

ISSN 1519-4612

Universidade Federal Fluminense
TEXTOS PARA DISCUSSÃO
UFF/ECONOMIA

Universidade Federal Fluminense
Faculdade de Economia
Campus do Gragoatá, São Domingos, Bloco F, Niterói/RJ
CEP: 24210-201 Tel.: (0xx21) 2629-9692
<http://www.proac.uff.br/econ/>
Editor: Luiz Fernando Cerqueira; lcer@uol.com.br; lfcerqueira@economia.uff.br.

**A Política Monetária Brasileira entre
1966 e 1985: Uma Comparação
entre duas Metodologias**

Luiz Fernando Cerqueira*
Matheus Mendes Costa**

TD 323
Novembro/2016

© *Professor Associado da Faculdade de Economia/UFF. E-mail: lcer@uol.com.br.

** Economista Graduado pela UFF.

RESUMO

O objetivo central deste estudo é analisar o comportamento da política monetária no Brasil através dos dados da oferta monetária e da taxa de inflação entre os anos de 1966 e 1985, sob o escopo das hipóteses clássicas de causalidade entre elas. Primeiramente serão discutidas as relações entre as principais variáveis que possuem impacto sobre a conduta da política monetária pelo Banco Central, incluindo a taxa de juros real, o estoque da dívida, a taxa de crescimento econômico, a senhoriagem e os déficits operacional e primário. Em seguida cabe analisar as constatações que se pode fazer a partir da evidência coletada e para que forma de política elas apontam. Já se sabe que a política monetária, da forma que é executada pelo Bacen, possui três maiores instrumentos: as operações de mercado aberto, as exigências de depósitos compulsórios e os empréstimos de redesconto. O uso destes instrumentos determina que forma de política – passiva ou ativa – caracteriza o comportamento da Autoridade Monetária. Como será exposto, fortes evidências apontam para uma conduta de controle da dívida e da possibilidade de determinação da demanda por títulos a partir da taxa real de juros.

PALAVRAS CHAVE: política monetária; dívida pública; inflação.

JEL: C12, C51, E31, E41, E51, E62.

1 – INTRODUÇÃO

Embora haja até o presente momento um forte debate sobre os objetivos da Política Monetária, é amplamente aceito que no longo prazo seu principal dever é de alguma forma assegurar a estabilidade de preços, para fins de uma mais eficiente alocação intertemporal de recursos e, por conseguinte, o crescimento real da economia. Caso contrário, a instabilidade dos mesmos afeta gradativamente a capacidade da moeda de exercer suas funções clássicas de meio de pagamento, unidade de conta e reserva de valor. Este debate se apresenta especialmente pertinente no Brasil durante o período da Ditadura Militar pelas altíssimas taxas de inflação verificadas no país e pela herança de uma política monetária folgada dos anos do PAEG – com taxas de expansão monetária expressivamente superiores ao crescimento dos preços.

Um julgamento comum que tem sido promovido no ambiente do debate macroeconômico aponta para uma aparente passividade do Banco Central frente a este processo de aceleração inflacionária. A importância desta suspeita serviu de motivação para a arquitetura deste trabalho. Não fosse a dimensão desta divergência, muitos poderiam dar o assunto como finalizado, posto que são claras as evidências de um comportamento conjunto do crescimento da oferta de moeda e da inércia das taxas de inflação brasileiras. Mas, em vista das conseqüências sociais e da duração deste tenebroso período, é normal que se desperte na mente do economista iniciante o questionamento: será que o BACEN executou uma política que viesse a acomodar choques inflacionários?

Atualmente os principais Bancos Centrais do mundo possuem três instrumentos para exercer o controle monetário: as exigências de reservas compulsórias, os empréstimos com redesconto e as operações de mercado aberto. Estas últimas tendem a ser o instrumento mais importante, não só porque são de atuação diária do BACEN para gerenciamento de liquidez, mas porque é através delas que o BACEN busca controlar sua principal variável de interesse: a taxa de juros básica da economia. Por esta razão, este trabalho tentará esclarecer os objetivos e a conduta da política monetária no período supracitado através da análise econométrica das relações entre a inflação, a quantidade de meios de pagamento (M1) e a dívida pública.

O objetivo desta monografia é discutir a forma de conduta da política monetária no Brasil durante os anos de 1966 a 1985. Entre as diferentes visões que tratam do tema, está aquela mais tradicional, que aponta para evidências de uma postura passiva do

BACEN frente aos impactos do modelo de indexação sobre a propagação de choques inflacionários, e uma alternativa, que defende o uso da taxa de juros como instrumento de estímulo à venda de títulos públicos. Conjecturando a respeito da possibilidade do BACEN ter executado uma política passiva, tornando a expansão monetária sujeita ao processo de aceleração da inflação vivido no período, trataremos de expor alguns resultados de testes comuns utilizados pela literatura econométrica para verificar a possibilidade de uma relação de precedência (suposta causalidade) entre a inflação e a expansão monetária. Em seguida, veremos o ponto de vista contrário, que avalia a hipótese da Autoridade Monetária ter executado uma política ativa, tendo interesse no controle de alguma variável específica, como a taxa real de juros e a coleta de senhoriagem ou na sustentabilidade da dívida.

A fim da melhor exposição da discussão, esta monografia será dividida considerando, primeiramente, um referencial teórico, no qual será abordado os mais comuns entendimentos sobre a política monetária brasileira. Em seguida, uma breve discussão entre duas análises avaliará as diferentes explicações para o comportamento dos dados de preços e meios de pagamento no período. Por fim, será demonstrada a tese que aqui se suporta, tratando de evidências recentes que apontam para uma política monetária percebida através do comportamento da taxa real de juros, da trajetória da dívida pública e da relação entre a inflação e a criação de moeda.

2 – A DÍVIDA PÚBLICA E A OFERTA DE MOEDA

Neste capítulo serão discutidos os dois temas centrais que constituem “passos” teóricos para a construção da tese de que o BACEN teria executado uma política monetária ativa no período entre 1966-85. Primeiramente, discute-se a questão da causalidade – ou preferencialmente precedência, conforme Leamer (1985) – e a metodologia utilizada para avaliá-la, o teste de causalidade apresentado pelo economista Clive Granger (1969). Em seguida, demonstra-se um modelo que relaciona a conduta da política monetária à sustentabilidade da dívida e ao contexto de velocidade de circulação da moeda e da venda de títulos em substituição à criação de moeda.

2.1 – A questão da causalidade

Um dos principais questionamentos levantados ao se abordar o tema da oferta monetária resume-se a tentar defini-la como sendo determinada exogenamente ou endogenamente. Para muitos autores trata-se de um ponto central a partir do qual se deriva toda o resto da teoria econômica. Contudo, outros autores consideram esta questão um assunto de abrangência de modelo, ou um arbítrio metodológico, através do qual se busca analisar não o funcionamento da economia como um todo, mas sim alguns aspectos da política econômica vigente em determinado período. Neste sentido, para interesse da análise estatística, a exogeneidade da oferta de moeda seria caso de simplesmente avaliarmos sua dependência em relação a variáveis explicativas não-observáveis (COSTA, 1999).

A análise aqui apresentada orienta-se por uma visão ainda mais restritiva, que considerará o conceito de exogeneidade estatística segundo a visão de Granger (1969), conhecida como causalidade de Granger. Por sua simplicidade e abrangência, o teste de causalidade de Granger veio a se tornar o mais popular na literatura. Este teste parte dos pressupostos de que o futuro não pode causar o passado e de que toda a informação relevante para a predição de duas variáveis quaisquer está contida nelas mesmas. O teste só é válido para processos covariância-estacionários não-deterministas, mas isto não impede que as variáveis sejam representadas em diferenças. Segundo Carneiro (1997), este procedimento consiste em estimar cada variável incluindo os valores defasados dela mesma e da outra variável, e ao fim avaliar a significância conjunta dos coeficientes de cada uma delas. O resultado obtido viria a ser distinguível entre três casos:

1. Causalidade unilateral entre as variáveis: quando os coeficientes da variável independente forem conjuntamente estatisticamente diferentes de zero e os da variável dependente não o forem. (P. Ex.: de X para Y, mas não de Y para X, ou vice-versa)
2. Bi-causalidade ou Simultaneidade: quando os coeficientes dos valores defasados de ambas as variáveis forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões
3. Independência: quando em ambas as regressões os coeficientes dos valores defasados de ambas as variáveis não forem estatisticamente diferentes de zero.

Assim, se obtivermos evidências que apontem para explicação da inflação e da oferta monetária por valores defasados da inflação estas seriam indicativos da

causalidade (no sentido de Granger) entre a inflação e a moeda. Neste sentido, a moeda seria endógena ao comportamento da inflação, tendo como conclusão a possibilidade de execução de uma política monetária passiva por parte do BACEN. Esta seria uma possível explicação para o processo de inércia inflacionária que se verificou no Brasil a partir de 1965. Caso Banco Central tivesse criado passivamente o estoque nominal adicional de moeda desejado pelos indivíduos qualquer que ele fosse, os efeitos inflacionários teriam sido imediatamente incorporados às taxas de inflação (PASTORE, 1997).

Há muitas formas de conduta da política monetária que, segundo a teoria, seriam adequadas para considerar a oferta monetária como endógena. O caso mais comum trata-se da fixação da taxa de juros. Quando o Banco Central opera no mercado aberto comprando e vendendo títulos públicos de forma a manter a taxa de juros em determinado nível, a oferta de moeda passa a ser determinada pela demanda do mercado por títulos, como ativo alternativo à moeda por render juros, tornando assim a determinação da moeda passiva às oscilações na demanda por títulos públicos. Ademais, na medida em que os empréstimos bancários são determinados pelo setor financeiro da economia, o banco central não exerce controle direto sobre os mesmos, mas sim um controle indireto, por meio dos juros. (COSTA, 1999)

Além disso, na busca por novos ativos com remuneração em prazos menores, maior liquidez e maior segurança, através dos anos o setor financeiro vêm construindo uma série de inovações financeiras que servem como quase moedas. Estes ativos tornam-se fator impactante na dinâmica da oferta monetária *versus* inflação, pois acabam por contrair a demanda por moeda e aumentar sua velocidade de circulação. Como consequência, uma política monetária que vise, por exemplo, manter um determinado nível de déficit público financiado com senhoriagem viria a causar uma maior inflação.

Neste caso, os contratos de recompra de títulos que surgiram no Brasil a partir de 1976 aumentaram esse processo de inovação, reduziram a quase zero o risco de perda de capital e garantiram ampla liquidez para estes ativos, fatores estes que vieram a provocar um efeito de crowding-out da demanda por moeda pela dívida pública. Contudo, isto não serviria de comprovação de uma endogeneidade da oferta monetária, embora fosse fator facilitador da mesma. Para tal seria necessário que se comprovasse qual variável, de fato, serviu como objetivo e qual serviu como instrumento para o BACEN. A endogeneidade da moeda emerge independentemente do

regime monetário, conquanto o alvo seja manter a taxa real de juros constante (CERQUEIRA, 2015).

Enfim, a passividade da oferta de moeda trata de um ponto crucial na análise da operação da política monetária, e seu tratamento uma conclusão direta daquilo que se comprova como a variável de controle do Banco Central. Nas análises convencionais, segundo Pastore (1997) a passividade decorre do fato de a moeda ser utilizada como um instrumento de controle, sendo o seu estoque corrigido de acordo com alguma regra com realimentação sobre alguma outra variável. Mas, isto não significa que o Bacen teria previamente fixado a taxa de crescimento monetário, e sim que ele teria permitido que a mesma acomodasse os choques inflacionários.

2.2 – A dinâmica da dívida pública

Esta parte do trabalho trata-se tão somente de uma resenha do modelo apresentado por Cerqueira (2015). Seu objetivo é discutir sob quais circunstâncias o déficit público financiado com expansão da dívida engendra um processo inflacionário ou quando leva a economia à insolvência. Parte-se, assim, da visão de um regime em que a Autoridade Fiscal (doravante AF) se faz livre para definir o gasto público e a trajetória de crescimento da dívida pública, enquanto a Autoridade Monetária (doravante AM), operando independentemente daquela, define a composição do financiamento desta dívida entre moeda e títulos públicos. Conforme o caso brasileiro, neste modelo o controle monetário se dá através das operações de mercado aberto (*open-market*).

Neste economia a restrição orçamentária do governo é dada por:

$$(1) f_t = (g_t - \tau_t) + i b_t$$

Aqui g_t representa os gastos fiscais excluindo o serviço da dívida, τ_t é a receita de impostos e b_t é o estoque de títulos do governo. Todas as variáveis estão expressas como proporção do PIB. A taxa real de juros é definida como $r = i - \pi$, onde i e π são, respectivamente, a taxa nominal de juros e a taxa de inflação. O déficit público operacional (d_t^o , ou f_t menos os serviço nominal da dívida πb_t) é dado por:

$$(2) d_t^o = (g_t - \tau_t) + r b_t$$

O primeiro termo ao lado direito da equação é o déficit primário - gastos menos receita - e o segundo o componente financeiro da dívida - o estoque de títulos multiplicado pela

taxa real de juros. Consolidando a restrição orçamentária do governo - Tesouro mais Banco Central - temos:

$$(3) \quad f_t = \dot{M}_t/Y_t + \dot{B}_t/Y_t$$

Em que \dot{M}_t e \dot{B}_t são respectivamente as derivadas da base monetária e do déficit público nominal com relação ao tempo. Diferenciando $b_t = B_t/Y_t$ e utilizando-se do fato que $Y_t = y_t p_t$, em que Y_t é o produto real, temos

$$(4) \quad \dot{b}_t = \frac{\dot{B}_t}{Y_t} - (\pi + y)b_t$$

Em que y é a taxa de crescimento do produto. Combinando as equações acima, temos:

$$(5) \quad \dot{b}_t = \left[(g_t - \tau_t) - \frac{\dot{M}_t}{Y_t} \right] + (r - y)b_t$$

Que descreve a dinâmica da relação dívida - PIB.

Esta equação demonstra que o crescimento da dívida pública se dá pela diferença entre o déficit primário e a senhoriagem (parte entre colchetes) e pela diferença entre a taxa real de juros e a taxa de crescimento do produto (fatores multiplicativos do estoque da dívida). É claro que o crescimento desta dívida seria indefinido caso a AM se recuse a dar liquidez e o déficit público se mantenha constante. Segundo Cerqueira(2015), isto poderia gerar uma percepção de que a AM está enfraquecida vindo a ampliar o fator inflacionário do financiamento do déficit.

Assim, suponha que r , y e $\frac{\dot{M}_t}{Y_t}$ são constantes e o déficit primário é $d = (g - \tau)$, temos então a seguinte solução para a equação (5):

$$(6) \quad b_t = b_0 e^{(r-y)t} + \frac{d - \frac{\dot{M}}{Y}}{r - y} (e^{(r-y)t} - 1),$$

descrevendo a trajetória da dívida pública. Note que se $\frac{\dot{M}_t}{Y_t} = y = d = 0$ a dívida crescerá na mesma proporção que a taxa real de juros. Como se pode ver, um período de recessão e um déficit primário aumentariam o componente financeiro do déficit operacional, o qual pode se tornar dominante relativamente ao primeiro termo. Estas condições poderiam levar a AF a cortar gastos e/ou aumentar impostos, sendo essa necessidade maior a cada período que se prorroga tal decisão. De outra maneira, elas poderiam levar o governo a “monetizar” a dívida, a fim de evitar um possível *default*.

Se a AF segue uma restrição orçamentária intertemporal (sob a condição de uma trajetória no-Ponzi) a relação entre r e y determina, se $y > r$, a convergência para uma dívida estacionária dado um déficit primário permanente. Integrando a equação (5) em

um horizonte infinito, e impondo a condição de transversalidade que b_t aumenta a uma taxa inferior a $(r-y)$, nós temos:

$$(7) \quad b_t = \int_t^{\infty} (\tau_s - g_s + \mu_s m_s) e^{-(r-y)(s-t)} ds$$

em que $\mu = \dot{M}/M$ e $m = M/Y$. Esta restrição orçamentária intertemporal implica que as

trajetórias de τ_t e g_t são tais que, após algum tempo, o superávit primário deve aumentar se $m=y=0$, mas não implica em um crescimento limitado nem um estado estacionário finito para b_t . Assim, ainda que $d=0$, restrição orçamentária não é respeitada se $r > 0$ e $y \leq 0$. Neste caso, a única maneira de restaurá-la é pela geração de um superávit fiscal ou através da expansão da base monetária. (CERQUEIRA, 2015)

Contudo, se for o caso em que a taxa de crescimento do produto supera a taxa real de juros ($y > r$) independentemente da dimensão do déficit e da proporção do financiamento do déficit com expansão monetária, o estoque da dívida, b_t , convergirá para um valor finito de estado estacionário (*steady state finite value*). Isto pode ser verificado tirando o limite de (6):

$$(8) \quad b^* = \frac{d - \mu m}{y - r}$$

Além disso, conforme Cerqueira (2015), se for factível que se mantenha o déficit operacional constante e o crescimento do produto for positivo ($y > 0$), haverá um equilíbrio estacionário mesmo que a taxa real de juros supere este valor ($y < r$), permitindo o alcance de um regime fiscal Ricardiano. Combinando (2) e (5), obtemos:

$$(9) \quad \dot{b}_t = (d^0 - \mu m) - y b_t$$

Em que d^0 é o nível constante do déficit operacional. Resolvendo esta equação, b_t converge para

$$b_t^* = \frac{d^0 - \mu m}{y}$$

Supondo que a taxa real de juros não cresça com b_t , caso a Autoridade Fiscal não consiga manter o déficit operacional sob controle através de corte de gastos, então seria necessário que a AF aumentasse a carga tributária. Substituindo a solução da equação diferencial (9) em (2), nós obtemos a trajetória para τ_t :

$$(10) \quad \tau_t = (g^* - d^0) + r b_0 e^{-yt} - \left(\frac{r}{y}\right) (d^0 - \mu m) (e^{-yt} - 1)$$

Tirando o limite, é obtida a carga tributária desejada:

$$(11) \tau^* = g^* + (r - y)b^*.$$

Cerqueira (2015) aponta que este tipo de regra, por tornar a razão dívida/PIB coerente com sua trajetória de longo prazo, viria a estabilizar essa relação. Neste regime fiscal específico, déficits correntes viriam a ser compensados por superávits futuros, prevenindo que déficits temporários produzissem efeitos inflacionários, principalmente caso os consumidores possuíssem comportamento Ricardiano, já que não haveria um efeito riqueza real envolvendo este processo.

Contudo o simples fato de se seguir uma restrição orçamentária intertemporal não implica na existência de um limite para o crescimento da dívida. O problema de uma aparente falta de controle fiscal persiste, assim como o risco de inflação descontrolada. Esta situação é agravada caso os agentes antecipem uma taxa real de juros maior e um menor crescimento econômico. Assim sendo, a confiança só será restaurada quando os agentes confirmarem que o governo está mantendo sua restrição orçamentária através de superávit fiscal. Deve-se reiterar que as restrições orçamentárias podem ter horizontes infinitos e serem compatíveis com crescimento ilimitado da razão dívida/PIB. Portanto, o ceticismo quanto à capacidade do governo realizar um ajuste fiscal visando manter a dívida em uma trajetória estável de longo prazo levaria os agentes a ignorarem os títulos na tentativa de se protegerem de um provável *default* do governo (CERQUEIRA, 2015).

Agora suponha que a taxa real de juros é maior que o crescimento do produto ($r > y$), que após o tempo T o governo falhe em financiar seu déficit primário emitindo títulos e que, até T, a autoridade monetária tenha seguido uma regra de expansão monetária moderada, tal que $\mu = \pi$. Então, do tempo T em diante, a relutância da AM desaparece e todo o déficit passa a ser financiado através da criação de base monetária. Conseqüentemente, a inflação se torna tão grande quanto b_t e fica maior quanto mais restritiva fora a política monetária até o tempo T (CERQUEIRA, 2015).

Suponhamos a hipótese monetarista de um déficit público “super ortodoxo”, de forma que o seu financiamento através da emissão de moeda não produza um efeito inflacionário. Supondo também que $M^d = M^s$, sendo a demanda por moeda representada por $M^d = kPY$, assim a taxa de inflação no período T será $\pi = \mu - y$ e, portanto, a senhoriagem é dada por

$$(12) \dot{M}/Y = (\pi + y)m + \dot{m},$$

em que o primeiro termo é o imposto inflacionário aumentado pelo crescimento do produto e o segundo é a taxa de variação da razão base monetária/PIB. No estado estacionário $\dot{\pi} = \dot{\mu} = 0$ e a senhoriagem é $S = \mu m = (\pi + y)m$. Como depois do tempo T $\dot{b}_t = 0$, isto é, todo déficit é financiado através de expansão monetária, de (5) e (2) obtemos:

$$(13) \quad b_T = \frac{\mu m - (g - \tau)}{r - y}$$

e

$$(14) \quad d^0 = \mu m = (\pi + y)m.$$

Combinando estas duas equações tem-se:

$$(15) \quad (\pi + y)m = (g - \tau) + (r - y)b_T$$

Que pode ser rearranjada para que se obtenha:

$$(16) \quad \pi = \frac{(g - \tau) + (r - y)b_T}{m} - y$$

O quociente representa o déficit operacional (como em (2)) reduzido da expansão da dívida pública permitida pelo crescimento econômico ($y b_T$), dividido pela razão moeda/PIB. A partir de (14), esta última expressão é idêntica a taxa de expansão monetária. A equação (16) mostra a taxa de inflação compatível, após o tempo T, com o déficit operacional sendo π uma função crescente na dívida pública.

Portanto, conforme Cerqueira (2015), em um contexto em que a taxa real de juros é maior que a taxa de crescimento da economia ($r > y$), mesmo sob um regime monetário ortodoxo e independente, uma política fiscal expansionista pode ter seus efeitos inflacionários defasados por algum tempo, contanto que haja um limite superior para o tamanho da dívida.

Se $r > y$ o processo inflacionário tem início assim que a AM muda sua política para financiar um déficit permanente. Ainda assim, sob expectativas racionais e se a demanda por moeda é sensível à variações na taxa de juros, a taxa de inflação começa a crescer antes da aceleração da expansão monetária. Conseqüentemente, um déficit primário permanente levaria os agentes à percepção de uma dívida sempre crescente, tornando-os céticos a respeito da sustentabilidade da mesma. Em razão disto, os agentes viriam a antecipar o fatal processo de “monetização” do déficit e um incremento no custo de se reter moeda, levando a uma imediata redução do estoque de moeda desejado e o aumento da velocidade de circulação da moeda e da taxa de inflação (CERQUEIRA, 2015).

Esta trata-se de uma situação bem parecida com a que viremos a abordar nas próximas seções. Para que venhamos a dar um tratamento analítico completo à respeito da política monetária, alguns “passos” são necessários, entre eles o de discutir as razões da constância na coleta de Senhoriagem, a contração da demanda por moeda e as inovações financeiras, principalmente após o estabelecimento pelo BACEN, em 1976, dos chamados contratos de recompra. Outros estudos de Cerqueira (1993 e 1998) apontam diretamente para a estes fatores, bem como para a manutenção da taxa de inflação em patamares de estabilidade, conforme o modelo de Cagan (1956), como evidências contrárias à passividade da política monetária.

Prosseguindo em sua análise do modelo, Cerqueira (2015) ressalta que, sob a condição de $r > y$, a política fiscal impõe o comportamento da AM. Após o tempo T, a AM providenciará liquidez ao déficit com um acréscimo suficiente na senhoriagem, para financiar o tesouro através do crescimento da taxa de inflação (veja equação 15). Contudo, se $y > r$, b_t irá convergir para um valor finito de estado estacionário. A partir da equação (16), dados os níveis de senhoriagem e de déficit operacional, temos a expressão:

$$(17) \quad b^* = \frac{(g - \tau) - m(\pi + y)}{y - r},$$

que representa o valor de b_t dado alguma taxa de inflação estacionária. A política monetária determina a trajetória da dívida pública a uma taxa de expansão monetária $\mu = \pi + y$ garantindo uma taxa de inflação estável e um nível de senhoriagem “apropriado”, que por sua vez levará à estabilização da razão dívida/renda (CERQUEIRA, 2015).

Se, ao contrário, a taxa real de juros é influenciada pelo crescimento da dívida, ainda que a taxa de crescimento do produto seja maior que a taxa real de juros ($y > r$), esta inequação pode ser revertida antes que se estabilize a dívida (b_t). Em consequência disto, b_t assumirá uma trajetória de crescimento trazendo de volta a instabilidade inflacionária associada à déficits primários permanentes. Portanto, a elasticidade da demanda por moeda e por títulos à taxa real de juros faria com que o déficit primário fosse insustentável.

Reescrevendo a equação (15) de acordo com funções genéricas de demanda por moeda e títulos, teríamos:

$$(18) \quad (g - \tau) = (\pi + y)m^d(r, \pi) + (y - r)b_t^d(r, \pi)$$

Sendo esta uma expressão retratando uma situação de equilíbrio dos mercados monetário e de títulos, ou uma condição de estado estacionário (*steady state condition*). Em si, ela demonstra que a manutenção de um déficit primário é possível quando este for igual ao imposto inflacionário somado ao crescimento do produto e à receita da venda de títulos - sob a condição de que $y > r$. Com isso, se a taxa de crescimento do produto for igual à zero, seria necessário que a taxa da inflação fosse positiva e a taxa real de juros negativa para que se sustentasse tal déficit.

Finalmente, considerando a economia com uma demanda por moeda segundo o modelo de Cambridge, assume-se que a AM tenha fixado a taxa de expansão monetária - portanto, de inflação - em μ . Supondo que o produto não seja afetado pelas oscilações da taxa real de juros, um acréscimo permanente no déficit primário, em estado estacionário, deve ser completamente financiado pela venda de títulos. Derivando (18):

$$(19) \quad (g - \tau) = -\dot{r} b_t^d(r, \pi) + (y - r) \frac{\partial b_t^d(r, \pi)}{\partial r} \dot{r}$$

Para que este acréscimo seja factível (sem impactar a Senhoriagem) a taxa real de juros tem de ser menor que um valor máximo r^* , caso contrário, a receita da venda de títulos será reduzida. Contudo, mesmo neste caso ($r < r^*$), há a possibilidade de que o acréscimo do déficit supere a receita da venda de títulos, tornando esse aumento insustentável, impactando o financiamento pela política monetária (CERQUEIRA, 2015).

Finalizando, conforme explicitado acima, o autor aponta que as trajetórias assumidas pela inflação e a colocação de títulos dependem das hipóteses feitas a respeito do financiamento do déficit e da relação entre a taxa real de juros e a taxa de crescimento do produto. Nesta análise, se assume a constância da taxa de crescimento da oferta de moeda com o resto do déficit financiado por empréstimos ou parcelas constantes do déficit financiadas por empréstimos ou senhoriagem, outra possibilidade sendo a manutenção de uma receita de senhoriagem constante com o restante do financiamento dado através da emissão de títulos. Como veremos adiante, este é um caso próprio para aplicação do modelo de acordo com evidências que apontam para uma taxa de coleta de senhoriagem relativamente constante durante parte do período da aceleração inflacionária brasileira.

3 – O CASO BRASILEIRO: A POLÍTICA MONETÁRIA NOS ANOS DE 1966-85

Como dito anteriormente, as hipóteses abordadas neste trabalho se justificam em razão da política monetária expansionista característica dos anos do milagre. Com taxas de expansão de meios de pagamento sempre acima da inflação, ficaria claro, anos depois, que o Brasil só não enfrentou uma aceleração inflacionária nos primeiros cinco anos do período em razão da capacidade ociosa. Enquanto em 1967/68 o crescimento dos meios de pagamento fora de 45,7% e 39%, frente a uma inflação de aproximadamente 25% ao ano, em 1972/73 verificou-se um crescimento de M1 de 37,9% e 47%, com taxas de inflação anuais pouco abaixo de 16%. Essa período de queda na inflação, contudo, foi curto, sendo revertido em 1974, logo após o primeiro choque do petróleo, quando a taxa de crescimento do IGP em 12 meses atingiu 34,5%. Ainda assim, muitos economistas têm admitido que a causa de tal aceleração não foi tão somente o aumento de custos, mas a expansão monetária do período precedente que exacerbou os efeitos desse evento. (SENNÁ, 2010)

O ponto de partida dessa parte do trabalho será um estudo econométrico realizado por Pastore (1997) apresentando a visão mais difundida entre os economistas: que o BACEN agiu passivamente na determinação da expansão monetária fazendo com que esta viesse a ser causada pelas taxas de inflação. A segunda seção trata de resenhar uma nova perspectiva apresentada por Cerqueira (2015) defendendo a hipótese de uma maior atividade do BACEN na determinação do juros no curto prazo com o intuito estimular a demanda por títulos públicos.

3.1 – Em primeira análise

O trabalho aqui apresentado, embora se refira ao mesmo período e aborde de maneira semelhante o conceito de causalidade de Granger conforme tratados no trabalho de Cerqueira (2015), difere quanto à abordagem teórica em relação à operacionalidade da política monetária. Pastore (1997) defende que a política do BACEN fora de uma acomodação de choques monetários, sendo esta uma condição necessária para que se verifique a presença de raiz unitária nas series de inflação, conjuntamente com a rigidez de preços e os múltiplos mecanismos de indexação presentes na economia brasileira. Os efeitos inflacionários de choques iniciais eram incorporados às taxas de inflação em razão do fato da AM criar o qualquer que fosse o estoque nominal de moeda demandado pelos agentes. “(...)a inércia, definida como a

presença de uma raiz unitária, somente pode ocorrer quando a política monetária é totalmente "acomodativa".

Pastore (1997) utiliza dados trimestrais para um período ligeiramente mais longo do que aquele que será analisado posteriormente, indo de 1944.1 a 1985.4, e aponta para a presença de uma raiz unitária nas series através do teste de Dickey-Fuller aumentado:

Tabela 1 – Testes de Dickey-Fuller aumentado para a presença de raízes unitárias

| Parâmetro | Brasil — período de 1944.1 a 1985.4 Taxas trimestrais | | Brasil — período de 1944.1 a 1985.4 Taxas trimestrais | |
|---------------------------------|--|------------------|--|------------------|
| | Removendo sazonalidade | Com sazonalidade | Removendo sazonalidade | Com sazonalidade |
| Valores de t de Dickey-Fuller | -1,028 | -1,111 | -0,329 | -0,468 |
| Valores críticos de McKinnon | | | | |
| 1% | -4,017 | -4,017 | -4,019 | -4,019 |
| 5% | -3,438 | -3,438 | -3,439 | -3,439 |
| 10% | -3,143 | -3,143 | -3,144 | -3,144 |
| $Q(10)$ probabilidade | 6,160 0,802 | 4,561 0,919 | 0,897 1,000 | 1,234 1,000 |
| $Q(20)$ probabilidade | 10,974 0,947 | 10,409 0,960 | 6,423 0,998 | 7,660 0,994 |
| p | 4 | 4 | 8 | 8 |
| n | 162 | 162 | 158 | 158 |

Notas: As taxas trimestrais foram calculadas tomando a primeira diferença do logaritmo do índice geral de preços coluna 2 da revista *Conjuntura Econômica*. O índice trimestral foi calculado pela média geométrica dos valores mensais. Os valores foram dessazonalizados. Foram incluídos um intercepto e uma tendência linear.

Fonte: Pastore (1997)

Após uma série de avaliações teóricas sobre a persistência da inflação, tanto em contextos de expectativas adaptativas quanto de expectativas racionais, quando o Banco Central opera uma política monetária passiva (mesmo com flutuações na taxa de juros) de fixação (ou aproximadamente) de câmbio nominal (real), o autor prossegue a analisar as evidências econométricas. Caso as suposições feitas sejam verdadeiras, isto é, caso a AM vise controlar de alguma maneira o câmbio real corrigindo o estoque de moeda de acordo com alguma regra, então esta viria a ser endógena e poderia ser verificado que, no sentido de Granger, a oferta de moeda falharia em causar a inflação. Para testar estas hipóteses, foi utilizado o procedimento sugerido por Geweke (1982), através da qual se definiriam alguns critérios avaliativos da dependência linear entre as variáveis.

Este teste consiste em construir um modelo bivariado estimado de quatro maneiras (para cada variável dependente): em primeiro lugar, sua representação autoregressiva, computando sua variância; depois, adicionando a este modelo valores passados da variável independente, computando a variância; no terceiro passo, inclui o valor presente da variável independente, computando a variância; e, por último,

incluindo valores futuros da variável independente, mais uma vez computando a variância. Em seguida, obter-se-ia três valores da estatística F: o primeiro, através da razão entre a primeira e segunda variância estimadas, indicaria a causalidade linear da variável independente para a dependente; o segundo valor, obtido através da razão entre a segunda e a terceira variância indicaria a dependência instantânea entre ambas; e o terceiro valor, a razão entre a terceira e quarta variâncias, seria indicativo da causalidade linear da variável independente para a dependente. Por último, comparando as variâncias do modelo autoregressivo e do modelo completo (quarto), obtém a estatística F para a dependência linear total, que, por sua vez, representa a soma das outras. Os resultados obtidos são apresentados na tabela abaixo:

Tabela 2 – Dependência Linear e Causalidade entre taxas de inflação e expansão monetária: 1944.1-1985.4 – dados dessazonalizados

| Inflação = (π) | Variável dependente | Variável dependente |
|--------------------------------|---------------------|---------------------|
| Moeda = (μ) | π | μ |
| Dependencia linear total | 0,4110 | 0,3072 |
| $F_{\mu,\pi}$ | (3,499)*** | (2,475)*** |
| | [58,777]*** | [43,923]*** |
| Moeda causando preços | 0,0697 | 0,0908 |
| $F_{\mu \Rightarrow \pi}$ | (1,138) | (1,391) |
| | [9,974] | [12,992] |
| Preços causando moeda | 0,3278 | 0,2028 |
| $F_{\mu \Leftarrow \pi}$ | (5,673)*** | (3,452)*** |
| | [46,877]*** | [29,005]*** |
| Dependência linear instantânea | 0,0134 | 0,0135 |
| $F_{\mu \Leftrightarrow \pi}$ | (1,696) | (1,696) |
| | [1,927] | [1,927] |

Notas: Os números entre parênteses logo abaixo das estimativas são os valores da estatística F. Os números entre colchetes referem-se ao quociente de verossimilhança. O símbolo *** indica que a probabilidade de o valor ter sido obtido ao acaso é inferior a 1%.

Fonte: Pastore (1997)

Quer tomemos as taxas de inflação, quer tomemos as taxas de expansão monetária como variável dependente, os resultados apontam que as taxas de inflação não falham em causar as taxas de expansão monetária, sendo o efeito reverso negligenciável, incluindo a dependência instantânea. Em seguida o autor realiza testes parecidos, cujo resultados são equivalentes ao deste acima, exceto que utilizam-se do procedimento de Sims (1972).

Recorrendo a evidências apresentadas em estudo anterior (encontrado em Pastore (1994)), em que foi demonstrado que as taxas de inflação e expansão monetária cointegram, Pastore (1997) comenta que quando o canal de influência do termo de correção de erros é predominante a especificação convencional dos testes de causalidade possuiria menor poder de discriminação de efeitos de dependência linear. Em razão disto, o autor analisa, através de estimativas do modelo VECM, incluindo a variação de $M^* = M2 - M1$ (que apenas dispõe de dados a partir de 1971), as funções de resposta a impulso, cujo gráfico encontra-se como se segue.

Tabela 3 – Estimativa de Vetor Autoregressivo com Correção de Erros

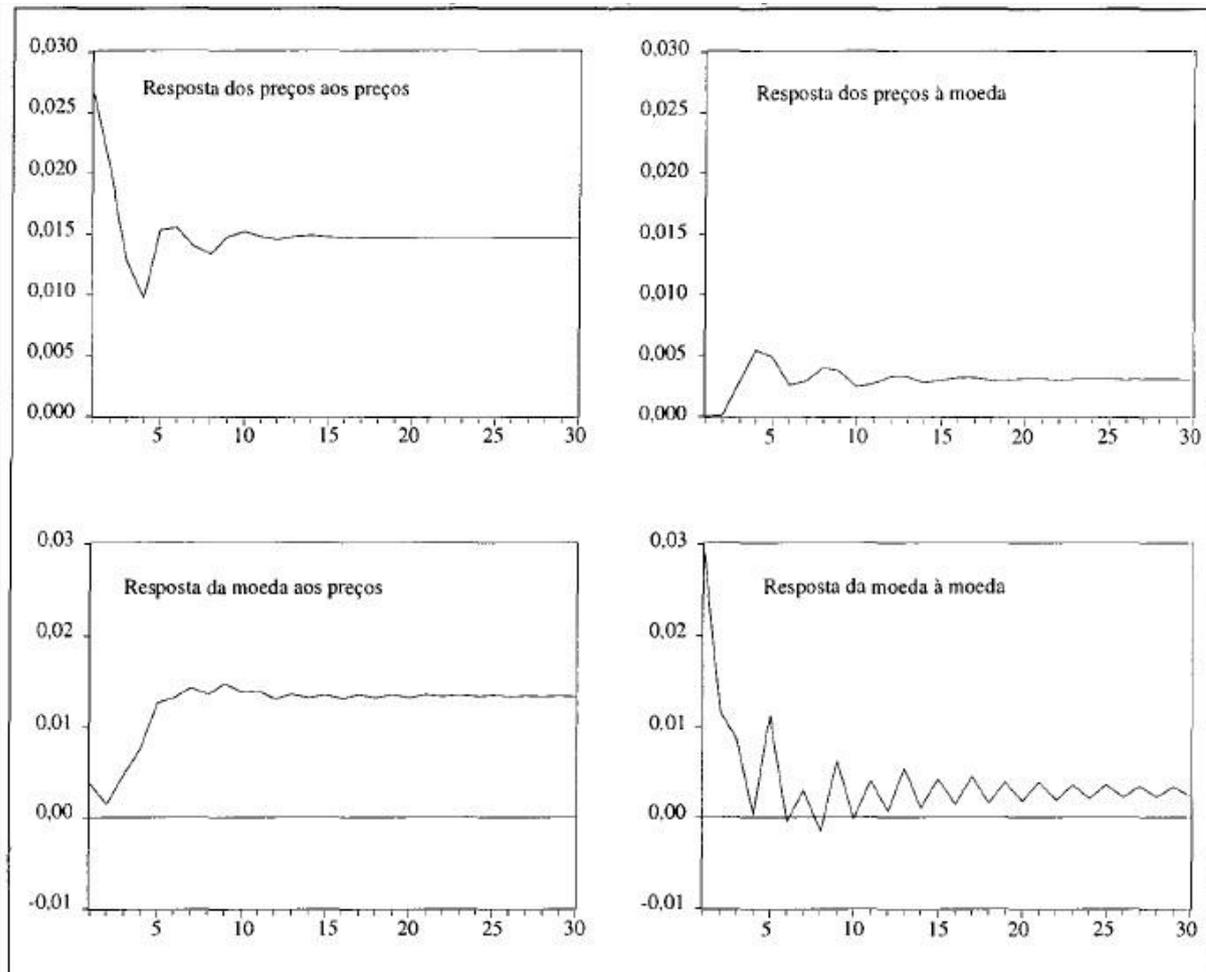
| Variáveis independentes | Variável dependente $\Delta\pi$ (1-A) | Variável dependente $\Delta\mu$ (1-B) | Variável dependente $\Delta\pi$ (2-A) | Variável dependente $\Delta\mu^*$ (2-B) |
|--|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---|
| $\Delta\pi_{t-1}$ | -0,138 (1,259) | -0,502 (4,160) | -0,091 (0,427) | -0,966 (2,753) |
| $\Delta\pi_{t-2}$ | -0,253 (2,510) | -0,369 (3,324) | -0,435 (2,222) | -0,508 (-1,578) |
| $\Delta\pi_{t-3}$ | -0,184 (1,990) | -0,239 (2,355) | -0,302 (1,635) | -1,000 (3,293) |
| $\Delta\pi_{t-4}$ | 0,098 (1,112) | -0,109 (1,124) | -0,058 (0,287) | 0,126 (0,237) |
| $\Delta\mu_{t-1}$ ou $\Delta\mu^*_{t-1}$ | -0,104 (1,125) | -0,053 (0,520) | -0,020 (0,246) | 0,237 (1,817) |
| $\Delta\mu_{t-2}$ ou $\Delta\mu^*_{t-2}$ | -0,014 (0,164) | 0,090 (0,990) | -0,165 (2,086) | 0,104 (0,801) |
| $\Delta\mu_{t-3}$ ou $\Delta\mu^*_{t-3}$ | 0,066 (0,841) | -0,080 (0,927) | 0,012 (0,155) | 0,137 (1,081) |
| $\Delta\mu_{t-4}$ ou $\Delta\mu^*_{t-4}$ | 0,042 (0,605) | 0,317 (4,168) | -0,078 (0,963) | 0,307 (2,312) |
| z_{t-1} | -0,098 (1,182) | 0,499 (5,492) | 0,059 (0,526) | 0,797 (4,346) |
| Constante | 0,000 (0,146) | 0,017 (4,894) | 0,013 (2,326) | 0,018 (2,044) |
| R^2 | 0,192 | 0,532 | 0,314 | 0,538 |
| Desvio-padrão | 0,027 | 0,030 | 0,028 | 0,046 |

Fonte: Pastore (1997)

Um choque na taxa de inflação provoca uma elevação da expansão monetária nos trimestres subseqüentes. Já um choque na expansão monetária produziria um efeito muito menor nos preços. Estas constatações sugerem uma passividade monetária, dada a reação gradual da expansão monetária em função de um choque na taxa de inflação. Além disso, a persistência dos efeitos de um choque inflacionário, no longo prazo, são muito próximas em ambas as variáveis. Isto seria devido a proximidade do vetor de cointegração estimado aos valores unitários (1,-1). Conseqüentemente, conclui-se que a

moeda falha em causar os preços, mas os preços não falham em causar a moeda no sentido de Granger. (PASTORE, 1997)

Gráfico 1 – Funções de resposta a impulso Preços X Moeda



Fonte: Pastore (1997)

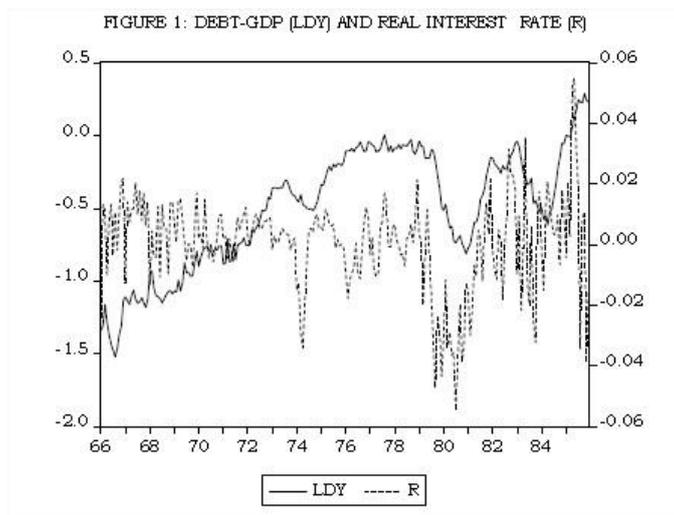
3.2 – Evidências do ativismo monetário

Começamos apontando as diferenças entre o modelo teórico da sessão 2.2 e o regime monetário brasileiro. Em primeiro lugar, o Tesouro se financiava através do Banco Central. Em segundo lugar, os títulos da dívida não eram vendidos aos seus portadores finais, mas às instituições financeiras que mantinham em troca depósitos em *overnight* do setor privado. Além disso, o Banco Central dava liquidez ao excesso de títulos em relação a estes depósitos através de acordos de recompra, “enxugando”, por assim dizer, as reservas livres dos bancos, que lhes eram muito custosas. Isto porque o ambiente macroeconômico se tratava de um cenário com inflação acelerada. Por isso, no

período em análise, a política monetária brasileira não tinha as operações de mercado aberto como um instrumento, sendo a oferta monetária controlada indiretamente através do efeito dos juros sobre a demanda por títulos públicos. (CERQUEIRA, 2015)

Assim, o primeiro Gráfico que utilizaremos, busca mostrar a relação causal entre a taxa real de juros (R) e a razão dívida - PIB em frequência mensal:

Gráfico 2 – Dívida - PIB (LDY) e a Taxa Real de Juros (R)



Fonte: Cerqueira (2015)

Os testes conduzidos apontam para uma ordem de integração de $I(0)$ para a taxa real de juros (R) e $I(1)$ para a razão dívida/PIB (LDY). Em seguida, construiu-se um modelo VAR apresentando a dívida/PIB em primeiras diferenças e o juros real em níveis. Os resultados dos testes subsequentes se encontram no Apêndice do artigo supracitado. Estes testes sugerem que a taxa real de juros causa - é exógena em relação à -a dívida pública e que não haveria *feedback* entre o estoque de títulos e o juros real. Além disso, analisando as funções de resposta-impulso, um choque no juros real levaria a um acréscimo permanente na demanda por títulos, induzindo uma redução na taxa real de juros de longo prazo.

Estas evidências corroboram a tese de que a AM fez uso da taxa real de juros a fim de controlar a demanda por títulos. Como estes equivalem a um passivo não-monetário, pode-se dizer que foi através dos juros que a AM buscou controlar a oferta de moeda, sendo assim seu principal instrumento de Política Monetária.

Tabela 4 – Estimação VAR(4) R:LDY – 1966-85

| DEPENDENT VARIABLE: LDY* | | | | | |
|--------------------------|-------------|---------------|---------------|---------------------------|----------|
| VARIABLES | | Coeff. | Prob. | | |
| C | | -0.042745 | 0.0002 | | |
| T | | 0.000209 | 0.0000 | | |
| R | | 0.793968 | 0.0000 | | |
| R(-1) | | 0.173784 | 0.2987 | | |
| R(-2) | | 0.462111 | 0.0938 | | |
| R(-3) | | 0.341945 | 0.1194 | | |
| R(-4) | | -0.675880 | 0.0002 | | |
| LDY(-1) | | 0.984878 | 0.0000 | | |
| LDY(-2) | | -0.017434 | 0.8202 | | |
| LDY(-3) | | 0.110946 | 0.1577 | | |
| LDY(-4) | | -0.119647 | 0.0246 | | |
| VARIANCE EQUATION | | | | | |
| c | | 0.001528 | 0.0000 | | |
| u_{t-1}^2 | | -0.078758 | 0.0000 | | |
| u_{t-2}^2 | | 0.239366 | 0.0084 | | |
| u_{t-3}^2 | | 0.215110 | 0.0147 | | |
| $R^2=0.984$ | F=0.000 | SER=0.052 | AIC=-3.142 | SIC=-2.922 | DW=1.904 |
| Q(24)=0.285 | Q(36)=0.747 | ARCH(1)=0.649 | ARCH(4)=0.868 | Q ² (18)=0.757 | BJ=0.157 |

*P-values calculated with Bollerslev-Wooldrige standard errors. KS=0.0541(10% critical value=0.0880).

Fonte: Cerqueira (2015)

Em seguida, Cerqueira (2015) passa a realizar a estimação da demanda por títulos públicos. Como as series possuem ordens de integração diferentes (e, portanto, não cointegram), o autor reparametriza um modelo VAR, partindo de uma especificação AD(6,6) reduzindo-a a um modelo AD(4,4), em níveis, conjuntamente a um processo ARCH(3) a fim de obter resíduos NIID, e um termo de tendência linear. As estimativas mostram que a dívida pública fora elástica em relação à taxa real de juros e que a taxa de juros *overnight*, de fato, serviu como meio para se estimular a venda de títulos. Mais uma vez, estes fatos apontam para uma possível atuação independente da AM em oposição à tese de uma oferta monetária endógena. Veja acima tabela apresentada com estimativas do modelo final.

Como discutido nas seções anteriores, o surgimento de inovações financeiras, que se intensificaram em 1976 a partir dos acordos de recompra, em razão de darem aos ativos da dívida liquidez muito próxima à da moeda, aumentaram a velocidade-renda da moeda e contraíram sua demanda, causando um efeito de *crowding-out* por parte da demanda por títulos. Dessa forma, uma política monetária que buscasse a manutenção de um nível constante de senhoriagem poderia servir para realimentar o processo inflacionário. Em outro estudo realizado por Cerqueira (1993), tomando como base o mesmo período, demonstrou-se que a demanda por moeda, de fato, se contraiu e que isto reduziu a capacidade de coleta de senhoriagem por parte da AM. Também se

constatou que a velocidade da moeda e a inflação aumentaram entre 1975-85. Contudo, o autor conjectura que foi justamente em razão da redução da capacidade de coleta de senhoriagem que a AM decidiu reduzir o multiplicador da base monetária, contrabalanceando o primeiro efeito.

Um último passo em nossa análise seria, então, avaliar se de fato a AM conduziu a política monetária passivamente, utilizando a oferta de moeda para a manutenção da coleta de senhoriagem ou da fixação de alguma variável/agregado monetário. Isto é, cabe-se discutir a possibilidade da determinação endógena da oferta monetária, ou sua relação causal com a taxa de inflação. Cerqueira (2015) aponta que, segundo o modelo de Cagan (1956), a contração da demanda por moeda levaria a um aumento nas taxas de inflação observada e esperada, tornando a oferta de moeda endógena no caso do controle da senhoriagem. Além disso, se a inflação futura for predita por valores defasados da inflação, a expansão monetária viria a ser causada (no sentido de Granger) pela inflação. Caso contrário, a expansão monetária influenciaria valores presentes e futuros da inflação, mas valores defasados da inflação não influenciariam as taxas de expansão monetária.

Em outro caso, se o objetivo do BACEN fosse manter a taxa real de juros constante, da mesma maneira ele acomodaria choques na demanda por títulos e, assim, aumentos nos níveis de preços. A endogeneidade da oferta de moeda surgiria independentemente do regime monetário, a não ser que o objetivo da AM fosse o de controlá-la através de flutuações na taxa real de juros. Este ponto nos leva de volta à discussão postulada na introdução desta monografia. Cabe-nos analisar os dados para tentar identificar (por meio de conjecturas) qual foi, de fato, a variável operacional do Banco Central.

Cerqueira (2015) argumenta que a coleta de senhoriagem pode ser tomada como constante, no período entre 1974-88, e que a série se comportou como um choque aleatório, não exibindo relação alguma seja com a contração na demanda por moeda ou com aumentos da inflação esperada. Portanto, a coleta de senhoriagem não seguiu uma trajetória consistente com a teoria de uma criação de moeda endógena. Para tal, foi sugerida a hipótese da redução do multiplicador da base monetária, garantindo a sustentabilidade da dívida ao fazer com que parte do déficit pudesse ser financiado permanentemente com criação de moeda, sem que a mesma viesse a ser tornar endógena.

Por fim, para determinar a relação causal entre a taxa de inflação e a oferta monetária, foi estudada primeiramente a ordem de integração de cada uma das series. Mais abaixo encontram-se os resultados dos testes realizados. O teste de Phillips-Perron rejeita a hipótese de uma raiz unitária na serie em níveis, porém o teste ADF indica que ambas possuem uma raiz unitária. Tomando como base seu estudo anterior, Cerqueira (1998) conclui que não se pode rejeitar a hipótese de uma raiz unitária em nenhuma das duas series e passará a tratá-las como I(1).

Em seguida, foram realizados testes de cointegração. Como os dados apresentavam grandes *outliers* e alguns testes seriam sensíveis aos mesmos, o autor iniciou empregando um número de *dummies* para captar o efeito de mudanças de política e excluí-los da relação de longo-prazo (no procedimento de Johansen). Testes preliminares também sugeriram o uso de um termo de tendência linear no fator de cointegração, em razão da presença de raízes fora do ciclo unitário (indicando explosividade nos dados). Para encontrar o número correto de defasagens foi buscado um modelo parcimonioso e sem autocorrelação, o que reduziu a busca a um modelo no intervalo de 13 a 17 *lags*. Após realizar uma serie de considerações metodológicas o modelo escolhido foi aquele com 15 defasagens. Abaixo encontram-se os resultados dos testes conduzidos, juntamente ao teste de cointegração.

Tabela 5 – Teste para Raiz Unitária – Expansão Monetária & Inflação – 1966.01-1985.12

| SERIES | ADF | | Phillips-Perron | |
|---------------------|------|------------------|-----------------|------------------|
| | LAGS | t $\hat{\alpha}$ | LAGS | t $\hat{\alpha}$ |
| Inflation Rate (PI) | 2 | -2.382 | 4 | -5.761** |
| Δ PI | 1 | -9.549** | 4 | -26.651** |
| Money Growth (MI) | 11 | +0.507 | 4 | -15.943** |
| Δ MI | 10 | -8.849** | 4 | -44.272** |

Notes: [1] Inflation rate level tests specified with trend term and first difference tests without trend. Money creation tests specified with trend term. The symbol (**) represents rejection of the null of a unit root at the 1% significance level.

Fonte: Cerqueira (2015)

Tabela 6 – Teste para número de defasagens VAR

| VAR ORDER | CONSTANT | LINEAR TREND | SCHWARZ CRITERION | HANNAN-QUINN CRITERON |
|-----------|--------------|--------------|-------------------|-----------------------|
| 13 | unrestricted | coint. space | -14.936 | -15.733 |
| 14 | unrestricted | coint. space | -14.871 | -15.702 |
| 15 | unrestricted | coint. space | -14.796 | -15.662 |
| 16 | unrestricted | coint. space | -14.723 | -15.623 |
| 17 | unrestricted | coint. space | -14.636 | -15.571 |

Fonte: Cerqueira (2015)

Tabela 7 – Teste de Cointegração de Johansen

| TEST STATISTICS (CRITICAL VALUES AT THE 15% LEVEL) | | | | COINTEGRATING VECTOR (MONEY, INFLATION, TREND, CONSTANT) | |
|--|---------|----------|---------|---|--|
| L-max | | Trace | | | |
| r=0 | r≤1 | r=0 | r≤1 | | |
| 13.535* | 7.942 | 21.477 | 7.942 | [1.0000, -1.3400, -0.0002, 0.0432] | |
| [11.977] | [9.427] | [21.404] | [9.427] | | |
| COINTEGRATION RESTRICTION TEST | | | | | |
| RESTRICTION: [1,-1,#,#] $\chi^2(1) = 0.33$; P-VALUE = 0.566 | | | | | |

Notes: The symbol (*) indicates rejection of the null at the 5% significance level. The symbol # means the parameter is unrestricted.

Fonte: Cerqueira (2015)

Como os vetores de cointegração estimados se aproximam dos valores (1,-1) o autor avalia a exogeneidade fraca usando ambos os vetores estimados e a chamada representação “clássica” (um vetor de cointegração (1,-1) e uma tendência móvel estacionária). Os resultados apontam para a exogeneidade da expansão monetária. Abaixo segue tabela com dois testes de exogeneidade fraca, o primeiro considerando os vetores de cointegração estimados e o segundo (em parêntesis) os vetores teóricos (1,-1,#,#), apontando para o mesmo resultado da exogeneidade da criação de moeda.

Tabela 8–Teste de coeficiente de ajustamento para Exogeneidade Fraca

| NULL HYPOTHESIS | TEST STATISTIC | P-VALUE |
|--|-----------------|--------------------|
| MI is weakly exogenous for the parameter of interest of the PI conditional model | 0.34 [0.23] | 0.844 [0.632] |
| PI is weakly exogenous for the parameter of interest of the MI conditional model | 10.91 [5.12] | 0.004** [0.024] |

Note: The symbol (**) represents rejection of the null at the 1% significance level. If the VAR had 13 lags, the p-values, respectively for each hypothesis would be 0.477 and 0.004. MI “IS W.E. TO” PI $\left\{ \begin{matrix} F = 0.935 \\ LR = 0.935 \end{matrix} \right\}$; PI

“IS W.E. TO MI $\left\{ \begin{matrix} F = 0.001 \\ LR = 0.001 \end{matrix} \right\}$ ”.

Fonte: Cerqueira (2015)

Cerqueira (2015) argumenta que estes resultados corroboram a idéia de que os choques monetários causariam a aceleração da inflação esperada, aumentando a taxa de inflação, mas reduzindo-a de volta a seu patamar de longo prazo em razão da negatividade do coeficiente de ajustamento (estimado em -0.170). Em seguida são apresentados duas tabelas contendo três testes de causalidade, e testes de exogeneidade

forte (exogeneidade fraca conjuntamente à não-causalidade de Granger) abaixo de cada uma.

Tabela 9 – Testes de causalidade (p-valores) com resíduos não-Gaussianos

| PROCEDURE | GRANGER DIR. TEST | | GMD TEST | | SIMS TEST | |
|-------------------------|-------------------|-------|----------|-------|-----------|-------|
| | MI | PI | MI | PI | MI | PI |
| PI \nRightarrow MI | | | | | | |
| F | 0.746 | | 0.206 | 0.000 | 0.678 | 0.521 |
| LR | 0.574 | | 0.149 | 0.000 | 0.648 | 0.477 |
| MI \nRightarrow PI | | | | | | |
| F | | 0.001 | 0.002 | 0.001 | 0.005 | 0.005 |
| LR | | 0.000 | 0.001 | 0.000 | 0.004 | 0.003 |
| MI \Leftrightarrow PI | | | | | | |
| F | | | 0.379 | 0.353 | 0.894 | 0.830 |
| LR | | | 0.348 | 0.333 | 0.891 | 0.823 |

*The symbol \nRightarrow means “does not Granger cause”. Strong exogeneity: $\pi \nRightarrow \mu \left\{ \begin{matrix} F = 0.787 \\ LR = 0.625 \end{matrix} \right\}$, $\mu \nRightarrow \pi \left\{ \begin{matrix} F = 0.000 \\ LR = 0.000 \end{matrix} \right\}$.

Fonte: Cerqueira (2015)

Tabela 10 – Testes de causalidade (p-valores) com resíduos Gaussianos (ou Monte Carlo)

| PROCEDURE | GRANGER DIR. TEST | | GMD TEST | | SIMS TEST | |
|-------------------------|-------------------|-------|----------|-------|-----------|-------|
| | MI | PI | MI | PI | MI | PI |
| PI \nRightarrow MI | | | | | | |
| F | 0.750 | | 0.611 | 0.371 | 0.691 | 0.543 |
| LR | 0.750 | | 0.697 | 0.260 | 0.691 | 0.543 |
| MI \nRightarrow PI | | | | | | |
| F | | 0.002 | 0.050 | 0.000 | 0.007 | 0.009 |
| LR | | 0.002 | 0.051 | 0.001 | 0.007 | 0.009 |
| MI \Leftrightarrow PI | | | | | | |
| F | | | 0.131 | 0.026 | 0.896 | 0.828 |
| LR | | | 0.236 | 0.029 | 0.896 | 0.828 |

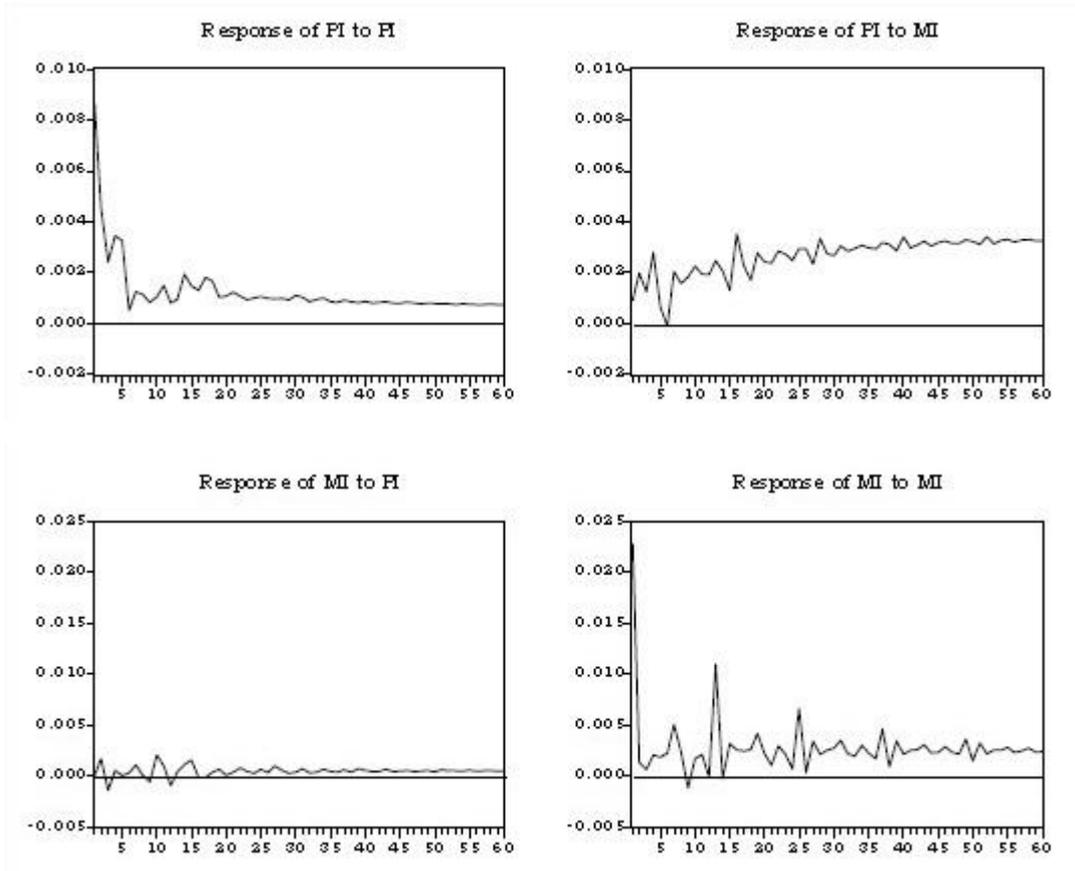
*Monte Carlo p-values of the strong exogeneity tests: $\pi \nRightarrow \mu \left\{ \begin{matrix} F = 0.792 \\ LR = 0.792 \end{matrix} \right\}$, $\mu \nRightarrow \pi \left\{ \begin{matrix} F = 0.001 \\ LR = 0.001 \end{matrix} \right\}$.

Fonte: Cerqueira (2015)

Mais uma vez, os resultados apresentam evidências de que a expansão monetária causa a inflação e que a inflação falha em causar o crescimento da moeda. Há, contudo, uma aparente existência de *feedback* entre as duas variáveis, o que pode ser interpretado como ajustes na política monetária em razão de choques monetários. Isto pode ser visto pelas funções de resposta-impulso: o choque de um desvio padrão no crescimento da moeda eleva-a a um novo patamar estacionário de longo prazo. Seu efeito na taxa de inflação também a eleva permanentemente, porém o efeito contrário (PI em MI) é transitório e não-significativo. Quando considerados choques em ambas (veja

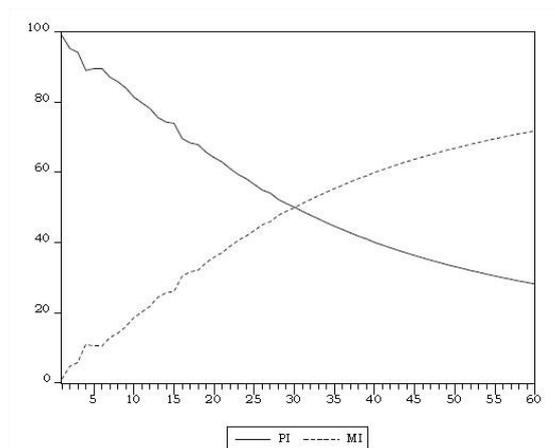
decomposição de variância, Gráfico 4), 76% da variação final na inflação é consequência do choque monetário (CERQUEIRA, 2015).

Gráfico 3 – Funções de resposta-impulso à inovações de 1 D.P.



Fonte: Cerqueira (2015)

Gráfico 4 – Decomposição de variância de PI



Fonte: Cerqueira (2015)

Por fim, o Cerqueira (2015) reitera que, analisando tudo o que foi discutido até este ponto, existem evidências suficientes para comprovar que a expansão monetária é fortemente exógena em relação à inflação nos anos de 1966-85. Isto equivale a dizer que a oferta monetária não foi administrada passivamente.

4 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

As considerações teóricas feitas a respeito da relação entre a oferta de moeda e a política monetária nos dizem que quando a AM busca fixar alguma variável macroeconômica (seja o câmbio, sejam os juros, seja a coleta de senhoriagem) isto tornaria aquele agregado endógeno. Isto se daria em razão de seu estabelecimento como meta intermediária em função de algum objetivo da política do Banco Central. Quando observamos o caso brasileiro nos anos da Ditadura sabemos que as pressões inflacionárias poderiam levar o BACEN a manter algum nível de senhoriagem para financiar a dívida, ou seja, que teria adotado uma política monetária passiva para garantir a sustentabilidade da dívida. Consideramos também a possibilidade de que a oferta de moeda tenha se mantido passiva em função da busca por uma taxa real de câmbio relativamente fixa.

Neste trabalho foi avaliada a assertividade destas hipóteses analisando diretamente a relação causal entre a expansão monetária e a taxa de inflação no período compreendido entre os anos de 1966-1985. Comparamos duas visões alternativas: a primeira, atribuída a Pastore (1997), apontava para a passividade da política monetária, através de testes de causalidade que buscavam provar que os preços causavam a moeda, mas esta última não causava o nível de preços; a segunda, destacada por Cerqueira (2015), partia de uma análise mais robusta, avaliando como a taxa real de juros serviu para estimular a demanda por títulos públicos, e também as razões por trás das evidências de que a taxa de senhoriagem se manteve relativamente constante durante o período, chegando à conclusão oposta, de que a expansão monetária teria causado (no sentido de Granger) alterações nos preços.

Considerando as diferenças nas frequências de dados utilizados e também as diferenças metodológicas empenhadas, há de se assumir que a argumentação apresentada neste último artigo se mostrou mais contundente. A possibilidade de que a AM tenha diminuído o multiplicador da base para manter a coleta de Senhoriagem conjuntamente com a manutenção da inflação em patamares distantes daqueles associados à explosividade hiperinflacionária apresentam evidências de que o BACEN

tenha utilizado da oferta monetária de maneira ativa, não acomodando choques inflacionários, que se realimentavam por questões de indexação e rigidez de salários e preços. A hipótese postulada, de que a AM tenha buscado financiar parte do déficit público via expansão monetária, aparenta se encaixar perfeitamente com a subsequente aceleração inflacionária, em razão do *feedback* vindo das próprias expectativas do público. Por isso, e não somente pelo resultado de testes econométricos, este trabalho buscou resenhar as duas visões contrárias defendendo a tese de que o Banco Central do Brasil veio a atuar com uma política monetária ativa, tendo em mente a sustentabilidade da dívida, tanto através da venda de títulos quanto da garantia de uma coleta de senhoriagem estável.

REFERÊNCIAS

- BOFINGER, Peter. Monetary Policy. New York: Oxford University Press Inc., 2010.
- CAGAN, Philip. The Monetary Dynamics of Hyperinflation. Chicago: The University of Chicago Press, 1956.
- CARNEIRO, Dionisio Dias; WU, Thomas. Política Macroeconômica. Rio de Janeiro: LTC, 2011.
- CARNEIRO, Francisco Galvão. A metodologia dos testes de causalidade em economia. Brasília: Departamento de Economia, UnB, Serie Textos Didáticos, n. 20, 1997.
- CERQUEIRA, Luiz Fernando. Demanda por Moeda, Regressões Espúrias e Níveis de Instabilidades Hiperinflacionárias”. Departamento de Economia, PUC-Rio, não publicado, 1993.
- _____. Bootstrapping ADF and Ouliaris, Park, and Phillips Unit Root Tests: An Analysis of the DGP's of Brazilian Macroeconomics Time Series. Département d'économie, Université Laval, não publicado, 1998.
- _____. Money Supply Exogeneity: The Brazilian Experience from 1966 to 1985: Full Version. Universidade Federal Fluminense, Março, 2015.
- COSTA, Fernando Nogueira. Economia Monetária e Financeira. São Paulo: MAKRON Books, 1999.
- ENDERS, Walter. Applied Econometric Time Series. 3. Ed. Wiley, 2010.
- ENGLE, Robert Fry; GRANGER, Clive William John. Long-run Economic Relationships. Oxford University Press, 1991.

GEWEKE, J. Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series. *Journal of the American Statistical Association*, 77, Junho 1982.

GRANGER, Clive William John. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*. 34, 1969, 541-51 p.

LEAMER, E. E. Vector autoregressions for causal inference, in K. Brunner e A. Meltzer (org.), *Understanding Monetary Regimes*, *Journal of Monetary Economics*, 1985. 255-304 p.

MINELLA, André. *Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation*. Research Department, Central Bank of Brazil, 2002.

PASTORE, Afonso Celso. Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista Brasileira de Econometria*, v. 14, 1994.

_____. Passividade Monetária e Inércia. *Revista Brasileira de Economia* v. 51, 1997. 1-51 p.

SENNÁ, José Júlio. *Política Monetária: ideias, experiências e evolução*. Editora FGV, 2010.

SIMONSEN, Mario Henrique; CYSNE, Rubens Penha. *Macroeconomia*. 2. Ed. São Paulo: Editora Atlas, 1995.

SIMS, Christopher. Money, income and causality. *American Economic Review*, v. 62, 1972.

SIMS, Christopher. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, jan. 1980. 1-48 p.

VERBEEK, Marno. *A Guide to Modern Econometrics*. Wiley, 2008.