo VAR, antes da estimação propriamente dita, é necessário definir o número de *lags* que o modelo precisa ter. Como trabalha-se com política monetária (dados mensais) e, seguindo a ideia de Kydland e Prescott (1977) sobre a inconsistência dinâmica, é razoável aceitar um número de defasagens de pelo menos 7 *lags* pois, de acordo com a literatura econômica, existe uma defasagem temporal entre a implementação da política monetária e seu efeito, e esta defasagem é em torno (média) de 7 a 9 meses. Deste modo, optou-se por utilizar 11 *lags* no modelo VAR, para captar possíveis impactos. Uma vez definida a quantidade ótima de defasagens foi estimado o modelo VAR. Em seguida, obtêm-se resultados importantes para a análise da relação entre as variáveis do sistema. A variável de interesse é o D1\_CF (consumo das famílias), e as demais variáveis são: D1\_SRM (salário real médio), IPCA (inflação), D2\_CT (cartões totais), IT3 (inadimplência) e BMFP\_R (base monetária no final do período); o número de defasagens foram: 1, 3, 6, 7 e 11 *lags*.

Após estimado o modelo VAR, realizou-se as análises de robustez. Para tanto, verificou-se as condições de estabilidade do VAR, se os resíduos eram autocorrelacionados, normais, homocedásticos e se eram estacionários (para o modelo como um todo e para a equação de interesse – consumo). Em relação à estabilidade do modelo, todas as raízes características do VAR posicionaram-se dentro do círculo unitário, indicando que o modelo atende às condições de estabilidade. Ou seja, este teste apresenta o inverso da raiz unitária e, por isso, as raízes precisam ficar dentro do círculo unitário e serem menores que um em módulo<sup>17</sup>.

Os resíduos da regressão cuja variável de interesse é “D1\_CF”, só se mostrou correlacionado a 10% na primeira defasagem, enquanto nas demais defasagens não havia a presença de autocorrelação, ou seja, como é somente um *lag*, não prejudica o resultado do modelo como um todo. De acordo com o teste de Jarque-Bera para a normalidade dos resíduos, rejeitou a hipótese nula de que os resíduos (inclusive em conjunto) seguem uma distribuição normal. No entanto, através da propriedade de

<sup>17</sup>A teoria deste teste prediz que as raízes precisam estar fora do círculo unitário e serem maiores que um em módulo. Porém, como o software aqui utilizado (EViews 7), ele apresenta o inverso da raiz unitária e, por isso, a mesma precisa estar dentro do círculo unitário e ser menor que um em módulo.

grandes amostras do Teorema do Limite Central, pode-se considerar que assintoticamente os resíduos seguem uma distribuição normal<sup>18</sup>. Apesar da não normalidade dos resíduos, eles são considerados homocedásticos e os testes indicaram que eles (os resíduos do VAR como um todo e da equação de interesse, o consumo) são estacionários.

Entretanto, o principal interesse do trabalho é o de verificar a validade empírica no longo prazo (Estado Estacionário) do modelo teórico de Dias (2002), ou seja, investigar os efeitos de choques de política monetária sobre o consumo dos agentes no longo prazo. Para tanto, apresenta-se os resultados do Modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR) com variáveis exógenas. De acordo com Sims (1993), é possível verificar se os efeitos das variáveis explicativas permanecem no longo prazo. Deste modo, a Tabela 5, apresenta os resultados das quatro especificações empíricas.

Analisando os resultados demonstrados no SVAR na Tabela 5 (apenas para a Especificação 1, porém, a mesma pode ser estendida para as demais especificações), é possível perceber que existe uma relação de longo prazo significativa entre as variáveis. A coluna da Especificação 1 (bem como as demais especificações) apresenta o resultado empírico incluindo todas as variáveis do sistema, sendo todas estatisticamente significantes, confirmando empiricamente os resultados do modelo teórico de Dias (2002), sendo que todos os sinais foram conforme o esperado – veja Tabela 2. As variáveis que apresentaram influências positivas sobre o consumo foram: o próprio consumo (0.380599), o salário real (0.051151); o número de transações com cartões (0.144326) e a moeda (0.205248); enquanto as variáveis que influenciam de modo negativo o consumo das famílias foram: inflação (-0.128036) e inadimplência (-0.131574).

**Tabela 5:** Resultados das Especificações Empíricas

| Variáveis | Especificação 1        | Especificação 2        | Especificação 3        | Especificação 4       |
|-----------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| CF        | 0,380599<br>(0,0000)*  | 0,466286<br>(0,0000)*  | 0,535910<br>(0,0000)*  | 0,454712<br>(0,0000)* |
| SRM       | 0,051151<br>(0,0216)** | 0,072223<br>(0,0441)** | 0,167397<br>(0,0000)*  | 0,138786<br>(0,0000)* |
| IPCA      | -0,128036<br>(0,0000)* | -0,149486<br>(0,0001)* | -                      | -                     |
| CT        | 0,144326<br>(0,0009)*  | 0,150690<br>(0,0001)*  | -                      | 0,153086<br>(0,0050)* |
| IT3       | -0,131574<br>(0,0000)* | -                      | -0,121501<br>(0,0050)* | -                     |
| BMFP      | 0,205248<br>(0,0000)*  | 0,908541<br>(0,0000)*  | 0,948698<br>(0,0000)*  | 0,899398<br>(0,0000)* |

**Fonte** Elaboração própria a partir do EViews 7. Observações: Nível de significância estatística: \* = 1%; \*\* = 5%. Valores entre parênteses são os p-value. Observações incluídas: Especificação 1: 167; Especificação 2: 171; Especificação 3: 172; Especificação 4: 171.

Os resultados trazem a inércia do consumo das famílias brasileiras no longo prazo. O salário real influencia positivamente o consumo enquanto a inflação corrói o poder de compra das famílias, ou seja, afeta negativamente o consumo. Quando o salário real influencia positivamente o consumo, pode-se dizer que o indivíduo

<sup>18</sup>Maiores detalhes em Wooldridge (2006).

se tornou mais produtivo ou ainda que o nível de preços da economia encontra-se em um patamar menor, fazendo com que a família tenha mais dinheiro disponível e, conseqüentemente, aumentando seu poder de compra e, possivelmente sua qualidade de vida; vale ressaltar também que a inflação faz com que as famílias antecipam suas compras com o objetivo de mitigar a perda do poder de compra.

No que condiz a utilização de cartões e a inadimplência (*proxies* para a queda e aumento nos custos de transações, respectivamente), a utilização dos cartões alteram positivamente a relação de consumo das famílias pois os mesmos tendem a facilitar no momento das trocas, além de que uso desta ferramenta torna as transações mais rápidas, não sendo necessário o indivíduo deslocar-se até uma loja física, podendo realizar compras através do computador, sem sair de casa e utilizar essa “economia de tempo” em outras atividades, principalmente o lazer (propriamente dito), dado que o tempo gasto nas compras são descontados do tempo do lazer. Outro ponto que precisa ser destacado é o de que essa toda essa facilidade ajuda o indivíduo a se proteger do custo “sola de sapato”, pois ele pode pesquisar, via *internet*, por exemplo, para comprar com bens/serviços por menores preços. Esses resultados estão de acordo com os resultados encontrados por Gross e Souleles (2002), de que a utilização de cartões afeta positivamente o consumo. Outro ponto que deve ser destacado é que quanto maior o uso do cartão, menores os custos de transação e maior a facilidade de trocas, traduzindo uma maior capacidade de consumo.

A inadimplência afeta negativamente o consumo das famílias pois, estas precisam “regularizar” seus débitos vencidos, ou seja, precisam separar parte do orçamento para quitar dívidas vencidas e, com isso, a sua renda disponível para o consumo diminui. A partir do momento que os débitos são regularizados, as famílias poderão obter crédito novamente para que, futuramente, possam voltar aos seus padrões “normais” de consumo. O indivíduo considerado inadimplente é privado de algumas ferramentas que podem agilizar o consumo – como cartões, por exemplo – ou seja, essas ferramentas possuem como finalidade a diminuição dos custos de transações, sobrando mais tempo para o lazer, já que o indivíduo inadimplente incorre em custos de “sola de sapato” para se proteger da inflação.

O desvio da moeda afeta positivamente no consumo das famílias, isso possivelmente ocorre devido aos ajustes de expectativas que as famílias realizam, além de que mais moeda em circulação na economia tende a aumentar o nível de preços, fazendo com que as famílias aumentem a velocidade do consumo com o objetivo de mitigar a perda do poder de compra. Outro fator também que se deve levar em conta é de que quanto mais moeda os indivíduos possuem, maior é o poder de barganha dos mesmos, ou seja, eles podem barganhar no valor pago pelos bens (MCCALLUM, 1989). Além disso, fica evidente que a moeda não se configura como neutra na economia brasileira, pois ela é capaz de alterar as relações de consumo

Em relação aos testes de robustez, os resultados obtidos foram os mesmos do VAR – exceto o teste de normalidade dos resíduos. De acordo com o teste de Jarque-Bera para a normalidade dos resíduos rejeitou a hipótese nula de que os resíduos das equações 1, 2, 3, 4 e 5 (inclusive em conjunto) seguem uma distribuição normal - em relação a equação 6, os resíduos foram considerados normais. No entanto, através da propriedade de grandes amostras do Teorema do Limite Central, pode-se considerar que assintoticamente os resíduos seguem uma distribuição normal.

A Figura 1 traz as funções impulso resposta do modelo SVAR com choque



acumulado, considerando um horizonte de tempo de 18 meses<sup>1920</sup>.

Através dos resultados da Figura 1, fica evidente a validade empírica do modelo teórico de Dias (2002), ou seja, todos os choques acumulados, impactam o consumo conforme esperado e demonstrado no modelo teórico, são eles: o consumo nele mesmo, o salário real, a utilização de cartões e a moeda impactam positivamente o consumo; já a inflação e a inadimplência impactam negativamente o consumo. Neste caso, o choque acumulado no consumo (Shock1 = D1\_CF), a sua resposta é o de o mesmo influenciar positivamente o consumo; em relação ao salário real (Shock2 = D1\_SRM), tem-se efeitos líquidos positivos sobre o consumo – nestes casos temos que quando o salário real aumenta, maior é o poder de compra do indivíduo pois, ou o nível de preço permaneceu/diminuiu ou ainda ele se tornou mais produtivo; esses resultados não corroboram com as ideias encontrados por Carroll e Summers (1991) de que não existe uma relação entre o crescimento da renda e a expectativa do crescimento do consumo, ou seja, foi possível perceber que o aumento do salário real afeta o consumo de forma positiva, além de que é possível verificar que os indivíduos são realmente avessos a grandes alterações no consumo ( Ramsey (1928); Cass (1965) e Koopmans (1965); e Diamond (1965)), dado que após os choques acumulados, os mesmos tendem a manter o novo padrão de consumo.

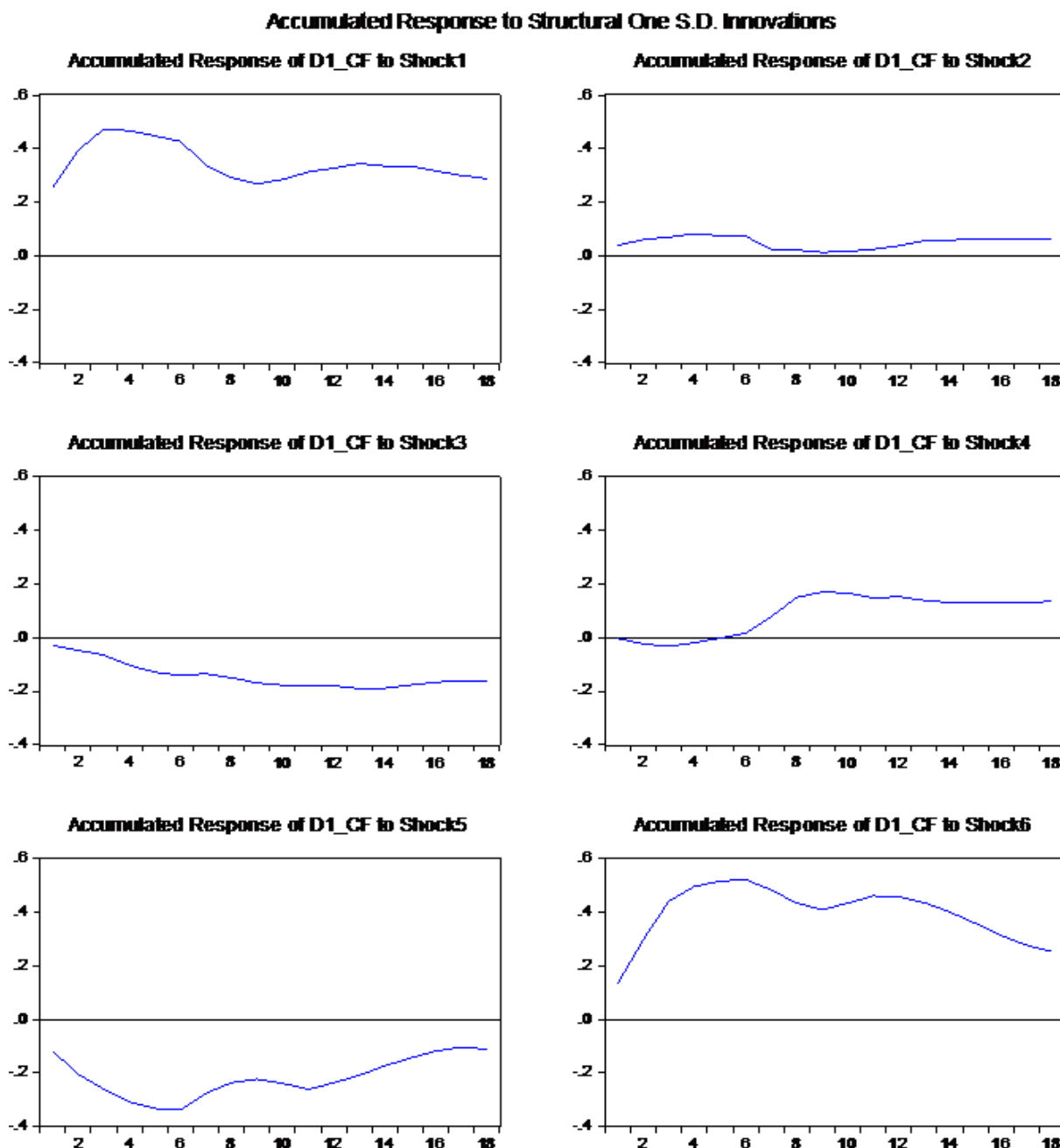
Em relação a inflação (Shock3 = IPCA), esta apresentou efeito líquido negativo, resultado conforme o esperado pois, de acordo com a teoria econômica, quando ocorre um aumento da inflação, *ceteris paribus*, esta corrói o poder de compra das famílias, afetando negativamente o consumo, ou seja, fazendo as famílias perderem poder de compra. O choque na variável dos cartões (Shock4 = D2\_CT; *proxy* para queda nos custos de transação), apresenta um efeito líquido no consumo, corroborando com a ideia do modelo teórico, além da utilização de cartão facilitar e agilizar as transações, fazendo com que o tempo utilizado nas transações diminua, sobrando mais tempo para o lazer.

Já a inadimplência (Shock5 = IT3) tem um efeito negativo sobre o consumo pois, o indivíduo considerado inadimplente é privado de algumas ferramentas que podem agilizar o consumo – como cartões, por exemplo – ou seja, essas ferramentas possuem como finalidade a diminuição dos custos de transações, sobrando mais tempo para o lazer. A redução dos custos de transação é também importante pois o indivíduo economiza o custo “sola de sapato” para se proteger da inflação. Nesta figura também fica evidente a não neutralidade da moeda (Shock6 = BMFP\_R), pois o desvio da moeda tem um efeito positivo sobre o consumo pois ele pode barganhar mais no momento das compras. Vale ressaltar que nos casos de choques acumulados, as variáveis não precisam voltar para o equilíbrio.

---

<sup>19</sup>Por “Shock1” entende-se “D1\_CF”; por “Shock2” entende-se “D1\_SRM”; por “Shock3” entende-se “IPCA”; por “Shock4” entende-se “D2\_CT”; por “Shock5” entende-se “IT3”; por “Shock6” entende-se “BMFP\_R”.

<sup>20</sup>Em relação ao choque único, os choques se dissipam, voltando todas as variáveis para o equilíbrio, pois trabalha-se com variáveis estacionárias.



**Figura 1** –Impulso Resposta Acumulado da Especificação 1 do SVAR

Fonte: Resultados do software EViews 7. Observações: Impulso (choque) acumulado nas variáveis “D1\_CF, D1\_SRM, IPCA, D2\_CT, IT3, BMFP<sub>R</sub>” e resposta na variável “D1\_CF”. Os significados do “Shock” são: “Shock1 = D1\_CF”, “Shock2 = D1\_SRM”, “Shock3 = IPCA”, “Shock4 = D2\_CT”, “Shock5 = IT3” e “Shock6 = BMFP<sub>R</sub>”.

A Tabela 6 apresenta os resultados da decomposição da variância do erro de previsão do modelo SVAR para a variável “D1\_CF”, considerando 18 períodos. Inicialmente a análise de decomposição da variância do consumo mostrou que ele o determina – ou seja, é possível verificar a inércia em relação ao consumo na economia brasileira - tendo seu efeito diminuído posteriormente, terminando o período tendo os custos de transação e a moeda como grandes determinantes da variação do consumo. No caso da variável desvio da moeda (BMFP<sub>R</sub>), ela foi a que apresentou o maior valor (depois do próprio consumo), ou seja, o desvio da moeda possui grande influência

sobre o consumo – pois a posse da mesma permite uma maior barganha - confirmando a não neutralidade da moeda no longo prazo na economia brasileira – conforme demonstra o modelo de Dias (2012). Conforme mencionado, foi possível perceber a importância dos custos de transações, os quais são fundamentais para que o indivíduo possa utilizar o tempo “economizado” nas transações em outras atividades destinadas ao lazer.

**Tabela 6:** Decomposição da Variância da Especificação 1 do SVAR para a Variável D1\_CF

| PERÍODO | S.E.     | D1_CF    | D1_SRM   | height   | D2_CT    | IT3      | BMFP_R   |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1       | 0.316852 | 65.42114 | 1.482822 | 0.860449 | 0.012818 | 14.12026 | 18.10251 |
| 2       | 0.392520 | 54.79556 | 1.282603 | 0.771909 | 0.265477 | 13.96797 | 28.91648 |
| 3       | 0.429950 | 49.13102 | 1.116904 | 0.815799 | 0.273253 | 13.31012 | 35.35291 |
| 4       | 0.438148 | 47.32955 | 1.146491 | 1.542480 | 0.368284 | 14.02108 | 35.59212 |
| 5       | 0.440868 | 46.94189 | 1.162085 | 1.869592 | 0.512972 | 14.15117 | 35.36229 |
| 6       | 0.441982 | 46.92454 | 1.157179 | 1.928951 | 0.687525 | 14.09745 | 35.20436 |
| 7       | 0.463466 | 46.34783 | 2.156041 | 1.772142 | 2.342171 | 14.63377 | 32.74805 |
| 8       | 0.475689 | 44.92002 | 2.050504 | 1.790072 | 4.507163 | 14.59308 | 32.13915 |
| 9       | 0.478015 | 44.72914 | 2.062752 | 1.930706 | 4.663158 | 14.52458 | 32.08966 |
| 10      | 0.479277 | 44.60565 | 2.056368 | 1.951270 | 4.646104 | 14.56404 | 32.17657 |
| 11      | 0.481710 | 44.49417 | 2.062173 | 1.931667 | 4.740870 | 14.60911 | 32.16202 |
| 12      | 0.482729 | 44.39566 | 2.130138 | 1.927731 | 4.728958 | 14.78849 | 32.02902 |
| 13      | 0.485068 | 44.09003 | 2.273448 | 1.947488 | 4.761862 | 14.98567 | 31.94150 |
| 14      | 0.487783 | 43.63366 | 2.249345 | 1.926988 | 4.741065 | 15.34084 | 32.10811 |
| 15      | 0.490634 | 43.12860 | 2.238011 | 1.955609 | 4.686999 | 15.52753 | 32.46325 |
| 16      | 0.493920 | 42.67793 | 2.208747 | 1.976882 | 4.625147 | 15.59500 | 32.91629 |
| 17      | 0.495710 | 42.48819 | 2.193067 | 1.975873 | 4.592266 | 15.56752 | 33.18309 |
| 18      | 0.496538 | 42.40477 | 2.187400 | 1.971265 | 4.582824 | 15.54338 | 33.31036 |

Fonte: Resultados do software EViews 7.

Portanto, analisando as quatro especializações empíricas, pode-se constatar que todas seguiram o mesmo padrão de resposta, ou seja, apresentaram os mesmos sinais dos coeficientes para o SVAR no longo prazo e, pode-se constatar que a moeda não é neutra na economia brasileira, prevalece a inércia do consumo e os custos de transações são importantes determinantes do consumo, pois eles agilizam o consumo, permitem trocas de forma mais fáceis, sobrando mais tempo para o lazer. Desta forma, a pesquisa pode auxiliar *policymakers* a medir as consequências de longo prazo de suas decisões em nível de Comitê de Política Monetária.

## 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho procurou demonstrar a validade empírica do modelo teórico de Dias (2002). De maneira geral, a política monetária pode afetar indicadores de produção, emprego e consumo no curto prazo através de choques. A pesquisa propõe a aplicação empírica de um novo modelo teórico que inclui rigidezes nominais advindas de custos de transações e rigidezes reais advindos da estrutura de concorrência das firmas. Em particular, esta pesquisa se propôs a identificar o efeito da política

monetária de longo prazo para o consumo, considerando os custos de transações, a estrutura de concorrência, os salários reais e os preços.

As equações de equilíbrio do modelo teórico de Dias (2002) são para os principais agregados econômicos no curto prazo, em nível de indivíduo e agregado, e no longo prazo, considerando o estado estável. Como resultado teórico, a moeda afeta o consumo e o poder de compra dos agentes tanto no curto quanto no longo prazo. Em especial, esta pesquisa contribui para o debate acadêmico sobre a capacidade da política macroeconômica em afetar o setor real da economia no curto e no longo prazo. Além disso, a pesquisa também propõe avanços empíricos quanto à aplicação deste modelo para a economia brasileira, identificando maior capacidade da política econômica em afetar os agregados no longo prazo.

A proposta foi investigar os efeitos de choques de política monetária sobre o consumo dos agentes para o longo prazo para a economia brasileira a partir do ano 1999 até o ano de 2013 (dados mensais), com o objetivo de auxiliar os *policymakers* a medir as consequências de longo prazo de suas decisões em nível de Comitê de Política Monetária.

Para atingir os objetivos, quatro modelos foram estimados em que as análises empíricas utilizaram a metodologia de séries temporais de modelos de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR) com variáveis exógenas. Pois, como testou-se as relações de longo prazo das variáveis, os modelos SVAR são apropriados, permitindo a análise de simulação de choques por meio de funções impulso resposta.

Em todos os modelos analisados – levando em consideração o longo prazo – foi possível perceber uma relação de longo prazo significativa entre as variáveis. Os resultados também indicaram a inércia do consumo das famílias no longo prazo. Ficou evidente também que a moeda não se configura como neutra na economia brasileira, pois o indivíduo que possui moeda tem como barganhar durante as transações e, conseqüentemente, consegue comprar bens/serviços por preços menores, ou seja, a posse de moeda influencia positivamente o consumo. No que condiz à utilização dos cartões (*proxy* para queda do custo de transação), percebeu-se que os mesmos alteram a relação de consumo das famílias de maneira positiva pois tendem a agilizar no momento das trocas, facilitando as mesmas além de não ser necessário o indivíduo deslocar-se até uma loja física, podendo realizar compras através do computador, sem sair de casa e, utilizar essa “economia de tempo” em outras atividades, ou seja, a economia de tempo decorreu da queda do tempo gasto nas transações fazendo com que o indivíduo tenha mais tempo livre para o lazer, dado que o tempo gasto durante as transações é descontado do tempo de lazer. Destaque que essa facilidade ajuda o indivíduo a se proteger do custo “sola de sapato”, pois ele pode pesquisar, via internet, por exemplo, para comprar com bens/serviços por menores preços, ou seja, se proteger dos custos da inflação.

O salário real também tem influência positiva sobre o consumo, pode-se dizer que o indivíduo se tornou mais produtivo e está recebendo um salário maior ou ainda que o nível de preços da economia encontra-se em um patamar menor, fazendo com que a família tenha mais dinheiro disponível, ou seja, seu poder de consumo aumenta e, conseqüentemente, sua qualidade de vida. A inflação corrói o poder de compra das famílias e a inadimplência (*proxy* para o aumento do custo de transações) também afeta negativamente o consumo das famílias pois, estas precisam “regularizar” seus débitos vencidos, ou seja, precisam separar parte do orçamento para quitar dívidas vencidas e, com isso, a sua renda disponível para o consumo diminui. A partir do momento que

os débitos são regularizados, as famílias poderão obter novamente crédito para que, futuramente possam voltar aos seus padrões “normais” de consumo – sem que entre novamente em dívidas. O indivíduo considerado inadimplente é privado de algumas ferramentas que podem agilizar o consumo – como cartões, por exemplo – ou seja, essas ferramentas possuem como finalidade a diminuição dos custos de transações, sobrando mais tempo para o lazer, já que o indivíduo inadimplente incorre em custos de “sola de sapato” para também se proteger da inflação. Outro ponto importante referente à inflação, é que as famílias tendem a antecipar o consumo com o objetivo de mitigar a perda do poder de compra.

À luz do exposto, fica evidente que o modelo empírico confirmou os resultados teóricos do modelo de Dias (2002) para a economia brasileira – em que os choques acumulados impactaram o consumo conforme demonstrado na teoria - e, portanto, a pesquisa pode auxiliar *policymakers* a medir as consequências de longo prazo de suas decisões em nível de Comitê de Política Monetária.

Para trabalhos futuros, sugere-se a aplicação das demais variáveis relevantes para a análise econômica na economia brasileira além de também realizar a análise empírica para outras economias, bem como a realização de teste empírico utilizando a metodologia de painéis de dados.

## REFERÊNCIAS

BERNANKE, B. S. *Alternative explanations of the money-income correlation*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1986.

BLANCHARD, O. J.; KIYOTAKI, N. Monopolistic competition and the effects of aggregate demand. *The American Economic Review*, JSTOR, p. 647–666, 1987.

BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 74, n. 4, p. 655–673, 1989.

BRASIL, B. C. D. Definição e histórico do copon. Glossário.

CARROLL, C. D.; SUMMERS, L. H. Consumption growth parallels income growth: Some new evidence. *National saving and economic performance*, p. 305–348, 1991.

CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *The Review of economic studies*, JSTOR, v. 32, n. 3, p. 233–240, 1965.

CAVALCANTI, M. A. Identificação de modelos var e causalidade de granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 14, p. 251–260, 2010.

CHARI, V. V. et al. A critique of structural vars using real business cycle theory. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper, n. 631, February, 2005.

CLOWER, R. A reconsideration of the microfoundations of monetary theory. *In: Money and Markets (1984)*, Cambridge University Press. Cambridge, 1969.

CUKIERMAN A; EDWARDS, S.; TABELLINE, G. Seigniorage and political instability. *The American Economic Review*, v. 82, n. 3, p. 537–555, 1982.

DIAMOND, P. A. National debt in a neoclassical growth model. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 55, n. 5, p. 1126–1150, 1965.

DIAS, M. H. A. O. Macroeconomia dinâmica: Crescimento, ciclos, desenvolvimento e política econômica. *Maringá-PR: PME-UEM*, v. 1, n. 1. ed., p. 284, 2002.

DUPAIGNE, M.; FÈVE, P.; MATHERON, J. Avoiding pitfalls in using structural vars to estimate economic models. *Review of Economic Dynamics*, Elsevier, v. 10, n. 2, p. 238–255, 2007.

ENDERS, W. Applied econometric time series. wiley series in probabilities and mathematical statistics. *Wiley Sons, New York*, 1995.

ENDERS, W. Applied econometric time series. wiley series in probabilities and mathematical statistics. *Wiley Sons, New York*, 3ª edição, 2010.

FERNÁNDEZ-VILLAVARDE, J. et al. Abcs (and ds) of understanding vars. *American economic review*, v. 97, n. 3, p. 1021–1026, 2007.

GREENE, W. H. Econometric analysis. *New Jersey: Prentice Hall*, v. 5.ed., 2002.

GROSS, D. B.; SOULELES, N. S. Do liquidity constraints and interest rates matter for consumer behavior? evidence from credit card data. *The Quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 117, n. 1, p. 149–185, 2002.

JANEIRO, E. I. C. *Transmissão monetária: resultados da aplicação de modelos VAR a Portugal e Alemanha*. Dissertação (Mestrado) — Mestrado em Economia Monetária e Financeira - Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa, Lisboa, 2004.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. Econometric methods, 4 ed. *Singapore: McGraw-HiU*, 1997.

KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. *In The Economic Approach to Development Planning.*, Amsterdam: Elsevier, 1965.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 85, n. 3, p. 473–491, 1977.

MARQUES, C. R. Modelos dinâmicos, raízes unitárias e cointegração. *Edinova, Edições da Universidade Nova de Lisboa, Lisboa*, 1998.

MCCALLUM, B. T. Monetary economics: Theory and policy. MacMillan Publishinf Company, New York, 1989.

RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. *The economic journal*, JSTOR, v. 38, n. 152, p. 543–559, 1928.

ROMER, D. Advanced macroeconomics. 4th ed. McGraw-Hill Irwin, 2012.

SIMS, C. *Macroeconomics and reality Econometrica*, v. 48, n. 1. [S.l.]: january, 1980.

SIMS, C. A. et al. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, v. 10, n. Win, p. 2–16, 1986.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. [S.l.]: Pioneira Thomson Learning, 2006.