

HÁ INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA?

Vinicius Augusto de Almeida

Monografia de conclusão do curso de economia pela Universidade Católica de Brasília- UCB

1º lugar – XXII Prêmio Corecon-DF de Monografia em Economia – 2015

Orientador: José Ângelo Divino

RESUMO

Esta monografia busca compreender os rumos da política econômica brasileira após o advento do Plano Real, em especial evidências que possam indicar se há alguma interação e coordenação entre as diretrizes da política monetária e da política fiscal, seguindo conceitualmente a literatura da Teoria Fiscal do Nível de Preços. Para tanto, buscaram-se estimar regras de política onde se possa vislumbrar os efeitos dos choques fiscais sobre a variável monetária (taxa de juros) e o efeito do choque monetário variável sobre a evolução da variável fiscal (endividamento). As estimações incluíram a aplicação de Mínimos Quadrados Ordinários, Modelo de Heterocedasticidade Corrigida segundo Ramanathan (2001) e o procedimento de Cochrane-Orcutt. De maneira subsequente, buscou-se a estimação dos parâmetros propostos em Leeper (1991) para avaliar as prováveis regiões de coordenação entre a política fiscal e monetária no período estudado. Os resultados corroboram parte da literatura nacional ao indicar haver coordenação da política monetária para a fiscal, definido como “dominância monetária” e caracterizando o padrão Ricardiano da economia brasileira, onde os choques fiscais gerados foram suficientes para manter os valores presentes das obrigações do governo estáveis, deixando então para a autoridade monetária a definição do nível de preços através das interações entre oferta e demanda.

Palavras-Chave: Interação de Políticas, Economia Brasileira, Macroeconomia

INTRODUÇÃO

Nos primeiros anos da década de 90, o Brasil vivenciou um período de profundas incertezas. A sucessão de planos econômicos, que se dera desde os anos 80, não trouxe os resultados esperados e acabou por aprofundar uma situação que já era grave no tocante das perspectivas da sociedade em relação à eficácia da política econômica. Os fracassos assumidos pelos planos econômicos para a estabilização de preços acabaram por colocar o país em um estágio de hiperinflação, onde se necessitava de respostas para o fenômeno brasileiro. É justamente neste cenário, que em 30 de julho de 1994, o primeiro capítulo rumo à estabilização brasileira foi escrito: o lançamento do “Plano Real”.

Nos seus primeiros anos sob o novo regime, o país enfrentou problemas conjunturais externos – como a crise Russa e asiática – bem como problemas internos tanto na parte fiscal, na incapacidade de suavizar a relação entre PIB e Dívida Pública, como na cambial, com os crescentes déficits em transações correntes e o regime de bandas administradas. As respostas para a fragilidade brasileira vieram sob o tratamento institucionalizado (Carvalho & Giambiagi, 2002) no final de 1998, com a criação do Plano de Estabilidade Fiscal, e 1999 com a adoção, pelo novo presidente do Banco Central, de um regime de metas de inflação. A frente cambial abandonaria o sistema de bandas para adotar um regime de flutuação suja (Oliveira & Turolla, 2003). O que se seguiu nos anos seguintes foi uma orientação de continuidade dos princípios macroeconômicos com uma guinada anticíclica e mais intervencionista a partir de 2008, em especial da política fiscal como resposta a crise do *Subprime* de 2007-8 e nas pontuais desvalorizações cambiais.

A teoria econômica apresenta diferentes versões para o fenômeno dos preços, bem como seus determinantes e as causas de suas variações. Os monetaristas acreditam que o fenômeno da inflação pode ser explicado tão somente pela expansão dos meios de pagamento, ou seja, a autoridade monetária, com o instrumento correto, teria a capacidade de debelar o fenômeno inflacionário. A teoria que surgiu em resposta aos esforços monetaristas é iniciada no início da década de 90, acreditando-se que o fenômeno da inflação poderia ser determinado pela atuação da política fiscal (*Fiscal Theory of Price Level*), onde a restrição orçamentária intertemporal do governo seria o ponto principal. Caso a política fiscal cumprisse com os resultados primários o suficiente para manter a trajetória da dívida não-explosiva, teríamos um cenário de dominância monetária, onde a autoridade monetária poderia perseguir a estabilidade de preços com seus instrumentos. No entanto, pelo que a teoria fiscal preconiza, caso a autoridade fiscal determinasse o nível de resultado primário sem focar para o nível do endividamento, o que

ocorreria é que a política monetária necessitaria cobrir com receitas de senhoriagem essa condição de equilíbrio, levando a determinação de preços dependente não mais das ações da autoridade monetária, e sim da autoridade fiscal.

O objetivo principal deste trabalho é verificar da existência de interação entre a política monetária e política fiscal no Brasil durante o período pós-Plano Real (1995-2013). De maneira específica, buscar-se-á a estimação de regras de política, baseadas em uma regra de Taylor modificada e na restrição orçamentária intertemporal do governo. Em ambos os casos, será verificado a relevância da suavização para a determinação dos instrumentos de política monetária e de política fiscal. É justamente a partir dessa avaliação que se busca a relação entre as Instituições responsáveis pela política econômica durante o período do Plano Real e as implicações teóricas correspondentes ao caso brasileiro. Um objetivo complementar do trabalho é verificar se, apesar de haver interação ou não entre as autoridades de política econômica, qual seria o comportamento de cada uma delas, no que diz respeito a políticas ativas ou passivas. A motivação para o segundo objetivo listado também está relacionado com a metodologia econométrica utilizada, uma vez que os autores estimarão para as duas equações fundamentais de Leeper um GMM e um ARIMA, a despeito que as mensurações semelhantes na literatura brasileira normalmente fizeram uso de parâmetros exógenos as estimações ou utilizaram metodologias com vetores auto-regressivos. A estimação presente, portanto, busca uma nova maneira de compreender o fenômeno das quatro regiões de políticas ativas e passivas e suas combinações.

O escopo teórico para tal trabalho está baseado nas contribuições de Taylor (1993), onde é elaborado o conceito de regra de política monetária, avaliando a dinâmica da evolução da taxa de juros nominal da economia embasado no hiato do produto e na inflação passada. Woodford (2001) e Leeper (1991) por sua vez desenvolvem um arcabouço buscando a relação de “comprometimento” entre as autoridades fiscais e monetárias bem como a ideia de interação passiva e ativa entre as duas frentes. Para a economia brasileira em específico, Fialho & Portugal (2005) desenvolveram econometricamente instrumentos para avaliar empiricamente os trabalhos de Woodford, encontrando indícios de dominância monetária e, por conseguinte, da não existência de Equivalência Ricardiana.

Busca-se então, avaliar se existe interação entre os instrumentos de política fiscal e a política monetária e, em seguida, busca-se evidências conforme a literatura, se há um comportamento cooperativo ativo ou passivo entre as duas frentes no período do Plano Real. A cooperação poderia ser definida conforme Leeper (1991) com a possibilidade de uma política monetária assumir um comportamento ativo ou passivo, ou seja, um comportamento enérgico

com as elevações dos níveis de preços ou um comportamento subjugado, onde busca auxiliar a autoridade fiscal via emissão de receitas de senhoriagem. Ainda, a política fiscal poderia assumir igualmente um comportamento passivo ou ativo, onde a diferença fundamental é que no primeiro caso, o governo respeita a restrição orçamentária intertemporal, mantendo a dívida em uma trajetória sustentável. Além, busca-se no mesmo trabalho, a avaliação de regras independentes da política monetária e da política fiscal, a fim de se compreender tanto as atuações em relativas à determinação das taxas de juros e ao nível de endividamento brasileiro.

Os resultados encontrados apontam para a interação tanto do instrumento de política fiscal na regra de política monetária quando do instrumento de política monetária para a regra de política fiscal. No entanto, análises subsequentes apontaram o melhor modelo para explicar a interação de políticas no Brasil a partir de uma regra de Taylor modificada sem dinâmica. A contribuição da monografia sugere uma política fiscal que, durante o período estudado, permitiu a execução da política monetária e a determinação de sua variável de escolha (taxa de juros) livremente, resultado abordado pelo enquadramento das raízes propostas em Leeper (1991) na região I, onde possuímos uma política monetária ativa e uma política fiscal passiva. Esse resultado aponta que durante o período do Plano Real, a política fiscal manteve-se no limite de respeitar a restrição orçamentária intertemporal, liberando a política monetária para perseguir a estabilidade de preços. O resultado corrobora, fazendo uso de outra metodologia e com um horizonte temporal mais abrangente o proposto por Fialho & Portugal (2005), divergindo dos resultados obtidos em estudos similares por Bittencourt (2005) e Moreira, Souza & Almeida (2007).

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Nos últimos trinta anos, um dos focos do estudo da macroeconomia foi o debate sobre a interação de políticas, em especial, quais deveriam ser as formas a qual um governo acomodaria sua gestão da política fiscal e a sua gestão da política monetária a fim de garantir estabilidade macroeconômica. O surgimento em especial do foco da política fiscal veio com a Teoria Fiscal do Nível de Preços, que pode ser entendida como a hipótese não-Ricardiana sobre a política fiscal (Mendonça, 2003). Nela, o fenômeno inflacionário não poderia ser entendido tão unicamente um fenômeno monetário, e sim um de seus determinantes seria o nível de endividamento de um país, junto à maneira a qual ele enxerga essa variável. A maneira de relacionamento entre a política fiscal e monetária poderia impedir a segunda de agir conforme os monetaristas pregavam, sendo o nível de preços nesta teoria um fenômeno de origem fiscal.

De maneira mais específica, o nível de preços seria determinado pela taxa de crescimento de títulos do governo e não pela taxa de crescimento de moeda (Woodford, 1995).

Para a consecução destes resultados, a estimação de regras de políticas é necessária. Tal importância deveu-se ao fato de acreditar-se que a discricionariedade dos governos para com ambas as frentes acabariam por resultar em soluções de curto prazo, que poderiam colocar em risco a evolução das variáveis determinadas por essas políticas, gerando efeitos indesejáveis na economia (Taylor, 1993). Leeper (1991) foi um dos primeiros a avaliar as políticas como ativas ou passivas, uma vez que este determinante seria dado pela forma a qual a frente fiscal e monetária encaram a restrição intertemporal do governo. Enquanto no primeiro caso a autoridade não é restringida e define livremente sua regra de decisão, a segunda obedece à restrição orçamentária intertemporal do governo bem como das ações da autoridade ativa. Ainda, Leeper elencou quatro regiões possíveis: uma primeira, onde haveria uma política monetária ativa e uma política fiscal passiva, a segunda onde teríamos uma política fiscal ativa e uma política monetária passiva. A terceira região preconizaria duas autoridades passivas enquanto a quarta, duas autoridades ativas. A avaliação complementar no sentido de centralizar a questão da restrição intertemporal do governo enquanto valor presente nos dá a noção da Equivalência Ricardiana, onde um regime seria Ricardiano caso a geração de resultado primário fiscal fosse suficiente a gerar uma relação dívida/PIB estável, enquanto o regime não-Ricardiano nos levaria a um cenário onde a política fiscal geraria seus resultados de maneira independente, sobrecarregando a política fiscal. Como se aparenta, a condição não-Ricardiana coincide com uma política fiscal ativa, que, segundo Woodford (2001), não seria compatível com a regra de Taylor (1993). O regime Ricardiano coincide com uma política fiscal restritiva, onde se permite a política monetária trabalhar sobre o nível de preços com seus mecanismos de oferta e demanda.

Para a economia brasileira em específico, alguns trabalhos abordaram a questão da TFNP. Bittencourt (2005) avaliou se a economia no Plano Real estava em um regime Ricardiano ou não-Ricardiano, concluindo a primeira hipótese a mais plausível. Fialho e Portugal (2005), por sua vez, avaliaram, seguindo metodologicamente a estimação em vetores auto-regressivos de Canzoneri, Cumby e Diba (2000) para o período entre 1995:01 até 2003:09, concluindo haver dominância monetária no período estudado. Conclusão semelhante foi encontrada por Gadelha & Divino (2008). Moreira (2009), por sua vez, estimando um modelo GMM para o período entre 1995:01 e 1998:03, concluiu haver um regime não-Ricardiano, indicando que no espaço de tempo estudado, a variável fiscal e seus mecanismos de transmissão que determinarão o nível de preços. Moreira, Souza e Almeida (2007), ao estimarem o

arcabouço das quatro regiões propostos por Leeper (1991) na economia brasileira, concluiu haver no período estudado (1995:01 2006:02) dominância fiscal, o que caracterizaria a Teoria Fiscal do Nível de Preços. É interessante ressaltar que o referido trabalho parte de um parâmetro relevante na abordagem da coordenação de política trazidos da literatura. Em relação a interação entre as variáveis, Divino, Saulo & Rego (2013), ao analisarem a política fiscal e a política monetária em termos da teoria dos jogos, concluíram aquela que trazia as menores perdas de bem estar estariam de acordo com um jogo de Stackelberg, onde a política monetária assume o papel de “líder” a política fiscal de “seguidora”. Esse aspecto pode indicar para o que foi pressuposto anteriormente, onde teríamos uma política monetária ativa e uma política fiscal passiva.

Os trabalhos que se seguem apóiam de maneira subjetiva o que se procura compreender deste artigo. Gomes et alii (2010) descreve a relação entre os resultados fiscais obtidos no Brasil no período pós-Real até a Crise Financeira de 2008, onde conclui-se haver causalidade no sentido de Granger (1987) entre gastos e arrecadações. Essa conclusão é de vital importância, pois implica que o Governo brasileiro durante o período tem realizado expansão de gastos compensadas por “aumentos permanentes na arrecadação”. Ainda, o resultado apresenta um resultado distinto de Baffes e Shah (1990), onde se encontrou uma causalidade invertida, em que ocorria a arrecadação para depois se efetuar o gasto. As mudanças institucionais, ocorridas desde 1998, podem auxiliar na indicação de tal mudança de comportamento da política fiscal. A avaliação do impacto da política fiscal em relação aos efeitos macroeconômicos da crise financeira instalada em 2008, em especial ao que concerne à desoneração tributária realizada pelo governo motivaram alguns estudos. Cavalcanti e Silva (2010) indicaram através de um modelo de gerações superpostas (OLG) o efeito da desoneração sobre capital de trabalho e seus efeitos sobre as gerações futuras. Os autores concluíram que uma desoneração de capital, apesar de gerar uma perda social para as gerações mais velhas, beneficia as novas gerações e levam a um maior crescimento da economia (e da acumulação de capital) em relação a desoneração sobre o trabalho. Enquanto isso, Pires, Goto & Rocha (2010) indicaram que a desoneração tributária, e consequentemente, a redução do superávit primário no período desencadearia um aumento da atividade econômica, tendo essa política fiscal anticíclica efeito positivo sobre o produto sem efeitos colaterais relevantes.

Ainda no tocante a política fiscal, Mendonça & Pinton (2012) realizam uma importante avaliação do Impulso Fiscal—definido como a mudança discricionária na posição do governo sem contar com o ciclo econômico— para inferir a orientação do Governo brasileiro no período compreendido entre 2000 e 2010. Concluíram que os cinco primeiros anos foram o que os

autores cunharam de “período de ajuste” – onde se buscava credibilidade com o cenário internacional, realizando uma política fiscal restritiva – enquanto o restante da série representava o que foi tratado como “anos de ajustamento”, onde a política fiscal tornou-se expansionista e anticíclico nos anos mais adversos, como 2009. Souza & Kennebley (2010), por sua vez, abordam a desagregação das despesas e concluíram com base nesses dados, o que poderia influenciar o crescimento de longo prazo da economia. Não obstante, que os gastos relativos à infraestrutura são os que afetam positivamente o produto no longo prazo.

A relação entre política fiscal e ciclo econômico, usando a metodologia do RBC, foi avaliada por Ellery & Pereira (2011) e Mussolini & Telles (2012) consideraram um longo horizonte temporal. O confronto dos parâmetros com os dados observados serviu para explicar a utilização da política fiscal para o crescimento brasileiro nas últimas décadas, e em especial o efeito da tributação no longo prazo da economia.

3. METODOLOGIA

A metodologia está dividida em três partes. Na primeira e segunda, discutiremos o modelo teórico e o modelo empírico a ser abordado para a estimação das regras de política. Já na terceira parte, será discutida a metodologia em torno da estimação das regiões de políticas, conforme proposto em Leeper (1991).

3.1. MODELO TEÓRICO

Estimações de regras para a execução de políticas tem sido alvo de debates no ambiente econômico nas últimas décadas. A motivação para este debate surgiu da percepção que os governos poderiam estar gerindo a economia através de políticas discricionárias, que determinariam os instrumentos de política de maneira improvisada, não seguindo um plano de contingência razoável para o futuro (Taylor, 1993). A implicação deste modelo, segundo os teóricos, seriam soluções de curto-prazo e inconsistentes, à qual poderiam ir muitas vezes contrárias a sustentabilidade no longo prazo.

Partindo deste ponto, o presente trabalho, ao buscar a criação de regras fiscais e monetárias, remonta Taylor (1993), que estimou uma regra monetária para os Estados Unidos ente 1987 e 1992, encontrou a seguinte relação:

$$r_t = 1 + 1,5\pi_t + 0,5x_t + u_t \quad (1)$$

Onde:

r_t = taxa de juros nominais;

π_t = taxa de inflação dos últimos quatro trimestres;

x_t = hiato do produto;

u_t = resíduo aleatório.

Tal relação, que passou a ser chamada de regra de Taylor, atesta que as respostas da política monetária para choques na inflação (mantendo o hiato do produto constante) refletiriam em variações mais do que proporcionais na taxa de juros nominal. A regra de Taylor então auxiliava a compreensão de uma regra de política monetária independente, onde o FED tomava a sua decisão de taxa de juros nominal considerando variáveis que não indicam explicitamente integração com outras políticas.

Muitos economistas apontaram para uma regra de Taylor com dinâmica, onde haveria um componente para suavização da taxa de juros, tal como apontada em (2):

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)[\alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t] + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde:

r_{t-1} = taxa de juros nominal defasada;

ε_t = termo de erro aleatório.

Na regra estimada para a economia norte-americana, o coeficiente ρ possuía um valor de 0,75. Este resultado aponta que a autoridade monetária, ao compor a taxa de juros nominal, leva em conta 75% da taxa de juros do período anterior, deixando os outros 25% determinados por variações na taxa de inflação e no hiato do produto (nas variáveis-meta da política monetária).

Considerando a regra de Taylor, buscou-se acrescentar um componente da política fiscal que pudesse ser relevante para a autoridade monetária na composição da taxa de juros nominal. A variável escolhida para tanto foi o superávit primário, que poderia captar a interação entre a política monetária, na determinação da taxa de juros nominal. A sua relação com os juros poderia indicar que o esforço feito pela autoridade fiscal em manter a dívida numa trajetória sustentável poderia ser um fator a dirimir a taxa de juros. Com base nisso, a regra de Taylor modificada, com e sem dinâmica, poderia ser explicitada como abaixo:

$$r_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \gamma s_t + u_t \quad (3)$$

Onde:

s_t = superávit primário.

O coeficiente γ medirá o grau de interação entre as duas políticas e a eventual significância estatística desta variável indicará a existência ou não desta interação durante o período aqui estudado.

Ao se acrescentar um componente de dinâmica, e utilizando uma versão equivalente à exposta na equação (2), podemos definir uma regra de política monetária utilizando um componente da política fiscal como:

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)[\alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \gamma s_t] + \varepsilon_t \quad (4)$$

No caso de (4), a condição é semelhante ao avaliado em (2): a decisão do Banco Central para a composição da taxa de juros nominal será ponderada pelo coeficiente ρ , porém levando em consideração a variável de natureza fiscal.

De maneira semelhante ao esforço de uma regra de política monetária, busca-se para a política fiscal a verificação de uma regra, onde o endividamento esteja restringido por variáveis macroeconômicas, como a inflação e o hiato do produto, e aquelas definidas pela autoridade fiscal. Em relação ao analisado em (2), neste caso, a regra de política fiscal assume explicitamente a importância das tomadas de decisões oriundas da autoridade monetária (taxa nominal de juros).

$$d_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 r_t + \gamma s_t + u_t \quad (5)$$

Onde:

d_t = dívida pública mobiliária federal interna (DPMFi)

De maneira adicional, estima-se igualmente uma regra de política fiscal estática, dessa vez incorporando como variável dependente o saldo criado pela DPMFi entre os trimestres. Essa aproximação é importante economicamente uma vez que nos permite avaliar a geração de dívidas pela autoridade fiscal a cada trimestre como resultado das políticas adotadas, seja pela taxa de juros através da autoridade monetária como da geração de resultado primário, pela autoridade fiscal. Além disso, a regra permite a inclusão dos aspectos macroeconômicos, como a taxa de inflação e a demanda agregada da economia. Para tanto, buscou-se a regra abaixo:

$$\Delta d_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 r_t + \gamma s_t + u_t \quad (6)$$

Onde:

$\Delta d_t = \text{DPMFi}$ em primeira diferença¹

Ao acrescentar-se dinâmica, pelo coeficiente ρ , assume-se que a autoridade fiscal – no caso, o Tesouro Nacional – leva em conta, para a determinação do endividamento no período t , a situação fiscal no período anterior, além das variáveis macroeconômicas e aquelas sob o domínio da autoridade monetária e do próprio Tesouro Nacional. A regra pode ser escrita como:

$$d_t = \rho d_{t-1} + (1 - \rho)[\alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 r_t + \gamma s_t] + \varepsilon_t \quad (7)$$

3.2 MODELO EMPÍRICO

Para o presente trabalho, buscou-se a estimação de quatro regras de políticas, duas correspondentes a política monetária e sujeitas a um choque fiscal e outras duas correspondentes a política fiscal e sujeitas a um choque de política monetária. Para esta aproximação, buscou-se a estimação em MQO (Mínimos Quadrados Ordinários), onde os modelos foram:

$$r_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 s_t + u_t \quad (8)$$

$$d_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 s_t + \beta_4 r_t + u_t \quad (9)$$

Segundo as propriedades deste tipo de estimação, destacamos as seguintes:

i) $cov(u_t, u_{t-j}) = 0 \quad t \neq t - j$

ii) $var(u_t) = \sigma^2$

iii) $cov(u_t, X_{2i}) = cov(u_t, X_{3i}) = 0$

iv) Ademais, os estimadores em Mínimos Quadrados Ordinários são BLUE, atendendo o Teorema Gauss-Markov, onde se diz que os estimadores de mínimos quadrados da classe dos estimadores lineares não tendenciosos têm variância mínima, sendo assim o melhor estimador linear não tendencioso.

De acordo com as propriedades, observa-se que (i) atesta que a covariância entre dois resíduos t e $t - j$, onde $t \neq t - j$ é igual a zero, o que nos indica que não poderá haver qualquer dependência linear entre os dois resíduos. Para (ii), a variância é uma constante σ^2 , indicando que a série temporal estudada não poderá possuir uma dispersão forte durante o tempo. Para (iii), a covariância entre os resíduos e os regressores deve ser zero, indicando independência linear. (iv), por sua vez, indica a escolha do estimador eficiente.

¹ Posto de outra forma é a geração de saldos da dívida. Se o valor é positivo, indica que houve um incremento no estoque da dívida mobiliária, e se ocorreu uma redução, há indicação de redução na geração de novas obrigações por parte do governo.

As regras de política estimadas abarcaram tanto os modelos que contavam com uma estrutura estática quanto a estrutura dinâmica. A diferença fundamental entre as duas óticas é que os modelos dinâmicos incluem a variável dependente defasada entre os regressores, conforme pode ser visto a seguir:

$$r_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 s_t + \rho r_{t-1} + u_t \quad (10)$$

$$d_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 s_t + \beta_4 r_t + \rho d_{t-1} + u_t \quad (11)$$

Onde $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ e β_4 são os coeficientes associados aos parâmetros.

Em (10) e (11), assumimos que, para a determinação das regras de política, as autoridades da monetária e a autoridade fiscal utilizam os resultados defasados da variável endógena como parte da composição de seu resultado corrente. Tal propriedade possui fundamento econômico tanto ao se analisar o componente ρ , que indica a dinâmica nos modelos. Além de possuir interpretação a respeito do caráter de suavização, onde os policymakers buscam estabilização macroeconômica, para o entendimento econométrico, tal inclusão pode determinar um mecanismo de correção da autocorrelação serial.

3.3 POLÍTICAS ATIVAS E PASSIVAS: A ABORDAGEM DE LEEPER

Nesta seção, buscar-se-á, através do exposto por Leeper (1991), verificar se as políticas econômicas em estudo, ou seja, a política monetária e a política fiscal possuem comportamento de coordenação ativo ou passivo durante o mesmo período estudado no artigo – desde o primeiro trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 2013.

Leeper (1991) constrói um modelo baseado primordialmente no problema de maximização de uma família que vive infinitamente e que precisa entregar parte de sua dotação para o governo, onde a restrição orçamentária é dada em valores reais, da forma abaixo:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log(c_t) + \log(m_t)] \quad (12)$$

$$s.ac_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \tau_t = y + \frac{M_{t-1}}{P_t} + R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t}$$

Onde:

c_t = consumo;

τ_t = imposto direto lump-sum

B_t = dívida do governo

R_{t-1} = taxa de juros do período anterior

M_t = estoque de moeda.

Todos os valores ponderados por P_t indicam que são valores reais. Agora, resolvendo o problema de otimização, teremos:

$$\frac{1}{R_t} = \beta E_t \left[\frac{1}{\pi_{t+1}} \right]$$

$$m_t = c \left[\frac{R_t}{R_{t-1}} \right]$$

Sabendo que o governo recebe os tributos lump-sum e faz uso também da criação de oferta monetária e dívida para financiar o seu nível de restrição orçamentária, teremos:

$$\frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \tau_t = g + \frac{M_{t-1}}{P_t} + R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} \quad (13)$$

Assumindo que cada autoridade de política possua uma regra, a política monetária determina uma taxa nominal de juros levando em conta a inflação corrente e os choques monetários (θ_t) enquanto a política fiscal ajusta-se com os tributos diretos (lump-sum) levando em conta o nível de endividamento no período anterior, além do choque fiscal (ω_t).

$$R_t = \alpha_0 + \alpha \pi_t + \theta_t \quad (14)$$

$$\tau_t = \gamma_0 + \gamma b_{t-1} + \omega_t \quad (15)$$

Com esses três momentos, a citar, a maximização do consumidor, a restrição orçamentária do governo e as regras de política fiscal e monetária, chegamos as duas equações relevantes do modelo, no que diz respeito a uma política ser eventualmente passiva ou ativa.

$$E_t \tilde{\pi}_{t+1} = \alpha \beta \tilde{\pi}_t + \beta \theta_t \quad (16)$$

Essa primeira equação descreve o comportamento da inflação esperada em resposta a inflação no período corrente somado a um parâmetro β dos choques da regra de política monetária expostos acima. Essa equação torna-se fundamentalmente importante, pois o coeficiente $\alpha\beta$, que em conjunto determinam o valor da inflação corrente no modelo, é uma medida, segundo Leeper, da interação de política monetária: quando o produto citado é maior do que 1, há a indicação que a política monetária seja ativa, de forma que a autoridade monetária reage energicamente contra as variações nos níveis de preço. Já um coeficiente abaixo de 1

indica que a política monetária é passiva, por sua vez não reagindo energicamente as tais variações de preços e reagindo apenas ao movimento da autoridade responsável pela política fiscal.

A segunda equação, derivada a partir dos mesmos três momentos citados acima, é a correspondente à política fiscal, descrita como:

$$\bar{b}_t - (\beta^{-1} - \gamma)b_{t-1} + \pi_t + \pi_{t-1} + \omega_t + \rho\theta_t + \rho\theta_{t-1} = 0 \quad (17)$$

Nesse caso, a política fiscal é colocada numa condição de equilíbrio estacionário, onde a dívida real, somada a dívida real do período anterior, as taxas de inflação corrente e do período anterior, além dos choques das regras de política fiscal e monetária equivalem a zero. Nesse caso, o coeficiente explicitado pela dívida real do período anterior, $(\beta^{-1} - \gamma)$ é aquele utilizado por Leeper para o entendimento de uma política fiscal ativa ou passiva. No primeiro caso, quando o coeficiente é superior a um, a autoridade fiscal não se encontra restringida pela restrição orçamentária intertemporal do governo, de modo que atua ativamente no ciclo econômico. Na outra mão, uma política fiscal passiva é aquela que obedece à restrição orçamentária intertemporal do governo.

As análises dos dois coeficientes para as duas equações, respectivamente a que diz respeito à política monetária e aquela que diz respeito à política fiscal que irão determinar como seria o comportamento, na economia, da interação das duas autoridades. O quadro abaixo resume as possibilidades:

Quadro 1 –As regiões de Leeper				
Cenários	Política Fiscal		Política Monetária	
	$(\beta^1 - \gamma)$	$(\beta^1 - \gamma)$	$\alpha\beta$	$\alpha\beta$
	>1	<1	>1	<1
Política fiscal ativa e Política monetária passiva	x			x
Política fiscal passiva e Política monetária ativa		x	x	
Política fiscal ativa e Política monetária ativa	x		x	
Política fiscal passiva e Política monetária passiva		x		x

Elaboração: do autor

No primeiro cenário, possuímos uma política fiscal ativa e uma política monetária passiva. Aqui, a política fiscal age sem restrições da restrição orçamentária intertemporal do governo, e a política monetária por sua vez, acomoda essa liberdade da política fiscal via emissão de receitas de senhoriagem para cobrir o orçamento e o endividamento crescente. Aqui, conforme apregoa a Teoria Fiscal dos Níveis de Preços, a inflação seria um fenômeno baseado, sobretudo no comportamento da política fiscal, uma vez que a política monetária não consegue perseguir unicamente o controle dos níveis de preços.

No segundo cenário, possuímos uma política fiscal passiva e uma política monetária ativa. Neste segundo caso, possuímos uma política fiscal que está restringida pela restrição orçamentária intertemporal do governo e uma política monetária, ativa, que pode perseguir de maneira livre os níveis de preços. Posto de outra forma, neste cenário, a política monetária possui acomodação suficiente para perseguir de maneira enérgica eventuais oscilações nas taxas de inflação.

No terceiro e quarto cenário, que cobrem os extremos, ocorrem situações atípicas: no terceiro cenário, ambas as políticas são ativas, de modo que a política fiscal atua sem restrições e a política monetária atua energicamente nos níveis de preços. A consequência desse cenário é um modelo com tendência explosiva. Já no quarto e último cenário, com as duas políticas restringidas, temos um cenário que o autor trata como indeterminado.

Dito isto, os autores procurarão estimar econometricamente os dois parâmetros relevantes para analisarmos os coeficientes gerados para inferirmos, se, desde o início do Plano Real até meados de 2013, qual foi o regime vigente entre as duas autoridades de política econômica.

No modelo econométrico, estimaremos as equações (16) e (17) com dois modelos distintos. Para a equação (16), que trata da relação da inflação esperada com a inflação corrente, utilizaremos os Métodos dos Momentos Generalizados (GMM), rearranjando (16) da seguinte maneira:

$$\tilde{\pi}_t = \frac{1}{\alpha\beta} E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{1}{\beta} \theta_t \quad (18)$$

Desta maneira, poderemos avaliar a inflação corrente como uma função da inflação esperada (no caso, utilizando como *Proxy* um período a frente da inflação corrente). Como se sabe, a variável dependente será a taxa de inflação corrente, enquanto o instrumentado será a taxa esperada de inflação. Para os instrumentos, utilizaremos a taxa de inflação corrente e a taxa

de juros SELIC defasadas de 1 a 4 trimestres. O resultado do coeficiente que obtivermos, será o denominador de uma divisão por um, que nos dará finalmente o coeficiente $\alpha\beta$.

Já para a segunda equação, rearranjaremos da seguinte forma, colocando a dívida real como a variável dependente:

$$\bar{b}_t = (\beta^{-1} - \gamma)b_{t-1} - \pi_t - \pi_{t-1} - \omega_t - \rho\theta_t - \rho\theta_{t-1} \quad (19)$$

Em (19), utilizaremos o método ARIMA, modelo auto regressivo de médias móveis. A sua aplicação se deve ao fato do modelo ser composto tanto das variáveis defasadas da dívida e da inflação como dos resíduos das regras de política monetária e fiscal. Nesse caso, o coeficiente da dívida defasada em um período determinará se a política fiscal é ativa ou passiva.

3.4. TESTES DE DIAGNÓSTICO

A violação das propriedades dos Mínimos Quadrados Ordinários implica em problemas que dificultam a análise das regressões estimadas. Para tanto, alguns testes de diagnósticos podem ser úteis no que diz respeito a correção de tais violações. De tal maneira, utilizaremos o teste de Breusch-Godfrey (BG) para corrigir a autocorrelação serial, o teste geral de White para corrigir o problema da heterocedasticidade e o teste de Jarque-Bera para corrigir os problemas de normalidade da distribuição.

O teste geral de Breusch-Godfrey (BG), permite-nos avaliar a autocorrelação serial mesmo com a existência do regressando defasado na regressão, esquemas autoregressivos de ordem elevada bem como médias móveis de ordem elevada. Essa vantagem o faz cobrir grande parte das regressões que se busque avaliar o problema de autocorrelação serial. Assim, o teste será efetuado da seguinte maneira:

- a) Estima-se uma regressão como (6) por MQO e se obtém os resíduos $\hat{u}_t$.
- b) Estima-se este resíduo encontrado contra as variáveis exógenas do modelo (endógena defasada, caso esteja no modelo, também seria inclusa aqui) além dos resíduos defasados, $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$, onde p seria o número de defasagens selecionadas.

- c) Com isso, estimaremos a regressão abaixo e obteremos o seu R^2 :

$$\hat{u}_t = \alpha + \beta_1\pi_t + \beta_2x_t + \beta_3s_t + \hat{\rho}_1\hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2\hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p\hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (20)$$

- d) A hipótese nula a ser verificada é:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$$

Indicando que não há autocorrelação serial de qualquer ordem.

e) A última etapa do teste BG diz respeito que, se o tamanho da amostra for grande, converge para:

$$(n - p)R^2 \sim \chi_p^2$$

O resultado acima é de grande importância, uma vez que nos aponta que o produto entre R^2 e a parcela das observações menos as defasagens distribuem-se numa qui-quadrado com p graus de liberdade. Se a primeira parcela da aproximação for superior a distribuição qui-quadrado, rejeitamos a hipótese nula e pelo menos um dos ρ serão diferentes de zero.

No caso da apresentação do problema indicado pelo teste de Breuch-Godfrey, será utilizado o procedimento iterado de Cochrane-Orcutt para corrigir o problema de autocorrelação serial. Alternativamente, a correção pode ser feita com a inclusão da variável dependente defasada entre os regressores.

Ao violar-se a premissa (ii), temos que o resíduo da regressão terá uma variância não constante, que varia no decorrer do tempo. A implicação deste problema para as estimações de Mínimos Quadrados Ordinários surge a partir da variância, que não mais será obtida conforme a fórmula habitual bem como os estimadores não mais possuirão variância mínima ou serão eficientes. Com isso, os testes de hipóteses, notoriamente os testes t e F podem refletir conclusões equivocadas. A fim de tratar-se deste problema, White construiu um modelo geral de detecção da heterocedasticidade, apresentado abaixo:

a) Estima-se a regressão e se obtêm os resíduos $\hat{u}_t$.

b) Uma regressão auxiliar é calculada a partir do quadrado dos resíduos, da forma abaixo. A seguir, recolha o R^2

$$\hat{u}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 \pi_t + \alpha_3 x_t + \alpha_4 s_t + \alpha_5 \pi_t^2 + \alpha_6 x_t^2 + \alpha_7 s_t^2 + \alpha_8 \pi_t x_t + \alpha_9 \pi_t s_t + \alpha_{10} s_t x_t + u_t \quad (21)$$

c) O teste de hipótese pode ser verificado da seguinte forma:

$$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0 \quad (\text{Homocedasticidade})$$

$$H_a: \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq \alpha_6 \neq \alpha_7 \neq \alpha_8 \neq 0 \quad (\text{Heterocedasticidade})$$

White demonstrou que o número de observações na regressão multiplicado pelo R^2 gerado no passo (b) segue assintoticamente uma distribuição qui quadrado, como abaixo:

$$n \cdot R^2 \sim \chi_{df}^2$$

Onde df denota os graus de liberdade, que serão iguais o número de regressores (excluindo a constante.). Caso este valor seja superior ao valor crítico da distribuição qui-quadrado, conclui-se haver heterocedasticidade, rejeitando a hipótese nula. Se ficar abaixo, não se rejeita a hipótese nula, o que equivale dizer que os resíduos $\hat{u}_t$ são homocedásticos.

Caso a regressão apresente o problema da heterocedasticidade, apontado pelo teste de White, o procedimento adotado será o proposto por Ramanathan (2001). O procedimento, de maneira resumida, consiste na correção da heterocedasticidade a partir da utilização de uma regressão auxiliar utilizando o resíduo da regressão original para a posterior estimação em Mínimos Quadrados Ponderados.

Por fim, o último teste de diagnóstico realizado é o teste de normalidade de Jarque-Bera (1980), partindo da diferença entre a assimetria e a curtose dos dados e aqueles da distribuição normal. A vantagem para a utilização do teste em específico está na simplicidade e praticidade do cálculo. Seu procedimento é como se segue:

- a) O teste de hipótese pode ser verificado da seguinte forma:

$$H_0: x_1, \dots, x_n \sim N(\mu, \sigma^2) \quad (\text{Há normalidade nos resíduos})$$

$$H_a: x_1, \dots, x_n \neq N(\mu, \sigma^2) \quad (\text{Não há normalidade nos resíduos})$$

- b) A estatística do teste pode ser descrita como:

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right) \text{ onde } X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

Onde S indica a assimetria, K indica a curtose e n o número de observações. A regra de decisão implica que a rejeição da hipótese nula aponta que os resíduos não distribuídos normalmente na regressão, enquanto a não rejeição da hipótese nula indica haver normalidade nos resíduos, como apontado nas premissas do Modelo de Regressão Linear Clássico.

3.5 ANÁLISE DE RAIZ UNITÁRIA

O passo inicial da modelagem refere-se a aplicação de testes para comprovar a estacionariedade de cada uma das variáveis utilizadas nas estimações. Este resultado é fundamental para o prosseguimento do trabalho, pois em uma série estacionária, há o respeito com as premissas fundamentais dos Modelos de Regressão Linear Clássicos. A definição de estacionariedade requer que:

i) $E(Y_t) = \mu$

ii) $var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$

$$\text{iii)} \quad \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

Em (i), o que se busca analisar é a média da série temporal: ela deve apresentar um padrão constante. Ao não cumprirmos (i), indicamos que a média da série temporal varia conforme a passagem do tempo. De maneira semelhante, (ii) apresenta que a variância da série deve ser constante ao longo do tempo. Por fim, (iii) analisa que a covariância entre dois períodos de tempo depende apenas de sua distância, do seu intervalo ou do uso de defasagens, e não do próprio tempo pelo qual se é obtido a covariância. Ao não se cumprir essas premissas, temos uma série temporal não-estacionária ou com raiz unitária.

Para se testar a existência de raiz unitária, recorreremos ao se mais difundido teste, uma homenagem aos estatísticos norte-americanos David Dickey e Wayne Fuller, graças ao trabalho seminal na área de séries temporais em 1979. O teste parte das considerações das variáveis observáveis e as considera sob três modelos estimados:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Onde:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

No caso de (22), partimos de um processo em passeio aleatório, onde podemos notar os efeitos da variável defasada sobre o processo em diferenças da variável defasada. No caso do modelo (23), adicionamos uma constante ao modelo, enquanto em (24) adicionamos um componente βt para sinalizar um componente detendência.

A partir daí, é testada a significância nos respectivos componentes na ótica de uma tabela própria de Dickey-Fuller, batizada como tau (τ). É interessante ressaltar que a maneira como o τ é calculado para comparação com a tabela segue sendo $\frac{\beta - \beta_0}{\sigma}$, e que esta está sujeita ao teste de hipóteses:

$$H_0: \gamma = 0 \quad (\text{Raiz Unitária})$$

$$H_a: \gamma < 0 \quad (\text{Estacionariedade})$$

No primeiro caso, supondo o valor calculado superior aos valores críticos de Dickey-Fuller, confirma-se a não rejeição da hipótese nula, e, por conseguinte, a existência de

um processo não-estacionário na variável. A rejeição da hipótese nula requer que o valor crítico seja menor do que o calculado para as variáveis, concluindo ser esta uma variável estacionária.

Uma vez que o teste DF não se utiliza da variável dependente defasada, há a possibilidade de haver autocorrelação serial nos resíduos. Para tanto, será efetuado o teste DW para validar ou não tal possibilidade. Supondo que os erros estejam correlacionados, torna-se necessário aplicar o chamado AugmentedDickeyFuller (ADF). A diferença fundamental entre os dois testes está na inclusão da variável dependente defasada entre os regressores para corrigir a autocorrelação serial. Nele, estimaremos a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \omega_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (25)$$

O número de defasagens deverá ser o suficiente para o termo de erro em (25) não possua autocorrelação serial. O teste de hipóteses e os valores críticos apresentado no caso do teste DF segue como válido para a abordagem do ADF, bem como suas conclusões.

4 RESULTADOS

4.1 DADOS

Os dados utilizados para a elaboração do trabalho têm periodicidade trimestral, tendo sido coletados entre o primeiro trimestre de 1995 e o segundo trimestre de 2013. As variáveis monetárias estão em proporção do PIB e todas as séries foram transformadas em logaritmo.

- *Inflação*: correspondente a variação no Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE e utilizado como indicador oficial do governo para as metas de inflação. Os dados foram obtidos junto ao IPEADATA na frequência mensal e acumulados trimestralmente conforme a fórmula:

$$\pi_{tri} = \left\{ \left[\prod_{t=1}^3 \left(1 + \frac{\pi_t}{100} \right) - 1 \right] * 100 \right\}$$

- *Resultado Primário*: o cálculo de Resultado Primário engloba o conceito fiscal “acima da linha”, onde se compara receitas primárias do governo extraídas despesas primárias². Ainda, o respectivo resultado foi obtido no conceito de Governo Central (a soma do resultado do Governo Federal com o Banco Central). Estes valores foram obtidos através da Secretaria do Tesouro Nacional, na periodicidade mensal e transformada para trimestre pelo critério de

² Na metodologia atual, deste resultado se é somado à abertura Fundo Soberano do Brasil.

soma algébrica. Destaca-se que o resultado primário no trabalho será denotado como proporção do PIB.

- *Dívida Pública Mobiliária Financeira interna*: o critério adotado da dívida interna inclui tanto a parcela do mercado (entre títulos competitivos e não competitivos) quanto à parcela em poder do BACEN (entre os mesmos subgrupos). O somatório de todos os títulos inclusos nas categorias afirma o montante da dívida mensal, que para trimestre adotou-se apenas o valor dos meses de março, junho, setembro e dezembro, dado que esta é uma variável de estoque. Uma ressalva relevante é que tal metodologia exclui parcela específica das emissões direitas: a primeira seriam as ditas dívidas securitizadas, que pode “ser definida como a renegociação de dívidas, tendo como mecanismo subjacente a novação contratual. Para os credores, o processo apresenta, como principal vantagem, a recuperação da liquidez de seus ativos. Do ponto de vista do Governo, a securitização não apenas permite a adequação das exigibilidades financeiras do Tesouro Nacional à sua capacidade de pagamento, mas também contribui, de forma expressiva, para o resgate do crédito do setor público”³. A outra parcela que é excluída da contabilidade do total da DPMFi são as denominados Títulos da Dívida Agrária – TDA, “criados para viabilizar o pagamento de indenizações decorrentes da ação desapropriatória da União, por interesse social, para fins de reforma agrária”⁴. O dado referente foi obtido através de informação divulgada pela Coordenação-Geral de Controle da Dívida Pública – CODIV/STN, disponível em domínio público⁵. Assim como o resultado primário, a DPMFi está disposta em proporção do PIB.

- *Taxa de juros SELIC*: Obtido através do IPEADATA, com periodicidade mensal. Sua metodologia de acumulação para valores trimestrais têm a mesma natureza de cálculo do dado de inflação.

- *Produto Interno Bruto*: O PIB possui um papel especial nesta análise macroeconômica. Seus valores inicialmente foram obtidos através do SGS/BACEN em frequência mensal e acumulados em trimestre utilizando o critério de soma simples. É importante ressaltar que este critério metodológico está de acordo com as estatísticas de Contas Nacionais expostas no sítio do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

- *Hiato do PIB*: O dado de hiato do produto possui, naturalmente, muitas abordagens relativas às formas de mensuração. Cusinato, Minella & Porto Júnior (2010)

³ http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/divida_publica/downloads/emissoes_d.pdf

⁴ Ibid, p.4

⁵ http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/divida_publica/downloads/estatistica/Estoque_DPMFi_por_Titulos_Merc_e_BC.xls

abordaram a importância desta medida em suas diversas formas de mensuração: tendência linear, tendência quadrada e filtro Hodrick-Prescott⁶, para citar algumas. No caso deste trabalho, será calculado pela aplicação do filtro HP.

Foram efetuados os seguintes procedimentos a fim de se obter as variáveis a serem utilizadas nos modelos estimados:

a) Deflacionamento:

As variáveis monetárias (Resultado Primário, Dívida Pública Monetária Financeira interna e Produto Interno Bruto), todas computadas em valores correntes, foram submetidas ao processo de deflacionamento levando em conta o IPCA a preços constantes no segundo trimestre de 2013.

b) Tratamento em escala logarítmica:

A segunda transformação que ocorreu nos dados computados foi a apreciação destes em escala logarítmica. Este procedimento possui ao menos duas vantagens: a primeira seria a redução da volatilidade, quando avaliamos a escala, de cada série individualmente. A segunda seria a elasticidade, que é obtida na estimação econométrica ao transformarmos as séries para a escala logarítmica. Este tratamento foi aplicado a todas as séries utilizadas neste trabalho.

c) Comportamento sazonal:

Uma boa definição do componente sazonal pode ser extraída do trabalho “*Seasonality: economic data and model estimation*”, de Ted Jaditz (1994). Lá, foi definido como um “‘ruído’ que obscurece e esconde as importantes características da economia, que são os componentes de tendência e ciclos”. Como é comum, a análise de sazonalidade atinge principalmente as variáveis que estão sujeitas a épocas específicas do ano, como questões climáticas, referentes ao calendário e convenções sociais (Hylleberg, 1986; Jaditz, 1994). As variáveis que incorporavam este comportamento, o PIB e o resultado primário, foram submetidas ao filtro X-12 ARIMA⁷, a fim de corrigir os problemas relativos à sazonalidade trimestral.

As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas estão na Tabela 1:

⁶ <http://www.minneapolisfed.org/research/prescott/papers/PostwarUS.pdf>

⁷ Filtro criado para corrigir o fenômeno da sazonalidade em 1979, pelo U.S.Census Bureau.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas

Dados	Média	Variância	máx	mín	Desvio Padrão
π - Inflação	1,752	1,721	7,271	-0,852	1,312
i - SELIC	4,304	4,560	12,288	1,640	2,135
θ - Hiato	0,000	4,040	4,444	-3,690	2,010
d - DPMFi	46,544	273,936	62,845	11,229	16,551
Δd - Saldo DPMFi	7,325	39,587	37,876	-2,219	6,292
s - Resultado Primário	1,730	1,071	3,587	-0,542	1,035

Elaboração: do autor

Aqui notamos as variáveis que iremos utilizar nos modelos. O Brasil conviveu, durante o período do Plano Real com uma inflação trimestral média de 1,75%, refletindo uma taxa de inflação anual média de 7,18%. Durante o período, teve seu pico no segundo trimestre de 1995, quando atingiu 7,3% e seu menor valor foi registrado no terceiro trimestre de 1998, com uma *deflação* trimestral de 0,85%. Nota-se, pela série, que este foi o único trimestre entre 1995 e 2013 que registramos uma deflação trimestral. Como o início do Plano Real ainda era marcado por elevadas taxas de inflação e da taxa de juros, se compararmos aos países estrangeiros, o cenário da taxa de juros SELIC, aquela que é meta dos Bancos Centrais e componente importante da política monetária, reflete um cenário semelhante ao da taxa de inflação, onde tivemos uma média trimestral de 4,30%, o que reflete numa taxa anual média de 18,34%. O mesmo segundo trimestre de 1995 que registrou a maior taxa de inflação também significou a maior taxa de juros trimestral registrada, na cada dos 12,28%. O cenário declinante das taxas de juros ao longo do tempo significou que o menor valor registrado seria localizado já no primeiro trimestre de 2013, com uma taxa de 1,64%.

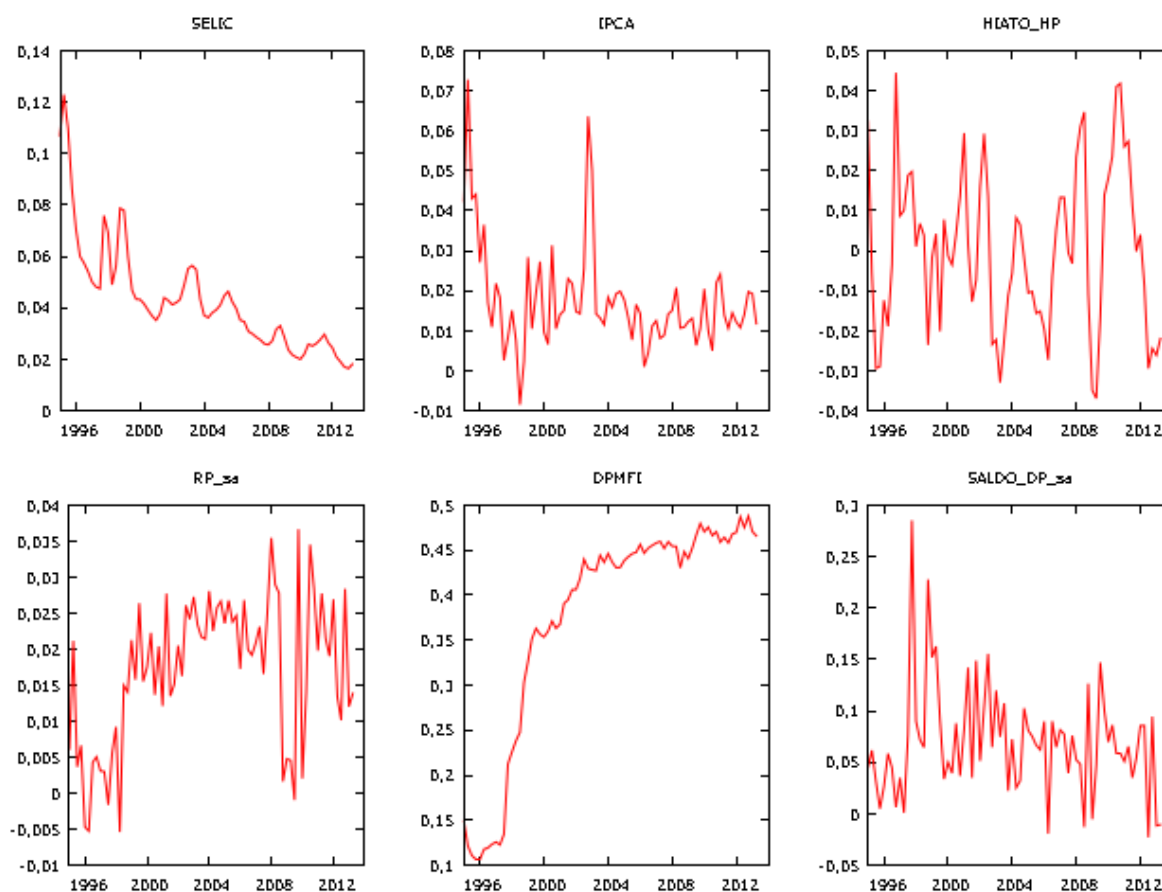
Em relação a atividade da política fiscal no período, tivemos um crescente aumento da DPMFi desde o início da série, refletindo em um grande endividamento interno. A razão para o substancial incremento de emissões de títulos pelo Tesouro Nacional esteve relacionada com o Plano de Ajuste Fiscal, sob forma da lei 9.694/1997, onde a União assumiu a dívida mobiliária dos estados e municípios, podendo, por contrapartida, conforme o art.11 da referida lei, a “emitir títulos do Tesouro Nacional, com forma de colocação, prazo de resgate e juros estabelecidos em ato do Ministro de Estado da Fazenda, ouvidos o Ministério do Planejamento e Orçamento, com vistas à obtenção dos recursos necessários à execução do disposto nesta Lei”. Se nos primeiros anos do Plano Real a variável não passava dos 20% do PIB (o valor mais baixo da série foi encontrado justamente no terceiro trimestre de 1995, com 11,7% do PIB), o ambiente institucional e os ajustes fiscais elevaram substancialmente o montante da dívida, de modo que o seu valor médio no período superou 46% do PIB, enquanto o valor máximo

atingido, de 62,8% foi no quarto trimestre de 2012. Quando analisamos a variável DPMFi sob a ótica da emissão de novos títulos, ou a criação de novas dívidas, podemos notar o comportamento da política fiscal no final dos anos 90, quando a DPMFi elevou-se substancialmente. O valor máximo que a série atingiu, de 39% do PIB trimestral, decorre das primeiras emissões das LFT, ocorridas logo após o terceiro trimestre de 1997 e já como parte do Plano de Ajuste Fiscal, num montante de R\$ 78 bilhões. Avaliando os dados dessazonalizados do Saldo da dívida mobiliária, em média, entre 1995 e 2013, o saldo criado pela dívida entre cada trimestre foi de 7,3% do PIB. A maior retração ocorrida na razão do saldo, considerando a série dessazonalizada, ocorreu no terceiro trimestre de 2012, quando houve um recuo nas emissões de R\$ 58 bilhões, o equivalente a 5,05% do PIB trimestral no período equivalente.

Em relação ao Resultado Primário, este sem considerar o ajuste sazonal proposto na tabela, o seu melhor resultado em proporção pelo PIB foi registrado no primeiro trimestre de 2008, 4,5%. Tal resultado esteve mais associado com a baixa atividade econômica registrada no período do que um resultado fiscal muito robusto, este por sua vez encontrado no quarto trimestre de 2014, com um montante superior a R\$ 31 bilhões. O pior resultado da série, por sua vez, foi encontrado no quarto trimestre de 2008, com um déficit primário de 1,21% do PIB. O resultado, acumulado em um déficit de R\$ 7,4 bilhões, é o pior também se analisarmos a variável em nível. O PIB do mesmo período, em termos reais, registrou retração em relação ao PIB do trimestre anterior, compensando um pouco da perda fiscal.

Por fim, o hiato da economia, uma aproximação da demanda agregada no período, manteve-se relativamente estável, a citar por sua média ao redor de zero. Os resultados mais expressivos do hiato em proporção do PIB estiveram relacionados ao início da série, 4,4% no quarto trimestre de 1996, bem como ao cenário após a crise do *subprime*, quando a razão superou 4% por dois trimestres consecutivos em 2010. O cenário marcado por um hiato elevado indica uma pressão crescente sobre a capacidade produtiva da economia, pressionando a demanda agregada de modo a gerar pressões sobre o nível de preços, o que pôde ser observado principalmente no final da amostra. Os piores resultados do hiato indicam, por sua vez, ociosidade na atividade produtiva, o que gera pressão sobre os níveis de desemprego. Esses, por sua vez, puderam ser observados com mais vigor durante o auge da crise financeira no Brasil, no ano de 2009. Os últimos resultados da amostra apontam que o hiato do produto, como razão do PIB, continua a ser negativo. Crises passadas, como a *crise internacional* no final da década de 1990 marcaram duas súbitas quedas no hiato, porém sem efeitos expressivos.

A fim de permitir a visualização da composição dos valores na série de tempo, o gráfico abaixo resume a evolução de todas as variáveis já mencionadas nas “estatísticas descritivas”:



Através a análise gráfica, podemos observar que a inflação, a partir do Plano Real, foi gradativamente desacelerando, alcançando neste intervalo (1995-1998) o maior e menor resultado da série. As crises internacionais refletiram nas taxas de inflação, chegando a um pico inflacionário em meados de 2002. Este cenário, contudo, foi dissipado, fazendo com que a série caminhasse abaixo das taxas relativas ao início da década de 2000. Outra variável que sofreu uma grande mudança com a chegada do Plano Real foi a taxa de juros, que alcançou seus valores de máximo no início da série, mas visivelmente apresentando uma tendência de queda, apesar dos choques entre 1997 e 1999, reduzindo até atingir seu valor mínimo no início de 2013, já no final da série. A evolução da dívida pública entre 1997 e 2002 representou uma mudança de comportamento, ao se avaliar a sua proporção pelo produto. Depois desta grande variação, seus valores trimestrais apresentaram uma relativa estabilidade, com exceção das pequenas quebras em 2002 e durante a crise *Subprime*, em 2008-09. A crise também teve um efeito exógeno importante no que diz respeito à geração dos choques fiscais pelo governo e a geração do hiato do produto. Na primeira, nota-se uma maior dificuldade para manter o padrão que se

seguia a partir do Plano de Estabilidade Fiscal, no final de 1998, mantendo a partir daí um padrão mais volátil na capacidade de gerar superávits primários. Já o hiato do produto apresentou a sua maior quebra justamente na crise financeira, e pelo que indica a tendência do gráfico, uma queda elevada já no final da série, representando que o Produto Interno Bruto brasileiro tem ficado abaixo do PIB a plena utilização dos fatores produtivos

4.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

As séries temporais do hiato do produto, razões do resultado primário, DPMFi, pelo PIB, além dos dados de inflação e taxa de juros foram submetidas ao crivo do teste ADF de raiz unitária. Assim como o exposto na sessão do modelo empírico, a validação dos resultados se dá em dois momentos: a comparação aos valores críticos, remontando o teste de hipóteses e a estimação das três regressões básicas do teste. Em caso de autocorrelação, há a necessidade de realizar o teste Dickey-Fuller aumentado, onde se inclui a variável dependente defasada. Os resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2–Matriz de resultados: Raiz Unitária

Parâmetro	Sem Constante	Com Constante	Com constante e tendência	Defasagens
π - Inflação	-2,843***	-4,6798***	-4,845***	0
r - SELIC	-2,180***	-1,350	-5,150***	8
x - Hiato	-4,429***	-4,406***	-4,308***	3
d - DPMFi	0,496	-3,42**	-2,250	4
Δd - Saldo DPMFi	-3,653***	-7,232***	-7,369***	0
s - Resultado Primário	-2,295**	-5,233***	-5,782***	0

Elaboração: do autor

Obs: Os dados da DPMFi apresentaram a não existência de autocorrelação na margem, entre 0,054 e 0,09. Então, se supôs a necessidade de um segundo teste a fim de ratificar.

Obs II: Valores críticos DF e ADF a 5% de significância para os modelos sem constante, com constante e com constante e tendência: -1,94, -2,89 e -3,43.

*, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é estatisticamente diferente de zero aos níveis 10, 5 e 1%, respectivamente

Após realizarmos o procedimento dos dois testes de diagnóstico que são capazes de avaliar a presença de raiz unitária para as variáveis estudadas, podemos concluir que todas são estacionárias. A realização do teste Dickey-Fuller, capaz de identificar a existência de estacionariedade na série apresentou a ausência de autocorrelação serial nos resíduos das variáveis de inflação e resultado primário, enquanto para as variáveis restantes foi necessário recorrermos ao chamado *Augmented Dickey-Fuller*, onde inclui-se a variável dependente defasada nas regressões testadas. Para a taxa de juros e o hiato, o resultado apresentou significância em todos os três modelos testados (em 1% de significância), além de apontar

estacionariedade através dos valores críticos da tabela tau. Já a variável da dívida foi estacionária apenas no modelo que incluía a constante, sendo assim suficiente o estabelecimento da não existência de raiz unitária para a amostra avaliada.

4.3 MODELOS

Aqui serão apresentados os resultados das estimações nos dois grandes grupos de regras de políticas – os estáticos, onde não há defasagem da variável dependente e os dinâmicos, onde existe esta ocorrência. Ademais, cada um desses grupos apresentaram a interação de um choque monetário em uma regra fiscal e um choque fiscal na regra monetária.

4.3.1 Modelos estáticos

O primeiro modelo estático que buscamos estimar foi o monetário, onde se assumiu a seguinte regra de política:

$$r_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 s_t + \beta_4 d_1 + \mu_t \quad (26)$$

Onde:

r_t = taxa de juros;

π_t = inflação;

x_t = hiato do produto;

s_t = superávit primário;

d_1 = dummy aditiva para o período do terceiro trimestre de 1999 em diante;

μ_t = termo de erro aleatório $\sim iid(0, \sigma^2)$

Antes de chegarmos aos resultados, a análise econômica nos indica de maneira intuitiva o que pode ocorrer em relação às variáveis associadas a tal regra política. Como estamos falando de uma regra de Taylor modificada, que incorpora um aspecto da política fiscal, pode-se esperar que a inflação reaja positivamente a choques nas taxas de juros. O hiato do produto, por sua vez, assim como o superávit primário, reagiria em direção oposta a variável dependente. Posto de outra forma, um aumento do hiato do produto, gerando pressão sobre a demanda agregada levaria a um acréscimo nas taxas de juros para responder a crescente demanda. Os resultados primários, supondo um maior superávit realizado pelo governo, levariam a uma queda nos níveis de taxa de juros.

Os resultados da regressão estimada estão expostos na Tabela 3:

Tabela 3 - Modelo Estático Monetário

Variável	Modelo Base	Modelo Corrigido
COEFICIENTES		
α	0,055 ^{***} (0,003)	0,047 ^{***} (0,007)
π	0,579 ^{***} (0,102)	0,125 [*] (0,070)
s	0,460 ^{***} (0,162)	0,199 ^{**} (0,080)
x	-0,145 ^{**} (0,067)	-0,119 ^{**} (0,051)
d_1 : <i>Dummy set/1999</i>	-0,040 ^{***} (0,004)	-0,021 ^{***} (0,006)
N	73	73
$r\hat{o}$	-	0,8211
R^2 Ajustado	0,73849	0,89530
BG / ARCH	[0,000]	[0,682]
White	[0,007]	-
Normalidade dos resíduos	[0,509]	[0,000]
F	52,53564	5,51249

Elaboração: do autor

Notas: erro padrão entre parênteses;

p-valor entre colchetes

*, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é estatisticamente diferente de zero aos níveis 10, 5 e 1%, respectivamente

Podem-se notar na tabela os dois modelos estimados: o primeiro, que seguiu uma regra de Taylor modificada e um segundo, o qual foi chamado de “modelo corrigido”. O segundo modelo foi o qual a regra de política monetária passou pelo procedimento de interação Cochrane-Orcutt. Na coluna do modelo base nota-se a significância de todas as variáveis exógenas, inclusive o nosso componente de interação entre política fiscal e política monetária. Apesar de aparentemente o modelo de a primeira coluna apresentar resultados satisfatórios, bem como um R^2 elevado, os problemas surgiram a partir das premissas clássicas dos modelos de regressão. Pelo indicado nos testes de Breusch-Godfrey e White, o modelo apresentava autocorrelação serial nos resíduos e heterocedasticidade. Para isso, foi estimado o modelo interativo de Cochrane-Orcutt para correção da autocorrelação. A coluna “Modelo Corrigido” reporta os resultados.

O processo de Cochrane-Orcutt nesse modelo resultou em sete interações, a qual o p foi igual a 0,82. Tal interação, por utilizar o coeficiente $r\hat{o}$ em uma regressão auxiliar colocada em

primeira diferença, corrige o problema da autocorrelação serial, uma vez que o resíduo da série não mais está autocorrelacionado. Para o horizonte de tempo estudado, foram utilizadas 73 observações de cada variável, compatível com o período 1995:02 até 2013:02, ou o segundo trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 2013. A regressão apresentou problema de normalidade dos resíduos, na ordem indicada na tabela, bem como apresentou consistência nos testes de hipóteses, tanto através do F, quanto a partir da estatística t, onde o único elemento não significativo a 5% foi a inflação. Ao se analisar o R^2 , podemos observar que 89,5% das variações da taxa de juros no período estudado deveram-se as variáveis exógenas.

Em relação aos parâmetros em si, mostrou-se no período haver uma relação inversa entre hiato do produto e os juros no período estudando, indicando que um aumento no hiato, ou seja, a razão $x = \frac{PIB_{obs} - PIB_{pot}}{PIB_{pot}}$ crescente resultaria em uma menor pressão na evolução da taxa de juros em 0,11%.

A relação do resultado primário e da evolução da taxa de juros nos revela uma relação positiva. Um aumento de 1% na geração de resultados primários (em proporção do PIB) geraria um crescimento de 0,19% na taxa de juros. A significância estatística da variável releva que ela tem um peso importante para o modelo, e a sua análise econômica pode indicar que, ao se fixar a taxa de juros, a autoridade monetária leva em conta os esforços fiscais. O resultado primário, apesar disso, revela-se controverso ao que esperávamos, uma vez que um aumento na proporção do resultado primário significa que o governo foi capaz que gerar uma poupança, e, pela desconsideração de uma elevação dos gastos, a taxa de juros deveria cair em alguma magnitude.

A inflação, apesar da ausência de significância no critério abordado pelos autores, apresentou relação crescente com a evolução da taxa de juros. Nos estudos pioneiros de Taylor (1993), no qual se observou para a economia norte-americana uma relação positiva maior do que o proporcional entre a inflação e a taxa de juros, nota-se que para o modelo brasileiro, como o estudado, a relação entre as variáveis não ocorre em tal magnitude. Neste caso, o aumento em 1% nas taxas de inflação resultaria em um acréscimo na taxa de juros de apenas 0,12%.

Por fim, a adesão da *dummy* pode refletir a mudança institucional (Giambiagi & Carvalho, 2003). Nota-se que os resíduos sem a regressão comparados a sua adesão reflete fortes desvios, principalmente entre 1999 e 2000, apresentando um padrão mais comportado depois desse acontecimento. A sua inclusão gerou significância tanto para o resultado primário quanto para o hiato do produto (além de criar a 10% significância para o IPCA).

De maneira semelhante, os melhores resultados encontrados para a regra de política fiscal foram obtidos no modelo corrigido por Cochrane-Orcutt, onde se buscou estimar:

$$d_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 x_t + \beta_3 s_t + \beta_4 r_t + d_1 + \mu_t \quad (27)$$

Onde:

d_t = Dívida Pública Mobiliária Federal interna;

r_t = taxa de juros;

π_t = inflação;

x_t = hiato do produto;

s_t = superávit primário;

d_1 = dummy representando 1997:02 a 1999:01;

μ_t = termo de erro.

Assim como no caso da primeira regra, a intuição econômica pode nos antecipar as reações esperadas das variáveis exógenas expostas no modelo. A relação de taxa de juros e dívida deveria ser crescente, de modo que, a uma elevação da taxa de juros pela autoridade monetária, o custo de rolamento da dívida intensifica-se, tornando o seu montante maior. O mesmo cenário seria esperado para a inflação.

No que diz respeito a variável fiscal inclusa, o esforço fiscal deveria ter uma relação inversa com o endividamento, de modo que um aumento na poupança do governo em proporção ao PIB deveria puxar para baixo a aceleração do endividamento.

Na medida em que se busca a compreensão de uma regra fiscal, os autores elaboraram outra regra fiscal. Buscou-se avaliar o impacto das variáveis macroeconômicas, sobretudo os instrumentos de política monetária e fiscal sobre a geração de saldos da dívida mobiliária interna. Posto dessa forma, a regra gerada seguiu:

$$\Delta d_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 s_{t-1} + \beta_4 r_t + d_2 + \mu_t \quad (28)$$

Onde:

Δd_t = Saldo da Dívida Pública Mobiliária Federal interna;

r_t = taxa de juros;

π_t = inflação;

x_t = hiato do produto;

s_t = superávit primário;

d_2 = dummy representando 1995:02 a 1997:03;

μ_t = termo de erro.

A transformação da variável dependente em um fluxo coloca luz sobre a capacidade da autoridade fiscal de se financiar emitindo os títulos públicos. A intuição econômica nos indica que o acréscimo do saldo DPMFi, ou seja, o ato de se incorrer em um endividamento maior seria acompanhado por aumentos nas taxas de juros, inflação (ambos encarecendo a rolagem da dívida) e o hiato do produto (devido ao aquecimento da economia). A variável controlada pela política fiscal, o resultado fiscal acima da linha, teria uma relação inversa com a variável. Uma maior poupança alcançada pelo governo poderia frear a geração de novas dívidas nos períodos seguintes.

A tabela 4 indica os resultados obtidos a partir das regressões (27) e (28). Eis os resultados:

Tabela 4 - Modelo Estático Fiscal

Variável	Modelo Base	Modelo Corrigido	Modelo Saldo da DPMFi
α	0,460 ^{***} (0,022)	0,473 ^{***} (0,027)	0,052 ^{***} (0,018)
π	- -	- -	0,719 (0,454)
π_{t-1}	-1,012 (0,648)	-0,248 ^{***} (0,110)	- -
s	5,223 ^{***} (0,700)	- -	- -
s_{t-1}	- -	-0,182 (0,126)	-1,929 ^{***} (0,568)
x	-1,403 ^{***} (0,341)	0,005 (0,080)	0,511 ^{**} (0,212)
r	-3,582 ^{***} (0,439)	1,128 ^{***} (0,194)	1,251 ^{***} (0,368)
d_1	-0,034 (0,027)	-0,031 ^{***} (0,008)	- -
d_2	- -	- -	-0,114 ^{***} (0,017)
N	73	72	73
$r\hat{o}$	-	0,951	-
R^2 Ajustado	0,796	0,991	0,355
BG / ARCH	[0,000]	[0,86]	[0,176]
White	[0,003]	-	-
Normalidade dos resíduos	[0,070]	[0,861]	[0,008]
F	57,169	9,560	8,926

Elaboração: do autor

Notas: erro padrão entre parênteses;

p-valor entre colchetes

*, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é estatisticamente diferente de zero aos níveis 10, 5 e 1%, respectivamente. As estatísticas dos testes de diagnóstico são relativas ao p-valor

Como exposto anteriormente no modelo monetário, para a análise do modelo fiscal a tabela aponta o modelo base e o modelo corrigido, além do modelo abordando os saldos da

dívida. A razão pela existência de um modelo corrigido surge a partir da violação das premissas do MRLNC, onde se pode verificar, a partir do teste BG e pelo teste de White, a ocorrência de autocorrelação serial bem como de heterocedasticidade. Esse problema de especificação foi corrigido a partir da interação Cochrane-Orcutt, onde ainda pôde-se recuperar a significância da inflação (aqui defasada em um período) a despeito da perda de significância, assim como no modelo monetário, do hiato do produto.

Para esta estimação, ocorreram seis iterações de Cochrane-Orcutt, resultando em um R^2 de 0,95. As observações da série foram menores em relação à regra fiscal por abordamos aqui o uso de defasagens em algumas variáveis independentes (inflação). A estimação apresentou um elevado R^2 (0,99), e apresentou, via teste de hipóteses, significância global (teste F) e significância relativa nos parâmetros, se observados o teste T (exceto o hiato do produto e o resultado primário).

A interpretação dos parâmetros mostra que o a inflação passada possui, para o período, uma relação negativa com a dívida, uma vez que um acréscimo de 1% da inflação no trimestre passado geraria, no período seguinte (t_0), uma queda na dívida de 0,24%. Esse resultado é contra-intuitivo, uma vez que a inflação gerada em períodos anteriores deveria encarecer o rolamento da dívida. Já a variável monetária que se supôs, a taxa de juros, mostrou que a elevação mais do que proporcional da dívida pública a um aumento na taxa de juros, indicando a sensibilidade que a DPMFi pode ter em relação as decisões tomadas pela autoridade monetária. Este fator indica que as autoridades fiscais levam em conta (há uma interação) os chamados choques monetários. Esse resultado, implicando a significância da taxa de juros pode ser tido como o mais robusto do modelo. A demanda agregada apresentou uma relação negativa com o endividamento, de modo que um aumento no hiato do produto, ou seja, uma pressão mais elevada sobre a demanda agregada repercutiria negativamente sobre o nível do endividamento. Apesar de contra-intuitivo, a significância não alcançada aparenta indicar que as pressões sobre a demanda agregada não repercutiram para os níveis do endividamento. A variável fiscal, o superávit primário, não apresentou significância no modelo corrigido. Ao estar defasada em um trimestre, ela apresentou o sinal esperado pela intuição econômica, uma vez que um maior esforço fiscal em proporção do PIB recuaria a emissão de novas dívidas. A *dummy* acrescentada à regra de política fiscal aborda um período de 1997 até 1998, onde ocorreram as maiores variações no que diz respeito ao cenário externo, possuindo uma elevada significância.

Em relação ao último modelo incluído na tabela, onde se apresenta os saldos da DPMFi, temos os resultados mais robustos em relação ao esperado pela teoria econômica. Cabe ressaltar

que o modelo exposto passou pelo método de Ramanathan (2001), o chamado modelo de heterocedasticidade corrigida, uma vez que o modelo em Mínimos Quadrados Ordinários apresentou o problema.

Como se pode observar, as variáveis de controle da política fiscal, o superávit primário, e da política monetária, a taxa de juros, reagem em direções opostas e mais do que proporcionalmente em relação à variável dependente. Posto de outra forma, ao se supor um acréscimo da taxa de juros nominal fixada pelo Banco Central em 1%, o saldo da dívida expandir-se-ia em 1,25% aproximadamente, enquanto, quando a política fiscal realiza um esforço, no sentido da geração de um maior resultado primário em proporção do PIB, a geração de saldos da dívida contrai-se aproximadamente 1,9%. Em relação a atividade econômica, se supôs que um aumento de 1% no hiato do produto (representando um produto observado superior ao produto potencial) elevaria a geração de novas dívidas em 0,5%. No período analisado, pôde-se observar que todas as variáveis apresentaram os sinais esperados e quase todas (exceto a inflação) obtiveram significância à 5%.

Em relação às estatísticas descritivas da série, podemos notar que não há autocorrelação serial nos três modelos, bem como não há problemas com heterocedasticidade. O R^2 ajustado da terceira série mostrou-se o menor, significando que as variações dos saldos da dívida são explicados 35% pelas variáveis inclusas. Contudo, tal resultado é compreensível uma vez que a geração de saldos da DPMFi, das emissões de títulos pelo STN entre os trimestres, seguem muitas vezes outros critérios não inclusos na presente análise. Como o presente trabalho busca avaliar a interação entre políticas, a relação significativa da política monetária sobre a variável controlada pela autoridade fiscal constitui um resultado valioso.

4.3.2 Modelos dinâmicos

Além dos modelos estáticos, que indicaram haver interação entre as políticas, buscou-se a estimação de regras de políticas dinâmicas, onde a variável dependente defasada em um trimestre é relevante para as decisões tanto da taxa de juros quanto do endividamento no trimestre corrente. As estimações diferiram substancialmente na abordagem dos resultados dos testes de diagnóstico, em especial da heterocedasticidade. Enquanto o modelo monetário não apresentou o fenômeno e foi estimado sob Mínimos Quadrados Ordinários, o modelo fiscal apresentou uma variância não constante, indicando, através dos testes de White e Breusch-Pagan, a não rejeição da hipótese nula e consequentemente, a existência de heterocedasticidade. A partir daí, seguiu-se com o procedimento adotado em Ramanathan(2001), através da chamada

“*estimação de heterocedasticidade-corrigida*”, corrigindo a partir dos resíduos da regressão original utilizando os Mínimos Quadrados Ponderados.

Para a estimação de uma regra de Taylor modificada, à qual acrescida agora de um componente suavizador, estimou-se a seguinte regressão:

$$r_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 s_t + \beta_4 d1 + \beta_5 r_{t-1} + u_t \quad (29)$$

Onde:

d_t = Dívida Pública Mobiliária Federal interna;

r_{t-1} = taxa de juros defasada em um trimestre;

π_t = inflação;

x_t = hiato do produto;

s_t = superávit primário;

$d1$ = dummy aditiva para o período do terceiro trimestre de 1999 em diante;

μ_t = termo de erro aleatório.

A Tabela 5 nos indica o resultado desta regressão, e sua diferença fundamental para o tratamento econométrico em relação ao modelo dinâmico fiscal foi a abordagem da heterocedasticidade. Como será visto, enquanto o modelo dinâmico monetário rejeitou a hipótese nula no teste BG, indicando não haver heterocedasticidade, e com isso a não-aplicação dos modelos corretivos, o modelo dinâmico fiscal apresentou o problema, que foi corrigido conforme citado anteriormente. Os resultados do modelo dinâmico monetário estão sintetizados abaixo:

Tabela 5 - Modelo Dinâmico Monetário

Variável	Modelo Base
	COEFICIENTES
α	0,014*** (0,005)
π	0,147* (0,074)
s	0,287*** (0,102)
x	-0,024 (0,045)
d_1 : Dummy set/1999	-0,012*** (0,004)
i_{-1} - SELIC	0,699*** (0,071)
N	73
R^2 Ajustado	0,890
BG	[0,066]
White	[0,141]
Normalidade dos resíduos	[0,000]
F	117,399

Elaboração: do autor

Notas: estatística t entre parênteses;

p-valor entre colchetes

*, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é estatisticamente diferente de zero aos níveis 10, 5 e 1%, respectivamente

Ao se analisar a regressão estimada, tira-se algumas conclusões acerca de sua estrutura. O modelo não apresentou autocorrelação no critério de Breusch-Godfrey, bem como apresentou a existência de homocedasticidade, conforme a rejeição da hipótese nula via-teste de White. O modelo apresentou um ajuste levemente superior ao abordado no modelo estático, na ordem de 0,89. Isso auxilia a explicação de que as variações na taxa de juros neste período puderam ser explicadas nesta magnitude por variações nos regressores além da variável defasada. Por fim, os resíduos não se distribuem normalmente e o teste F indica significância global do modelo.

Em relação aos regressores, tanto a inflação quanto o hiato não apresentaram a significância a 5%. Isso pode nos indicar que tanto o nível de preços utilizado pelo governo brasileiro quando a demanda agregada não foi levada em conta pelos tomadores de decisão da política monetária, isto é, para a fixação da taxa de juros. A relação entre a inflação e a taxa de

juros foi positiva, porém menor do que proporcional (0,14), enquanto a relação da demanda agregada com os juros foi negativa.

O choque fiscal respondeu positivamente a taxa de juros, o que corresponde dizer que um aumento de 1% na proporção do Superávit Primário/PIB continua a elevar as taxas de juros, menos do que proporcionalmente (0,28%). A significância entre as variáveis corrobora o modelo estático, onde há também a interação entre os tomadores de decisão da política monetária com a variável meta da política fiscal. Esse resultado nos traz a possibilidade de haver interação da política monetária para a política fiscal.

Na presente regra de política monetária, podemos notar um arrasto, ou inércia, de 0,69. Esse coeficiente indica que, na decisão presente de fixação das taxas de juros pela autoridade monetária, 69% decorre da taxa de juros anterior enquanto o restante (21%) influi das outras variáveis estimadas no modelo, como resultado primário, inflação e hiato do produto, além dos choques monetários.

Assim como o modelo estático, seguimos com a utilização da *dummy* que busca retratar o período “institucionalizado” da política econômica brasileira. Aqui, ela foi igualmente significativa, sendo pertinente ao nosso modelo a mudança do conjunto de políticas adotado pelo governo brasileiro para o tratamento da política monetária.

Buscou-se, por fim, analisar uma regra fiscal contendo dinâmica. Isso implicaria em avaliar a evolução das obrigações do governo e quais são os seus determinantes. Um ponto relevante é que, ao ocorrer o problema da heterocedasticidade, optou-se pelo modelo proposto por Ramanathan (2001), a *estimação de heterocedasticidade corrigida*. Logo, estimou-se a seguinte regressão:

$$d_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 s_t + \beta_4 r_{t-1} + \beta_5 d_{t-1} + d1 + u_t \quad (30)$$

Onde:

d_t = Dívida Pública Mobiliária Federal interna;

r_{t-1} = taxa de juros defasada em um trimestre;

π_t = inflação;

x_t = hiato do produto;

s_t = superávit primário;

d_{t-1} = DPMFi defasada em um trimestre;

$d1$ = dummy aditiva para o período do segundo trimestre de 1995 até o primeiro trimestre de 1997;

μ_t = termo de erro aleatório.

Os resultados desta estimação estão contidos na Tabela 6:

Tabela 6 - Modelo Dinâmico Fiscal

Variável	Modelo Base	Modelo Corrigido
α	0,089 ^{***} (0,016)	0,095 ^{***} (0,016)
π	-0,139 (0,103)	-0,204 ^{***} (0,077)
s	0,110 (0,145)	0,041 (0,171)
x	-0,124 ^{**} (0,062)	-0,142 ^{**} (0,070)
r_{t-1}	-0,264 [*] (0,439)	-0,230 ^{***} (0,086)
d_1	-0,046 ^{***} (0,027)	-0,050 ^{***} (0,009)
d_{t-1}	0,820 ^{***} (0,033)	0,813 ^{***} (0,035)
N	73	73
R^2 Ajustado	0,991	0,997
BG	[0,430]	-
White	[0,004]	-
Normalidade dos resíduos	[0,832]	[0,452]
F	6836,299	4575,420

Elaboração: do autor

Notas: erro padrão entre parênteses;

p-valor entre colchetes

*, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é estatisticamente diferente de zero aos níveis 10, 5 e 1%, respectivamente

Como anteriormente, a Tabela 6 divide os resultados entre os modelos “base” e “corrigidos”. Os resultados apontam para, no modelo base, a inexistência de autocorrelação serial, porém apontou a existência de heterocedasticidade no modelo, uma vez apontada pelo teste de White. Este resultado em específico levou-nos a correção do problema no chamado “modelo de heterocedasticidade corrigida”, proposto por Ramanathan (2001).

O modelo corrigido corresponde ao modelo de heterocedasticidade corrigida. Os resultados apontam para uma elevação marginal do R^2 .

Em relação aos resultados das estimações do modelo corrigido, há significância em 5% para todas as variáveis, exceto o choque fiscal. Esse dado nos aponta que a geração de superávits primários pode não ter sido relevante para a evolução da dívida. O problema fundamental que surgiu nas séries deste modelo em específico foi o sinal.

Alguns resultados apresentaram-se contra-intuitivos pelo que prega a teoria econômica: um aumento nos níveis de preços, por exemplo, deveriam tornar mais caro o rolamento da dívida, indicando claramente uma relação positiva entre as variáveis. Contudo, o que pôde ser observado nos resultados foi justamente o oposto: há uma relação inversa entre as variáveis, de modo que a aceleração da inflação em 1% reduziria o endividamento em 0,27%. Pode supor-se que o resultado esteja atrelado à lentidão que o nível de preços específico têm em relação a DPMFi. A demanda agregada, assim como em todos os outros modelos, apresentou uma relação negativa e significativa com o endividamento, ao contrário do suposto pela teoria econômica. A explicação neste caso torna-se mais complexa quando comparada à regra monetária: supõe-se que um acréscimo de 1% no hiato do produto, indicando um aquecimento da economia, não seria condizente com o endividamento observado pelo incremento no estoque da dívida.

O sinal negativo também foi encontrado na taxa de juros defasada em um trimestre, o que indicaria que este aumento no trimestre anterior repercutiu negativamente sobre o estoque da dívida no período corrente. Ao se analisar o gráfico das variáveis como taxa de juros, inflação e a variável dependente, avaliou-se que temporalmente a dívida expande-se rapidamente no final dos anos 90 devido a problemas Institucionais como a criação do Plano de Ajuste Fiscal que levou a União a assumir as obrigações antes arcadas pelos estados da Federação, enquanto as variáveis como inflação e principalmente a taxa de juros apresentam claramente o efeito de queda.

O hiato do produto, assim como nos outros modelos, apresentou igualmente uma relação inversa em relação à dívida, supondo que as pressões na demanda agregada refletem negativamente sobre o estoque do endividamento do país. O efeito da dívida no trimestre anterior para a dívida presente é na ordem de 0,81%, mostrando um efeito carregamento do endividamento, bem como a incapacidade do choque puramente primário de suprir esta deficiência. A *dummy* do período, que abordou o momento de maior instabilidade da evolução da dívida, entendido como os três primeiros anos do Plano Real apresentaram significância como o esperado.

O componente de interação entre a política fiscal e monetária, a taxa de juros, afeta de maneira significativa o estoque da dívida, indicando que há alguma interação entre as duas políticas.

O que se pode entender do resultado do modelo é que as regras fiscais, considerando as variáveis aqui incluídas, não apresentaram resultados satisfatórios no que tange aos sinais esperados em um modelo que contemple a dívida do governo, o que pode indicar que as estimações levando em conta a dívida mobiliária em específico conjuntamente as variáveis

macroeconômicas como inflação e hiato do produto em dinâmica podem não apresentar resultados razoáveis para explicações econômicas sobre o período.

4.4. MODELO DE LEEPER

Utilizando o método de estimação iterada do GMM, pudemos rodar a equação (18), onde a inflação corrente é determinada por uma fração $\frac{1}{\alpha\beta}$ da inflação esperada (aqui colocada como um período a frente da corrente). Nesse caso, como o parâmetro de interesse para determinar se uma política monetária é ativa ou passiva é $\alpha\beta$, utilizaremos o coeficiente da regressão como denominador em uma divisão onde o numerador é um. Se o coeficiente superar o valor 1, podemos inferir que a política monetária é ativa, e se não superar 1, podemos inferir que a política monetária no período estudado é passiva. Como estamos gerando a equação pelo método dos momentos generalizados, os instrumentos que utilizamos foram as defasagens, de um a quatro trimestres, da variável dependente (inflação corrente) e da taxa de juros básica da economia, a SELIC, enquanto o instrumentado é a inflação esperada. Os resultados estão sintetizados na Tabela 7:

Tabela 7 - Estimação da política monetária: Leeper

Variável	Coeficiente
1/$\alpha\beta$ - Inflação Esperada	0,931^{***} (0,049)
Z	19,004
CrITÉrio GMM (TQ)	8,500
Teste J	[0,290]
Instrumentos	SELIC_{t-1}, SELIC_{t-2}, SELIC_{t-3}, SELIC_{t-4}, IPCA_{t-1}, IPCA_{t-2}, IPCA_{t-3}, IPCA_{t-4}
Elaboração: dos autores	

Como se pode notar, o valor do coeficiente da fração é 0,931, o qual é estatisticamente diferente de zero para os três níveis de significância abordados no trabalho. Analisando os testes, o critério GMM apresenta um bom resultado, indicando que o modelo está adequado. Ao se dividir o coeficiente como proposto anteriormente, teremos:

$$\frac{1}{0,931} = 1,0741$$

O resultado, acima de 1, indica que o padrão da política monetária, e em especial da autoridade monetária, foi ativo durante o Plano Real, no qual buscou combater a inflação utilizando seus instrumentos e agindo livremente.

Já para a autoridade fiscal, será rodado um modelo ARIMA, sob máxima verossimilhança exata com o filtro X-12 para a equação (19), onde se busca a estimação do coeficiente $(\beta^{-1} - \gamma)$. Uma vez encontrado, o seu valor, se maior ou menor do que um, indicará que a autoridade fiscal está restringida ou não pela restrição orçamentária intertemporal do governo. Na equação em específico, a dívida real do governo é composta pela dívida do período anterior ponderada pelo coeficiente que determina o comportamento da política fiscal, a inflação corrente e passada, além dos choques das regras de política fiscal (que relacionava tributação direta com dívida) e política monetária (relacionando taxa de juros com inflação). Caso o valor seja superior a um, a política fiscal atua livremente, sem estar sujeita a sua restrição orçamentária, tendo a política monetária, caso seja passiva, levantar receitas de senhoriação para manter a trajetória do endividamento e as contas públicas. Nesse caso, a inflação é entendida como um fenômeno fiscal, como apontada por alguns macroeconomistas estudiosos da Teoria Fiscal do Nível de Preços. Caso o parâmetro seja menor do que 1, a política fiscal é passiva, respeitando as restrições intertemporais e delegando à política monetária o controle do nível de preços. Os resultados da regressão encontram-se na tabela 8:

Tabela 8 - Estimação da política fiscal: Leeper

Variável	Coeficiente
b_{t-1}	0,989*** (0,013)
θ_{t-1}	0,561*** (0,093)
π_t	0,056 (0,236)
π_{t-1}	-0,197 (0,234)
N	73
AR Sazonal	1,010
MA Sazonal	-1,783

Elaboração: do autor

Notas: erro padrão entre parênteses;

*, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é estatisticamente diferente de zero aos níveis 10, 5 e 1%, respectivamente

O resultado relevante do modelo para a nossa análise é o coeficiente da dívida defasada, que nos indica significância nos três níveis abordados e um coeficiente de 0,989. Esse valor indica que a política fiscal no período do Plano Real foi, no limite, passiva, não expandindo abruptamente o endividamento por toda a série e permitindo que, analisando o período como um todo, a ação da autoridade monetária visando conter a inflação de maneira mais livre.

Os resultados da Tabela 7 e 8 nos desenham que, utilizando a metodologia proposta por Leeper (1991), durante o período do Plano Real, o Brasil possuiu um comportamento de coordenação entre a política monetária e a política fiscal, de forma que a primeira agiu de maneira ativa, combativa a inflação utilizando seus instrumentos, como a taxa de juros, e a autoridade fiscal, por sua vez, buscou manter a trajetória intertemporal das obrigações do governo estáveis a fim de não comprometer a execução da política monetária pela estabilidade de preços.

Analisando em conjunto os resultados desta sessão com a literatura brasileira e a disponibilidade dos dados, observa-se que um período marcado dessa forma pode ter começado em meados de 1999, logo após a incorporação da dívida dos estados à DPMFi e a criação das metas de inflação, até o final da série, quando a série da dívida começa a acelerar, provavelmente como resposta anticíclica à crise financeira internacional. No período estudado, a política monetária agiu de maneira enérgica via política de juros e de crédito para conter o incremento da inflação, mesmo que por duas vezes ter estourado o teto da banda superior da meta. O país presenciou então, desde esse período, uma maior atividade do Banco Central pela estabilidade de preços, enquanto o Tesouro Nacional portou-se de uma maneira a manter o lado fiscal sustentável para facilitar essa perseguição da autoridade pela meta.⁸

5. CONCLUSÃO

A monografia teve como objetivo avaliar a interação e coordenação das políticas econômicas brasileiras no passado recente, com o advento do Plano Real. Para tanto, fora necessário a estimação de regras de políticas, tanto dispostas em um modelo estático quanto dinâmico, para buscar mensurar os efeitos das variáveis-meta de uma política econômica na regra de decisão da outra política econômica. Posto de forma mais precisa, buscou-se, por exemplo, verificar qual papel a taxa de juros exercia na decisão da autoridade fiscal para a execução da dívida, e ainda, buscou-se também, utilizando o resultado primário como o esforço

⁸No entendimento das estimações, seria o coeficiente superior ou inferior a 1 que caracterizaria uma política ativa ou passiva. No entanto, pode-se inferir que, em termos de significância estatística, seja pouco provável que os dois modelos assumam valores unicaudais superiores – ou inferiores, dependendo do coeficiente – que 1.

fiscal para mensurar se essa variável exercia alguma importância nas regras de política monetária.

O segundo objetivo, a despeito da compreensão da interação entre as duas políticas foi estimar o modelo proposto em Leeper (1991) para verificarmos em qual das quatro possíveis regiões de coordenação política encontra a brasileira durante o período temporal estudado. Uma política poderia ser ativa ou passiva conforme estivesse livre para atuar ou restringida por alguma variável, como a restrição orçamentária intertemporal do governo. Segundo o modelo proposto por Leeper, haveria, nas quatro regiões, apenas duas soluções estáveis: a primeira, que previa uma política monetária ativa e uma política fiscal passiva, e a segunda, onde se previa uma política monetária passiva e uma política fiscal ativa. As duas últimas soluções, prevendo ambas as políticas passivas e ambas as políticas ativas, resultavam na indeterminação no modelo e numa solução explosiva, respectivamente.

Tratando dos resultados obtidos, pudemos realizar a divisão entre regras estáticas e regras dinâmicas. No primeiro caso, contamos com uma regra monetária, já sob a interação de Cochrane-Orcutt e duas regras fiscais, onde a diferença está fundamentalmente na variável dependente: enquanto a primeira aborda o estoque da dívida, a segunda aponta a criação de novas dívidas (ou saldo) em cada período.

Para a regra monetária estática, o modelo apresentou um ajuste razoável e trouxe alguns resultados anômalos, porém já encontrados na literatura brasileira como o hiato do produto negativo. O esforço explicativo para este resultado, conforme Minella Et Al. (2003), seria a existência dos choques de ofertas concomitantemente com a redução da atividade econômica em um cenário inflacionário. A regra monetária não apresenta significância estatística a 5% para a inflação, que apresentou um coeficiente relativamente, apesar de positivo, baixo (0,12). A variável da política fiscal também se apresentou com um coeficiente positivo (0,19), indicando possivelmente que o incremento do resultado primário não têm sido suficiente para impedir o crescimento das taxas de juros fixadas pela política monetária. Ou, ainda, que a autoridade monetária não avalia objetivamente a variação da taxa nominal de juros dado o esforço fiscal do governo. Essa consideração, apontada na regra, representa seu primeiro resultado, com a significância estatística do resultado primário, indicando que a política monetária, até certo ponto interage e leva em conta o comportamento atual da política fiscal para a definição da taxa de juros corrente.

Discutindo a regra de política fiscal estática, dois modelos foram propostos: o primeiro, com interação Cochrane-Orcutt com o estoque da DPMFi como variável dependente e o segundo, utilizando o modelo de heterocedasticidade corrigida segundo Ramanathan (2001)

para o saldo da DPMFi, ou seja, para a criação, trimestre a trimestre, de uma nova contração de dívidas para o governo. Os resultados apontaram uma melhora considerável para o modelo que incorpora o saldo da dívida, destacando a importância do nível de significância da taxa de juros (1,25), indicando também a interação entre as políticas, para a criação de novos saldos e a relação entre a geração de superávit primário no curto prazo com a redução da dívida no período corrente, que se situa na ordem de -1,92. O coeficiente pode indicar o papel fundamental que uma política fiscal comprometida com o resultado primário pode significar para a progressiva redução da geração de novas dívidas por parte do governo. A inflação não foi significativa no período, apesar do seu coeficiente de 0,71 e o hiato do produto comportou-se, em significância, com coeficiente 0,5. Esse coeficiente pode indicar que a elevação do hiato do produto, sobrecarregando o produto efetivo e os fatores de produção utilizados na economia para além do seu limite potencial, levaria também a um incremento de obrigações no trimestre pelo governo. Levando em consideração esses dois modelos, aquele que considera o estoque da DPMFi e o que considera a geração de novas dívidas deste estoque, pode-se inferir que os melhores resultados se encontram no segundo modelo.

Para as regras de política dinâmicas, montadas aqui como um exercício para avaliar a interação entre os instrumentos de política, mostraram resultados contra-intuitivos a literatura brasileira, de modo que, de antemão, os resultados dos modelos estáticos são considerados melhores. O modelo monetário apresentou uma inércia do Banco Central da ordem de 0,7 para a taxa de juros corrente. Os resultados do hiato do produto corroboraram o problema que já havia acontecido no modelo estático, enquanto a inflação não atingiu significância a 5%, apesar do coeficiente positivo de 0,15. A variável controlada pela autoridade fiscal, o resultado primário, foi aquela que obteve a maior significância estatística, o que poderia indicar interação entre as duas políticas, na ordem de 0,28. O valor, no entanto, indica que o resultado primário pode não ter sido suficiente ou não pode ter sido o elemento mais relevante para o decréscimo da taxa de juros fixada pelo Banco Central. Tanto o modelo estático quanto o modelo dinâmico monetário utilizaram também uma *dummy* representando as “Mudanças Institucionais” ocorridas na economia brasileira desde 1999, enquanto os modelos fiscais utilizaram *dummies* que representaram o período de instabilidade da DPMFi, notoriamente durante o PAF. Todas essas variáveis binárias foram negativas e altamente significantes. Por fim, o modelo de política fiscal em dinâmica apresentou os resultados mais contra-intuitivos, de acordo com a literatura. Todas as variáveis macroeconômicas que deveriam evoluir junto com a evolução do estoque da dívida, como inflação, taxa de juros e hiato do produto apresentaram resultados negativos e

significantes, indicando que a regra pode não estar adequada para explicar o que ocorreu nos últimos 18 anos de política econômica no Brasil.

Por fim, considerando-se a estimação das quatro regiões de políticas propostas por Leeper (1991), utilizando a estimação das duas regras em GMM e ARIMA, pôde-se inferir que a política econômica brasileira, no que tange a execução da política monetária e fiscal, encontra-se na região I, onde se é identificada uma política monetária ativa e uma política fiscal passiva. O resultado aponta que a política fiscal fora passiva no sentido de respeitar a sua restrição orçamentária intertemporal, evitando uma trajetória explosiva da dívida pública. Ao mesmo tempo, uma política monetária fica caracterizada por não estar restringida e poder perseguir livremente a estabilidade dos preços, podendo então reagir de maneira enérgica à inflação. O presente resultado corrobora o que foi chamado de dominância monetária por Fialho & Portugal (2005), a despeito de estimações econométricas distintas. No atual cenário, a política fiscal respeitaria a restrição orçamentária intertemporal do governo, mantendo sustentável a razão dívida/PIB enquanto a política monetária poderia perseguir livremente a estabilidade macroeconômica dos níveis de preços. O presente resultado, contudo, não corrobora o estudo realizado por Moreira, Souza e Almeida (2007), onde se encontrou a chamada dominância fiscal, onde a política fiscal não atuaria restringida pela restrição orçamentária do governo enquanto a política monetária atuaria apenas com a emissão de receitas de senhoriagem para fechar o orçamento do governo.

A presente monografia conclui baseado nas evidências extraídas das estimações, que os modelos de política estáticos ajustaram-se melhor a realidade, havendo, em ambos os casos, a interação entre os instrumentos de política, tanto da política monetária para a fiscal quanto da política fiscal para a monetária, destacando que o efeito da taxa de juros sobre a geração de novas dívidas apresentou-se mais do que proporcional no período estudado. Após a conclusão de haver realmente a interação entre as políticas e seus instrumentos, buscou-se estimar, dentro do proposto por Leeper (1991) as regiões de política e concluir que o Brasil, desde a criação do Plano Real até os dias atuais, esteve presente em um cenário de política fiscal passiva e política monetária ativa, a chamada “dominância monetária”. O quadro colocado, logo, ajuda a caracterizar não somente a interação entre os instrumentos das políticas como indicar que ocorreu coordenação no período, cujo objetivo final era o combate à inflação através de uma política monetária enérgica.

BIBLIOGRAFIA

- BITTENCOURT, M. A; **É a política do Plano Real não-Ricardiana?** Planejamento e Políticas Públicas, n.28; jun-dez 2005
- CUSINATO, R., MINELLA, A. & PÔRTO JÚNIOR, S. (2010), **Hiato do Produto e PIB no Brasil: uma análise de dados em tempo real**, Trabalhos para Discussão, 203
- DIVINO, J.A.C, SAULO, H. & RÊGO, L. C. (2013), **Fiscal and monetary interactions: a game theory approach**, Annals of Operations Research, vol.206, 341-366
- ELLERY, R. G. & PEREIRA, F. M. (2011), **Política Fiscal, Choques Externos e Ciclo Econômico no Brasil**, EconomiA, v. 12, n.3, p. 445-474
- FIALHO, M. L. & PORTUGAL, M. S. (2005), **Monetary and Fiscal Policy Interactions in Brazil: An Application of the Fiscal Theory of the Price Level**, EstudosEconômicos, v. 35, n.4, p. 657-685
- GIAMBIAGI, F e CARVALHO, J. C.; **As Metas de Inflação: Sugestões para um Regime Permanente**; Revista de Economia Política, vol. 22, n. 3, julho-setembro 2003
- GIAMBIAGI, F. e ALÉM, A. C. **Finanças Públicas: Teoria e Prática no Brasil**; 4ª Ed. rev. e atualizada – Rio de Janeiro: Elsevier, 2011
- GOMES Da SILVA, C., MACHADO, S., LOPES, D.& REBELO, A. (2010), **Receitas e Gastos Governamentais: Uma análise da Causalidade para o Caso Brasileiro**, Economia Aplicada, v. 14, n.4, p. 265-275
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**Elsevier, Rio de Janeiro 2006
- HOLLANDA CAVALCANTI, M. A. F & da SILVA, N. L. C. (2010), **Impactos de Políticas de Desoneração do Setor Produtivo: Uma Avaliação a Partir de um Modelo de Gerações Superpostas**, Estudos Econômicos, v. 40, n.4, p. 943-966
- JADITZ, T.; **Seasonality: economic data and model estimation**, Monthly Label Review, December 1994
- LEEPER, E. M. (1991), **Equilibria under monetary and fiscal policies**. JournalOfMonetaryEconomics vol. 27 129-147 North-Holland

MENDONÇA, H. F. & PINTON, O. V. F. (2012), **O Comportamento da Política Fiscal Brasil no Século XXI: Uma Análise a partir do Impulso Fiscal**, *Economia*, v. 13, n.2, p. 281-301

MENDONÇA, H.F (2003), **Teoria fiscal da determinação do nível de preços: uma resenha**. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro.

MINELLA, A. et al. (2003) **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under Exchange rate volatility** Banco Central do Brasil (Working Paper Series, n. 77).

MOREIRA, T.B.S., SILVA e SOUZA, G & ALMEIDA, C. L. (2007), **The Fiscal Theory of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policies: The Brazilian Case** *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27 n.1 85-106

MUSSOLINI, C. C. & TELES, V. K. (2012), **Ciclos Reais e Política Fiscal no Brasil**, *Estudos Econômicos*, v. 42, n.1, p. 75-96

OLIVERIA, G. e TUROLLA, F. **Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas**. *Tempo Social USP* – novembro 2003

SOUZA JÚNIOR, J.R.C e CAETANO, S.M. (2013), **Economia brasileira produto potencial como ferramenta de análise da política monetária e da capacidade de crescimento**, Ipea (TD. 1881)

SOUZA, G. S., KENNEBLEY JÚNIOR, S. & DINIZ, E. M. (2010), **Política Fiscal e Crescimento de Longo Prazo no Brasil: Evidências para dados do Orçamento Função**, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 40, n.1, p. 41-84.

WOODFORD, M. (2001), **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**, Princeton University Press.