**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

RENATO SILVÉRIO CAMPOS

Uma abordagem da hipótese da neutralidade da moeda usando dados do Brasil pós-Real

Orientador: Prof. Dr. Alex Luiz Ferreira

**RIBEIRÃO PRETO
2010**

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Rudinei Toneto Júnior
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Walter Belluzzo
Chefe do Departamento de Economia

RENATO SILVERIO CAMPOS

Uma abordagem da hipótese da neutralidade da moeda usando dados do Brasil pós-Real

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Alex Luiz Ferreira

RIBEIRÃO PRETO
2010

Campos, Renato Silverio

Uma abordagem da hipótese da neutralidade da moeda usando dados do Brasil pós-Real. Ribeirão Preto, 2010.

81 p. : il. ; 30cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Orientador: Ferreira, Alex Luiz.

1. Neutralidade da moeda. 2. Exogeneidade. 3. Política monetária.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Nome: CAMPOS, Renato Silvério

Título: Uma abordagem da hipótese da neutralidade da moeda usando dados do Brasil pós-Real

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em:

Banca Examinadora

Prof. Dr. _____ Instituição: _____
Julgamento: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____ Instituição: _____
Julgamento: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____ Instituição: _____
Julgamento: _____ Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

Aparentemente, uma dissertação é fruto de trabalho individual, porém, muitas pessoas são importantes para que o trabalho seja concluído. Grande é a minha lista de agradecimentos (o que me torna uma pessoa de sorte), e, correndo o inevitável risco de omissão, agradecerei nominalmente cada uma delas.

Primeiramente, à minha família. A minha mãe Ivelise pelos anos de paciência, perseverança, amor e, sobretudo, pelo dom da vida e pelas oportunidades permitidas. Ao meu pai José Lucio por ser minha referência de honestidade, trabalho e determinação. Agradeço também aos meus irmãos Luciano, Paulo, Simone e a meu afilhado (e também irmão) Gabriel por estarem sempre ao meu lado, principalmente nos momentos difíceis.

Existem pessoas em nossas vidas que nos deixam felizes pelo simples fato de terem cruzado o nosso caminho. Algumas delas percorrem ao nosso lado, vendo muitas luas passarem. Fran, a você, meu agradecimento mais que especial, por estar sempre ao meu lado, por acreditar em mim, e, principalmente, pelo carinho.

Agradeço, em especial também, a meu orientador, Prof. Alex Luiz Ferreira, que é responsável direto pelo meu interesse em Macroeconomia aplicada. Sua disposição e paciência (que se mostrou imensa) para responder as perguntas mais ingênuas e o acompanhamento constante desta dissertação fizeram com que eu me considerasse um privilegiado ao dispô-lo como orientador.

Aos membros da banca de qualificação, Profs. Sérgio Kannebley Júnior e Jaylson Jair da Silveira. Seus comentários e sugestões foram responsáveis por várias mudanças no trabalho no sentido de aprimorar a apresentação e os testes.

Agradeço também à Profa. Roseli da Silva, que, enquanto detentora do conhecimento, pela dinamicidade e espontaneidade em ensinar. Obrigado.

Por fim, a todos os colegas que direta ou indiretamente fazem parte dessa conquista, em especial ao Diogo que me ajudou muito ao longo do curso, tanto na dissertação quanto nas disciplinas. E, aos professores pelos ensinamentos e pelas oportunidades.

RESUMO

CAMPOS, R. S. **Uma abordagem da hipótese da neutralidade da moeda usando dados do Brasil pós-Real.** 2010. 81 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2010.

A hipótese da neutralidade da moeda tem como marco teórico a Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), que é fundamentada a partir da equação de trocas de Fisher, supondo que a velocidade-renda da moeda é constante, sendo o produto real determinado exogenamente por variáveis não-monetárias, tais como a tecnologia, o estoque de capital e a oferta de trabalho. Mas, o produto real é realmente exógeno no Brasil? Ou, em outras palavras, é válida a hipótese de neutralidade da moeda? Esse tema tem sido objeto de muitos estudos empíricos. Ademais, o efeito Tobin e as teorias de crescimento endógeno sugerem que pode haver um efeito real da moeda no longo prazo. Este trabalho investigou as possíveis relações de longo prazo entre a oferta nominal de moeda, o nível de preços e o Produto Interno Bruto (PIB) real para o Brasil de 1946 a 2008, utilizando dados de baixa frequência (anuais). Para a parte empírica foi utilizado o teste de cointegração de Johansen e integração das variáveis, com destaque para o estudo de estacionaridade da velocidade de circulação da moeda, que se mostrou ser constante apenas na presença de quebras estruturais. Principalmente, foram utilizados testes de exogeneidade, com o objetivo de permitir ao pesquisador trabalhar com um conjunto de informações o mais amplo possível, vale dizer, que englobasse as informações que proviessem da teoria econômica e do processo gerador de dados. Quanto aos testes de raiz unitária, encontrou-se que as variáveis em estudo (y, m e p) são $I(1)$, ou seja, são estacionárias apenas em primeira diferença. Os resultados encontrados vão no sentido de validar a exogeneidade do produto real, apesar de os resultados provenientes do teste de causalidade Granger não ter sido conclusivo. Dessa forma, este trabalho cria evidências a favor da hipótese da neutralidade da moeda.

Palavras-chave: Neutralidade da moeda. Exogeneidade. Política monetária.

ABSTRACT

CAMPOS, R. S. **An approach to the hypothesis of neutrality of money using data from Brazil after the Real Plan.** 2010. 81 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2010.

The hypothesis of neutrality of money is the theoretical framework of the Quantity Theory of Money (QTM), which is based from the Fisher's equation of exchange, assuming that the income-velocity of money is constant, the real output is exogenously determined by non-monetary variables, such as technology, capital stock and labor supply. But the real output is truly exogenous in Brazil? Or, in other words, it is valid the hypothesis of neutrality of money? This theme has been the subject of many studies. In addition, the Tobin effect and the endogenous growth theories suggest that there may be a real effect of money in the long run. This study investigated the possible long-run relationships between the nominal money supply, the price level and real Gross Domestic Product (GDP) for Brazil from 1946 to 2008, using low frequency (annual) data. For the empirical test was used the Johansen cointegration and integration of the variables, especially the study of the stationarity of the velocity of money circulation, which provided to be constant only in the presence of structural breaks. Mainly, we used exogeneity tests in order to allow the researcher to work with a set of information as broad as possible, ie, encompassing the information come from the economic theory and data generator process. For the unit root tests, it was found that the study variables (y , m e p) are $I(1)$, ie, are stationary only in first difference. The results are in line to validate the exogeneity of real output, although the results from the Granger causality test was not conclusive. Thus, this work creates evidence for the hypothesis of neutrality of money.

Keywords: Neutrality of money. Exogeneity. Monetary policy.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Resultados dos Testes de Raiz Unitária.....	46
Tabela 2 -	Resultados dos Testes de Raiz Unitária (v).....	50
Tabela 3 -	v : Teste de raiz unitária <i>minimum LM</i> com duas quebras (Teste LS).....	52
Tabela 4 -	Valores críticos do teste de raiz unitária LM com duas quebras endógenas.....	52
Tabela 5 -	Critérios de decisão para especificação do VAR irrestrito.....	54
Tabela 6 -	Teste de especificação para o VAR.....	55
Tabela 7 -	Resultados de cointegração: teste do traço (Johansen).....	57
Tabela 8 -	Resultados de cointegração: matriz β normalizada.....	58
Tabela 9 -	O Vetor de Correção de Erros (VEC) irrestrito.....	61
Tabela 10 -	Modelo condicional: equação da oferta nominal de moeda (DLM).....	64
Tabela 11 -	Modelo marginal: equação do produto real (DLY).....	65
Tabela 12 -	Teste de causalidade Granger.....	66
Tabela 13 -	Teste de super-exogeneidade (DLM).....	68
Tabela 14 -	Teste de assimetria sobre a equação da oferta nominal de moeda.....	70
Tabela 15 -	Teste de Wald de restrição: $\alpha_P = \alpha_N$	70

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 -	Logaritmo da oferta nominal de moeda ($LM0$) e do nível de preços (LP).....	44
Gráfico 2 -	Logaritmo do produto real (LY).....	45
Gráfico 3 -	Primeira diferença do Logaritmo da oferta nominal de moeda ($DLM0$) e do índice de preços (DLP).....	47
Gráfico 4 -	Primeira diferença do Logaritmo do produto real (DLY).....	47
Gráfico 5 -	Logaritmo da velocidade de circulação da moeda (LV).....	50
Gráfico 6 -	Comportamento temporal do ECM.....	59
Gráfico 7 -	Comportamento temporal do ECM (modelo 3).....	60

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	1
1. REVISÃO DA LITERATURA SOBRE NEUTRALIDADE MONETÁRIA.....	5
1.1 Contexto teórico.....	5
1.2 O efeito Tobin.....	7
1.3 Teoria do crescimento endógeno	8
1.4 Trabalhos empíricos	10
1.4.1 Abordagem de Vetor Auto-Regressivo (VAR)	11
1.4.2 Causalidade de Granger	13
1.4.3 Abordagens alternativas.....	13
1.4.4 Os estudos feitos para o Brasil	18
2. A POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL.....	21
2.1 Inflação moderada: 1946 a 1984.....	21
2.2 Alta inflação: 1985 a 1994.....	23
2.3 Baixa inflação: o Plano Real.....	26
3. METODOLOGIA EMPÍRICA E CONCEITOS DE EXOGENEIDADE	31
3.1 Testes de integração e cointegração.....	31
3.2 Conceitos e testes de exogeneidade	33
3.2.1 Notação utilizada	34
3.2.2 Causalidade Granger.....	34
3.2.3 Exogeneidade fraca e forte.....	37
3.2.4 Super-Exogeneidade e invariância estrutural.....	38
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	41
4.1 Base de dados.....	42
4.2 Propriedades de integração das variáveis.....	45
4.3 V é realmente constante?	48
4.4 Teste de cointegração	52
4.5 Testes de exogeneidade para a função da oferta nominal de moeda.....	62
4.5.1 Testes de exogeneidade fraca e forte	62
4.5.2 Teste de super-exogeneidade.....	67
4.6 Teste de assimetria sobre a função de oferta nominal de moeda.....	68
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	71
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	74
7. ANEXO.....	81

INTRODUÇÃO

A relação entre a moeda e o produto postula ser um dos temas mais importantes para os macroeconomistas contemporâneos. A dúvida a respeito da relação entre a moeda e o produto tem sido tema de vários estudos empíricos e foco de controvérsias. O debate sobre o tema ganhou grande sofisticação a partir dos desenvolvimentos econométricos das últimas décadas.

Dessa relação surge a hipótese da neutralidade da moeda a longo prazo. Essa hipótese, fundamentada na concepção teórica da Economia Clássica, significa que uma mudança permanente na quantidade de moeda não surte efeito nas variáveis reais da economia no longo prazo, tais como produto, nível de emprego, juros real, preços relativos, entre outros, tendo efeito apenas nas variáveis nominais, como nível de preços, juros nominais, etc. Segundo essa hipótese, o crescimento de longo prazo depende exclusivamente de fatores não-monetários.

A neutralidade monetária surge como consequência teórica do pressuposto de que é o lado da oferta que determina o nível de produção na economia. A discussão teórica sobre o tema é antiga e ainda gera controvérsias no que diz respeito a seus impactos, se tornando um importante divisor de correntes econômicas.

As divergências entre as teorias modernas que tratam da neutralidade da moeda apoiam-se na dimensão temporal sob a qual agem os mecanismos de ajustamento de mercado. Para os novos-clássicos, a curto prazo, o nível de produto e o de emprego podem ser estimulados por políticas de demanda agregada não previstas pelos agentes econômicos. Entretanto, no longo prazo, prevalece a noção de que os níveis de emprego e do produto dependem das condições de produtividade e da disponibilidade dos fatores de produção. Os novos-keynesianos, por sua vez, procuram explicar como pequenas rigidezes são importantes para determinar a inclinação positiva da curva de oferta que, por consequência, podem promover desequilíbrios em alguns mercados, especialmente o mercado de trabalho.

Vários autores têm analisado as evidências empíricas dessa hipótese. Assim, a conclusão tanto empírica quanto da maioria dos modelos teóricos é a de que a quantidade de moeda não influencia variáveis reais como emprego e produto no longo prazo. No entanto, muitos dos testes foram feitos para países desenvolvidos e os resultados encontrados nesses estudos podem não ser relevantes para países emergentes, principalmente aqueles que passaram por um forte processo desinflacionário, como é o caso do Brasil.

Do ponto de vista de países emergentes, os trabalhos mais recentes também vão ao encontro da teoria econômica tradicional, ou seja, no longo prazo a moeda não influencia o produto.

Contudo, existem algumas teorias que indicam que a política monetária pode vir a influenciar variáveis reais, tais como o PIB real. Em trabalhos como esses, o crescimento monetário e a inflação podem atuar como um imposto sobre o investimento e, assim, gerar um efeito sobre o produto. De fato, no modelo de Tobin (1965), os tomadores de decisão demandam moeda como uma forma de se proteger contra o risco de perda de capital em função de variações imprevistas e desfavoráveis dos preços dos demais ativos.

Ademais, alguns trabalhos, inspirados na “nova” teoria do crescimento, ou teoria do crescimento endógeno, permitem um efeito real da moeda sobre o produto. Esses modelos são desenvolvidos assumindo uma taxa de crescimento econômico endógeno. No capítulo seguinte, uma breve discussão sobre o tema será feita.

O Brasil, após a adoção do Real, e com o objetivo de controlar a inflação, tem experimentado uma política monetária bastante restritiva, tendo em vista a elevada média da taxa de juros nominal e real no período pós-Real, e as eventuais políticas de redesconto que, ao longo desse período, restringiram a oferta monetária no país.

A contrapartida da elevação da taxa de juros é a diminuição da oferta monetária, supondo a velocidade da moeda constante. No Brasil, podem-se observar algumas mudanças bruscas nas séries dos juros, principalmente para cima e durante períodos de choques externos, o que caracterizaria um comportamento “agressivo”, de acordo com Minella et alii (2003).

O plano Real, por sua vez, introduziu mudanças significativas na condução da política monetária com o objetivo de controlar a inflação. Uma dessas mudanças foi estabelecer limites para expansões monetárias da nova moeda, o Real. O procedimento de ajustar a expansão monetária, em seguida, foi substituído por um programa com projeções trimestrais para as expansões da base monetária, formulada pelo Banco Central (CÉSPEDES et alii, 2008).

O Comitê de Política Monetária (COPOM) foi criado com o objetivo de ajustar a política monetária e a taxa de juros de curto prazo. O Brasil apresentou formalmente uma meta de inflação em junho de 1999. Sob o regime de meta de inflação, as decisões de política monetária do COPOM tinham como objetivo principal o controle da inflação, com a meta

sendo definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). A introdução das metas de inflação não mudou o instrumento da política monetária, o qual continuava a ser baseado no controle da taxa SELIC.

Atualmente, sabe-se que o Banco Central Brasileiro, por meio do COPOM, determina as taxas de juros nominais com o objetivo de manter a inflação e suas expectativas dentro do alvo escolhido pelo sistema de metas. Assim, se o crescimento da demanda agregada ameaça a obtenção do alvo, o COPOM tende a aumentar a taxa de juros. Da mesma forma, se o nível de demanda agregada for tal que a inflação esperada se encontre abaixo da meta, o COPOM diminuiria os juros. No curto prazo entende-se que há um dilema entre emprego e o nível de preços (inflação), do tipo colocado pela curva de Philips, ou seja, o Banco Central reagiria aos desvios do nível de produto com relação ao produto potencial na medida em que esses desvios possuísem informações sobre o nível de preços futuro. Assim, um objetivo – talvez implícito – da política monetária é suavizar as flutuações do ciclo de negócios em torno da tendência de crescimento de longo prazo, visando diminuir as perdas de bem-estar da inflação. A ideia comum é a de que as intervenções das autoridades monetárias no mercado de moeda e de títulos de curto prazo não afetam o longo prazo.

A principal contribuição deste trabalho é a investigação da hipótese de neutralidade em um período no qual a política monetária foi muito mais ativa no combate à inflação e, por hipótese, com efeitos mais acentuados sobre a produção. Ademais, as teorias da curva de oferta agregada sugerem que a inclinação desta é menor quanto menor for a variância do nível de preços. Assim, variações da demanda agregada provocadas por estímulos monetários tendem a impactar o produto mais fortemente do que quando a inflação apresenta mais volatilidade.

Um estudo anterior relevante nesse sentido é o de Marques (2003), que apresentou evidência em favor da neutralidade de agregados monetários para o Brasil. O presente trabalho complementa o estudo citado em alguns sentidos. Em primeiro lugar, estende a série temporal com dados do Brasil em tempos de forte restrição monetária. Em segundo, aplica uma técnica de estimação mais robusta. Ademais, Marques (2003) utilizou dados trimestrais do produto industrial, em vez do Produto Interno Bruto, e de agregados monetários. Neste trabalho será utilizado dados de baixa frequência, ideal para investigações de longo prazo, além de considerar o Produto Interno Bruto.

Diante do exposto, este trabalho foi realizado com o objetivo de investigar empiricamente a hipótese da neutralidade da moeda no longo prazo. Para atender a esse

objetivo foram utilizadas metodologias convencionais de estudos em séries de tempo, ou seja, testes de integração e cointegração, além de testes de exogeneidade (fraca, forte e superexogeneidade).

A pergunta que motivou este trabalho foi a seguinte: a neutralidade da moeda no longo prazo é válida para o Brasil, em tempos de forte restrição monetária? A principal motivação deste trabalho foi a necessidade de realizar uma investigação empírica sobre a hipótese de neutralidade monetária no Brasil utilizando dados do PIB brasileiro pós-Real.

Os testes de exogeneidade são utilizados no sentido de permitir ao pesquisador trabalhar com um conjunto de informações o mais amplo possível, vale dizer, que engloba as informações provenientes da teoria econômica e do processo gerador de dados. Os conceitos de exogeneidade considerados nesse trabalho seguem Engle, Hendry e Richard (1983). Em termos bastante genéricos, diz-se que um conjunto de variáveis é exógeno quando o seu processo gerador pode ser “desconsiderado” para fins de análise. Assim, dependendo de qual seja o objetivo do pesquisador (inferência, previsão ou avaliação de política), existirá um conceito de exogeneidade que será mais adequado.

Este trabalho tem caráter essencialmente aplicado, e as questões aqui debatidas podem ajudar a orientar a política monetária no Brasil no sentido de vencer o desafio de maiores taxas de crescimento econômico com estabilidade monetária.

Além desta introdução, o trabalho está dividido da seguinte forma: no próximo capítulo apresentam-se brevemente o contexto teórico da hipótese da neutralidade da moeda e os principais e mais recentes trabalhos empíricos sobre o tema, com especial atenção aos trabalhos feitos para o Brasil. No segundo capítulo faz-se um breve histórico da política monetária no Brasil durante o período amostral (1946 a 2008) a fim de levantar argumentos que sirvam de apoio para a argumentação dos resultados. Os conceitos de exogeneidade e os testes econométricos utilizados para investigação são apresentados no terceiro capítulo. No quarto capítulo são apresentadas as propriedades das séries de tempo, ou seja, os resultados empíricos dos testes de raiz unitária, cointegração e testes de exogeneidade. O quinto capítulo é reservado à discussão dos resultados encontrados.

1. REVISÃO DA LITERATURA SOBRE NEUTRALIDADE MONETÁRIA

Neste capítulo apresentam-se o contexto teórico no qual está inserida a discussão sobre a neutralidade da moeda e, brevemente, as principais motivações deste trabalho, as ideias de Tobin (1965) e do modelo de crescimento endógeno.

Principalmente, são apresentados os principais trabalhos empíricos sobre o tema, dando especial atenção aos trabalhos feitos para o Brasil.

1.1 Contexto teórico

A hipótese da neutralidade da moeda tem como marco teórico a Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), que é fundamentada na equação de trocas de Fisher, supondo que a velocidade-renda da moeda é constante, sendo o produto real determinado exogenamente por variáveis não-monetárias, tais como a tecnologia, o estoque de capital e a oferta de trabalho. Para ser válida a perfeita proporcionalidade entre oferta monetária e nível de preços, era aceita por esta corrente a total flexibilidade dos preços e salários.

Com base na TQM, o modelo teórico que postula uma relação de longo prazo entre moeda e produto, de acordo com esta corrente, é derivado da Equação Quantitativa da Moeda (EQM), apresentada a seguir:

$$M \times V = P \times Y \quad (1)$$

em que P é o nível de preços, Y é o produto real, M e V são a oferta monetária e a velocidade de circulação da moeda, respectivamente.

A perfeita atuação dos mecanismos de mercado e a capacidade de racionalizar as expectativas dos agentes econômicos criam os canais necessários que possibilitam a resposta imediata dos preços a qualquer variação na oferta monetária. A resposta dos preços aos aumentos no estoque de moeda não permite sua contrapartida nos saldos monetários reais, mantendo o nível da atividade econômica inalterado, representado pela curva de oferta agregada verticalmente inclinada e fixa no pleno emprego.

Dessa forma, a política monetária, no modelo clássico, é ineficaz na determinação do produto. A TQM, portanto, formaliza a neutralidade monetária de longo prazo como uma elevação proporcional nos preços como efeito de uma elevação no estoque de moeda.

A política monetária só teria alguma influência sobre variáveis reais caso houvesse alguma imperfeição nos mercados, o que não é considerado no modelo clássico.

Os fundamentos da crítica à neutralidade da moeda nascem junto à teoria keynesiana, com a criação do pressuposto da existência de determinada rigidez nos preços e nos salários na economia.

A teoria keynesiana apontava que, contrariamente aos resultados apontados pela teoria neoclássica, as economias capitalistas não tinham capacidade de promover automaticamente o pleno emprego. A característica dessa corrente, importante para o presente trabalho, é a possibilidade de desequilíbrios persistentes na economia. Assim, abria-se a oportunidade para a ação governamental por meio de seus instrumentos – política monetária ou fiscal – para direcionar a economia rumo à utilização total dos recursos.

A Síntese Neoclássica¹, por sua vez, pode ser entendida por um conjunto de concepções do pensamento econômico pós-clássico e keynesiano, que buscava a agregação de elementos dessas duas principais escolas, e outras, em um novo paradigma.

Essa estrutura teórica admitia, com base na observação de que preços e salários não eram totalmente flexíveis, a possibilidade de geração de desemprego temporário em uma economia abaixo do nível de pleno emprego.

No início da década de 1970 até os anos 80, os estudos macroeconômicos passaram a dar mais atenção à forma pela qual os agentes econômicos formam suas expectativas. Começava a se desenvolver a noção de que os agentes econômicos não poderiam cometer erros sistemáticos de previsão.

Dessas ideias surgem os conceitos de expectativas racionais, que são a base teórica para a escola de pensamento econômico dos **Novos Clássicos**. Robert E. Lucas² é figura central no desenvolvimento desta teoria. Suas contribuições para o estudo da hipótese da neutralidade monetária ficaram conhecidas com o “*Modelo de informações imperfeitas de Lucas*”.

¹ O modelo IS/LM foi formalizado nessa época pelos autores J. R. Hicks e A. Hansen e resume os pontos de equilíbrio conjunto do lado monetário e do lado real da economia, entre a taxa de juros e o nível de renda nacional.

² Ver Lucas (1972, 1981, 1996).

A ideia central do modelo de Lucas é que quando o produtor observa uma mudança nos preços de seu produto, mas não sabe se isso é reflexo de uma mudança no preço relativo dos bens ou uma mudança no nível de preços agregados. É importante perceber que uma mudança nos preços relativos altera a quantidade ótima a ser produzida. Por outro lado, uma mudança no nível de preços agregados deixa a produção ótima inalterada (ROMER, 2006).

Quando o preço do bem de determinado produtor aumenta, há uma chance de que esse aumento seja causado por um aumento no nível de preços e de que seja reflexo do aumento do preço relativo do bem. A resposta racional do produtor é atribuir parte da mudança para um aumento no nível de preços e parte para um aumento no preço relativo e, conseqüentemente, aumentar a produção em alguma quantidade. Isso implica que a quantidade demandada pode se elevar com uma política monetária expansionista. No entanto, este efeito desapareceria no longo prazo quando a origem do choque fosse conhecida.

Os keynesianos, com base na revolução das chamadas expectativas racionais, procuraram dar sustentação microeconômica à Macroeconomia. Atualmente essa corrente, denominada **novos keynesianos**, procura analisar, especialmente, as falhas existentes na movimentação de preços e salários, que evitam que haja equilíbrio entre demanda e oferta agregadas.

Os novos keynesianos compartilhavam de algumas proposições com os “antigos” keynesianos, como por exemplo, a crença de que as instabilidades dos agregados macroeconômicos (ciclo de negócios) são causadas, principalmente, por perturbações na demanda agregada. E a intervenção do governo, na forma de políticas de estabilização, tem o potencial de melhorar a estabilidade macroeconômica e o bem estar econômico.

No entanto, e de forma geral, a moeda é neutra no longo prazo. Abaixo se apresenta o efeito Tobin, base de um modelo “neoclássico-keynesiano”, onde a moeda possui efeitos reais de longo prazo.

1.2 O efeito Tobin

Em relação à hipótese da neutralidade monetária, do ponto de vista keynesiano, vale ressaltar a contribuição de Tobin (1965), que ressaltou a possibilidade de que a política monetária influencie o produto, mesmo no longo prazo. A lógica apresentada por Tobin

(1965) é característica dos modelos neoclássicos-keynesianos, que consideram a moeda e o capital como ativos substitutos.

O efeito Tobin está associado ao fato de a inflação representar um estímulo à acumulação de capital, uma vez que ela desestimula a retenção de moeda (saldos monetários reais). Dado que o país possui um estoque de capital abaixo do que seria a regra de ouro da acumulação de capital e, conseqüentemente, um nível de consumo de estado estacionário abaixo do seu máximo, políticas de incentivo à acumulação de capital elevariam o consumo de equilíbrio.

Os modelos neoclássicos de crescimento são, em geral, não-monetários e oferecem apenas um bem que serve como estoque de valor à forma de capital reprodutivo. Pela TQM, no longo prazo, pressões inflacionárias são resultantes apenas da taxa de crescimento da moeda, a qual não influencia o crescimento do produto. Tobin (1965) enfatizou em seu trabalho outro fator importante do crescimento econômico: as decisões de alocação de riqueza. Para isso, analisou as escolhas de portfólio entre capital, remunerado por sua produtividade marginal e moeda, simplificada por um único bem.

De modo intuitivo, a taxa de inflação representa um custo para a retenção de moeda, dado pelo seu impacto nos juros nominais. Um aumento na taxa de inflação, por reduzir a atratividade e o retorno da moeda, diminui o interesse dos indivíduos em alocarem suas riquezas nesta opção e torna mais atrativo o investimento em capital. Dessa forma, identifica-se uma relação positiva entre inflação e acumulação de capital. Tal relação foi formalizada por Summers (1981).

Vale ressaltar que esta teoria é uma das motivações desse trabalho, haja vista que o Brasil experimentou altos índices de inflação, durante, principalmente, a década de 1980 até meados de 1994, quando, com o lançamento do plano Real, mudanças profundas foram implantadas na economia brasileira, no intuito de controlar a inflação. Assim como discutido em Ferreira e León-Ledesma (2007), a principal mudança observada foi, sem dúvida, a elevação nas taxas de juros nominais que, desde então, figura como uma das maiores taxas do mundo e fez com que houvesse uma queda na taxa de investimento.

1.3 Teoria do crescimento endógeno

Na literatura referente às teorias de crescimento exógeno, a moeda só afeta o crescimento no curto prazo. Isso se deve ao fato de que, no *steady-state*, o crescimento é dado pela soma do crescimento populacional e uma taxa exógena de progresso tecnológico.

Entretanto, as “novas” teorias de crescimento endógeno, desenvolvidas por Romer (1986) e Lucas (1988), permitem uma nova relação entre moeda e produto.

Desde meados da década de 1980, houve uma profusão de textos e pesquisas sobre a economia aplicada do crescimento, na tentativa de compreender e explicar as diferenças de aumento da produção e elevação do padrão de vida nos diversos países do mundo. Alguns desses trabalhos foram inspirados na chamada “nova” teoria do crescimento, ou teoria do crescimento endógeno. Vários desses modelos parecem ter sido estimulados por estudos que mostram a não convergência da renda per capita dos vários países da economia mundial (ver, por exemplo, BAUMOL, 1986), o que contraria a previsão da teoria neoclássica do crescimento, baseada no pressuposto dos rendimentos decrescentes do capital.

Segundo Thirlwall (2005), caso não haja rendimentos decrescentes de capital e, ao invés disso, haja rendimentos constantes, uma proporção do capital-trabalho aumentado será rigorosamente anulada por uma produção per capita mais alta e, assim, a relação capital-produto não será maior nos países ricos em capital, comparados com os que apresentam certa escassez de capital, onde o índice de poupança-investimento terá importância para o crescimento de longo prazo. O crescimento é endogenamente determinado nesse sentido. É esse o ponto de partida da “nova” teoria do crescimento endógeno, que procura explicar por que não tem havido convergência dos padrões de vida na economia mundial.

A explicação da nova teoria do crescimento é que existem forças atuantes que, conforme os países enriquecem, impedem a queda do produto marginal do capital (e a elevação da relação capital-produto) à medida que ocorrem mais investimentos. Romer (1986) foi o primeiro a sugerir externalidades nos gastos com Pesquisa e Desenvolvimento (P&D). Lucas (1988) enfocou as externalidades da formação de capital humano (educação).

As teorias de crescimento endógeno assumem uma taxa de crescimento econômico no qual a produção é proporcional a medida do estoque de capital. O estoque de capital inclui o estoque físico de máquinas, o estoque de ideias ou conhecimento e o estoque dos bens públicos de infraestrutura. Externalidades na produção emergem do *learning-by-doing* (aprender fazendo), do setor de P&D e dos bens públicos de infraestrutura, que agora podem afetar a produtividade marginal do capital, a taxa de juros real e, portanto, o crescimento.

Existem ainda, modelos que são desenvolvidos considerando crescimento endógeno e gerações justapostas com a moeda na função de utilidade e a oferta de trabalho inelástica, gerando o resultado de que o crescimento monetário influencia o crescimento real permanentemente. Um aumento no crescimento monetário não leva mais a um aumento na mesma proporção na inflação e também a moeda não é mais o principal determinante da inflação no longo prazo.

Ademais, ciclo de negócios e crescimento de longo prazo têm sido tradicionalmente tratados como fenômenos distintos pela teoria econômica. Os ciclos de negócios são vistos como desvios temporários da tendência de crescimento de longo prazo. A evidência empírica se concentra largamente na direção de que o PIB tem uma raiz unitária. A tendência de crescimento, porém, é tratada como estocástica. Os modelos de ciclo de negócios provêm o racional dessa ideia (os choques seriam mudanças não esperadas de capital, trabalho e tecnologia no lado real, ou lado da oferta, da economia). Se esta suposição for verificada e a tecnologia, por exemplo, for tratada como endógena e também pró-cíclica (por causa do fácil acesso ao crédito, *learning-by-doing*, mudanças técnicas induzidas pelo aumento da demanda derivado de mercados em expansão), então, tanto quanto choques reais, os choques monetários e de demanda poderiam impulsionar o PIB não estacionário. Dessa forma, características que seriam imputadas tão somente ao ciclo de negócios também importariam ao crescimento de longo prazo de uma economia (ver, por exemplo, FATÁS, 2000). A implicação direta desta ideia é a de que choques terão efeitos permanentes no produto. Portanto, a intervenção das autoridades monetárias afetaria o caminho de longo prazo da economia¹.

Estes fatores, discutidos no âmbito de modelos de crescimento endógeno, apontam para possíveis efeitos reais da moeda no longo prazo. A divergência entre os trabalhos é no sentido de a influência ser positiva ou negativa para o crescimento real.

A próxima seção se preocupará em apresentar os trabalhos empíricos mais relevantes.

1.4 Trabalhos empíricos

Talvez, a diferença mais importante entre as correntes de pensamento econômico apresentadas acima envolva suas previsões a respeito dos efeitos das mudanças monetárias.

¹ Blackburn (1999), por exemplo, desenvolveu um modelo mostrando que políticas de estabilização de curto prazo podem ter impactos negativos de longo prazo no produto.

Em modelos de ciclo real de negócios e clássicos, choques puramente monetários não têm efeito real. Em modelos keynesianos, eles possuem efeitos importantes no emprego e no produto no curto prazo e, possivelmente, no longo prazo.

Em um dos estudos mais antigos e, talvez, o pioneiro neste tema, Andersen e Jordan (1968) estimaram uma regressão do produto e da moeda, conhecida por *equação de St. Louis*.

Tal equação não revela uma evidência robusta para corroborar a influência dos agregados monetários sobre a teoria de flutuações reais. Existem vários problemas com regressões do tipo da equação de St. Louis. O primeiro é que a causalidade pode ser no sentido do produto para a moeda em vez de ser da moeda para o produto, uma hipótese formalizada por King e Plosser (1984).

Os outros problemas com relação à equação de *St. Louis* envolvem os determinantes da política monetária e as mudanças na demanda por moeda, que podem ser oriundas de choques no sistema financeiro e desregulamentações (WALSH, 2008).

Por causa dessas dificuldades, regressões como a de *St. Louis* não podem ser utilizadas para promover evidências sobre a neutralidade da moeda.

O desejo de obter uma evidência mais robusta sobre o efeito da política monetária sobre o produto real motivou um série de trabalhos que reexaminam a relação entre política monetária e a economia. Muitos desses trabalhos foram feitos nos contextos de vetores autorregressivos (VAR), causalidade no sentido de Granger e, mais recentemente, pelas abordagens de Fisher e Seater (1992) e King e Watson (1997). Essas abordagens serão apresentadas a seguir.

1.4.1 Abordagem de Vetor Auto-Regressivo (VAR)

Os primeiros sistemas VAR desenvolvidos consideravam pouca ou nenhuma estrutura para o sistema. Dessa forma, os estudos das relações entre moeda e produto sofriam dos mesmos problemas da equação de St. Louis: variáveis omitidas, causalidade reversa e choques históricos de demanda.

Os VAR mais recentes aprimoraram as formas de estimação no sentido de permitirem outras variáveis, além de agregados monetários, que representem a política monetária. Esses modelos tiveram como pioneiro Sims (1972), que é responsável pela apresentação de

diferentes metodologias que acompanharam a evolução dos modelos de séries de tempo, com vistas a identificar as possíveis relações existentes entre diferentes variáveis econômicas, como moeda e produto.

Sims (1972) procurou corrigir as falhas existentes em relação aos testes que se fundamentavam em equações como a de *St. Louis* por meio de um VAR estrutural, se preocupando com o sentido da causalidade.

A utilização de VAR para estimar o impacto da moeda sobre o produto migrou de modelos bivariados (SIMS, 1972) para modelos trivariados (SIMS, 1980) e, posteriormente, para sistemas cada vez maiores.

Esses VAR estruturais foram primeiramente propostos em Bernanke (1986) e Blanchard e Watson (1986). Contribuições importantes no contexto de política monetária incluem Sims (1992) e Christiano, Eichenbaum e Evans (1996). Estes autores utilizaram formas alternativas de mensurar política monetária, em vez de utilizar o estoque monetário, e encontraram suporte para a evidência de que choques monetários possuem efeito real sobre a economia.

Sims (1992) desenvolveu um trabalho, sob a abordagem de VAR, para investigar a relação entre moeda e produto para a França, Alemanha, Japão, Reino Unido e os Estados Unidos. Ele estimou VAR separados para cada país, utilizando dados de produto industrial, do índice de preços ao consumidor, taxa de juros de curto prazo como medida de política monetária, uma variável de oferta monetária, um índice de taxa de troca e um índice de preços das commodities. Utilizando dados mensais, Sims (1992) encontrou que mudanças na taxa de juros afetavam as outras variáveis contemporaneamente, enquanto a taxa de juros não é afetada contemporaneamente por inovações nas outras variáveis.

Um dos trabalhos mais recentes e importantes no tema foi desenvolvido por Romer e Romer (2004). Para resolver o problema de que o *Federal Reserve*¹ fundamentava suas decisões em muitas variáveis, inviabilizando a inclusão de todas elas em uma regressão, Romer e Romer (2004) utilizaram as previsões internas do *Federal Reserve*. Especificamente, eles investigaram como o produto e a inflação se comportam em relação às decisões do *Federal Reserve* em mudar a taxa de juros. Eles encontraram que essas mudanças na taxa de juros são seguidas por grandes mudanças (estatisticamente significantes) no produto e nos preços, com o produto respondendo antes do nível de preços.

¹ Banco Central dos Estados Unidos.

1.4.2 Causalidade de Granger

No sentido de causalidade, mais uma vez destaca-se o trabalho de Sims (1972), que utilizou o logaritmo das variáveis em nível do produto nominal e de agregados monetários, como o M1 e a base monetária, dos Estados Unidos. Este autor encontrou a evidência que a moeda Granger-causa o produto.

Desde os trabalhos pioneiros de Sims (1972, 1980), um grande número de trabalhos tem tentado desvendar as relações entre moeda e o produto. Christiano e Ljungqvist (1988) encontraram uma causalidade Granger significativa utilizando um modelo bivariado de moeda e renda, enquanto Stock e Watson (1989) incluíram taxa de juros e preços, e também encontraram evidências sobre o poder preditivo da moeda sobre o produto.

Friedman e Kuttner (1993) utilizaram a especificação de Stock e Watson (1989) para mostrar que, estendendo-se a amostra para os anos 1990 a moeda se torna insignificante na equação da renda.

Hayo (1999) discutiu largamente esta metodologia e apresentou algumas suposições em relação a testes de causalidade no sentido de Granger. Para este autor e para dados norte-americano, em modelos com apenas duas variáveis (como em Sims, 1972), a moeda irá causar o produto. Adicionando-se outras variáveis (preços e taxa de juros) como em Sims (1980), a significância estatística do efeito da moeda sobre o produto será menor.

King e Plosser (1984) evidenciaram a possibilidade de existir causalidade reversa, ou seja, com a oferta monetária reagindo a um aumento no produto.

Esse tipo de abordagem será mais bem discutido no capítulo três, uma vez que neste trabalho foi utilizada esta metodologia, entre outras.

1.4.3 Abordagens alternativas

Recentemente, foram desenvolvidas técnicas econométricas alternativas para se testar a hipótese de neutralidade da moeda. Dentre essas técnicas, vale ressaltar os trabalhos de Fisher e Seater (1993) e King e Watson (1997). Vários estudos empíricos testaram esta hipótese baseados nestas metodologias.

Fisher e Seater (1993) e King e Watson (1997), partem do princípio de que modelos macroeconômicos mais robustos incluem algumas outras variáveis importantes, choques além

do ε_t^m (choques monetários) são incorporados para capturar outras fontes de flutuações. Estas duas abordagens desenvolveram um teste de neutralidade fundamentado em um modelo de Vetor Auto-Regressivo (VAR) estacionário, invertível e bivariado de produto e moeda.

Para isso, considere o modelo macroeconômico que seja linear em ambas as variáveis observadas e os choques estruturais. Logo, se a taxa de crescimento de ambos, produto e moeda, são estacionárias, o modelo na forma final pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \mu_y + \theta_{y\eta}(L)\varepsilon_t^\eta + \theta_{ym}(L)\varepsilon_t^m \quad (2a)$$

$$\Delta m_t = \mu_m + \theta_{m\eta}(L)\varepsilon_t^\eta + \theta_{mm}(L)\varepsilon_t^m \quad (2b)$$

onde ε_t^η é um vetor de choques, que não seja o choque de moeda, que afeta o produto; $\theta_{mm}(L)\varepsilon_t^m = \sum \theta_{mm,j}\varepsilon_{t-j}^m$, e os outros termos são similarmente definidos. As dinâmicas do modelo são incorporadas no modelo por meio dos polinômios de defasagens $\theta_{y\eta}(L)$, $\theta_{ym}(L)$, $\theta_{m\eta}(L)$ e $\theta_{mm}(L)$. Essa forma final de polinômios de defasagens será função do comportamento dos parâmetros do modelo.

King e Watson (1997) ressaltaram que o teste de neutralidade construído envolve a resposta para a seguinte pergunta: “*uma mudança inesperada permanente e exógena no nível de m leva a uma mudança permanente no nível de y?*”.

Esses autores, em geral, mostraram que não é possível utilizar os dados para determinar os parâmetros das equações (2a) e (2b). Os problemas de identificação econométrica devem ser primeiro resolvidos.

Para resolverem esses problemas, King e Watson (1997) propõem uma forma incomum. A estratégia empírica é investigar a neutralidade da moeda para um grande conjunto de modelos equivalentes observáveis.

Primeiramente assume-se, nas equações (2a) e (2b), que $(\varepsilon_t^{\eta'}, \varepsilon_t^m)'$ é um vetor de variáveis aleatórias serialmente independentes, não-observadas e de média zero, assim estas equações podem ser interpretadas como um Vetor de Médias Móveis (VMA). A estratégia de estimação padrão se inicia invertendo o modelo VMA para formar um modelo de Vetor Auto-Regressivo (VAR). Assume-se que o VAR seja de ordem finita e o modelo é analisado posteriormente como um modelo linear dinâmico de equações simultâneas.

A estimação e a inferência nesta abordagem requerem algumas suposições. O modelo VMA só pode ser invertido se o VAR inclui variáveis suficientes para reconstruir os choques estruturais. No contexto das equações (2a) e (2b), se $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^\eta, \varepsilon_t^m)'$ é um vetor $n \times 1$, logo deve haver pelo menos n equações no VAR. E ainda, identificar um VAR de n variáveis requer $n \times (n-1)$ restrições a priori, assim o número de restrições necessárias cresce de acordo com a quantidade de choques estruturais.

Para essa metodologia, quando $n = 2$, apenas duas restrições de identificação são necessárias. O custo desta simplificação é que alguns dos resultados podem estar contaminados pelo viés de omissão de variáveis.

Para derivar o conjunto de modelos equivalentes observáveis, considerando $X_t = (\Delta y_t, \Delta m_t)$, as equações (2a) e (2b) podem ser reescritas da seguinte forma:

$$X_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

onde $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^\eta, \varepsilon_t^m)$ é um vetor 2×1 de choques estruturais.

Os resultados de raiz unitária são importantes aqui, visto que a invertibilidade de $\Theta(L)$ requer que $\Theta(1)$ tenha posto pleno. Isso implica que y_t e m_t sejam processos integrados e não cointegrados, para que assim $\Theta(L)$ possa ser invertido para gerar o VAR:

$$\alpha(L)X_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

em que $\alpha(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j L^j$, com α_j uma matriz 2×2 .

O teste de neutralidade proposto por King e Watson (1997) parte da hipótese de que y_t e m_t são não cointegradas, o que é contrário à TQM. Segundo estes autores se as séries do produto e da moeda são não estacionárias e cointegradas, logo um processo de Vetor Auto Regressivo (VAR) de ordem finita em primeira diferença não existe e isto, por si só, torna-se suficiente para rejeitar o comportamento de neutralidade no longo prazo.

Swanson (1998) argumentou ainda que este problema acontece, em parte, porque os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ficam “confusos” quando uma variável potencialmente significativa (o termo de correção de erro) é omitida do modelo.

Partindo dessas hipóteses, a equação (4) pode ser escrita da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \lambda_{ym} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,yy} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,ym} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^\eta \quad (5a)$$

$$\Delta m_t = \lambda_{my} \Delta y_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,my} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mm} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^m \quad (5b)$$

que é escrito sob a hipótese de que o VAR em (4) é de ordem p . Sendo y_t o logaritmo do produto, e m_t o logaritmo do agregado monetário.

A endogeneidade da oferta monetária introduz um problema de identificação à estimação do sistema. As equações (5a) e (5b) aloca 1's na diagonal de α_0 , mas ainda assim apenas três dos parâmetros restantes $\text{var}(\varepsilon_t^m)$, $\text{var}(\varepsilon_t^\eta)$, $\text{cov}(\varepsilon_t^m \varepsilon_t^\eta)$, λ_{my} e λ_{ym} podem ser identificados. Desde que λ_{my} e λ_{ym} são permitidos serem diferentes de zero, esta suposição não impõe nenhuma restrição na correlação contemporânea entre y e m .

Mesmo assumindo a hipótese tradicional dos modelos VAR de que os choques estruturais são não correlacionados, ou seja, $\text{cov}(\varepsilon_t^m \varepsilon_t^y) = 0$, ainda é necessária uma restrição de identificação adicional ao modelo.

King e Watson (1997) resumiram algumas restrições impostas em trabalhos empíricos. Geweke (1986), Stock e Watson (1989), Rotemberg, Driscoll e Poterba (1995) e Fisher e Seater (1993) apresentaram testes para neutralidade sob a hipótese de que $\lambda_{ym} = 0$; Geweke (1986) também apresentou resultados sob a hipótese de que $\lambda_{my} = 0$.

A abordagem de King e Watson (1997) propõe uma abordagem de neutralidade monetária impondo nenhuma restrição à soma dos coeficientes das variáveis monetárias defasadas e contemporâneas em uma regressão da atividade econômica real. Essa abordagem se baseia na delimitação de um campo de variação para os parâmetros λ_{ym} , λ_{my} e γ_{my} , tal que, para cada valor atribuído, seja possível estimar por simulação todos os outros parâmetros de interesse do sistema. Assim como em Marques (2003), a análise da condição suficiente para a neutralidade da moeda no longo prazo é realizada por meio de um intervalo de confiança calculado pelo Método Delta, para o espaço paramétrico gerado pelas simulações em função

dos valores de λ_{ym} , λ_{my} e γ_{my} . Marques (2003) sugere o Método Delta pela não linearidade das elasticidades de longo prazo γ_{ym} e γ_{my} em função dos parâmetros estimados do sistema.

O procedimento baseia-se em simulações formuladas a partir de reparametrizações do sistema estimado por meio de variáveis instrumentais pelo Método de Momentos Generalizados (GMM).

Pela metodologia de King e Watson (1997) a inferência estatística sobre a existência da neutralidade consistirá em testar se os parâmetros da elasticidade ($\gamma_{ym} = \alpha_{ym}(1)/\alpha_{yy}(1)$ e $\gamma_{my} = \alpha_{my}(1)/\alpha_{mm}(1)$) são iguais a zero.

Estes autores formalizaram o que eles chamaram de “clássico” conceito de neutralidade de longo-prazo e super-neutralidade de longo prazo e derivaram suas implicações.

No que diz respeito à neutralidade e superneutralidade de longo prazo, Fischer e Seater (1993) definiram da seguinte forma: *“por neutralidade de longo prazo, entende-se que mudanças permanentes e exógenas no nível da oferta monetária deixa o nível das variáveis reais e da taxa de juros nominal inalteradas no longo prazo; e por outro lado gera uma mudança na mesma proporção no nível de preços e outras variáveis nominais”*. Por sua vez, define-se superneutralidade como: *“uma mudança exógena e permanente na taxa de crescimento da oferta de moeda m gera variações proporcionais na taxa de juros nominais, porém não produz efeitos sobre o nível das variáveis reais”*.

Vários trabalhos empíricos recentes testaram a hipótese da neutralidade da moeda utilizando as abordagens de Fisher e Seater (1993) e King e Watson (1997), apresentadas acima.

Shelley e Wallace (2003) resumiram alguns trabalhos que seguiram a abordagem de Fisher e Seater (1993). Assim como mostrado por estes autores, Boschen e Otrok (1994) reexaminaram os resultados apresentados por Fisher e Seater (1993) para os Estados Unidos. Eles encontraram o mesmo coeficiente estimado por Fisher e Seater (1993) e concluíram que a moeda não era neutra no período de 1869 a 1975. Coe e Nasson (2002) aplicaram essa metodologia para dados do Canadá, Austrália, Estados Unidos e o Reino Unido e encontraram fraco suporte para a neutralidade de longo prazo.

Serletis e Krause (1996) investigaram a neutralidade de longo prazo da moeda utilizando a metodologia de Fisher e Seater (1993), e dados de baixa frequência de agregado

monetário e produto real, para a Austrália, Canadá, Dinamarca, Alemanha, Itália, Japão, Noruega, Suécia, Reino Unido e os Estados Unidos. Estes autores encontraram evidências de que a moeda é neutra no longo prazo.

Em relação aos testes de neutralidade monetários, pouca atenção foi dada a países em desenvolvimento, como o Brasil. Noriega (2004) utilizou dados de algumas economias em desenvolvimento, entre outras, e reexaminou a evidência de neutralidade da moeda, com base em dados de baixa frequência (anuais) e na metodologia de Fischer e Seater (1993). Segundo este autor, a neutralidade da moeda de longo prazo se manteve para Brasil, Canadá, Suécia e México (M2). Para Argentina, Austrália, Itália e México (M1) a neutralidade não se manteve. Para os Estados Unidos e Dinamarca os resultados não foram conclusivos.

Do ponto de vista da abordagem de King e Watson (1997), Serletis e Koustas (1998) utilizaram dados de baixa frequência do produto real e da moeda para Austrália, Canadá, Dinamarca, Alemanha, Itália, Japão, Noruega, Suécia, Reino Unido e os Estados Unidos, e encontraram evidências que suportam a hipótese de neutralidade.

Um trabalho recente, e no âmbito de países em desenvolvimento, é o de Chen (2007), que testou as evidências da neutralidade da moeda no longo prazo na Coreia do Sul e Taiwan com base na metodologia proposta por King e Watson (1997). Este autor encontrou evidências empíricas que suportam a neutralidade monetária em relação ao produto, tanto para a Coreia do Sul quanto para Taiwan. Esse autor se preocupou ainda em investigar as relações de curto prazo. Chen (2007) rejeitou a hipótese de neutralidade da moeda no curto prazo para a Coreia do Sul e Taiwan.

Contudo, e como já discutido anteriormente, esta metodologia parte da hipótese de não cointegração entre as variáveis, uma vez que o termo de correção de erros não comparece nas equações (5a) e (5b). Porém, de acordo com a teoria, as variáveis em estudo deveriam ser cointegradas, e, por isso, essa metodologia não será utilizada neste trabalho.

1.4.4 Os estudos feitos para o Brasil

Alguns trabalhos se preocuparam em testar as relações entre moeda e o produto para o Brasil. Arquete e Jayme Jr. (2003) analisaram o impacto da política monetária na inflação e no produto, compreendendo o período de julho de 1994 a dezembro de 2002. Como variáveis do modelo eles utilizaram a inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo

(IPCA), taxa SELIC e o produto, sendo essas variáveis empregadas nessa ordem em uma decomposição recursiva dos erros. Em algumas de suas análises eles incluíram uma quinta variável para captar as restrições externas no Brasil, como as reservas internacionais e a taxa de câmbio. De acordo com eles, a política monetária possui efeito real, as restrições externas são importantes para a função de reação do Banco Central e os choques na taxa de juros aumentam a inflação.

Minella (2003) investigou as relações macroeconômicas envolvendo produto, inflação, taxa de juros e moeda, e baseado em uma estimação de um Vetor Auto-Regressivo (VAR), foram comparados três diferentes períodos. O primeiro compreende o período de moderado aumento da inflação (1975-1985), em seguida o período de alta inflação (1985-1994) e por fim o período de baixa inflação (1994-2000). O modelo básico estimado por este autor inclui produto, inflação (Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna – IGP-DI), taxa de juros nominal (SELIC) e moeda (M1), ajustados segundo a decomposição de Cholesky.

O artigo de Minella (2003) é importante porque parte da mesma preocupação desse trabalho, ou seja, da estabilidade da relação entre as variáveis estudadas. Como dito no parágrafo anterior, para suavizar o problema da instabilidade, Minella (2003) dividiu o período amostral em três sub-períodos. E, a respeito dessa instabilidade da economia brasileira, o autor discutiu alguns resultados importantes.

Primeiro, os choques da política monetária possuem um efeito real importante sobre a economia. Choques positivos na taxa de juros levam a uma queda no produto nos três períodos analisados. Os efeitos parecem ser mais fortes após o lançamento do Plano Real. Segundo, a respeito do efeito real, choques de política monetária não geram uma redução na taxa de inflação durante os dois primeiros períodos. Entretanto, após o Plano Real, segundo Minella (2003), há uma evidência de que a política monetária ganhou força para combater a inflação, embora os resultados não sejam conclusivos. Terceiro, considerando a reação da política monetária, a taxa de juros não responde ativamente ou pelo menos rapidamente aos choques na taxa de inflação: a resposta da taxa nominal de juros, nos primeiros dois meses, é menor que o aumento da taxa de inflação nos três períodos analisados, ou seja, similarmente, a taxa de juros não reage para estabilizar o produto. No período do Plano Real, a política monetária responde fortemente às crises financeiras. E por fim, um choque positivo na taxa de juros é acompanhado por uma queda na oferta monetária (M1) em todos os períodos. De fato, há alguma evidência de correlação negativa entre oferta monetária e taxa de juros.

As contribuições de Sales e Tannuri-Pianto (2005) são mais recentes, assim como Fernandes e Toro (2005). Sales e Tannuri-Pianto (2005) aplicaram para o Brasil a metodologia de Bernanke e Mihov (1998) que impõe restrições de identificação contemporânea em um conjunto de variáveis relevantes para as reservas de bancos comerciais com o objetivo de identificar choques de política monetária.

Fernandes e Toro (2005) estimaram o mecanismo de transmissão monetária para o Brasil pós-Real utilizando um modelo VAR cointegrado, identificando o vetor de cointegração como a relação de equilíbrio. Eles analisaram o período de novembro de 1994 a fevereiro de 2001, tratando as mudanças nas reservas internacionais e a taxa de câmbio como variáveis exógenas. Os resultados empíricos evidenciaram que o estoque real de moeda é uma tendência estocástica comum do sistema e que existem três relações de longo prazo. A primeira combina as curvas de Phillips e IS estabelecendo uma relação negativa entre o hiato do produto real e a taxa de juros real. A segunda define o estoque real de moeda como uma função positiva do produto e da inflação, mas negativa da taxa SELIC fixada pelo Banco Central. O terceiro vetor de cointegração identifica a regra de reação monetária do Banco Central para fixar a taxa de juros SELIC.

Outros importantes trabalhos que testaram a neutralidade monetária para países em desenvolvimento, em especial o Brasil, foram Bae e Ratti (2000) e Marques (2003), que utilizaram as metodologias de Fischer e Seater (1993) e King e Watson (1997).

Bae e Ratti (2000) utilizaram a metodologia de Fischer e Seater (1993), dados de baixa frequência (anual), o período de 1912 a 1995 e o agregado monetário M2 para testar a hipótese da neutralidade monetária no Brasil. Estes autores concluíram que o agregado monetário é uma série $I(2)$ para o Brasil e, segundo a metodologia, possível de se testar apenas a hipótese de super-neutralidade monetária. Dessa forma, os autores encontram evidências de que a moeda não é super-neutra no longo prazo.

Marques (2003) utilizou dados trimestrais do produto industrial, em vez do Produto Interno Bruto e de agregados monetários, durante o período de janeiro de 1970 a dezembro de 2002. Este autor se preocupou ainda em estimar agregados monetários que não sigam a metodologia da simples soma, como por exemplo, o índice Divisa, o Índice Fischer Ideal e o Agregado *Currency Equivalent*. Utilizando o instrumental de King e Watson (1997), os resultados revelaram que é possível encontrar evidências que indicam a neutralidade da moeda no período analisado.

2. A POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Neste capítulo é apresentado um breve histórico do comportamento da política monetária no período entre 1946 a 2008, sendo esse o período amostral do presente trabalho. O objetivo principal é levantar elementos que sirvam de apoio à análise dos resultados do quarto capítulo. Em linhas gerais, são apresentados os principais choques que atingiram a economia brasileira nas últimas décadas.

Este capítulo é importante porque visa uma discussão mais detalhada sobre a evolução das variáveis em estudos ao longo do período amostral, no que diz respeito ao comportamento de cada variável e da relação entre elas em momentos diversos na economia brasileira, tais como os períodos de inflação moderada, de alta inflação e o pós-Plano Real – período de baixa inflação e política monetária restritiva. Essa discussão é importante para a análise da estabilidade do modelo a ser estimado nesse trabalho.

Segundo Minella (2003), nesta seção discute-se a política monetária brasileira em três subperíodos. O primeiro é de 1946 a 1985, período em que a taxa de inflação era alta, mas em níveis inferiores aos observados nos nove anos seguintes. Não havia programas de estabilização que produzissem uma redução permanente na taxa de inflação. No segundo período, de 1985 a 1994, a taxa de inflação crescia em alta velocidade. Houve alguns programas de estabilização, normalmente utilizando congelamento de preços sem aviso prévio. O sucesso desses programas foi momentâneo; a taxa de inflação caía rapidamente, mas logo voltava a crescer. Por fim, o último período, de baixa inflação, que se iniciou em 1994 com o lançamento do Plano Real que, por sua vez, conseguiu, de forma substancial, reduzir a taxa de inflação.

2.1 Inflação moderada: 1946 a 1984

Em 1946, o governo Dutra assumiu uma economia cujos problemas principais eram a inflação e o balanço de pagamentos. Havia otimismo no governo quanto aos desdobramentos de Bretton Woods. Diante desse quadro, optou-se por algum liberalismo na política cambial, acreditando que esta opção atrairia investimentos suficientes (SIQUEIRA, 2007).

O problema inflacionário foi enfrentado com políticas fiscal e monetária severamente contracionistas até 1949. Em paralelo, o lado monetário também enfrentava problemas, com a

expansão provocada pelos empréstimos do Banco do Brasil. Mesmo com esses percalços, a inflação foi contida pela política ortodoxa, com o deflator implícito do PIB situando-se em 5,9%.

A década de 1950 se iniciou com o novo mandato de Vargas que, em 1951, tinha pela frente o problema da inflação, herdado do governo anterior. A despeito das dificuldades externas, no plano interno, as políticas foram executadas de acordo com o planejado, por meio do contracionismo monetário e fiscal. A inflação medida pelo índice de preços ao consumidor do Rio de Janeiro, em 1951 e 1952, repercutiu o prejuízo causado pelo descompasso do crédito em relação ao esforço ortodoxo, situando-se em 12,1% e 17,3%, respectivamente. Os estoques médios de M1 e M2 evoluíram de maneira similar, impulsionados pelo financiamento por meio da expansão da moeda. Esses números confirmavam que o país encontrava-se em meio a uma aceleração inflacionária. Em 1954, na tentativa de combater uma crise política que se instalava, o governo brasileiro aumentou em 100% o salário mínimo, o que fez com que a inflação medida pelo IGP-DI pulasse de 12% para 20,8%.

Na oferta monetária, entretanto, realizou-se impressionante contenção, com elevação da taxa de redescontos de 6% para 8%. Nos depósitos compulsórios, as altas foram mais expressivas: de 4% para 14% dos depósitos à vista e de 3% para 7% dos depósitos a prazo.

A segunda metade da década de 1950 foi marcada pelo Plano de Metas de Juscelino Kubitschek e suas implicações sobre a economia. Diante da iminência de se ter que recorrer ao FMI e da aceleração inflacionária em curso, o governo lançou o Plano Nacional de Estabilização (PNE), que visava uma política salarial restritiva e um controle dos créditos do Banco do Brasil. Entretanto, o plano foi descaracterizado ao longo do tempo, para não prejudicar o Plano de Metas. Assim, o combate à inflação ficou prejudicado.

Na década de 1960 o cenário político instável acabou refletindo sobre a economia. As discussões internas e externas ao longo dos anos fizeram com que o governo perdesse o controle da economia e dos gastos públicos. A SUMOC, órgão responsável pela política monetária, aumentou os depósitos à vista de 14% para 22%, e de 7% para 14% os depósitos a prazo. Em seguida foi lançado o Plano Trienal de Desenvolvimento Econômico e Social. Apesar da liderança de Celso Furtado, um dos expoentes do estruturalismo da Cepal, o plano revelava um diagnóstico inflacionário baseado no excesso de demanda via gasto público, uma explicação tipicamente ortodoxa. A solução seguiria uma linha gradualista de metas inflacionárias decrescentes, de 25% em 1963 até 10% em 1965, reforçada com medidas de redução do déficit público e contenção do crédito ao setor privado. A execução do plano

esbarrou na expectativa disseminada de que haveria controle oficial de preços, disparando reajustes preventivos que levaram os preços industriais por atacado a uma alta de 33% apenas no primeiro bimestre (SIQUEIRA, 2007).

A década de 1970, por sua vez, foi marcada pelas crises do petróleo e da aceleração contínua da inflação. A aceleração gradual da inflação brasileira até a hiperinflação ocorreu em etapas. A partir do primeiro choque do petróleo, entre 1974 e 1978, teve o primeiro patamar de inflação inercial, sendo a taxa de inflação média de 40% ao ano. Em 1979 o segundo choque do petróleo e a desvalorização cambial, decorrente do endividamento externo, elevaram a inflação para um patamar de 100% ao ano. Nesse segundo patamar a inflação permaneceu até 1983. Nesse ano, nova desvalorização cambial elevou a inflação para 200% ao ano. O terceiro patamar de inflação essencialmente inercial ou autônoma compreende 1984 e 1985.

Durante dois anos (1981-1982) a inflação permaneceu em um patamar estável de 100% ao ano (cerca de 6% ao mês) e, depois da transição de 1983, por mais dois anos (1984-1985) estabilizou-se em 10% ao mês. A teoria da inflação inercial foi discutida por um grupo de economistas brasileiros nessa época, com base nessa relativa estabilidade da taxa de inflação. Entretanto, o fato é que a inflação não parou de crescer no Brasil desde 1979.

2.2 Alta inflação: 1985 a 1994

Na década de 1980 e início dos anos 1990 a inflação foi a grande vilã da economia brasileira e se tornou a principal dor de cabeça para os gestores da política macroeconômica. Planos sucessivos de estabilização fracassaram; Plano Cruzado (1986), Plano Bresser (1987), Plano Verão (1989) e Plano Collor (1990). Nesse período, a inflação atingiu números extraordinários.

A partir de 1985 já começava a ocorrer um processo de aceleração da inflação que decorre do agravamento do conflito distributivo real entre trabalhadores e empresas. Em 1985 as aspirações dos trabalhadores de recuperar o que havia sido perdido principalmente durante o período de ajustamento 1981/1983 aumentaram fortemente. Dessa forma, uma nova política de reposição salarial, devido à perda sofrida pela política de redução dos salários a partir de 1979, que é em parte lograda em 1985, provocou uma clara aceleração da inflação nas vésperas do Plano Cruzado.

Seguiu-se a etapa conturbada dos planos de estabilização com congelamento dos preços. O Plano Cruzado, em fevereiro de 1986, levou a uma estabilização quase completa, que durou cerca de nove meses, mas em seguida a inflação voltou a crescer explosivamente devido, possivelmente, à política econômica prevista no Plano Cruzado, ou seja, taxa de câmbio valorizada, os salários reais aumentaram, o déficit público aumentou e agravou-se os desequilíbrios dos preços relativos em meio a um processo generalizado de excesso de demanda.

O crescimento explosivo da taxa de inflação, que superou a marca dos 20% em poucos meses, e a crise aguda, econômica e financeira, do primeiro semestre de 1987 foram interrompidos provisoriamente por um congelamento de emergência: o Plano Bresser de junho de 1987. Conforme era previsto a inflação voltou a crescer. A previsão dos responsáveis pelo plano era de que a inflação estaria em torno de 10% ao mês em dezembro desse ano (na verdade, alcançou 14% nesse mês). Desde sua concepção, estava claro que um novo e definitivo congelamento, acompanhado de um grande ajuste fiscal e da redução da dívida externa, seria necessário no início de 1988, em um momento em que os preços relativos deveriam estar mais equilibrados.

Depois da mudança de Ministro da Fazenda, em dezembro de 1987, a inflação continuou lenta, mas seguramente a crescer. Em janeiro de 1989, quando já alcançara a marca dos 30% ao mês, observou-se um terceiro congelamento - o Plano Verão - que, da mesma forma que o Plano Cruzado, e diferentemente do Plano Bresser, promoveu uma reforma monetária, desindexou a economia e congelou a taxa de câmbio. Visava, portanto, também à eliminação da inflação. O fracasso desse plano é total, seja porque o déficit público não foi tocado, seja porque a definição de uma taxa de juros real elevadíssima leva os agentes econômicos a entender que na verdade essa era uma taxa nominal. Isto ocorre porque os agentes percebem imediatamente a inconsistência da política econômica: uma taxa de juros real de quase 20% ao mês, quando o Estado é o grande devedor, levaria a um enorme aumento do déficit público e, portanto, à total insolvência do Estado. Era, portanto, mais lógico da parte dos agentes econômicos considerarem que aquela taxa era na verdade nominal e que a "verdadeira" taxa de inflação continuava tão elevada como antes do congelamento. Da mesma forma que ocorreu quando fracassou o Plano Cruzado, os preços relativos se dispersam e a inflação retoma com grande rapidez, obrigando o governo a abandonar o congelamento e a restabelecer a plena indexação da economia. A partir do segundo semestre de 1989, a inflação

superara a marca dos 30% mensais, e já ganhava o nome de “hiperinflação indexada” (BRESSER-PEREIRA,1990).

Em fevereiro de 1990, quando a taxa de inflação mensal alcançou 73%, já não havia dúvida que a inflação no Brasil se transformara em uma hiperinflação. A aceleração da inflação brasileira até a hiperinflação ocorreu por etapas, gradualmente. No segundo semestre de 1989 a inflação brasileira superou a marca dos 30%. O limite de 50% foi ultrapassado em dezembro de 1989. Em fevereiro de 1990, porém, a inflação atingiu 73%, o que para muitos economistas já se tratava de um cenário de hiperinflação.

Ainda segundo Bresser-Pereira (1990), a hiperinflação brasileira está diretamente relacionada com a crise econômica dos anos 80. Esta crise, definida pela estagnação da renda por habitante no país, foi desencadeada no final de 1980, quando o governo foi obrigado pelos credores externos a iniciar um processo de ajustamento. O ajustamento, entretanto, foi tardio e distorcido.

O Brasil já havia experimentado antes taxas de inflação elevada, mas nada semelhante ao que aconteceu na segunda metade da década de 1980 e início da década de 1990.

Em março de 1990, Fernando Collor de Mello assumiu a presidência e, juntamente com sua equipe, teria que tentar solucionar um processo inflacionário que tomara a dimensão de hiperinflação.

Nessa época foi elaborado o Plano Collor, uma nova tentativa de estabilização e desindexação, que adotou uma ousadia só viabilizada pelo respaldo de um governo eleito por votação direta majoritária. Entrando em vigor em março, o Plano Collor chegou a ser definido como as “medidas mais audaciosas da história econômica do país.” Ele consistiu em um programa que atuou em várias frentes, visando não só frear a inflação, mas também criar condições competitivas para uma estabilização duradoura. A primeira frente era mais uma vez o congelamento de preços e salários, com a desindexação destes em relação à inflação passada e definição de uma nova regra de prefixação dos seus reajustes. Novamente houve a criação de um novo indexador oficial que expurgou boa parte da inflação aferida nos meses de março e abril, criando mais um passivo judicial para as administrações futuras. A segunda frente do plano focou em uma reforma fiscal, que buscava reverter um déficit de 8% do PIB para gerar um superávit de cerca de 2%, porém com algumas inovações. A terceira frente tratava-se de um bloqueio maciço da liquidez dos agentes, composto de metade dos depósitos à vista, um

terço da poupança e 80% das aplicações de curto prazo e *overnight*. No total, foram retirados da economia em torno de 70% do M4 (SIQUEIRA, 2007).

O desempenho do Plano Collor em relação ao seu principal objetivo frustrou as expectativas. Não obstante a situação extremamente deteriorada herdada da administração anterior, com índices de preços atingindo patamares de 80% em março, a estabilização dos preços não esteve sequer perto de ser atingida. O IGP-DI registrou uma substancial queda no índice de abril, para 11%, seguida de nova queda para 9% no mês seguinte. No entanto, houve rigidez da inflação nesse nível até o segundo semestre, quando houve nova aceleração, impulsionado pelas liberações da liquidez retida.

A retomada da inflação motivou um novo pacote econômico, que foi lançado em fevereiro de 1991, recebendo a denominação de Plano Collor II. Essa nova intervenção buscou atacar a indexação pela extinção ou substituição dos indexadores pós-fixados, encerrando por decreto a correção monetária e as aplicações no *overnight* para pessoas físicas e jurídicas não-financeiras. Além dessas medidas, o plano restabeleceu o desgastado mecanismo do congelamento de preços e salários. Mais uma vez os resultados foram fugazes.

Em outubro de 1992, o desfecho do processo de *impeachment* impôs a saída de Collor da presidência e a sua substituição pelo seu vice, Itamar Franco. Embora ainda restassem quase dois anos de mandato, a nova administração manteve características de um mandato de transição. Não obstante o respaldo popular dado ao afastamento do presidente, o governo Itamar foi pontuado por hesitações na área econômica. As declarações de insatisfação do presidente com as políticas econômicas inviabilizavam programas mais ambiciosos, deixando espaço apenas para o gradualismo.

Assim, o processo de explosão hiperinflacionária foi postergado, e o IGP-DI situou-se ao redor dos 24% mensais no último trimestre de 1992. Ao longo do primeiro semestre do ano seguinte, ocorreu uma aceleração em direção aos 30% mensais. Em fins de maio, Fernando Henrique Cardoso assumiria o Ministério da Fazenda, iniciando a partir de então a definição das bases para um novo programa de estabilização.

2.3 Baixa inflação: o Plano Real

Após sucessivos planos fracassados de estabilização, o Plano Real, implantado em julho de 1994, reduziu a taxa mensal de inflação de 45% em meados de 1994 para 2% no final

de 1994. Com o objetivo de combater a inflação, o Plano Real se assentou em três pilares básicos: ajuste fiscal, reforma monetária e uma nova política cambial.

Foi estabelecido em julho de 1994, limites para a expansão monetária da nova moeda. No primeiro trimestre de 1995 o procedimento de criar limites para a expansão monetária foi substituído por uma programação monetária com projeções trimestrais para a expansão da base monetária (restrita e expandida) M1 e M4, formulado pelo Banco Central e submetido ao congresso brasileiro para avaliação, após a aprovação do Conselho Monetário Nacional (CMN).

O ajuste fiscal foi implementado com base em medidas de caráter temporário como a criação do Fundo Social de Emergência (FSE) em março de 1994, que desvinculava parte das despesas das receitas líquidas do governo federal.

A política cambial do plano real inicialmente estabelecia um regime de bandas assimétricas para a taxa de câmbio. Foi introduzida uma taxa de câmbio de 1 R\$/US\$. Os capitais estrangeiros, atraídos pela alta taxa de juros do país, levaram a uma substancial queda na taxa de câmbio no primeiro semestre do plano. Em um primeiro momento, o Banco Central não interveio na taxa de câmbio. O Banco central começou a intervir no câmbio em meados de setembro de 1994. Em março de 1995 o Banco Central introduziu formalmente uma banda de 0,88 a 0,93 para a taxa de câmbio, com o compromisso de intervir apenas sobre esses limites. Ao mesmo tempo, a taxa de juros SELIC foi aumentada com o objetivo de prevenir qualquer especulação contra o Real.

Em junho de 1996 o Comitê de Política Monetária foi criado com o objetivo de monitorar a política monetária e a taxa de juros de curto prazo. Os rumos da política monetária foram, em seguida, modificados com a introdução de novas taxas de juros – a TBC e a TBAN. De acordo com Lopes (2003), nessa nova forma de política monetária, inspirado na experiência alemã, a TBC, que era a taxa pelo qual os bancos poderiam obter assistência financeira através das políticas de redesconto do Banco Central, foi a principal base para os limites de variação da taxa de juros. Em princípio, a taxa SELIC poderia flutuar livremente dentro dessa banda da taxa de juros, sendo os valores da TBC e da TBAN sendo determinados pelo COPOM.

As crises cambiais no sudeste asiático e a moratória da dívida russa afetaram o Brasil por meio das perdas das reservas internacionais, o que ocasionou aumento na taxa de juros em setembro de 1997 e agosto de 1998. Em setembro de 1997, as crises cambiais no sudeste

asiático colocaram em dúvida a sustentabilidade do regime cambial brasileiro. Em resposta à saída de capitais, o COPOM decidiu elevar a taxa de juros para 43,4%. O governo, para assegurar a credibilidade, anunciou um amplo programa de corte de gasto e aumento da receita. Em agosto de 1998, a crise de liquidez internacional provocada pela moratória da dívida russa deixou um quadro fiscal ainda mais deteriorado. Diante da fuga de capitais e coma a perda de reservas cambiais, novamente o Banco Central foi forçado a elevar a taxa básica de juros o que levou a o governo brasileiro a negociar com o Fundo Monetário Internacional (FMI).

A mudança do regime cambial brasileiro, em janeiro de 1999, e a adoção do regime de metas de inflação, em meados desse mesmo ano, mudaram o modo de operar a política monetária brasileira. Se durante o sistema de bandas cambiais, o controle da inflação era feito por intermédio da política cambial, cabendo à política monetária a tarefa de manter a taxa de câmbio sobre o controle das autoridades monetárias; a adoção do regime de flutuação cambial eliminou a possibilidade de se controlar a taxa de inflação por intermédio da administração da taxa de câmbio. A necessidade de uma âncora nominal para as expectativas de inflação dos agentes econômicos levou a adoção do sistema de metas de inflação, no qual a principal tarefa da política monetária é controlar a taxa de inflação (OREIRO ET ALLI, 2006).

Em março de 1999 tanto a TBC quanto a TBAN foram extintas e uma nova política monetária foi introduzida. Sob essa nova abordagem, o COPOM estipula uma meta para a taxa SELIC que permanece constante até a próxima reunião do COPOM.

O Brasil apresentou formalmente um regime de metas de inflação em junho de 1999. Sob o regime de metas de inflação, as decisões de política monetária tinham como principal propósito a obtenção da meta de inflação estipulada pelo CMN. O lançamento das metas de inflação continuava se baseando no controle da taxa SELIC.

O início do regime foi marcado por um cenário interno favorável. As principais fontes de preocupações vinham do panorama externo devido à expectativa de elevação das taxas de juros norte-americanas. Tal quadro permitiu ao banco central realizar sucessivas quedas na taxa SELIC ao longo de 1999, de 45% em março para 19% no final do ano. Ainda assim, conseguiu cumprir a meta para o ano, o IPCA acumulado em 1999 foi 8,9%, portanto dentro do intervalo de tolerância.

O ano de 2001 se encerrou com uma inflação medida pelo IPCA de 7,7%, situando-se acima de 6%, que correspondia ao limite superior do intervalo de tolerância da meta

inflacionária. Pela primeira vez, o Banco Central deixava de cumprir a meta de inflação estabelecida pelo CMN. No início de 2002, a economia mundial começa a se recuperar. Com o cenário externo mais favorável e o recuo dos índices de inflação fizeram com que, já em fevereiro, o Banco Central iniciasse um novo ciclo de redução da taxa básica de juros. No entanto, as incertezas no tocante à sucessão presidencial começam a surtir efeitos sobre o mercado financeiro ainda no primeiro semestre de 2002. O IPCA encerrou o ano de 2002 em 12,5%, ultrapassando o limite superior do intervalo de tolerância, 5,5%, da meta estabelecida para o ano. Devido ao valor bastante acima, as metas para os anos seguintes foram revistas.

Com o fim das eleições presidenciais de 2003, o novo presidente (Luis Inácio Lula da Silva) assegura a continuidade da política econômica baseada nos superávits primários e no regime de metas de inflação. O novo presidente do Banco Central assumiu reforçando o compromisso de combater a inflação. As duas primeiras reuniões do COPOM sob o seu comando elevaram a taxa SELIC para 26,5%.

As expectativas de inflação e o IPCA apresentaram tendência de queda, possivelmente explicada pela valorização da taxa de câmbio e pela forte contração da demanda interna. As condições favoráveis da economia permitiram que a taxa SELIC voltasse a uma trajetória de queda no início de 2004.

Em 2006, os principais índices de preços também vêm apresentando resultados satisfatórios. O IPCA, índice que baliza o regime de metas de inflação, acumula alta de apenas 2% no ano, resultado bem menor que o de 2005 (3,95%). Quanto a taxa de juros, o ritmo de crescimento dos juros fica mais arrefecido em princípio de 2005 quando se inicia a oscilação com sentido decrescente que conduziu a taxa SELIC à uma queda gradual desde então.

A economia brasileira exhibe uma série de peculiaridades que modificam e condicionam o modo pelo qual a política monetária opera no país. Esses fatores podem ter alterado a relação entre as variáveis em estudo (oferta monetária, preços e produto real) ao longo do tempo. Por um lado, três décadas de alta inflação seguidas por um período de estabilidade dos preços (Plano Real) pode ter feito surgir no Brasil o efeito Tobin, uma vez que a estabilidade de preços alcançada com o Plano Real não permitiu que se construísse uma situação de normalidade financeira já que ela foi conseguida em um ambiente definido pela existência de um mercado financeiro dominado por papéis públicos de curta maturidade efetiva, remunerados por taxas de juros excepcionalmente elevadas.

Em resumo, o Brasil conviveu com a inflação inercial desde pelo menos os anos 1970. Na primeira metade dos anos 1980 tornou-se claro o caráter inercial da inflação brasileira, a partir do momento em que a inflação se estabilizou relativamente em torno de 5% (1979-1982) e depois em torno de 10% ao mês (1984-1985). Os anos de 1986 (Plano Cruzado), 1987 (Plano Bresser) e 1989 (Plano Verão) foram anos de intervenção, que na maioria das vezes por meio do congelamento de preços, tentou desindexar a economia, e consequentemente conseguiu amenizar a evolução da inflação, pelo menos a curto prazo. A partir de meados de 1989, porém, define-se no Brasil uma situação de hiperinflação indexada. A partir de fevereiro de 1990, quando a inflação atingiu 73%, muitos economistas já não tinham dúvida do cenário de hiperinflação.

3. METODOLOGIA EMPÍRICA E CONCEITOS DE EXOGENEIDADE

Neste capítulo apresentam-se os conceitos e os testes de exogeneidade com o objetivo de discutir a relação entre eles, além dos testes para investigação das propriedades de séries de tempo dos dados utilizados.

3.1 Testes de integração e cointegração

Para concluir sobre a ordem de integração da oferta nominal de moeda, do índice de preços e do produto real, serão considerados neste trabalho os testes de raiz unitária proposto por Dickey e Fuller (1979, 1981), conhecido como teste ADF, e o teste proposto por Elliot, Rothemberg e Stock (1996), conhecido por DF-GLS.

O teste ADF foi utilizado por permitir uma análise adequada das séries na presença de componentes deterministas. O teste DF-GLS propõe uma simples modificação do teste ADF, na qual a série de tempo é previamente filtrada de seus componentes deterministas. Simulações feitas por Elliot, Rothemberg e Stock (1996) apontam para certa superioridade do teste DF-GLS.

Para identificar a existência de cointegração, entre as séries de agregados monetários, índice de preços e o PIB real, será utilizado o procedimento de Johansen (1988).

O teste de cointegração, primeiramente proposto por Engle-Granger (1987), parte da intuição que duas ou mais variáveis, ditas integradas de primeira ordem, ou seja, $I(1)$ – ou ainda em termos mais formais: variáveis não estacionárias, com presença de tendência estocástica – não podem ser regredidas, pois tal procedimento pode produzir uma regressão espúria¹. Suponha, entretanto, uma combinação linear entre estas variáveis. Se esta combinação linear for um processo estocástico estacionário com média zero, pode-se dizer que essas variáveis cointegram e possuem, portanto, uma relação de longo prazo de equilíbrio.

O procedimento de Johansen, diferentemente do método de Engle-Granger, utiliza a Máxima Verossimilhança para estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração. Além disso, podemos realizar testes sobre a significância dos

¹ Uma regressão espúria é aquela desprovida de significado econômico, um problema que tende a acontecer quando as variáveis em análise apresentam uma tendência estocástica e não uma tendência determinística. Para um tratamento formal do problema da regressão espúria ver Granger e Newbold (1974).

parâmetros que compõem os vetores de cointegração, o que será fundamental para se estabelecer o grau de integração entre eles.

O procedimento de Johansen consiste em estimar a matriz de coeficientes do modelo estrutural, que representa a relação de longo prazo entre produto real, moeda e índice de preços, e tem a seguinte forma:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t \quad (6)$$

onde $X_t = [y_t, m_t, p_t]$ é o vetor que reúne as observações referentes à oferta nominal de moeda, o produto real e o nível de preços no tempo t em termos de seus logaritmos naturais, Λ_i é o vetor de parâmetros a serem estimados e e_t é o vetor multivariado dos termos de erro, que por hipótese são não correlacionados. E ainda, temos que:

$d_t = [1, t]'$ é um vetor com variáveis determinísticas e que poderia incluir também *dummies* sazonais ou outras variáveis determinísticas;

δ é uma matriz de coeficientes, cuja dimensão é compatível com d_t .

O fator central para a análise de cointegração é o posto de Π , que é igual ao número de vetores cointegrantes independentes. A matriz Π representa a matriz de respostas de longo prazo, cujo posto é essencial para se obter informações sobre a ordem de integração do sistema. Se o posto da matriz é pleno ($r = n$), a solução de longo prazo é dada por n equações independentes, em outras palavras as n variáveis do sistema são restritas por n restrições de longo prazo, neste caso cada variável deve ser estacionária. Se o posto de Π é reduzido ($r < n$), existem r vetores de cointegração e $n - r$ tendências estocásticas no sistema.

O teste utilizado para verificar o número de parâmetros Π que sejam estatisticamente diferentes de zero tiveram as suas distribuições assintóticas derivadas por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), com uma delas convergindo para o traço da matriz e a outra para o autovalor máximo da matriz.

A estatística do traço testa a hipótese nula de existência de no máximo k vetores cointegrantes contra a alternativa de que o número desses vetores é maior do que k , sendo dada pela equação que segue abaixo:

$$\lambda_{\text{traço}}(k) = -T \sum_{i=k+1}^N \ln(1 - \lambda_i). \quad (7)$$

Já a estatística do autovalor máximo checa a hipótese nula de existência de exatamente k vetores cointegrantes contra a alternativa de que o número desses vetores é igual a $k + 1$ e é dada pela seguinte equação:

$$\lambda_{\text{max}}(k, k+1) = -T \ln(1 - \lambda_{k+1}). \quad (8)$$

Com estes dois testes Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) estabeleceram os testes estatísticos visando descobrir o número de relações de cointegração entre as variáveis.

O primeiro passo do procedimento utilizado nesta dissertação é investigar o número de vetores de cointegração.

3.2 Conceitos e testes de exogeneidade

O principal objetivo dessa seção é apresentar os conceitos e os testes de exogeneidade e causalidade Granger. As referências básicas desta seção são os trabalhos de Nakane (1994) e Engle, Hendry e Richard (1983).

Engle, Hendry e Richard (1983) propuseram definições para exogeneidade fraca e forte em termos das distribuições das variáveis observadas. O objetivo do trabalho desses autores foi de esclarecer os conceitos envolvidos, isolar as condições essenciais para uma variável ser exógena, e relacionar estas condições com notações de predeterminação, exogeneidade estrita e causalidade com o intuito de facilitar a modelagem econométrica.

Nakane (1994), por sua vez, realizou testes de exogeneidade para a demanda por moeda no Brasil. O autor realizou testes de exogeneidade fraca e superexogeneidade, de acordo com a caracterização de Engle, Hendry e Richard (1983). O trabalho de Nakane (1994) é referência para a construção dessa seção graças ao rigor da apresentação dos testes e conceitos de exogeneidade.

Assim como feito por esses dois autores, inicialmente, convém apresentar a notação que será utilizada neste capítulo, assim como certos conceitos úteis na discussão subsequente.

3.2.1 Notação utilizada

Seja $x_t \in \mathbb{R}^n$ um vetor de variáveis aleatórias observáveis para $t = 1, 2, \dots, T$. Seja X_t^1 a matriz $(t \times n)$:

$$X_t^1 = (x_1, \dots, x_t)' \quad (9)$$

que representa as observações até o tempo t , e seja X_0 a matriz das condições iniciais. A informação disponível no período t é dada por:

$$X_{t-1} = \begin{bmatrix} X_0 \\ X_{t-1}^1 \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Assume-se que o processo gerador de dados das T observações seja contínuo com relação a alguma métrica e que seja representado pela função de densidade conjunta $D(X_T^1 | X_0, \theta)$, onde $\theta \in \Theta$ é um vetor de parâmetros desconhecidos. Denota-se a função de verossimilhança de θ , dada as condições iniciais X_0 , por $L(\theta | X_T^1, X_0)$.

O vetor x_t pode sofrer a seguinte partição:

$$x_t = \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} \quad y_t \in \mathbb{R}^p \quad z_t \in \mathbb{R}^q \quad p + q = n \quad (11)$$

A partição acima induz as partições das matrizes abaixo:

$$X_0 = (Y_0 \ Z_0) \quad X_t^1 = (Y_t^1 \ Z_t^1) \quad X_t = (Y_t \ Z_t) \quad (12)$$

Em muitas aplicações, o objetivo dos pesquisadores é modelar como as observações x_t podem ser obtidas condicionadas em seu passado.

3.2.2 Causalidade Granger

O primeiro conceito importante a ser precisado é o de causalidade no sentido de Granger. Para determinada classe de modelos, Granger (1969) fornece uma definição de não causalidade que segundo Engle, Hendry e Richard (1983) pode ser apresentada da seguinte forma:

Definição 1: Y_{t-1}^1 não causa z_t no sentido de Granger com relação a X_{t-1} se, e somente se:

$$D(z_t|X_{t-1}, \theta) = D(z_t|Z_{t-1}, Y_0, \theta) \quad (13)$$

Dito de outra forma, e seguindo Nakane (1994), quando condicionalmente em (Z_{t-1}, Y_0) houver independência (em probabilidade) entre z_t e Y_{t-1}^1 .

Quando não houver ambiguidade, a expressão simplificada “ y não causa z no sentido de Granger” será utilizada, assim como em Nakane (1994) e Engle, Hendry e Richard (1983).

Granger (1969) desenvolveu um teste de causalidade que fundamenta vários estudos empíricos, ainda nos dias de hoje. Este teste assume que o futuro não pode causar o passado nem o presente. Por exemplo, se o evento A ocorre depois do evento B, conclui-se que A não pode causar B. Ao mesmo tempo, se A ocorre antes que B, isso não significa que A, necessariamente, cause B.

Assim como mostrado em Carneiro (1997), pode-se assumir que há uma relação de causa e efeito entre as variáveis X e Y quando existe uma relação de precedência temporal entre as duas variáveis (nesse sentido causalidade implica em precedência temporal). Ou seja, considere duas séries de tempo X_t e Y_t , o teste assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis X e Y está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis.

Segundo Hayo (1999), a significância estatística do efeito da moeda no produto será menor quando forem incluídas outras variáveis em um teste multivariado. Entretanto, partindo da equação quantitativa da moeda, e ressaltando que neste trabalho, o objetivo é analisar os preceitos da TQM, torna-se necessária a inclusão da variável preço nos estudos de causalidade. Portanto, o modelo de causalidade será especificado considerando três variáveis: produto real, oferta nominal de moeda e preço.

Se, de fato, o agregado monetário for cointegrado com o produto real e o preço, haverá uma relação de causalidade de Granger entre essas variáveis. Cointegração também implica que o modelo multivariado está mal especificado. Dessa forma, é necessário que seja reespecificado como um modelo de correção de erros.

O teorema da representação de Granger postula que se as séries de tempo são cointegradas, então a regressão entre elas pode ser expressa com um modelo de correção de erros (ENGLE E GRANGER, 1987).

Teorema 1: (teorema da representação de Granger) Se $X_t \sim CI(1,1)$, X_t tem representação em forma de VECM.

Embora cointegração indique a presença de causalidade Granger, não fica especificada a direção da causalidade entre as variáveis. A direção da causalidade pode ser detectada por meio do Vetor de Correção de Erros (VECM – sigla em inglês para *Vector Error-Correcting Model*) derivado dos vetores de cointegração de longo prazo, o qual implica que uma eventual mudança na variável dependente é função do nível de desequilíbrio na relação de cointegração, mudança esta capturada pelo termo de correção de erro.

Formalmente, o VECM pode ser modelado com base na equação (6). Em termos de teste de causalidade de Granger, quando as variáveis são cointegradas utilizam-se as seguintes equações, como de praxe, as letras minúsculas representam os logaritmos das variáveis:

$$\Delta m_t = \lambda_1 + \sum_i \beta_{1,i} \Delta m_{t-i} + \sum_i \Phi_{1,i} \Delta y_{t-i} + \sum_i \Theta_{1,i} \Delta p_{t-i} + \alpha_1 ECM_{t-1} + u_t \quad (14a)$$

$$\Delta y_t = \lambda_2 + \sum_i \beta_{2,i} \Delta y_{t-i} + \sum_i \Phi_{2,i} \Delta m_{t-i} + \sum_i \Theta_{2,i} \Delta p_{t-i} + \alpha_2 ECM_{t-1} + v_t \quad (14b)$$

$$\Delta p_t = \lambda_3 + \sum_i \beta_{3,i} \Delta p_{t-i} + \sum_i \Phi_{3,i} \Delta m_{t-i} + \sum_i \Theta_{3,i} \Delta y_{t-i} + \alpha_3 ECM_{t-1} + w_t \quad (14c)$$

onde u, v e w são os resíduos; as letras $\lambda_i, \beta_i, \Phi_i$ e Θ_i ($i = 1, 2$ ou 3) representam os coeficientes a serem estimados sendo λ_i os interceptos e ECM_{t-1} é o estimador dos resíduos da relação de longo prazo entre as variáveis m, p e y defasado em um período. Em outras palavras, é o mecanismo de correção de erros, que representa o erro a ser corrigido no período seguinte, em um eventual desvio do equilíbrio de longo prazo; α_1, α_2 e α_3 representam a velocidade de ajustamento.

Seguindo Granger et alli (2000), tomando como exemplo a primeira equação, a hipótese nula de que o produto (Y) e o índice de preços (P) Granger-causam a moeda (M) não pode ser rejeitada se o coeficiente de ECM_{t-1} for significativo e os valores de $\Phi_{1,i}$ forem conjuntamente significantes, da mesma forma para os valores de $\Theta_{1,i}$.

3.2.3 Exogeneidade fraca e forte

Nakane (1994) cita que Koopmans (1950) estabeleceu o conceito de um modelo completo para fins estatísticos. O objetivo era o de que, dada uma fatoração de um modelo conjunto em sua parte condicional (onde se agrupam as variáveis endógenas) e em sua parte marginal (onde se agrupam as variáveis exógenas), quais as condições que devem ser atendidas para que se possam, apropriadamente, estimar os parâmetros do modelo conjunto concentrando-se apenas no modelo condicional? Ou seja, quando podemos desconsiderar o modelo marginal, para fins de estimação, sem perda de informação relevante? É este o objetivo do conceito de exogeneidade fraca.

A definição, portanto, fica da forma como segue, e segundo mais uma vez Engle, Hendry e Richard (1983) e Nakane (1994). Primeiramente, deve-se ter em mente que, normalmente, os pesquisadores não estão interessados em todos os parâmetros do modelo, mas apenas em um subconjunto deles. Sendo assim, considere que ψ represente o parâmetro de interesse.

Definição 2: z_t é *exógena fraca* para ψ se, e somente se:

- (i) Tais parâmetros dependem exclusivamente dos parâmetros do modelo condicional; e
- (ii) Os parâmetros dos modelos condicional e marginal são **variação livre** — isto é, não estão sujeitos a restrições conjuntas.

Sob tais condições, inferências relativas aos parâmetros de interesse podem ser realizadas a partir do modelo condicional, sem perda de informação relevante (ver Engle, Hendry e Richard, 1983). Quando os parâmetros de interesse são os de longo prazo $\alpha\beta'$, uma condição necessária e suficiente para a exogeneidade fraca de z_t é dado por $\alpha_z = 0$, ou seja, o vetor de cointegração não deve aparecer no modelo marginal.

Assim como discutido em Nakane (1994), este é um teste alternativo para detectar exogeneidade fraca em um modelo, sugerido por Hendry e Mizon (1990). A idéia do teste é verificar a presença de termos de mecanismos de correção de erros em mais de uma equação do modelo. Como o termo de correção de erros envolve combinações lineares entre as variáveis do modelo, é claro que, se um mesmo termo aparecer em mais de uma equação do

sistema, certas restrições cruzadas entre tais equações estarão presentes, o que violaria a hipótese de variação livre entre os parâmetros, necessárias para que se tenha exogeneidade fraca. Portanto, o primeiro passo do teste é verificar o número de vetores cointegrantes existentes.

No que diz respeito à exogeneidade forte, tem-se a seguinte definição:

Definição 3: z_t é exógena forte para ψ se, e somente se, for exógena fraca para ψ e, além disso, y não causar z no sentido de Granger.

O conceito de exogeneidade forte caracteriza o aspecto de que causalidade no sentido de Granger não é o conceito fundamental quando se trata de inferência. Entretanto, esse conceito se torna essencial quando previsões condicionais forem um ponto importante para o pesquisador. Isso porque, quando y_t não causa z_t no sentido de Granger, podem-se obter os valores condicionais futuros de z_t utilizando apenas o passado desta variável, isto é, apenas o processo marginal para z_t .

O teste de exogeneidade forte consiste em testar a fraca exogeneidade e em seguida testar a causalidade no sentido de Granger. Ambos os testes já foram discutidos anteriormente.

3.2.4 Super-Exogeneidade e invariância estrutural

Uma questão importante é a da invariância dos parâmetros de certa distribuição a uma classe de eventos. Ao longo do tempo, é possível que alguns dos parâmetros da distribuição conjunta possam variar devido, por exemplo, às mudanças na tecnologia ou nas políticas do governo. Para algumas classes de mudanças nos parâmetros ou “intervenção” pode haver parâmetros que se mantenham constantes e que possam ser estimados sem dificuldade mesmo se intervenções ocorrerem no período amostral. Esta é a suposição sobre os parâmetros em econometria que aqui é chamado de invariante (ENGLE, HENDRY E RICHARD, 1983).

Deve-se, portanto, ter conceitos de exogeneidade adequados para realizar inferência quando se têm modelos sujeitos a mudanças de regime. Para tanto, considere a seguinte definição:

Definição 4: Um parâmetro é invariante para uma classe de intervenções se ele permanecer constante sob essas intervenções. Um modelo é invariante para tais intervenções se todos os seus parâmetros forem invariantes.

Desde que exogeneidade fraca garante que os parâmetros do modelo condicional e aqueles do modelo marginal são variações livres, tem-se uma relação natural para se analisar invariância estrutural dos parâmetros do modelo condicional. Dessa forma, define-se o conceito de super-exogeneidade.

Definição 5: z_t é super exógena para ψ se, e somente se, z_t é fracamente exógena para ψ e os parâmetros do modelo condicional forem invariantes à classe de intervenções que afetam o modelo marginal.

Um ponto importante a ser observado é que uma variável é super exógena com relação a uma classe específica de intervenções (por exemplo, com relação àquelas que ocorrem dentro do período amostral considerado). Nada se pode afirmar, a princípio, sobre intervenções fora desta classe.

O conceito de super-exogeneidade garante as condições em que é apropriado realizar “simulações de política” (ou análise contrafactual) e realizar inferências condicionais em ambientes sujeitos a intervenção. Isto porque, se a variável condicionante for super exógena, qualquer alteração em sua distribuição (por exemplo, porque houve uma intervenção governamental) não terá efeito sobre o submodelo condicional e, portanto, os efeitos sobre as variáveis endógenas podem ser estudados.

O conceito de super-exogeneidade é, portanto, o conceito chave na crítica de Lucas (1976), que, de fato, se levanta contra a hipótese não testada de superexogeneidade nos modelos econômicos, quando a classe de intervenções que afetam o modelo marginal está associada a mudanças no regime de política econômica.

Dada a identificação do conceito de superexogeneidade com a chamada crítica de Lucas, Nakane (1994) deu atenção especial à questão de determinar se os testes de superexogeneidade apresentados poderiam adequadamente ser interpretados como testes da crítica de Lucas. A conclusão a que este autor chegou é a de que esta identificação não é

imediate, uma vez que tais testes não fazem menção explícita à noção de mudança de regime de política econômica, que é fundamental para a crítica de Lucas.

Engle e Hendry (1993) sugerem dois testes de superexogeneidade amplamente utilizados na literatura. Ambos partem da formulação de um modelo para z_t , usando determinado conjunto de instrumentos que incorporem possíveis mudanças de “regime”, e consistem em testar a significância no modelo condicional, respectivamente: **a)** das estimativas dos resíduos (e funções dos resíduos) desse modelo marginal e **b)** das “intervenções” no modelo marginal (em geral, modeladas por meio de *dummies* do tipo 0-1). Se os parâmetros do modelo condicional forem invariantes em relação às mudanças nos processos marginais, a inclusão dessas variáveis não deverá adicionar qualquer poder explicativo.

No presente estudo utilizou-se apenas o primeiro desses testes descritos acima. Assim como mostrado por Sachsida (1999) trata-se de um teste de significância conjunta (verificada por um teste de F) do quadrado dos resíduos estimados no processo marginal (e suas defasagens) na equação do modelo condicional. Para ser aceita a hipótese de superexogeneidade, esses resíduos, no conjunto, não devem ser significativos. A intuição deste teste é que os erros do processo marginal não devem melhorar a estimativa no processo condicional. Caso contrário, ou seja, se o quadrado dos resíduos for significativo, isso implica que, quando ocorrerem quebras estruturais no modelo marginal (isto é, ocorrem saltos no tamanho do erro), tais alterações impactarão o modelo condicional. Com isso, quebras no modelo marginal estariam se propagando para o modelo condicional e, assim, não seria correto aceitar a hipótese de superexogeneidade para a variável do processo marginal.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

O objetivo desse capítulo é o de obter uma especificação para uma equação da oferta nominal de moeda e do produto real para o Brasil, para em seguida realizar os testes de exogeneidade propostos no capítulo anterior. O modelo utilizado neste trabalho para investigar a existência de indícios que corroborem a hipótese clássica da neutralidade monetária de longo prazo foi construído sobre o arcabouço teórico da Equação Quantitativa da Moeda (EQM).

O período amostral se inicia em 1946 e se estende até 2008, e, portanto, cobre a fase de implantação dos planos heterodoxos no Brasil, e principalmente, cobre uma parte de vigência do Real. Assim, como se trata de um período de fortes mudanças institucionais, um ponto que merecerá atenção é a estabilidade das equações do produto e da oferta nominal de moeda para esse período.

É importante perceber que os estudos anteriores feitos para o Brasil, foram realizados utilizando-se um período de dados que corresponde a uma pequena parte do período de vigência do Real, que introduziu mudanças profundas nas variáveis monetárias brasileiras. Marques (2003) utilizou dados do produto industrial, que representa apenas uma parte do PIB brasileiro. A utilização de dados trimestrais no trabalho de Marques (2003) também implicou em problemas de sazonalidade, que pode estar aliada a ruídos cuja variância pode atenuar o efeito estatístico da moeda sobre o produto.

Entre as técnicas econométricas mais recentes, por exemplo, as baseadas em King e Watson (1997) e Fisher e Seater (1993), se considera apenas duas variáveis ($n = 2$), assim apenas VAR bivariados são necessários. Isto é feito também porque quando $n = 2$, apenas duas restrições de identificação são necessárias. O custo desta simplificação é que alguns dos resultados podem estar contaminados pelo viés de omissão de variáveis importantes. Além disso, essas metodologias partem da hipótese de não cointegração entre moeda e produto, suposição bastante sensível tendo em vista a EQM.

Tendo em vista essas limitações, este trabalho traz como principais contribuições a utilização de dados do PIB real brasileiro, considerando os setores de serviço e agropecuário, aliado a baixa frequência dos dados – anuais – e, ainda, estenderá a amostra para um período em que a política monetária sofreu profundas modificações, ou seja, o período pós-Real.

A hipótese da neutralidade da moeda tem como marco teórico a (TQM), que é fundamentada a partir da equação de trocas de Fisher, supondo que a velocidade-renda da moeda é constante, sendo o produto real determinado exogenamente por variáveis não-monetárias tais como a tecnologia, o estoque de capital e a oferta de trabalho. Mas, o produto real é realmente exógeno no Brasil? Ou em outras palavras, é válida a hipótese de neutralidade da moeda?

Ademais, a outra hipótese assumida pela TQM será investigada. A velocidade de circulação da moeda é realmente constante no Brasil, durante o período amostral? Caso a resposta a essa pergunta seja negativa, a omissão de tal variável poderia implicar em um comportamento instável do modelo a ser estimado. Por isso, nesse capítulo procura-se investigar essa hipótese para suavizar qualquer instabilidade que possa surgir da omissão de V .

Assim, o capítulo está organizado da seguinte maneira: na seção 4.1 apresenta-se a base de dados; na seção 4.2 procura-se obter alguma informação sobre o mecanismo gerador de cada variável utilizada, realizando-se, em particular, testes de raiz unitária; na seção 4.3 será investigada a hipótese de constância da velocidade de circulação da moeda, e identificada as fontes de não estacionaridade dessa variável por meio do teste de raiz unitária com quebras proposto por Lee e Strazicich (2003); na seção 4.4, utilizando o procedimento de Johansen, são realizados testes de cointegração, os quais servirão de base tanto para averiguar a existência de uma estrutura do tipo mecanismo de correção de erro para a função do produto e da oferta nominal de moeda, quanto para investigar a existência de exogeneidade fraca; na seção 4.5, são apresentados os testes de exogeneidade propostos no terceiro capítulo. Finalmente, na seção 4.6 apresenta-se o teste de assimetria sobre a equação da oferta nominal de moeda.

4.1 Base de dados

Os dados consistem de observações anuais do agregado monetário (M0), do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) – como medida do nível de preços, do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro e do deflator implícito do PIB. O estudo compreende o período de 1946 a 2008.

Os agregados monetários são mensurados pelo Banco Central do Brasil e a base de dados utilizada está disponível no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Os agregados monetários brasileiros sofreram uma reformulação conceitual ao longo da série estudada, o que fez com que as séries de agregado M2, M3 e M4 se alterassem a partir de julho de 2001. A reformulação conceitual e metodológica efetuada pelo Banco Central nos meios de pagamento ampliados oficiais do Brasil teve como base o Padrão Especial de Disseminação de Dados (PEDD) e as tendências internacionais na área. A reformulação foi implantada a partir do levantamento dos saldos de julho de 2001 e aplicada para a elaboração de séries históricas desde julho de 1988. Portanto, para este trabalho será considerada apenas o agregado M0, pois os outros agregados, no novo conceito, têm apenas 20 anos de observação. A importância do uso desse agregado como medida da política monetária está no fato de o M0 (papel moeda em poder do público) ser o único agregado monetário que pode ser diretamente controlado pelo Banco Central.

Os novos conceitos de meios de pagamento ampliados representam uma mudança de critério de ordenamento de seus componentes, que deixaram de seguir o grau de liquidez, passando a definir os agregados por seus sistemas emissores. Nesse sentido, o M1 é gerado pelas instituições emissoras de haveres estritamente monetários; o M2 corresponde ao M1 e às demais emissões de alta liquidez realizadas primariamente no mercado interno por instituições depositárias; o M3 é composto pelo M2 e captações internas por intermédio dos fundos de renda fixa e das carteiras de títulos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) e o M4 engloba o M3 e os títulos públicos de alta liquidez.

Como medida do nível de preços considerou-se o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) que está encadeado em agosto de 1994. A seguir são apresentados os gráficos da oferta nominal de moeda e do índice de preços. Em todas as séries foi aplicado o logaritmo natural.

Gráfico 1 – Logaritmo da oferta nominal de moeda (LM0) e do nível de preços (LP)

O Deflator Implícito do PIB, cujo índice está encadeado em 1980, foi utilizado para calcular o PIB real. Essa variável é calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) como sendo a variação média dos preços do período em relação à média dos preços do período anterior.

O PIB brasileiro nominal também é calculado pelo IBGE e é a medida do total do valor adicionado bruto gerado por todas as atividades econômicas no país. O PIB real foi calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$PIB\ real = \frac{PIB\ nominal}{Deflator\ Implícito} \times 100$$

Assim como o agregado monetário, as bases de dados do PIB, do deflator implícito e do IGP-DI também estão disponíveis no IPEA. No gráfico 2 está representado o comportamento do produto real ao longo do tempo.

Gráfico 2 - Logaritmo do produto real (LY)

Na seção seguinte procura-se obter alguma informação sobre o mecanismo gerador de cada variável utilizada, investigando as propriedades de integração das variáveis.

4.2 Propriedades de integração das variáveis

Prevaleceu, há algum tempo, a crença de que, no longo prazo, as variáveis macroeconômicas seguiam uma taxa de tendência constante e assim, qualquer desvio da tendência era eventualmente eliminada pela “mão invisível” do mercado. A crença de que a tendência é constante ao longo do tempo levou à prática de remover a tendência das variáveis macroeconômicas utilizando uma equação linear determinística.

Nelson e Plosser (1982), utilizando dados de treze importantes economias, desafiaram esta abordagem demonstrando que várias importantes variáveis macroeconômicas tendem a possuir uma tendência estocástica ao invés de uma tendência determinista. Estes autores partiram da ideia de que remover a tendência de uma série com tendência estocástica por meio de uma equação linear determinística gera um processo de média móvel não invertível, ou em outras palavras, adiciona ao processo média móvel uma raiz unitária.

Para concluir sobre a ordem de integração das variáveis oferta nominal de moeda ($M0$), do nível geral de preços (IGP-DI) e do produto real, serão considerados neste trabalho os testes de raiz unitária propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981), conhecido como teste ADF, e o teste proposto por Elliot, Rothemberg e Stock (1996), conhecido por DF-GLS.

A escolha das defasagens seguiu o critério que parte do geral para o específico. Estima-se a equação com um número elevado de defasagens e elimina-se uma a uma, de acordo com um teste- F , buscando evitar o viés de omissão de defasagens relevantes. As especificações dos testes, assim como as estatísticas de t e os valores críticos dos testes DF-GLS e ADF estão apresentados na tabela 1, lembrando que as variáveis estão em seu logaritmo natural, representadas pelas letras minúsculas.

Tabela 1 - Resultados dos testes de raiz unitária

Variáveis	Especificação		Estatística de teste	
	Defasagens ¹	Componentes deterministas	ADF	DF-GLS
m	5	Constante e tendência linear	-2,4318	-2,0656
p	5	Constante e tendência linear	-2,1645	-1,7549
y	2	Constante	-1,8777	0,4711

1. Começou com 8 defasagens para m e p , e 6 defasagens para o produto (y).
 ***Rejeição da hipótese nula a 1%, ** Rejeição da hipótese nula a 5%, * Rejeição da hipótese nula a 10%

Ambos os testes partem da hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária. Percebe-se que, para as três variáveis estudadas, não se rejeita a hipótese nula de que existe uma raiz unitária nas séries de tempo. Portanto, conclui-se que são variáveis $I(1)$.

A implicação é que as variáveis em estudo não evoluem a uma taxa constante no longo prazo. Alguns choques macroeconômicos são de natureza permanente, ou seja, o efeito desses choques não é eliminado com o passar do tempo.

Para uma análise das conclusões acima apresenta-se, a seguir, o comportamento gráfico das variáveis em primeira diferença, lembrando que as séries em nível já foram apresentadas na seção anterior.

Gráfico 3 - Primeira diferença do logaritmo da oferta nominal de moeda ($DLM0$) e do índice de preços (DLP)

Gráfico 4 - Primeira diferença do logaritmo do produto real (DLY)

No gráfico 3 observam-se a evolução do logaritmo natural da primeira diferença da moeda nominal, e o logaritmo natural da primeira diferença do nível de preços. Tendo em vista o gráfico 1, as duas séries parecem ser não estacionárias, mostrando um crescimento contínuo por todo o período. Além disso, as duas séries possuem um comportamento bastante similar.

Quanto à primeira diferença da moeda nominal e do nível de preços, no gráfico 3 está ilustrada uma mudança de padrão a partir de 1985, com um aumento na volatilidade. Resta saber se esta mudança reflete uma não estacionaridade ou uma quebra no padrão determinista

da série. A possível evidência encontrada à partir dos testes de raiz unitária é a de que, em primeira diferença, a oferta nominal de moeda e o nível de preços são estacionários em torno de uma tendência determinista. Outro ponto a se destacar, é o período pós-plano Real, que parece ter suavizado a alta volatilidade do período anterior.

Quanto às possíveis quebras, a preocupação desse trabalho será no contexto multivariado. Ou seja, considerando a relação de cointegração entre as variáveis em estudo, a estratégia aqui será considerar quebras nas relações entre as variáveis, ao invés de se preocupar com as séries individuais.

O gráfico 4, por sua vez, apresenta a evolução da primeira diferença do logaritmo do produto real. A evidência encontrada aqui é a de que o produto real é estacionário em primeira diferença.

4.3 V é realmente constante?

Como o presente trabalho foi realizado com o objetivo de testar a hipótese da neutralidade da moeda para o Brasil, do ponto de vista da EQM (equação 1), a hipótese de constância da velocidade de circulação da moeda deve ser investigada a fim de não incorrer em um viés por omissão de variável relevante, o que poderia ocasionar em certa instabilidade para o modelo a ser estimado.

Na teoria clássica, V é considerado relativamente estável ou constante a curto prazo, já que depende de alguns parâmetros que se modificam lentamente, tais como o comportamento do consumidor, ou seja, e por exemplo, quanto maior a utilização de cheques e cartões de crédito, menor a necessidade de se reter moeda. Ou ainda, no caso do Brasil, devido ao período de inflação inercial, os consumidores podem ter diminuído o tempo de retenção da moeda a fim de que esta não perdesse seu valor, nesse caso a velocidade de circulação da moeda seria maior.

Devido a isso, essa hipótese será investigada. Considerando a equação (1) em termos logaritmos, a variável V será construída da seguinte forma:

$$v = -m + p + y \quad (15)$$

Contudo, algumas implicações derivam dessa construção. A primeira delas é a de que v por ser uma variável construída a partir de uma combinação linear das outras variáveis, a inclusão de v no modelo poderia implicar em colinearidade perfeita, e dessa forma não faria sentido considerá-la.

A segunda implicação, e talvez a mais importante, seria observar que sendo v construída da forma como apresentado acima, ou seja, por meio de uma combinação linear entre y, m e p , seu comportamento (processo gerador de dados) seria algo parecido com a relação de cointegração entre as demais variáveis. Para perceber isso, considere um modelo como o apresentado nas equações 14a, 14b e 14c, em que apenas as variáveis da oferta nominal de moeda, nível de preços e produto são consideradas, o termo de correção de erro (*ECM*), que postula uma relação de cointegração entre as variáveis, e, portanto, uma combinação linear entre m, p e y , terá um comportamento parecido com o de v .

Dessa forma, a estratégia adotada neste trabalho foi investigar a estacionaridade da velocidade de circulação da moeda, e as possíveis fontes de não estacionaridade dessa variável. Identificadas essas possíveis quebras – advindas de desenvolvimentos tecnológicos (cartões de crédito, por exemplo) e da estabilização da economia – variáveis *dummies* serão incluídas no modelo, inclusive dentro do espaço de cointegração, a fim de “estacionarizar” o modelo de correção de erros.

A hipótese é que a constante irrestrita juntamente com as *dummies* represente v no modelo. A hipótese feita de que v terá um comportamento parecido com o *ECM* será utilizada para modelar o espaço de cointegração.

Primeiramente, apresenta-se o comportamento gráfico do logaritmo de v , em nível, ao longo do período amostral.

Gráfico 5 - Logaritmo da velocidade de circulação da moeda (LV)

De acordo com o gráfico 5, não fica claro se esta série é estacionária ou não. De fato, até 1980 parece haver um crescimento contínuo da série, seguido por um certo comportamento em torno de uma constante. Para uma conclusão mais robusta sobre a estacionaridade da série, serão aplicados, assim como nas outras variáveis, testes de raiz unitária do tipo ADF e DF-GLS, e seus resultados, bem como as especificações dos testes e as estatísticas de t estão apresentados a seguir.

Tabela 2 - Resultados dos testes de raiz unitária (v)

Variáveis	Especificação		Estatística de teste	
	Defasagens ¹	Componentes Deterministas	ADF	DF-GLS
v	0	-	-1,387	-0,3853

1. Começou com 4 defasagens.

*** Rejeição da hipótese nula a 1%, ** Rejeição da hipótese nula a 5%, * Rejeição da hipótese nula a 10%

Os testes parecem implicar na presença de raiz unitária na série, o que indicaria que essa série é não estacionária. A estratégia aqui será identificar as fontes de não estacionaridade na série por meio do teste de raiz unitária com quebras estruturais de Lee e Strazicich (2003). Assim como discutido em Ferreira e Silva (2009), a vantagem do teste do Lee e Strazicich (2003), além da investigação endógena de duas possíveis quebras, é a especificação do teste com quebras em ambas as hipóteses, nula e alternativa, o que não leva a

nenhuma ambiguidade com relação à tendência nas séries. Suponha o seguinte processo gerador de dados:

$$v_t = \delta' Z_t + e_t \quad (16a)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16b)$$

onde Z_t é um vetor de variáveis exógenas, δ é um vetor de parâmetros e $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$. O modelo A (*crash model*) permite duas quebras no nível, incluindo duas *dummies* D_{1t} e D_{2t} , e fica descrito por $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]$, onde $D_{jt} = 1$ para $t \geq T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$, e 0 caso contrário. T_{Bj} denota o momento em que a quebra acontece. O modelo C inclui duas quebras no nível e na tendência e é descrito por $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$, onde $DT_{jt} = t - T_{Bj}$ para $t \geq T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$, e 0 caso contrário.

O importante aqui é que o processo gerador de dados inclui quebras sob a hipótese nula e sob a alternativa de maneira consistente¹. Em outras palavras, rejeitar a nula de raiz unitária significa dizer que a série é estacionária com presença de quebras estruturais.

Deve-se destacar que será assumido aqui que a velocidade de circulação da moeda possui (ou deveria possuir) um comportamento constante. Portanto, apenas quebras na constante do processo gerador de dados dessa variável serão permitidas, ou seja, será considerado para análise apenas o modelo A (*crash model*).

Os resultados do teste, as especificações dos testes e as estatísticas de t são apresentadas na tabela 3. No teste, foi determinado o número de defasagens seguindo o critério que parte do geral para o específico descrito por Perron (1989).

Começando com um máximo de 4 defasagens ($k = 4$), o procedimento investiga a significância da última defasagem, utilizando o valor da distribuição assintótica de uma normal com 10% (1,64).

¹ Para uma melhor apresentação da consistência da estimação e dos testes com suas respectivas distribuições, ver Lee e Strazicich (2003).

Tabela 3 - v : Teste de raiz unitária *minimun LM* com duas quebras (Teste LS)

Variável	Defasagem ótima	Estatística de teste	Pontos de quebra (estatística de t)		Significância de 10% dos períodos das quebras
v	0	-4,6093	1980 (1,8125)	1996 (-1,5026)	1980

Os valores críticos são mostrados a seguir para o teste de raiz unitária com duas quebras, sendo considerados e apresentados apenas os valores do modelo A. A tabela abaixo foi baseada em Lee e Strazicich (2003).

Tabela 4 - Valores críticos do teste de raiz unitária LM com duas quebras endógenas

	Modelo A		
	1%	5%	10%
LM_{τ}	-4,545	-3,842	-3,504

Fonte: Lee e Strazicich (2003).

De acordo com os resultados apresentados, conclui-se a favor da rejeição da hipótese nula. E, como já discutido anteriormente, rejeitar a nula de raiz unitária significa dizer que a série é estacionária com presença de quebras estruturais no intercepto, tendo, no presente caso, a única quebra significativa sido a de 1980. Portanto, uma *dummy* de quebra para 1980 será construída para ser incluída no modelo, afim de que, juntamente com a constante, represente v .

Essa quebra estrutural de v em 1980 pode ser resultante do fato de que em 1979 o segundo choque do petróleo e a desvalorização cambial, decorrente do endividamento externo, elevaram a inflação para um patamar de 100% ao ano. Nesse segundo patamar a inflação permaneceu até 1983. Dessa forma, as pessoas, preocupados com o alto custo em manter a moeda, aumentaram a circulação da mesma a fim de que a possível perda no poder de compra fosse minimizado.

4.4 Teste de cointegração

O método de Johansen pressupõe a correta especificação do modelo VAR, em nível, em relação aos termos deterministas e à estrutura de defasagens temporais das variáveis. As especificações em relação aos termos deterministas foram baseadas nas estatísticas descritivas das séries, m , p e y , e, principalmente, nos testes de raiz unitária apresentados na seção anterior.

Três pontos chamam a atenção e servem de subsídios para a formulação inicial do VAR; primeiramente, para os casos da oferta nominal de moeda (m) e nível de preços (p) sob a hipótese nula de que as séries possuem uma raiz unitária, essas variáveis possuem comportamento bastante semelhante de longo prazo, e tendência determinista quadrática em nível, uma vez que a presença de uma tendência linear sob a especificação¹ do teste ADF, implica em uma tendência quadrática no nível da série; segundo, a inspeção gráfica das séries indica a presença de uma quebra estrutural nas séries m e p (associada ao plano Real em 1994, que conseguiu controlar os altos índices de inflação dos anos antecessores), o que afeta os resultados dos testes acima e requer atenção maior para o comportamento dos resíduos do VAR, porém, vale ressaltar que os resíduos do VAR irão depender da combinação linear entre as variáveis, o que pode eliminar o efeito da quebra caso ela repercuta em ambas as séries; e por fim, a análise das fontes de não estacionaridade de v apontou para a presença de uma quebra significativa na relação entre as variáveis. Essa quebra, portanto, deve ser incluída no VAR irrestrito a fim de modelar corretamente a velocidade de circulação da moeda.

Não foram investigados os efeitos de quebras estruturais sobre os resultados dos testes de raiz unitária das variáveis m , p e y porque a análise econométrica seguiu em nível multivariado, o que permitiu uma avaliação mais robusta das fontes de não estacionaridade.

Dessa forma, estimou-se um VAR partindo de uma especificação mais geral, com presença de componentes deterministas quadráticos, seis defasagens e uma *dummy* de intercepto ($T_{B,1} = 1980$) do tipo $D_{1t} = 1$ para $t \geq T_{B,1} + 1$, e 0 caso contrário, para captar o efeito da quebra estrutural sobre v no ano de 1980. Sob essa especificação a tendência quadrática não se mostrou ser significativa tanto para m quanto para p . Uma possível explicação para isso seria de que as duas séries, oferta nominal de moeda e nível de preços, compartilham da mesma tendência determinista quadrática, fazendo assim com que esse componente quadrático não apareça na relação entre as variáveis, ou em outras palavras, m é

¹ A especificação do ADF com a presença de uma tendência é do tipo: $\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$.

suficiente para explicar o comportamento quadrático de p , e vice-versa. A análise do gráfico 1 parece corroborar com essa hipótese.

Em seguida, portanto, o VAR foi reespecificado com a exclusão da tendência quadrática. Os critérios de informação FPE (*Final Prediction Error*), AIC (*Akaike Information Criterion*), SIC (*Schwarz Information Criterion*) e HQ (*Hannan-Quinn Information Criterion*) foram utilizados para escolha da defasagem adequada. No entanto, a informação dada pelos critérios deve ser confrontada com as advindas das demais características esperadas do VAR (normalidade e comportamento de ruído branco).

Os critérios de informação levam a escolhas distintas entre os sistemas e foram avaliados em conjunto com a análise do vetor de resíduos, de modo que estes se aproximem o máximo possível de ruídos brancos, conforme dados da Tabela 5.

Tabela 5- Critérios de decisão para especificação do VAR irrestrito

Critério	Defasagem Ótima	Análise dos Resíduos Vetoriais
SC, HQ	2	Não autocorrelacionados, Heteroscedástico e rejeição de normalidade
FPE, AIC	5	Não autocorrelacionados, não Heteroscedástico e não rejeição de normalidade

Considerando-se o critério da parcimônia, optou-se por adotar o VAR com 5 defasagens, constante, tendência linear e uma *dummy* de quebra de intercepto para 1980 ($D_{1t} = 1$ para $t \geq T_{B,1} + 1$ e 0 caso contrário). A avaliação do comportamento dos resíduos, por meio de testes vetoriais conjuntos, indicou a relevância da quinta defasagem para o VAR, que apresentou, para os testes de especificação, os resultados constantes da Tabela 6.

Tabela 6 - Teste de especificação para o VAR

Especificação: 5 defasagens, constante, tendência linear e uma <i>dummy</i> de quebra de intercepto para 1980		
Critério	Estatística	p-valor
Estabilidade: maior raiz característica	0,9679	
Teste de Wald de exclusão da 5ª defasagem	22,496	0,74%
Teste de normalidade conjunta (Jarque-Bera): $Chi^2(6)$	5,023	54,09%
Teste de Heterocedasticidade: $Chi^2(198)$	221,56	12,03%
Teste de Autocorrelação (AR 1-2 test): $F(18,90)$	1,433	13,59%

O modelo, assim especificado, mostrou estabilidade (todas as raízes características dentro do círculo unitário); ausência de autocorrelação nos resíduos, não rejeição da hipótese de normalidade conjunta e ausência de heteroscedasticidade.

Para prosseguir com o teste de cointegração, é preciso determinar cuidadosamente o modelo de cointegração a ser testado e a ordem de defasagem dos componentes. Contudo, o problema maior é determinar qual o modelo de cointegração utilizar. As possibilidades relacionam-se à existência de constante e tendência no nível do vetor X_t (que no presente caso: $X_t = [y_t, m_t, p_t]$) e no vetor de cointegração. A partir da definição de qual deles cabe usar, definem-se os valores críticos a consultar (BUENO, 2008).

Como já discutido anteriormente, assume-se neste trabalho que o *ECM* se assemelha com o comportamento estocástico de v , devido à forma como este último foi construído. Sendo assim, como a velocidade de circulação da moeda, por hipótese, é uma constante, não será permitida uma tendência restrita ao *ECM*.

As conclusões tiradas da seção 4.3 parecem indicar uma quebra estrutural em 1980 na relação entre as variáveis. Devido a isso, e como já discutido, o modelo VAR **em nível** foi especificado com uma constante, tendência linear e uma *dummy* de quebra de intercepto para 1980.

Dois pontos valem ser ressaltados aqui. Primeiro, é importante perceber que tirar a primeira diferença (ou seja, $D_{1t} - D_{1t-1}$) de uma *dummy* do tipo $D_{1t} = 1$ para $t \geq T_{B,1} + 1$, e 0 caso contrário, para $T_{B,1} = 1980$, encontra-se uma *dummy* de pulso do tipo: valor 1 apenas no ano indicado como a quebra (1981) e zero para o restante do período, repare que o valor 1 apareceria no ano de 1981 e não em 1980, uma vez que a *dummy* de quebra de intercepto seria $D_{1t} = 1$ para $t \geq T_{B,1} + 1$; o segundo ponto importante, deve-se ao fato de que a primeira diferença de uma tendência linear gera uma constante, assim, uma constante irrestrita (que aparece tanto no vetor de cointegração quanto na dinâmica de curto prazo) é suficiente para modelar a tendência linear no nível das séries.

Apenas a título de notação, será utilizado neste trabalho que “*DU1980*” se trata da *dummy* de quebra no intercepto do tipo $D_{1t} = 1$ para $t \geq T_{B,1} + 1$, e 0 caso contrário, para $T_{B,1} = 1980$; e “*D1981*” a *dummy* de pulso que assume o valor 1 apenas no ano indicado como a quebra (1981) e zero para o restante do período.

Dessa forma, o modelo de cointegração a ser testado nesse trabalho, tendo em vista a equação (6) seria na forma de permitir uma constante dentro e fora do espaço de cointegração (constante irrestrita), a variável “*DU1980*” restrita ao vetor de cointegração e uma *dummy* de pulso (*D1981*).

Reespecificando a equação (6) para o modelo a ser testado aqui, e considerando a hipótese de posto reduzido, ou seja, $\text{rank } \Pi \leq p$. Sob essa hipótese, Π pode ser escrita como o produto de duas matrizes, $\Pi = \alpha\beta'$. Têm-se, portanto:

$$\Delta X_t = \alpha\{\beta'[X_{t-1} + \mu_0 + DU1980]\} + \delta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \gamma D1981 + e_t \quad (17)$$

Os pacotes econométricos não possuem tabelados valores críticos para um modelo assim como especificado acima, ou seja, com uma quebra dentro do vetor de cointegração.

Ademais, os softwares utilizados neste trabalho (PcGive e Eviews) apresentam limitações que dificultam as inferências a respeito do teste de cointegração de Johansen e as estimações dos parâmetros α e β' . No PcGive, por exemplo, assim como mostrado por Doornik e Hendry (2006), a “saída” do programa não reporta os coeficientes da dinâmica de curto prazo, nem do coeficiente das variáveis irrestrita (a constante nesse caso) e ainda não permite a inclusão de variáveis exógenas, ou seja, variáveis que estejam apenas na dinâmica

de curto prazo (que nesse caso seria $D1981$). Já o E-views, não permite a inclusão de uma *dummy* dentro do espaço de cointegração. Portanto, para investigar cointegração entre as variáveis, serão testados modelos alternativos ao apresentado acima.

Os modelos alternativos serão os seguintes:

Modelo 1: 5 defasagens, constante irrestrita e $DU1980$ (quebra de intercepto) irrestrita.

Modelo 2: 5 defasagens, constante irrestrita e $D1981$ (pulso) exógena (apenas na dinâmica de curto prazo).

Assim como discutido em Marques (2003), as inclusões das variáveis *dummies* afetam as estatísticas calculadas e a distribuição assintótica dos testes. Com vista a este problema, buscou-se minimizar seus efeitos por meio de testes em modelos alternativos. A adição de *dummies* no modelo VAR provoca uma elevação no valor calculado das estatísticas do teste de cointegração e, com isso, induz ao problema da inferência estatística conhecido como Erro do Tipo I. Ou seja, a introdução de variáveis *dummies* no modelo induz à rejeição de hipótese nula, quando ela é verdadeira. A título de comparação define-se ainda um terceiro modelo sem nenhuma *dummy*, a saber:

Modelo 3: 5 defasagens e constante irrestrita.

Na tabela 7 observam-se os resultados dos testes de cointegração, lembrando que a estatística do traço testa a hipótese nula de existência de no máximo k vetores cointegrantes contra a alternativa de que o número desses vetores é maior do que k .

Tabela 7 - Resultados de cointegração: teste do traço (Johansen)

Estatística do Traço	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$r = 0$	63,945*	31,603*	33,251*
$r \leq 1$	16,819*	14,659	17,156*
$r \leq 2$	2,2859	0,0013	2,2045

*Rejeição da hipótese nula a 5%.

Os dados da tabela 7 parecem validar a hipótese de que as variáveis cointegram. Contudo, tendo em vista o problema discutido anteriormente de que adição de *dummies* no modelo VAR provoca elevação no valor calculado das estatísticas do teste de cointegração e, com isso, induz ao Erro do Tipo I, ou seja, a introdução de variáveis *dummies* no modelo induz à rejeição de hipótese nula, quando ela é verdadeira, neste trabalho assume-se a hipótese da TQM, na qual atesta-se que a EQM possui apenas uma relação de longo prazo, e portanto apenas 1 vetor de cointegração. Sendo assim, na tabela 8 são apresentados os vetores de cointegração estimados pela metodologia de Johansen, estimados pelos modelos descritos acima.

Tabela 8 – Resultados de cointegração: matriz β normalizada

β' (Matriz dos vetores cointegrantes)	
Modelo 1	
<i>m</i>	1,000
<i>p</i>	-1,0057
<i>y</i>	-0,6589
Modelo 2	
<i>m</i>	1,000
<i>p</i>	-1,0503
<i>y</i>	-0,1252
Modelo 3	
<i>m</i>	1,000
<i>p</i>	-1,0276
<i>y</i>	-0,3326

Contudo, devido às limitações dos softwares econométricos, não é possível estimar o vetor de cointegração de acordo com a especificação da equação (17). Sendo assim, a estratégia adotada aqui será com base em Nakane (1994). Vale ressaltar que β' representa um vetor cointegrante individual, isto é, uma particular combinação linear $I(0)$ entre as variáveis. Por sua vez, α representa o conjunto de pesos com que os vetores cointegrantes individuais aparecem na respectiva equação.

Da análise de cointegração depreende-se que um termo de mecanismo de correção de erros deve comparecer nas equações a serem estudadas. O termo de mecanismo de correção de erros diz respeito aos resíduos da relação de longo prazo entre as variáveis *m*, *p* e *y*. Portanto, considerando *m* como a variável dependente, ou no contexto de análises

multivariadas, normalizando o vetor de cointegração para m , pode-se encontrar a relação de longo prazo por meio da seguinte equação:

$$m_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \rho_i m_{t-i} + \sum_{j=0}^5 [\lambda_j p_{t-j} + \mu_j y_{t-j}] + \gamma DU1980 + \varepsilon_t \quad (18)$$

Lembrando que, no vetor de cointegração, ou na relação de longo prazo, não será permitida uma tendência. A equação acima é condizente com a especificação proposta na equação (17). Estimando-se a equação acima, obtém-se o seguinte:

$$\begin{array}{ccccccc} ECM_t = m_t - 13,854 - 1,002 p_t - 0,653 y_t + 0,452 DU1980 & (19) \\ (S.E) & (0,551) & (0,004) & (0,041) & (0,095) \end{array}$$

Um ponto que merece atenção aqui é o sentido dos sinais. Os sinais do ECM estão compatíveis com a construção de v , apresentada na equação (15), fato este que mais uma vez reafirma a hipótese de que a relação de longo prazo entre as variáveis tem comportamento semelhante com a velocidade de circulação da moeda construída. O importante é perceber que, como a equação (19) está normalizada para m , ou seja, assume-se que m seja positivo, os sinais das variáveis parecem invertidos se comparados com v ($v = -m + p + y$).

Como o objetivo é de que o ECM , que representa os resíduos da relação de longo prazo entre as variáveis m , p e y , seja uma particular combinação linear $I(0)$ entre as variáveis, vale apresentar o gráfico da equação (19), descrita acima, que possui o seguinte comportamento temporal:

Gráfico 6 - Comportamento temporal do ECM

Apenas para fins de comparação, foi analisado o comportamento do *ECM* do modelo 3 sem as *dummies* (*DU1980* e *D1981*). Os testes de especificação para este modelo estão apresentados no anexo I. O comportamento do *ECM* para o modelo 3, é apresentado a seguir:

Gráfico 7 - Comportamento temporal do ECM (modelo 3)

Visualmente, a inclusão da *dummy* “*DU1980*” dentro do espaço de cointegração resulta em um *ECM* mais próximo de um comportamento do tipo $I(0)$, ou seja, estacionário.

Como já apresentado pelo Teorema 1, quando as variáveis são cointegradas, então a regressão entre elas pode ser expressa com um modelo de correção de erros. Portanto, o Vetor de Correção de Erros (VEC) irrestrito foi modelado com a variável dependente dada por ΔX_t (sendo $\Delta X_t = [\Delta y_t, \Delta m_t, \Delta p_t]$), com defasagens até a quarta ordem (para se manter coerente com a análise VAR, em que o termo em nível era de quinta ordem) e os termos deterministas compreendendo uma constante irrestrita (dentro e fora do espaço de cointegração), a variável “*DU1980*” restrita ao vetor de cointegração e uma *dummy* de pulso (*D1981*). Ainda, o VEC foi estimado segundo a equação (17), reproduzida a seguir:

$$\Delta X_t = \alpha ECM_{t-1} + \delta_0 + \sum_{i=1}^4 \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \gamma D1981 + e_t \quad (20)$$

A tabela 9 apresenta os resultados do vetor de correção de erros.

Tabela 9 – Vetor de Correção de Erros (VEC) irrestrito

Variáveis	DLM (S.E)	DLP (S.E)	DLY (S.E)
ECM_{t-1}	1,009 (1,048)	1,995 (0,935)	-0,032 (0,054)
Constante	0,164 (0,192)	0,1459 (0,171)	0,023 (0,0099)
DLM_{t-1}	-1,594 (0,797)	-1,665 (0,711)	-0,035 (0,041)
DLM_{t-2}	-0,244 (0,536)	-0,313 (0,479)	-0,033 (0,028)
DLM_{t-3}	0,199 (0,487)	0,040 (0,434)	0,007 (0,025)
DLM_{t-4}	0,515 (0,469)	0,427 (0,419)	-0,066 (0,024)
DLP_{t-1}	2,554 (0,803)	2,531 (0,717)	0,046 (0,041)
DLP_{t-2}	-0,154 (0,605)	-0,001 (0,540)	0,017 (0,031)
DLP_{t-3}	-0,299 (0,5679)	-0,032 (0,507)	-0,006 (0,029)
DLP_{t-4}	-0,098 (0,544)	-0,039 (0,485)	0,060 (0,028)
DLY_{t-1}	3,151 (2,786)	3,159 (2,487)	0,5967 (0,143)
DLY_{t-2}	-2,943 (2,513)	-3,835 (2,243)	0,219 (0,129)
DLY_{t-3}	1,204 (2,719)	0,818 (2,426)	-0,135 (0,1398)
DLY_{t-4}	-1,412 (2,428)	-0,841 (2,167)	0,066 (0,1248)
D1981	-0,763 (0,594)	-0,228 (0,530)	-0,143 (0,031)

Essa estimativa é importante, pois, orientará as reduções para encontrar o modelo condicional e marginal. Os dados da tabela 9 parecem criar a primeira evidência de que y é fracamente exógeno no modelo, uma vez que não se rejeita a hipótese de que $\alpha_y = 0$, o valor- t do coeficiente do termo de correção de erro é igual a -0,587 para a função do produto real. Lembrando que a velocidade de ajustamento (α) representa o coeficiente do termo (ECM).

A evidência que vale ser ressaltada aqui é o fato de que o ECM aparece apenas na equação do nível de preços. Fato este que é compatível com a teoria econômica que tem na EQM uma teoria de determinação dos níveis de preço.

Na seção seguinte serão realizados os testes de exogeneidade, tomando como base para os modelos as conclusões tiradas aqui.

4.5 Testes de exogeneidade para a função da oferta nominal de moeda

Nesta seção serão realizados os testes de exogeneidade fraca, forte e de superexogeneidade descritos no capítulo 3. O objetivo aqui é analisar apenas o modelo condicional, aqui representado pela oferta nominal de moeda, para investigar a exogeneidade do produto real nesta função, assim como descrito pela TQM.

A validade de analisar apenas o modelo condicional, ignorando o modelo marginal, depende de as informações contidas neste último não serem relevantes para os objetivos da análise. Diferentes objetivos requerem distintos conceitos de exogeneidade; assim, eficientes inferências estatísticas, previsões e simulações de política estão associadas, respectivamente, às noções de exogeneidade fraca, exogeneidade forte e superexogeneidade.

O modelo condicional é representado pela equação de oferta nominal de moeda. A partir dessa equação, os testes de exogeneidade relevantes dizem respeito à variável do produto real (modelo marginal), pois a validade da hipótese da neutralidade da moeda depende da exogeneidade de y na função da oferta nominal de moeda.

4.5.1 Testes de exogeneidade fraca e forte

Nesta seção, o objetivo é testar se y é exógeno em relação à equação que determina a oferta nominal de moeda – m .

Assim como discutido em Sachsida (1999), a importância de se verificar exogeneidade fraca decorre do viés de endogeneidade, ou seja, assume-se que uma variável é exógena ao modelo, quando, na verdade, ela não o é. A implicação disso é que, em modelos uniequacionais, quando se assume que as variáveis do lado direito são exógenas, se tal não for verdade, a equação pode ser melhorada por um sistema de equações, isto é, a estimação por uma equação não é eficiente.

Lembrando que as variáveis z_t são exógenas fracas para determinados parâmetros de interesse se: **a)** tais parâmetros dependem exclusivamente dos parâmetros do modelo condicional e **b)** os parâmetros dos modelos condicional e marginal são **variação livre** — isto é, não estão sujeitos a restrições conjuntas. Sob tais condições, inferências relativas aos parâmetros de interesse podem ser realizadas a partir do modelo condicional, sem perda de

informação relevante. Quando os parâmetros de interesse são os de longo prazo $\alpha\beta'$, uma condição necessária e suficiente para a exogeneidade fraca de z_t é dada por $\alpha_z = 0$, ou seja, o vetor de co-integração não deve aparecer no modelo marginal (CASTRO E CAVALCANTI, 1997).

No caso deste estudo, na seção anterior já foram encontradas evidências a respeito da exogeneidade fraca de y no modelo estimado, uma vez que o *ECM* não aparece no VEC (tabela 9) para a equação do produto real.

O primeiro passo dessa seção é estimar equações para a oferta nominal de moeda (modelo condicional) e para o produto real (modelo marginal) a partir da EQM. Da análise univariada depreende-se que uma modelagem em termos de variações de m e y seria apropriada. Da análise de cointegração depreende-se que um termo de mecanismo de correção de erros deve fazer parte da equação. O termo do mecanismo de correção de erros (*ECM*) segue a equação (19).

Portanto, para a oferta nominal de moeda iniciou-se com um modelo de correção de erros irrestrito assim como apresentado na tabela 9, com a variável dependente dada por Δm_t , com defasagens até a quarta ordem e os termos deterministas compreendendo uma constante e uma variável *dummy* de pulso (*D1981*), lembrando que a variável *dummy* de quebra de intercepto está incluída dentro do termo de correção de erro – *ECM*.

Para a redução do sistema irrestrito descrito, utilizou-se o procedimento de seleção automática embutido no pacote econométrico *Oxmetrics – Autometrics* como referência. Este algoritmo realiza uma seleção de modelo que vai do geral para o específico e é baseado na teoria de redução¹. O *Autometrics* é capaz de selecionar as variáveis relevantes contidas no modelo geral irrestrito (*GUM – General Unrestricted Model*), de acordo com testes específicos de diagnóstico e níveis de significância. Se o *GUM* contém as variáveis que são importantes para o processo gerador de dados, estas variáveis aparecem no modelo final.

O *autometrics* sugeriu um modelo com no máximo três defasagens para a oferta nominal de moeda. A partir dessa informação, utilizou-se testes- t e F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos e de heterocedasticidade para redução do modelo. Dessa forma, o modelo irrestrito, e com base na tabela 9, é reduzido para uma equação assim como descrito abaixo.

¹ Para uma discussão dessa teoria veja Krolzig e Hendry (2004). E para uma descrição do algoritmo veja Doornik (2009). Uma aplicação recente deste algoritmo pode ser encontrada em Ferreira (2009)

Tabela 10 – Modelo condicional: equação da oferta nominal de moeda (DLM)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t-value	t-prob
DLM_1	0.0959396	0.1221	0.786	0.436
DLP	1.08095	0.03477	31.1	0.000
DLP_1	-0.100943	0.1384	-0.730	0.469
DLP_2	-0.0547539	0.04809	-1.14	0.260
DLP_3	-0.0787255	0.04066	-1.94	0.058
DLY	0.978778	0.2851	3.43	0.001
D1981	-0.368582	0.1307	-2.82	0.007
ECM_1	-0.879266	0.1508	-5.83	0.000
AR 1-2 test:	F(2,49) = 0.082133 [0.9213]			
ARCH 1-1 test:	F(1,49) = 1.1913 [0.2804]			
Normality test:	Chi^2(2) = 6.4674 [0.0394]*			
hetero test:	F(15,35) = 0.89336 [0.5773]			
hetero-X test:	F(36,14) = 1.4872 [0.2152]			
RESET test:	F(1,50) = 0.028821 [0.8659]			

A equação assim como descrita acima, será considerada como modelo condicional no presente trabalho. Para a estimação do modelo marginal, aqui representado pela equação do produto real, utilizou-se mais uma vez o recurso do *autometrics*.

Assim como para a oferta nominal de moeda, para o produto real partiu-se de um modelo de correção de erros irrestrito fundamentado na tabela 9, com a variável dependente dada por Δy_t , com defasagens até a terceira ordem, além dos termos deterministas compreendendo uma constante e uma variável *dummy* de pulso (*D1981*).

Ao contrário do modelo de oferta nominal de moeda, para o produto real preferiu-se permitir uma defasagem máxima de apenas três defasagens (o que seria equivalente à quarta defasagem do modelo em nível). Como os dados são anuais, muitas defasagens implicariam em uma relação muito longa entre oferta nominal de moeda e produto, o que seria incompatível com a EQM.

Sendo assim, a partir do modelo irrestrito descrito acima, chegou-se ao seguinte resultado:

Tabela 11 – Modelo marginal: equação do produto real (DLY)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t-value	t-prob
DLY_1	0.458889	0.1117	4.11	0.000
DLY_2	0.231247	0.1104	2.09	0.041
Constant	0.0168503	0.006532	2.58	0.013
D1981	-0.115793	0.02836	-4.08	0.000
AR 1-2 test:	F(2,54) = 0.012900 [0.9872]			
ARCH 1-1 test:	F(1,54) = 0.75445 [0.3889]			
Normality test:	Chi^2(2) = 2.0348 [0.3615]			
hetero test:	F(5,50) = 0.57260 [0.7206]			
hetero-X test:	F(6,49) = 0.52098 [0.7896]			
RESET test:	F(1,55) = 0.16315 [0.6878]			

Neste caso o *Autometrics* parece ter encontrado um modelo parcimonioso e com erros que possuem comportamento de ruído branco.

O importante reparar aqui é que o termo de correção de erros foi excluído do modelo por este não ser significativo. Sendo assim, insignificância do ECM_{t-1} resulta na evidência de que y é fracamente exógena do ponto de vista do modelo testado neste trabalho, que tem como base teórica a EQM.

Já a finalidade de se testar se a variável do produto real é exogenamente forte em relação à equação da oferta nominal de moeda reside na capacidade de previsão do modelo. Assim, se o produto real for exogenamente forte, então a equação condicional (oferta nominal de moeda) poderá ser utilizada para previsão.

Vale ressaltar que o teste de Granger-causalidade não determina se alguma variável é exógena ou não. O teste serve apenas para determinar a precedência temporal de uma variável sobre a outra.

A propriedade da exogeneidade forte exige dois pré-requisitos: **a)** exogeneidade fraca da variável e **b)** não-causalidade no sentido de Granger. Já foi demonstrada a primeira exigência, ou seja, a de que o produto real é exogenamente fraco ao modelo. Portanto, para investigar a exogeneidade forte, basta apenas verificar se há causalidade no sentido de Granger.

Seguindo Granger et alli (2000), causalidade no sentido de Granger não pode ser rejeitada se o coeficiente do ECM_{t-1} for significativo e os valores defasados da variável de interesse forem conjuntamente significantes.

Sendo assim, teste de causalidade para a função do produto não fazem sentido aqui, uma vez que o ECM_{t-1} não se mostrou significativo tanto no VEC irrestrito quanto no modelo marginal.

Contudo, para as equações do nível de preços e da oferta nominal de moeda, o ECM_{t-1} parecer ser significativo e, portanto, passível de teste de causalidade no sentido de Granger. O teste de causalidade foi feito sobre o VEC irrestrito, estimado e apresentados na tabela 9, assim como descrito pelas equações (14a, 14b e 14c), e está apresentado na tabela 12.

Tabela 12 – Teste de causalidade Granger

	Hipótese Alternativa	Estatística Chi-sq	Probabilidade
1.	$y \rightarrow m$	2,755	59,96%
2.	$p \rightarrow m$	14,132	0,69%
3.	$m \rightarrow p$	8,501	7,46%
4.	$y \rightarrow p$	4,116	39,06%

Para a ocorrência de exogeneidade forte do produto, é necessário encontrar a seguinte resposta: o produto real (y) causa, no sentido de Granger, a oferta nominal de moeda (m), **mas o contrário não é verdade.**

E, de acordo com os resultados encontrados, a hipótese de exogeneidade forte do produto parece não ser válida, visto que a alternativa 1 da tabela acima atesta que y não Granger causa m . Portanto, a evidência encontrada aqui não é conclusiva a respeito da exogeneidade forte do produto real no contexto da EQM.

Outra evidência interessante encontrada aqui é simultaneidade entre níveis de preços e oferta nominal de moeda.

Contudo, a análise seguirá no âmbito de modelos uniequacionais, ou seja, a investigação da hipótese da neutralidade da moeda e, por conseguinte da exogeneidade do produto real, será por meio do modelo condicional (oferta nominal de moeda) e do modelo marginal (produto real). Isto porque, os dados da tabela 10 indicam uma relação contemporânea de y com m . Talvez o grande número de defasagens necessárias aqui para estabilizar o modelo e para “branquear” os resíduos, tenha prejudicado a inferência sobre a relação entre y e m .

A seção seguinte irá proceder ao teste de super-exogeneidade do produto real sobre a função da oferta nominal de moeda, a fim de buscar evidências sobre a neutralidade da moeda.

4.5.2 Teste de super-exogeneidade

Com a preocupação de que os modelos especificados até aqui sofram de invariância estrutural advinda de planos econômicos ao longo do período amostral, assim como discutido no capítulo 2, partiu-se para uma análise de super-exogeneidade. Esse teste permite a um modelo econométrico escapar da Crítica de Lucas. Lucas (1976) argumentou que, sob a hipótese de expectativas racionais, os modelos econométricos não poderiam ser utilizados com fins de formulação de políticas econômicas, pois, uma vez mudado o parâmetro de política, os agentes se readequariam à nova realidade, o que alteraria seu comportamento e, consequentemente, causaria mudanças nos parâmetros antes encontrados pelos modelos econométricos.

Os requisitos básicos para uma variável ser super-exógena são: **a)** exogeneidade fraca e **b)** invariância estrutural. Para realizar o teste de super-exogeneidade, o primeiro passo consiste em estimar o modelo marginal (y) – Tabela 11 – e salvar seus resíduos. No segundo passo, devem-se elevar os resíduos ao quadrado e incluí-los, bem como suas defasagens, no modelo condicional como variável explicativa. Por fim, checa-se a significância conjunta dessa variável.

Desse modo, na Tabela 13 é explicitado o resultado da inclusão dos resíduos ao quadrado (e suas defasagens) do modelo marginal no modelo condicional.

Tabela 13 – Teste de super-exogeneidade (DLM)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t-value	t-prob
DLM_1	0.124866	0.1292	0.966	0.339
DLP	1.08443	0.04192	25.9	0.000
DLP_1	-0.121153	0.1565	-0.774	0.443
DLP_2	-0.0932959	0.05555	-1.68	0.100
DLP_3	-0.0604924	0.04633	-1.31	0.198
DLY	0.746970	0.3715	2.01	0.050
D1981	-0.381345	0.1305	-2.92	0.005
ECM_1	-0.873087	0.1604	-5.44	0.000
$\hat{u}_{y,t}^2$	-26.3249	16.89	-1.56	0.126
$\hat{u}_{y,t-1}^2$	12.2953	17.76	0.692	0.492
$\hat{u}_{y,t-2}^2$	36.4346	18.56	1.96	0.056
$\hat{u}_{y,t-3}^2$	-4.04765	19.90	-0.203	0.840
Test for excluding:				
[0] = $\hat{u}_{y,t}^2$				
[1] = $\hat{u}_{y,t-1}^2$				
[2] = $\hat{u}_{y,t-2}^2$				
[3] = $\hat{u}_{y,t-3}^2$				
Subset F(4,45) = 1.7507 [0.1556]				

No que tange ao teste de superexogeneidade, o importante é a parte final da tabela 13, isto é, o teste de F para exclusão. Tal teste verifica a significância conjunta da variável $\hat{u}_{y,t}^2$, que nada mais é do que o resíduo ao quadrado do modelo marginal, aqui representado pela função do produto real (y). Como pode ser observado, o teste de F não rejeita a hipótese de que a variável $\hat{u}_{y,t}^2$, em seu conjunto (ou seja, com as defasagens), seja zero. Dado que tais variáveis são estatisticamente não significantes, o teste sobre a função da oferta nominal de moeda conclui pela aceitação da superexogeneidade do produto real sobre a oferta nominal de moeda.

A ideia por traz deste teste é a de que os choques do modelo marginal não são compartilhados pelo modelo condicional, o que leva a conclusão de que a oferta nominal de moeda é invariante aos choques que afetam o produto real.

4.6 Teste de assimetria sobre a função de oferta nominal de moeda

Nesta seção, o objetivo é testar a assimetria do termo de correção de erros (*ECM*) sobre a equação estimada na tabela 10, ou seja, sobre o modelo condicional deste trabalho representado pela oferta nominal de moeda.

A equação estimada na tabela 10 restringe a velocidade de ajustamento (α) a ser idêntico quando o equilíbrio de longo prazo a ser corrigido é positivo ou negativo. Se o α for assimétrico em relação às mudanças no *ECM*, logo, a estimação da velocidade de ajustamento sob esta especificação pode estar errada.

Para determinar se o coeficiente do *ECM* é assimétrico para a função da oferta nominal de moeda, seguiu-se a metodologia sugerida em Pollard e Coughlin (2004). No sentido de verificar a assimetria do comportamento da transmissão da taxa de câmbio para o preço das importações, os autores substituíram $\beta_1 \Delta e$ por $\beta_{1A}(A\Delta e) + \beta_{1D}(D\Delta e)$ no qual A e D seriam, respectivamente, variáveis *dummy* referentes aos períodos de apreciação e de depreciação da taxa de câmbio. Formalmente, $A_t = 1$ quando $\Delta e > 0$ e 0 caso contrário; e $D_t = 1$ quando $\Delta e < 0$ e 0 caso contrário.

No presente estudo, o teste de assimetria de interesse é sobre a velocidade de ajustamento do termo que corrige o equilíbrio de longo prazo da função de oferta nominal de moeda.

Dessa forma, e assim como em Pollard e Coughlin (2004), para determinar se α é assimétrico em relação às correções positivas e negativas dos desvios do equilíbrio de longo prazo, duas variáveis *dummies* foram criadas na qual se separa os valores positivos do *ECM* dos negativos. Especificamente, para a equação estimada na tabela 10, seja:

$$P_t = \begin{cases} 1 & \text{quando } ECM_t > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad N_t = \begin{cases} 1 & \text{quando } ECM_t < 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Interagindo essas variáveis *dummies* com o *ECM* e substituindo αECM_{t-1} na tabela 10 por $\alpha_P(P_{t-1}ECM_{t-1}) + \alpha_N(N_{t-1}ECM_{t-1})$, resulta em uma estimação separada da velocidade de ajustamento sobre a correção positiva e negativa. Os resultados para esse novo modelo são apresentados na tabela 14.

Tabela 14 – Teste de assimetria sobre a equação da oferta nominal de moeda

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t-value	t-prob
DLM_1	0.0845271	0.1254	0.674	0.503
DLP	1.07517	0.03713	29.0	0.000
DLP_1	-0.0823503	0.1449	-0.56	0.572
DLP_2	-0.0549587	0.04846	-1.13	0.262
DLP_3	-0.0886422	0.04607	-1.92	0.060
DLY	0.915736	0.3170	2.89	0.006
D1981	-0.394379	0.1427	-2.76	0.008
$(P_{t-1}ECM_{t-1})$	-0.776779	0.2655	-2.93	0.005
$(N_{t-1}ECM_{t-1})$	-0.963029	0.2340	-4.12	0.000

A tabela 14 apresenta os resultados que indicam não assimetria do corretor de erros, uma vez que os coeficientes dos desvios positivos e dos desvios negativos são significativos e têm valores bem próximos. Contudo essa evidência deve ser reforçada pelo seguinte teste de restrição: $\alpha_P = \alpha_N$. Este teste está apresentado abaixo.

Tabela 15 – Teste de Wald de restrição: $\alpha_P = \alpha_N$

Estatística de teste	Valor	Probabilidade
<i>Estatística – F</i>	0,2216	0,6398
<i>Chi – square</i>	0,2216	0,6378
Hipótese nula		
Restrição normalizada (= 0)		Erro padrão
$\alpha_P - \alpha_N$	0,1862	0,3956

No presente caso a hipótese de que $\alpha_P = \alpha_N$ não pode ser rejeitada. Dessa forma conclui-se que o *ECM* é simétrico em relação à função de oferta nominal de moeda. Em outras palavras, a velocidade de ajustamento do desvio da relação de longo prazo é a mesma quando esses desvios são positivos ou negativos.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A teoria econômica tradicional sugere que a política monetária pode afetar ciclos de negócios, mas não a tendência de crescimento de longo prazo da economia. Neste trabalho, investigou-se essa hipótese para a economia brasileira em período que abrange uma boa parte de vigência do Real, testando a existência de uma relação de longo prazo entre a oferta nominal de moeda e do produto real brasileiro. Em outras palavras, neste trabalho procurou-se apresentar testes de exogeneidade para o produto real na equação da oferta nominal de moeda.

No primeiro capítulo apresentou-se uma revisão da literatura e o contexto teórico no qual está inserida a hipótese da neutralidade da moeda e, principalmente, apresentaram-se os principais trabalhos empíricos na área, sob diferentes abordagens econométricas, com especial atenção para os trabalhos feitos para o Brasil, no qual, em geral, utiliza-se um período amostral que corresponde a uma pequena parte de vigência do Real, que introduziu mudanças profundas nas variáveis monetárias brasileiras.

Além disso, as técnicas econométricas mais recentes, também discutidas no primeiro capítulo, consideram apenas duas variáveis ($n = 2$), assim apenas um VAR bivariado é necessário. O custo dessa simplificação é que alguns dos resultados podem estar contaminados pelo viés de omissão de variáveis importantes. Além disso, essas metodologias partem da hipótese de não cointegração entre moeda e produto, suposição bastante sensível tendo em mente a EQM.

O instrumental econométrico adotado neste trabalho tem a vantagem de não impor restrições sobre o número de defasagens utilizadas e principalmente, se preocupa em analisar a estrutura do modelo. Outra contribuição importante deste trabalho é a utilização de dados do PIB real brasileiro, considerando os setores de serviço e agropecuário, aliada à baixa frequência dos dados – anuais – e, ainda, com a amostra em um período que a política monetária sofreu profundas modificações, ou seja, o período pós-Real.

O segundo capítulo se preocupou em apresentar a política monetária no Brasil durante o período amostral, a fim de discutir e apresentar as principais fontes de choques da política monetária brasileira, e também de possível instabilidade da relação entre as variáveis estudadas.

Os conceitos de exogeneidade existentes, bem como os testes estatísticos apropriados para submeter à prova tais conceitos estão apresentados no terceiro capítulo. As referências

centrais são os trabalhos de Engle, Hendry e Richard (1983), que estabeleceram o arcabouço conceitual apropriado para distinguir os vários conceitos de exogeneidade, e o de Nakane (1994) que apresentou e aplicou os conceitos de exogeneidade sobre a função da demanda por moeda, com rigor na apresentação.

Ainda no terceiro capítulo foram apresentados os testes de exogeneidade utilizados neste trabalho. Para o teste de exogeneidade fraca, utilizou-se um teste sugerido por Hendry e Mizon (1990), em que se considera como parâmetro de interesse os de longo prazo $\alpha\beta'$. Já o teste de exogeneidade forte consiste em investigar a fraca exogeneidade e em seguida testar a causalidade no sentido de Granger, destacando que causalidade no sentido de Granger não é condição necessária nem suficiente para exogeneidade fraca, conceito este fundamental para se realizar inferência condicional de maneira eficiente. Além dessas, foi apresentado um teste de superexogeneidade, proposto por Engle e Hendry (1993) e discutida brevemente a relação deste teste com a crítica de Lucas.

Na parte empírica – quarto capítulo – tratou-se, inicialmente, de estimar uma equação estável para a oferta nominal de moeda, aqui definida como modelo condicional, e uma equação para o produto real, definido como modelo marginal. Utilizando dados anuais para o período de 1946 e 2008, são apresentados inicialmente os testes de raiz unitária e de cointegração para as variáveis envolvidas, cujos resultados indicam que um modelo de correção de erros pode adequadamente representar o comportamento da oferta nominal de moeda no Brasil para o período estudado.

Uma discussão que emergiu deste capítulo foi a estacionaridade da velocidade de circulação da moeda, que se mostrou ser estacionária apenas na presença de quebra. A construção de v trouxe também implicações sobre a construção do termo de correção de erro e sobre o modelo de forma geral.

Portanto, a equação da oferta nominal de moeda proposta foi tomada como base para a realização dos testes de exogeneidade fraca e superexogeneidade, além da especificação de um vetor de correção de erros para o teste de exogeneidade forte. Foi considerada como modelo marginal a equação do produto real especificado por meio do *Autometrics*.

Os testes realizados parecem indicar para a exogeneidade fraca e a superexogeneidade do produto real sobre a função da oferta nominal de moeda. E ainda, por meio do teste de assimetria, conclui-se que o ECM_{t-1} é simétrico. Contudo, a hipótese de exogeneidade forte não foi conclusiva tendo em vista os resultados encontrados pelo teste de causalidade

Granger. Em particular, discute-se na literatura a relação dos conceitos de exogeneidade com o conceito de causalidade no sentido de Granger. Nakane (1994), por exemplo, discutiu a impropriedade da identificação de testes de causalidade como testes de exogeneidade.

A Teoria Quantitativa da Moeda formaliza a hipótese da neutralidade da moeda como uma elevação proporcional nos preços como efeito de uma elevação no estoque de moeda, sendo o produto real determinado exogenamente por variáveis não-monetárias tais como a tecnologia, o estoque de capital e a oferta de trabalho.

Portanto, e dessa forma, a hipótese da neutralidade monetária não foi rejeitada neste trabalho. A relevância deste trabalho repousa na extensão da amostra para um maior período de abrangência do Real, em que a política monetária sofreu profundas modificações. Contudo, a extensão da amostra parece não modificar os resultados empíricos encontrados na maioria dos trabalhos internacionais, e principalmente, nacionais, ou seja, a hipótese da neutralidade da moeda é válida.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, L. C.; JORDAN, J. L. The Monetary Base-Explanation and Analytical Use. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review*, 7-14.1968.

ARQUETE, L., JAYME JR., F. Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): Uma aplicação de vetores auto-regressivos. Paper apresentado no XXXI encontro da ANPEC. 2003.

BAE, S.; RATTI, R. Long-run neutrality, high inflation, and bank insolvencies in Argentina and Brazil. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, 46, p. 581-604, 2000.

BAUMOL, W. Productivity growth, convergence and welfare. *American Economic Review*, 76:5, pp. 1072- 85. 1986.

BERNAKE, B. S. Alternative explanations of the Money-income correlation. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 25, 49-99. 1986.

BERNANKE, B.; MIHOV, I. The liquidity effect and long-run neutrality. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 49, p. 149-194. 1998.

BLACKBURN, K. Can stabilization policy reduce long-run growth? *Economic Journal*, 109, p. 67-77. 1999.

BLANCHAR, O. L.; WATSON, M. W. Are business cycles all alike? In R. J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, Chicago: University of Chicago Press, 123-165. 1986.

BOSCHEN, F.; OTROK, C. M. Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment. *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, pp. 1470-1473. 1994.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Da inflação à hiperinflação: Uma abordagem estruturalista. In REGO, J.M., org., *Inflação e Hiperinflação - Interpretações e Retórica*, São Paulo: Bial, 1990: 7-28. 1990.

BUENO, R. L. S. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CARNEIRO, F. G. *A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia*. Brasília: Departamento de Economia, UnB, 1997 (Série Textos Didáticos n. 20).

CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. *Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil — 1955/95*.— Rio de Janeiro: IPEA, mar. 1997. (Texto para Discussão, n.469).

CESPEDES, B.; LIMA, E.; MAKI, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2. 2008.

- CHEN, S. Evidence of the Long-Run Neutrality of Money: The case of South Korea and Taiwan. *Economics Bulletin, Nashville*, Vol. 3, No. 64. p. 1-18, 2007.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. The effects of monetary policy shocks: evidence from the flow of funds. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 78, n. 1, pp. 16-34. 1996.
- CHRISTIANO, L. J.; LJUNGQVIST, L. Money does Granger-Cause output in the bivariate Money-output relation. *Journal of Monetary Economics*, 22, 271-84. 1988.
- COE, P. J.; NASON, J.M. The long-horizon regression approach to monetary neutrality: how should the evidence be interpreted? *Economics Letters*, 78, 351-356. 2002.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431. 1979.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. A Likelihood Ratio Teste for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-72. 1981.
- DOORNIK, J. *The Methodology and Practice of Econometrics: A Festschrift in Honour of David F. Hendry*, Oxford, chapter Autometrics, p. 464. 2009.
- DOORNIK, J.A.; HENDRY, D. F. *Modelling Dynamic Systems Using PcGive 12: Volume II*. Timberlake Consultants Press, London. 2006.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for na autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 813-836. 1996.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley and Sons, 2004.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276. 1987.
- ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F. Testing superexogeneity and invariance in regression models. *Journal of Econometrics*, v. 56, n. 1-2, p. 119-139. 1993.
- ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. *Econometrica*, v. 51, n.2, p.277-304. 1983.
- FATAS, A. Endogenous growth and stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*. 45 (1), 107-128. 2000.
- FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, 59(1), 5-32. 2005.
- FERREIRA, A. L. Is it risk?: an automated approach to explain the ex ante UIP deviations of brazil. *Cuadernos de Economia*, vol.46, n.133, pp. 52-66. 2009.

FERREIRA, A.L.; LEÓN-LEDESMA, M. Does the real interest parity hypothesis hold? Evidence for developed and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 26, p. 364-382, 2007.

FERREIRA, A. L.; SILVA, R. Real interest parity decomposition. *Estudos Econômicos*. 2009, vol.39, n.3, pp. 489-512. 2009.

FISHER, M.E.; SEATER, J.J. Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework. *American Economic Review*, Princeton, 83, p. 402-415. 1993.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*, v. 58, 1, p. 1-17. 1968.

FRIEDMAN, B.; KUTTNER, K. Why does the paper-bill spread predict real economic activity? in *NBER Macro Annual*, 213-253. 1993.

GEWEKE, J. The Superneutrality of Money in the United States: An Interpretation of the Evidence. *Econometrica*, 54, 1-21. 1986.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, 24-36. 1969.

GRANGER, C. W. J. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228. 1986.

GRANGER, C.W.J.; HUANGB, B.-N.; YANG, C.-W. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asianflu. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40 (3), 337-354. 2000.

GRANGER, C.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2, 111-120. 1974.

GUJARATI, D.N. *Basic Econometrics*. 3^a ed. McGraw-Hill, Londres. 1995.

HAYO, B. Money- Output Granger causality revisited: an empirical analysis of EU countries. *Applied Economics*, 31, 1489-1501. 1999.

HENDRY, D. F.; MIZON, G. E. *Evaluating dynamic econometric models by encompassing the VAR*. Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford. 1990 (Applied Economics Discussion Paper, 102).

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

JOHANSEN, S. Likelihood Based Inference on Cointegration. Theory and Applications, unpublished lecture notes, University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics. 1989.

JOHANSEN, S. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, v. 52, p. 389-402. 1992.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

KING, R. G.; PLOSSER, C. I. Money, credit and prices in a real business cycle. *American Economic Review*, 74, 363-80. 1984.

KING, R.G.; WATSON, M.W., Testing long-run neutrality. *Federal Reserve of Richmond Economic Quarterly*, Richmond, 83(3), pages 69-101, 1997.

KOOPMANS, T. C. When is na equation system complete for statistical purpose? In: KOOPMANS, T. C. (Ed.). *Statistical inference in dynamic economic models*. New York: John Wiley and Sons. 1950.

KROLZIG, H. M.; HENDRY, D. F. We ran one regression. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(12), 799 - 810. 2004.

LEE, J.; STRAZICICH M. C. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, p. 1082-1089. 2003.

LOPES, F. Notes on the Brazilian crisis of 1997-99. *Revista de Economia Política*, 23(3):35–62. 2003.

LUCAS JR., R. E. Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4, 103-24. 1972.

LUCAS JR., R. E. Econometric Policy Evaluation: A Critique. In: BRUNNER, K.; MELTZER, A. H. (Eds.). *The Phillips Curve and Labor Markets*. Amsterdam: North Holland, 1976.

LUCAS JR., R. E. *Studies in Business Cycle Theory*. Cambridge, Mass: MIT Press. 1981.

LUCAS JR., R. E. On the mechanism of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, 1988.

LUCAS JR., R.E. Nobel lecture: Monetary neutrality. *Journal of Political Economy*, Chicago, 104(4), 661-682. 1996.

MADDALA, G. S.; KIM, I. M. *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge. 2003.

MARQUES, G.O.C. *A Neutralidade Monetária de Longo Prazo no Brasil: Uma Análise Simulatória Utilizando Índices de Agregados Monetários*. São Paulo, 2003. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, 57(3), 605–635. 2003.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. *Inflation Targeting in Brazil: Construction Credibility Under Exchange Rate Volatility*. NBER Macroeconomics Annual, 2003.

MOOSA, I. Testing the long-run neutrality of money in a developing economy: the case of India. *Journal of Development Economics*, 53, p. 139-155, 1997.

NAKANE, M.I. *Testes de exogeneidade forte e de superexogeneidade para a demanda por moeda no Brasil*. Dissertação de mestrado, FEA/USP. Prêmio BNDES, 1994.

NELSON, C. PLOSSER, C. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 130-62. 1982.

NG, S.; PERRON, P. Useful modification to some finite sample distributions associated with a first order stochastic difference equation. *Econometrica*, 45, 463-485. 1996.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit roots tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 1519-1554. 2001.

NORIEGA, A. Long-run monetary neutrality and the unit-root hypothesis: further international evidence. *North American Journal of Economics and Finance*, 15, p. 179-197, 2004.

OREIRO, J. L.; LEMOS, B. P.; PADILHA, R. A. *O regime de metas de inflação e a governança da política monetária no Brasil: análise e proposta de mudança*. Curitiba: UFPR, 2006 (Texto para discussão).

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica* 57:6, 1361–1401. 1989.

POLLARD, P.; COUGHLIN, C. *Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-through at the Industry Level*. Leverhulme Centre Research Paper 2004/13. 2004.

ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. Boston: McGraw-Hill. 2006.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002-37. 1986.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. A new measure of monetary shocks: derivation and implications. *The American Economic Review*, vol, 94, n 4, p. 1055-1084. 2004.

ROTEMBERG, J. J.; DRISCOLL, J. C.; POTERBA, J. M. Money, Output, and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate. *Journal of Economic and Business Statistics*, vol. 13, pp. 67–84. 1995.

SACHSIDA, A. *Testes de Exogeneidade sobre a Correlação Poupança Doméstica e Investimento*. IPEA. Brasília-DF. 1999 (Texto para Discussão n.659).

- SALES, A.; TANNURI-PIANTO, M. Mercado de reservas bancárias e identificação de choques de política monetária para o Brasil. *Paper presented at the XXVII Brazilian Meeting of Econometrics*. 2005.
- SERLETIS, A.; KOUSTAS, Z. International evidence on the neutrality of money. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30, pp. 1–25. 1998.
- SERLETIS, A.; KRAUSE, D. Empirical evidence on the long-run neutrality hypothesis using low-frequency international data. *Economic Letters*, 50, 323-27. 1996.
- SHELLEY, G. L.; WALLACE, F. H. Testing for long run neutrality of money in Mexico. *Working paper*, Department of Management and Marketing, Prairie View A&M University. 2003.
- SIMS, C. A. Money, income and causality. *American Economic Review*, 62, 540-42. 1972.
- SIMS, C. A. Comparasion of interwar and postwar bussiness cycles. *American Economic Review*, 70(2), 250-257, 1980.
- SIMS, C. A. Models and Their Uses. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 71 ,pp. 489–94. 1989.
- SIMS, C. A. Interpreting the macroeconomics time series facts: the effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36(5), 975-1000. 1992.
- SIQUEIRA, M. S. *Política Monetária e Inflação No Brasil: Uma Análise Pela Função Impulso-Resposta Generalizada*. Rio de Janeiro, 2007. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – Escola de Pós-Graduação em Economia, undação Getulio Vargas.
- STADLER, G. Business Cycles Models with Endogenous Technology. *American Economic Review*, 80, 763–778. 1990.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Interpreting the evidence on Money-income causality. *Journal of Econometrics*, 40, 161-81. 1989.
- SUMMERS, L. H. Optimal inflation policy. *Journal of Monetary Economics*. Cambridge, v. 7, n. 2, p. 175-194, 1981.
- SWANSON, N. R. Money and output viewed through a rolling window, *Journal of Monetary Economics*, 41, pp. 455–473. 1998.
- THIRLWALL, A. P. *A Natureza do Crescimento Econômico: um referencial teórico para compreender o desempenho das nações*. Brasília: IPEA. 2005.
- TOBIN, J. Liquidity preferences as behavior towards risk. *The Review of Economics Studies*, v.25, n. 2, p. 65-86, 1958.
- TOBIN, J. Money and economic growth. *Econometrica*, 33. p. 671-674. 1965.

TOURINHO, O. A. F. A demanda por moeda em processos de inflação elevada. *Política e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 25, 7-68. 1995.

WALSH, C. E . *Monetary theory and policy*. Cambridge, MA: MIT Press, 1998.

7. ANEXO

I. Especificação do modelo 3.

Teste de especificação para o VAR (modelo 3)

Especificação: 5 defasagens, constante, tendência linear		
Critério	Estatística	p-valor
Estabilidade: maior raiz característica	0,9853	
Teste de Wald de exclusão da 5ª defasagem	24,58	0,35%
Teste de normalidade conjunta (Jarque-Bera): $Chi^2(6)$	6,8964	33,05%
Teste de Heterocedasticidade: $F(192,26)$	0,39532	99,8%
Teste de Autocorrelação (AR 1-2 test): $F(18,93)$	1,0805	38,38%