

SAMUEL JOSÉ DE CASTRO VIEIRA

**A INÉRCIA NA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA NO REGIME DE  
METAS PARA INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2012

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

V658i  
2012

Vieira, Samuel José de Castro, 1985-

A inércia na política monetária brasileira no regime de metas  
para inflação / Samuel José de Castro Vieira. – Viçosa, MG,  
2012.

ix, 55f. : il. ; 29cm.

Inclui anexos.

Orientador: Sidney Martins Caetano.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 31-34

1. Política monetária. 2. Modelos econométricos -  
Estatísticas. 3. Macroeconomia. I. Universidade Federal de  
Viçosa. II. Título.

CDD 22. ed. 332.46

SAMUEL JOSÉ DE CASTRO VIEIRA

**A INÉRCIA NA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA NO REGIME DE  
METAS PARA INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 14 de fevereiro de 2012.

---

Luciano Dias de Carvalho  
(Coorientador)

---

Moyses Nascimento

---

Sidney Martins Caetano  
(Orientador)

*A meus pais José Dirceu e Maria Aparecida, pertence este trabalho*

*“The opposite of a correct statement is a false statement. But the opposite of a profound truth may be another profound truth.”*

*Niels Bohr*

## AGRADECIMENTOS:

Este trabalho é fruto das oportunidades e dons que Deus tem generosamente dispensado a mim. A fé naquele que É, foi a componente mais importante para o término deste trabalho nas horas difíceis. Agradeço especialmente ao exemplo da perseverança de Tiago Maior, apóstolo de Cristo ao conduzir-me até aqui, e a valiosa intercessão de Nossa Senhora do Pilar, por guiar-me frente às adversidades e me motivar para que conseguisse terminar este trabalho.

É motivo de orgulho dedicar este trabalho aos meus pais. Parafraseei João Guimarães Rosa, que na sua obra prima o fez da mesma forma... “*pertence este livro*”. Isso porque não é possível para mim, descrever em palavras, o quanto foi fundamental, a renúncia feita por eles, para que eu pudesse realizar este sonho. Seja pela oportunidade que nunca tiveram, pelo apoio nos momentos difíceis, por abrir mão do descanso merecido da aposentadoria para que eu pudesse estudar,... Agradeço pela formação da pessoa que sou e aos ensinamentos valiosos deles, que são, sem dúvida, os melhores mestres que tive, uma vez que hoje sou produto da razão e do caráter de meu pai e da fé e compreensão de minha mãe.

Ao pilar fundamental da minha vida, a minha família, em especial aos meus irmãos Saulo e Sérgio com quem divido o privilégio desta conquista e a alegria da convivência. Às orações e aos ensinamentos preciosos dos meus avós: José Reis, Lilia, Valdemar (*in memoriam*) e Nilsa, exemplos de vida, simplicidade, trabalho e inteligência. As pessoas importantes da minha vida em especial aos meus Tios e Primos (à minha prima preferida, Roberta) pelo apoio, orações e principalmente pela nossa amizade. Em particular agradeço às pessoas da Tia Nice, e ao Tio Ricardo pela hospedagem quando me mudei

para Belo Horizonte, um apoio fundamental no início da minha vida acadêmica.

Este trabalho não seria possível sem o conhecimento que generosamente, o meu orientador Sidney Martins Caetano, quis dividir comigo. Agradeço ainda pelo apoio e amizade por ele a mim dispensados na pesquisa, pelas dicas e orientações, inclusive nos momentos incertos da minha pós-graduação.

Aos amigos e funcionários do DEE, pela amizade, dedicação e ajuda durante a realização deste trabalho especialmente a professora Elaine, ao professor Adriano, ao professor Jeferson e ao professor Newton. Em particular aos meus colegas e amigos de mestrado Priscila, Geási, e John, pelo privilégio de estudarmos juntos.

Aos amigos de Viçosa, ao pessoal do Colégio Ágora, que me apoiaram nos momentos difíceis e forneceram a minha primeira oportunidade de emprego em um momento importante. Aos amigos da comunidade de Santo Antônio, meus companheiros de catequese, em especial ao Anderson e a Dora, também aos meus queridos alunos.

Aos meus amigos da física que ainda estão presentes na minha vida. Sou um cara de sorte porque me vejo amigo da maioria deles, quero que nossa amizade permaneça por muitos anos, exceto a do Edmilson! Aos meus amigos de São Tiago, em especial ao Sandson e ao Jorge que se interessaram por este trabalho.

Aos amigos Silvano, Henrique, Ricardo, Caio, Cássio e Frankilin, que dividiram comigo a convivência republicana e amizade em Viçosa, porque foram minha família durante a estadia por lá. A Zita e a Roseli, pelo carinho e pelo excelente trabalho, ao cuidar de nós e da nossa casa.

## **BIOGRAFIA**

Samuel José de Castro Vieira nasceu no município mineiro de São Tiago, filho de José Dirceu Vieira e Maria Aparecida de Castro Vieira, teve contato com as primeiras letras na Escola Estadual Afonso Pena Júnior, na qual estudou até o ensino médio. Aprovado no concurso vestibular da Universidade Federal de Minas Gerais, se tornou Bacharel e Licenciado em Física. Ingressou no programa de Pós-graduação em Ciências Economicas da Universidade Federal de Viçosa. No ano desta defesa se tornou analista de estudos econômicos do Grupo Energisa no Rio de Janeiro.



## SUMÁRIO

|                                                                                                     |      |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------|------|
| RESUMO.....                                                                                         | viii |
| ABSTRACT .....                                                                                      | ix   |
| 1. INTRODUÇÃO.....                                                                                  | 1    |
| 2. REGRA DE TAYLOR FOWARD-LOOKING .....                                                             | 3    |
| 2. 1. A inércia da taxa de juros para política monetária .....                                      | 6    |
| 3. REFERENCIAL EMPÍRICO .....                                                                       | 9    |
| 4. METODOLOGIA E DADOS .....                                                                        | 14   |
| 4.1. Método Generalizado dos Momentos (GMM):.....                                                   | 14   |
| 4.1.1. Procedimento de dois estágios para estimação do GMM .....                                    | 16   |
| 4.1.2. Detectando Instrumentos Fracos e Check de Robustez .....                                     | 18   |
| 5. RESULTADOS EMPÍRICOS .....                                                                       | 22   |
| 6. CONCLUSÕES .....                                                                                 | 29   |
| 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS .....                                                                 | 31   |
| ANEXO 1 – Propriedades do Método GMM e Inferência Estatística: .....                                | 35   |
| PROPRIEDADES DO ESTIMADOR DE GMM:.....                                                              | 35   |
| GMM PARA MODELOS DE VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS:.....                                                   | 35   |
| INFERÊNCIA ESTATÍSTICA USANDO O GMM: .....                                                          | 36   |
| O teste J de Hansen: .....                                                                          | 36   |
| O teste de Wald: .....                                                                              | 37   |
| O teste de Cragg-Donald: .....                                                                      | 37   |
| O teste LM de Anderson: .....                                                                       | 39   |
| O teste de Heterocedasticidade de Pagan-Hall:.....                                                  | 39   |
| Os testes generalizados para modelos Heterocedásticos: A redução de posto de Kleibergen-Paap: ..... | 40   |
| ANEXO 2 – Estimação do produto potencial: .....                                                     | 43   |
| METODOLOGIA DE AJUSTE:.....                                                                         | 43   |
| Filtro HP (Hodrick-Prescott) .....                                                                  | 43   |
| Filtro FP (Abordagem da função de produção).....                                                    | 44   |
| ANEXO 3 – Ajuste dos dados no E-Views:.....                                                         | 46   |
| ANEXO 4 – Resultados dos demais modelos estimados:.....                                             | 47   |

## RESUMO

VIEIRA, Samuel José de Castro, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2012. **A Inércia na política monetária brasileira no regime de metas para inflação.** Orientador: Sidney Martins Caetano. Coorientadores: Luciano Dias de Carvalho e Orlando Monteiro da Silva.

Este trabalho tem o objetivo de acrescentar novos testes estatísticos e resultados à já extensa literatura empírica que se preocupa em estimar a função de reação do banco Central do Brasil seguindo regras à *la* Taylor, entretanto, dando destaque para o grau de inércia presente na política monetária. A contribuição fica por conta da aplicação do método dos momentos generalizados, levando-se em consideração a presença de instrumentos fracos. Este método permite estimar modelos robustos em relação à heterocedasticidade com o uso de variáveis instrumentais, corrigindo o problema de autocorrelação entre as variáveis endógenas do modelo. Os resultados demonstram que os modelos de equações simultâneas são mais robustos do que os modelos de apenas um estágio estimados por MQO, e que no modelo de Taylor tradicional se rejeita a hipótese da presença de instrumentos fracos pelo teste de Cragg-Donald para um conjunto de instrumentos adequado. Os valores estimados para a inércia da política monetária são elevados (em torno de 0,8) e corroboram a maioria dos resultados presentes na literatura internacional.

## ABSTRACT

VIEIRA, Samuel José de Castro, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2012. **The inertia of the brazilian monetary policy in the inflation target regimen.** Adviser: Sidney Martins Caetano. Co-Advisers: Luciano Dias de Carvalho and Orlando Monteiro da Silva.

This work has the objective to add new statistical tests and results to the already extensive empirical literature who cares about estimating the reaction function of the Central Bank of Brazil following the rules proposed by Taylor, however, paying attention to the degree of inertia present in the monetary policy. The contribution is due to the application of generalized method of moments, taking into consideration the presence of weak instruments. This method permits estimate robust models in relation to heterocedasticity. Using instrumental variables we can correct the problem of autocorrelation between the endogenous variables of the model. The results show that the simultaneous equation models are more robust than a single stage models estimated by OLS, and in the traditional Taylor model does reject the hypothesis of weak instruments for the Cragg-Donald test, using a convenient set of instruments. The estimated values for the inertia of monetary policy are high (around 0.8) and the results corroborate the international literature.

## 1. INTRODUÇÃO

Durante a década de 80 e meados de 90, o Brasil conviveu com várias tentativas de estabilização de preços. O combate à inflação era a questão do momento dos governos. Problema “resolvido” a partir da inserção do Plano Real em 1994. Após uma crise cambial, em 1998, e o risco de um retrocesso, o país inicia seus esforços em um novo regime monetário, conhecido como regime de metas de inflação, repetindo uma alternativa com pouca experiência de sucesso iniciada na Nova Zelândia (1990), depois no Canadá (1991), Reino Unido (1992), Suécia e Finlândia (1993), Austrália e Espanha (1994).

Dentro das discussões teóricas e empíricas, Taylor (1993) se destaca ao levantar a importância das taxas de juros da política monetária relacionadas com o hiato do produto e com os desvios da inflação de sua meta. Posteriormente, um fato comum nas abordagens metodológicas tanto para a economia americana, Clarida et al. (2000), quanto para os países da área do euro, Castelnuovo (2007), e entre outros, foi a inserção do ajustamento lento referente aos instrumentos da política monetária. A este ajustamento gradual, a literatura empírica tem tratado como a “inércia” da política monetária. Ao contrário do termo original criado na Física, a inércia neste caso faz menção ao ajuste gradual da taxa de juros, ou rigidez de ajuste<sup>1</sup>. De um modo geral, este ajustamento deve ser lento para que haja menor volatilidade dos retornos das taxas de juros, reduzindo ainda mais a incerteza quanto às suas variações futuras.

Rudebush (2002) destaca que a “ilusão” da inércia na política monetária é um reflexo de choques persistentes na economia. Consolo e Fávero (2009) questionam o alto grau de inércia presente na política monetária americana e propõem uma estimativa via método de momentos generalizados (GMM) que leve em consideração a qualidade do conjunto de instrumentos usados na estimação da função de reação do Banco Central, uma vez que o grau de inércia poderia estar viesado diante da utilização de instrumentos fracos. Usando o mesmo conjunto de observações que Clarida et. al. (2000), os autores mostraram

---

<sup>1</sup> Na Física Sir. Isaac Newton descreve nos *Principia* em 1687 que a inércia se configura como a ausência de forças resultantes que atuam sobre um corpo.

que em diferentes períodos na administração do FED - pré-Volcker (1960 até 1969), durante a gestão Volcker/Greenspan (1979 a 1996) e Volcker/Greenspan (1979 a 2006), (note que o último período é maior que o segundo) - ocorre uma mudança na especificação da função de reação do banco central americano. Tal efeito aparece pela presença de instrumentos fracos. Os resultados indicam que no período pré-Volcker e Volcker/Greenspan a relação de causalidade na função de reação do FED se invertia entre o primeiro e o terceiro períodos em estudo. Portanto, baseando-se no teste de Cragg Donald (1993), não era possível estimar a mesma especificação de função de reação para todos os períodos analisados.

Em específico, cabe também destacar que nos estudos que envolvem modelos GMM e dados brasileiros, nas estimativas da função de reação do Banco Central do Brasil, não são considerados o problema dos instrumentos fracos, o que pode afetar a consistência das estimativas apresentadas na literatura empírica brasileira. Para resolver tal possível problema envolvendo os resultados empíricos, propõem-se utilizar o teste de Cragg-Donald (1993) proposto por Stock e Yogo (2004) para modelos de variáveis instrumentais como o de Clarida et, al. (2000), referência na literatura, tais modelos corrigidos para heterocedasticidade foram generalizados por Kleibergen e Paap (2007).

Neste sentido, o presente trabalho visa contribuir com a literatura empírica brasileira fornecendo resultados que sejam robustos em relação ao problema dos instrumentos fracos para a função de reação do Banco Central que corroborem ou não a presença de um alto grau de inércia na política monetária, o que indicaria forte nível de gradualismo nas decisões monetárias, ou seja, a autoridade monetária estaria disponibilizando maiores esforços na política gradualista do que em uma reação enérgica às mudanças no “estado da economia”. Tal diferença é importante porque indica se existe preferência dos gestores econômicos quanto ao combate da inflação ou ao estímulo a atividade produtiva.

O modelo proposto neste trabalho leva em conta a estimação de momentos generalizados, que diferentemente dos outros modelos já estudados para o caso Brasileiro, permite a discriminação dos instrumentos de política monetária em termos da sua robustez, principalmente quanto ao tamanho da amostra e a

presença de variáveis instrumentais. O teste de instrumentos fracos de Cragg-Donald (1993) permite identificar a relação de causalidade dos instrumentos de política, mostrando dentre outros fatores a presença do comportamento inercial. O modelo GMM corrige ainda o viés de estimação dos coeficientes de resposta da política monetária, por uma abordagem mais robusta em relação a heterocedasticidade, porque filtra imprecisões de viés relacionadas a endogeneidade presente no modelo.

Para tanto, o trabalho segue assim distribuído: além da a presente introdução; a seção 2 destaca a regra *à la* Taylor *forward-looking*; a seção 3 levanta uma breve revisão empírica da literatura brasileira; a seção 4 mostra a metodologia, testes estatísticos e os dados utilizados; a seção 5 apresenta resultados empíricos e discussão; e a seção 6 finaliza com as conclusões.

## 2. REGRA DE TAYLOR *FORWARD-LOOKING*

Taylor (1993) demonstrou que a política monetária poderia ser esclarecida por leis empíricas que considerassem apenas os desvios da inflação em relação a meta, e o hiato do produto como medida representativa do grau de atividade econômica. As defasagens de informação e a rigidez dos preços afetavam a política monetária. Este modelo demonstrou ser robusto nas políticas de estabilização econômica porque criava um modelo teórico simples que podia ser testado empiricamente.

Mecanismos de ajustamento parcial foram adicionados, posteriormente, no trabalho de Clarida et. al (2000), para capturar o gradualismo presente em diversas políticas monetárias. Assim surgiu uma maneira de mensurar a inércia do ajustamento das taxas de juros entre dois ou mais períodos de tempo.

De maneira resumida, a regra *à la* Taylor é uma regra que associa o desvio da inflação da sua meta e o hiato do produto com a taxa de juros de curto prazo. Em termos práticos relaciona as variáveis da seguinte forma:

- O hiato da inflação:  $(\pi_t - \pi_t^*)$
- O hiato do produto:  $(y_t - y_t^*)$

- Taxa de juros de longo prazo:  $i_t^*$ , e  $a$
- Taxa de inflação:  $\pi_t$

De acordo com a equação:

$$i_t = \pi_t + i_t^* + a_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + a_y(y_t - y_t^*); \quad (1)$$

Onde os coeficientes de inclinação são:  $a_\pi > 0$ ,  $a_y > 0$

Em que:

- $i_t$  = Taxa de juros real de curto prazo.
- $\pi_t$  = Inflação.
- $\pi_t^*$  = Taxa de inflação desejada.
- $i_t^*$  = Taxa de juros nominal de equilíbrio no longo prazo.
- $y_t$  = PIB real.
- $y_t^*$  = PIB potencial. (determinado por uma tendência linear).

Como  $a_\pi > 0$ , então o BC deve aumentar a taxa de juros em mais de 1 ponto percentual. Observando que ao substituir  $\pi_t^*$  de ambos os lados da equação 1, tem-se:

$$i_t = \pi_t^* + i_t^* + (a_\pi + 1)(\pi_t - \pi_t^*) + a_y(y_t - y_t^*) \quad (2)$$

$i_t$  aumenta  $(a_\pi + 1)$  p.p., se o desvio de inflação  $(\pi_t - \pi_t^*)$  aumentar 1 p.p..

Em termos expectacionais quanto ao comportamento das taxas de juros futuras, Carida, et. al (2000) propuseram um modelo para estimar a regra de Taylor que considera a crítica de Lucas<sup>2</sup> e a teoria das expectativas racionais, em termos do conjunto de informação disponível  $\Omega_t$ . Assim ao modificar a eq. 2:

$$i_t = i_t^* + \beta(E(\pi_{t,k}|\Omega_t) - \pi_t^*) + \gamma(E(x_{t,q}|\Omega_t)); \quad (3)$$

$$x_{t,q} = (y_{t,q} - y_t^*)$$

Em que:

- $E(\pi_{t,k}|\Omega_t)$  = Expectativa de inflação até  $(t+k)$
- $E(x_{t,q}|\Omega_t)$  = Expectativa do hiato do produto até  $(t+q)$ . Definida como a variação percentual do PIB atual em relação ao alvo.

---

<sup>2</sup> A crítica de Lucas argumenta que é ingênuo tentar prever os efeitos de uma mudança na política econômica inteiramente com base em relações observadas em dados históricos, especialmente se os dados têm elevado nível de agregação histórica.

Para estimar uma regra da taxa real implícita a partir das implicações de (3) e assumindo um comportamento cíclico da economia, deve-se notar que os sinais de  $\beta$  e  $\gamma$  influenciam o estabelecimento da convergência para meta na regra da taxa de juros (ex-ante):

$$\begin{aligned} ii_t^* &= \bar{i}_t^* + (\beta - 1)(E(\pi_{t,k}|\Omega_t) - \pi_t^*) + \gamma(E(x_{t,q}|\Omega_t)) \\ ii_t^* &= i_t - E(\pi_{t,k}|\Omega_t) \end{aligned} \quad (4)$$

Em que:

- $ii_t^* = \pi_t^* + i_t^*$  : Taxa de juros real.
- $\bar{i}_t^*$  : Taxa de juros real de longo prazo.

De acordo com a equação (3): Se  $\beta > 1$ , espera-se empiricamente que as regras das taxas de juros tendam a estabilizar a economia. Se  $\beta \leq 1$ , as regras tendem a desestabilizá-la. Se  $\gamma > 1$ , as regras das taxas de juros tendem a estabilizar a economia. Se  $\gamma \leq 1$ , as regras tendem a desestabilizá-las.  $\beta$  está relacionado com a convergência dos juros relativamente às taxas de inflação e  $\gamma$  relaciona a convergência relativamente aos desvios do produto, indicando os efeitos “dos ciclos de desvio do produto” sobre os juros.

Carida, et. al (2000) ao fazerem sua proposta destacam alguns problemas com equação (1). Primeiro, é improvável que o ajustamento das taxas de juros seja imediato como previsto na equação, neste caso, ignora-se a tendência do BC em suavizar seu comportamento quanto ao instrumento de política monetária. Segundo, tratam-se todas as mudanças ao longo do tempo como reflexo de ações sistemáticas do BC frente às condições econômicas. Não leva em conta que a política pode ser randômica associada a erros de previsão, ou seja, o modelo da equação é determinístico. Terceiro, assume que o BC tem perfeito controle de todas as demais taxas de juros, e tem sucesso em mantê-las no nível desejado (Operações no mercado aberto).

Relaxando os pressupostos da equação (3) e especificando as condições sobre  $i_t$  em termos do seu ajustamento parcial, tem-se o operador de defasagens da inércia  $\rho(L)$ :



$$i_t = \rho(L)i_{t-1} + (1 - \rho)ii_t^* ; \quad (0 < \rho < 1) \quad (5)$$

$$\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 + \dots + \rho_n L^{n-1}, \text{ truncado em: } \rho(1) = \rho$$

Assim seja  $\xi_t$  um choque aleatório de média 0 e seja  $ii_t^*$  definida pela equação (3). A equação (5) postula que há ajustamento parcial da taxa (Selic over) para meta  $i_t^*$ , a cada período que o BC ajusta, ou seja, elimina  $(1 - \rho)$  da lacuna entre o alvo corrente e alguma combinação linear destes valores no passado. Note que  $\rho$  é um indicador do grau de suavização dessas mudanças. Substituindo a equação (4) na equação (5), conclui-se que:

$$i_t = (1 - \rho)\{\bar{u}^* - (\beta - 1)\pi_t^* + \beta\pi_{t,k} + \gamma x_{t,q}\} + \rho(1)i_{t-1} + \xi_t \quad (6)$$

$$\text{Em que, } \xi_t = -(1 - \rho)\left\{\beta\left(\pi_{t,k} - E(\pi_{t,k}|\Omega_t)\right) + \gamma\left(x_{t,q} - E(x_{t,q}|\Omega_t)\right)\right\}$$

O termo acima é o erro de previsão, portanto, ortogonal ao conjunto de informação  $\Omega_t$ . Se  $z_t$  denota o vetor de instrumentos, da equação (6) pode-se escrever a condição de ortogonalidade do termo de erro:

$$E\{[i_t - (1 - \rho)[\bar{u}^* - (\beta - 1)\pi_t^* + \beta\pi_{t,k} + \gamma x_{t,q}] + \rho(1)i_{t-1}]z_t\} = 0 \quad (7)$$

Neste caso, tal modelo pode ser estimado pelo método GMM que receberá maior atenção mais a frente.

## 2. 1. A inércia da taxa de juros para política monetária

O termo de inércia na equação 7 é representado por  $0 < \rho < 1$ . Segundo Rudebusch (2001), ele representa a taxa de ajustamento parcial intertemporal da economia. A literatura tem indicado uma alta presença de inércia nas políticas monetárias. Woodford (1999) argumenta que a inércia elevada indica que os bancos centrais têm respondido intensamente para assegurar um nível de inflação adequado, com pouca volatilidade. De acordo com Barbosa (2009) a inércia pode ser descrita como:

$$i_t = \theta i_t^* + (1 - \theta)i_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad 0 < \theta < 1$$

O que equivale dizer que  $\rho = (1 - \theta)$ , assim sendo  $i_t^*$  a taxa de juros desejada, então a inércia aumenta se  $\theta$  diminui, Clarida et al. (1999) apontam que  $\theta$  tem empiricamente sido estimado entre 0,1 e 0,2.

As mudanças nas taxas de juros se dão de maneira discreta e, segundo Goodfriend (1991), “são impossíveis de serem analisadas em um horizonte de um a dois meses”. A teoria econômica clássica supõe que qualquer termo inercial com horizonte trimestral deveria ser pequeno, ou seja, o ajustamento econômico pela política monetária deveria ser imediato.

Uma explicação para o fenômeno da inércia feita por Rudebusch (2001) envolve a presença de persistência de muitos choques de curto prazo na economia, e que, tais estimativas poderiam ser espúrias devido a inconsistências nos instrumentos do modelo, ou viés de especificação funcional.

Na maioria das vezes os reflexos da política monetária se apresentam via mecanismos de ajustamento parcial, onde a variação da taxa de juros é proporcional a diferença entre a taxa de juros desejada e a atual:

$$\frac{\partial i}{\partial t} = \rho(i_t^* - i_t), \quad 0 < \rho \leq 1 \quad (8)$$

Nela observa-se que há a suposição de que o Banco central possui algum custo de ajustamento que o impede de fixar imediatamente a taxa de juros nominal no nível desejado ( $\rho = 0$ ). Pressupondo que taxa de juros siga a regra de Taylor:

$$i_t = (1 - \rho)(\alpha + \beta\pi_{t,k} + \gamma x_{t,q}) + \rho i_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (9)$$

então, agregando às equações 8 e 9 assumindo-se que o produto potencial depende da diferença entre as taxas de juros, real e de longo prazo  $i^*$ :

$$y_t - y_t^* = -\phi(i_t^* - i_t), \quad \phi > 0 \quad (10)$$

Também considerando na análise a curva de Phillips, a qual é proporcional ao hiato do produto<sup>3</sup> com coeficiente positivo:

---

<sup>3</sup> Curva de Philips, para mais detalhes, ver Barbosa 2004.

$$\dot{\pi} = \delta(y_t - y_t^*), \quad \delta > 0 \quad (11)$$

No modelo proposto por Clarida et. al. (2000), as equações diferenciais dinâmicas calculadas segundo Barbosa (2004) serão:

$$\begin{aligned} \dot{\pi} &= -\phi\delta(i_t - i_t^*) \\ i &= -[(1 + \phi\gamma)\theta - \phi\delta](i_t - i_t^*) + \beta\theta(\pi_t - \pi_t^*) \end{aligned} \quad (12)$$

As equações acima são as equações dinâmicas de ajustamento do modelo. Derivando novamente as duas equações apresentadas em 12 pode-se encontrar a matriz jacobiana do sistema:

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial \dot{\pi}}{\partial \pi} & \frac{\partial \dot{\pi}}{\partial i} \\ \frac{\partial \dot{i}}{\partial \pi} & \frac{\partial \dot{i}}{\partial i} \end{bmatrix} = \begin{vmatrix} 0 & -\phi\delta \\ \beta\theta & -(1 + \phi\gamma)\theta - \phi\delta \end{vmatrix} \quad (13)$$

Observa-se que o determinante dessa matriz é positivo e seu traço pode ser tanto negativo quanto positivo. Para que o ponto de equilíbrio seja um ponto estável, deve-se ter a seguinte restrição com relação à  $\theta$ :

$$tr J < 0 \text{ se } \theta > \theta' = \frac{\phi\delta}{1 + \phi\gamma}$$

Assim o BC não pode ser muito lento no ajuste dos juros quando houver uma mudança na taxa de juros desejada, a estabilidade do sistema impõe um valor mínimo para  $\theta$ , que depende do parâmetro  $\phi$  da curva IS,  $\delta$  da curva de Philips e de  $\gamma$  relativo ao coeficiente angular do hiato na regra de política monetária.

O sistema 12 demonstra as equações dinâmicas que estabelecem a convergência das taxas de juros, seu resultado pode ser testado pelo modelo empírico dado pela equação 7. Ambos são complementares, já que um é a representação matemática do ajuste econômico e o outro um modelo estatístico que testa a aderência das decisões do Banco Central a uma relação de causalidade lógica, em conjunto, indicam a magnitude esperada do termo de inércia.

Os parâmetros impõem uma restrição ao comportamento do BC no processo de suavização dos juros. Desta maneira a inércia se relaciona à estabilidade do ajuste dinâmico do nível de atividade na economia. Mostra-se ainda que a taxa de juros nominal e a taxa de inflação são negativamente correlacionadas. Caso o Banco Central decida reduzir a meta da taxa de inflação instantaneamente, a taxa de juros como variável pré-determinada ajusta-se gradualmente ao novo valor de equilíbrio de longo prazo com taxa  $\rho$ , quanto mais próxima essa taxa for de 1, maior será a inércia do ajustamento.

### 3. REFERENCIAL EMPÍRICO

Existem muitos estudos empíricos para a economia brasileira que levam em consideração a função de reação para a política monetária *à la* Taylor (1993) e que tentam explicar a dinâmica da política monetária, principalmente, após a adoção do sistema de metas para inflação. Comparando Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003) e Holland (2005), ver Tabela 1, observa-se conclusões diferentes quanto ao nível de  $\rho$ , entretanto, nota-se um acréscimo de covariáveis como a variação na taxa de cambio, dependendo dos pressupostos adotados na construção dos modelos.

Salgado, Garcia e Medeiros (2005) buscaram explicar as dinâmicas das taxas nominais, dentro e fora dos períodos de crises cambiais, usando dados de agosto de 1994 a dezembro de (2000). Eles montaram um modelo TAR (*Threshold Autoregressive*), que permite analisar períodos distintos (com crise e sem crise). No período de câmbio flutuante, os autores utilizaram como indicador de crise a variação acumulada das reservas cambiais em três meses. Com esta metodologia conseguiram identificar três momentos: A crise Mexicana (começo de 1995), a Asiática (final de 1997) e a Russa (segundo semestre de 1998). Nestes períodos os coeficientes de resposta a taxa de juros frente a inflação foram muito maiores do que os períodos fora de crise. Em períodos de crise, notou-se que a autoridade monetária agiu no sentido de evitar perda de reservas.

Soares e Barbosa (2006) consideraram a variação da taxa de juros nominal como variável dependente, encontrando evidências de que o BC reagia ostensivamente ao desvio da inflação esperada em relação a meta, assim como a variações no hiato e na taxa de câmbio real. Em linhas gerais, os autores estimaram por mínimos quadrados de dois estágios e obtiveram resultados de longo prazo para o coeficiente relacionado com a inércia<sup>4</sup> entre 0.44 e 0.54.

O trabalho de Policano (2006) utilizou dados mensais de janeiro de 1995 a janeiro de 2006 para estimar duas funções de reação para o BC através do método de *Time-Varying Parameters* onde os coeficientes seguem passeios aleatórios. A primeira estimativa leva em conta a amostra toda e a segunda apenas os dados a partir de janeiro de 2000 até outubro de 2005. Como resultado havia evidências na mudança de comportamento da autoridade monetária e de que o coeficiente de suavização  $\beta_{1t}$  oscilava entre 0.6 até 0.8 no período de 2000 a 2005. Na primeira amostra havia respostas negativas dos juros às reservas cambiais e positivas ao hiato do produto até janeiro de 1999. Assim no período de transição para o regime de metas houve maior influência da taxa de câmbio sobre a Selic, em detrimento da variação nas reservas. Depois de junho de 1999 houve respostas maiores da política monetária, o trabalho demonstrou que a taxa de juros passou a reagir fortemente ao desvio da meta.

Bueno (2005) utilizou um modelo Markovianos de mudança de regime que se adequa ao princípio de Taylor, isto é, obteve-se um coeficiente  $[(a_{\pi} + 1) < 1]$ <sup>5</sup>, para os diferentes regimes de política monetária (antes e depois de junho de 1999). Lima et. al (2007) encontram indícios que no período anterior a adoção das metas existem dois regimes de política monetária. No primeiro movimentos nas taxas de juros são relacionados aos movimentos nas reservas, e no segundo, a taxa de juros é relacionada com a inflação e o produto. No período após a adoção do sistema de metas também foram encontrados dois regimes. Em um o BC preocupa-se basicamente com a inflação e em outro leva em conta a taxa de inflação e a atividade econômica. Os autores encontram um valor de  $\rho$

<sup>4</sup> Observe que o modelo adotado está especificado em diferenças (ver tabela 1)

<sup>5</sup> Ver equação 2 de Taylor Forward Looking no referencial teórico.

elevado em torno de 0.83 em t-1 e -0.65 em t-2 no segundo estágio, contudo no terceiro estágio o valor foi baixo em torno de 0. No modelo linear, o valor de  $p$  voltou a ser elevado em torno de 0.97 em t-1 e -0,88 em t-2. Tais resultados indicam um ajustamento bastante lento das taxas de juros.

Carvalho e Moura (2008) estimam oito diferentes versões da regra de Taylor para sete países da América Latina, selecionando o modelo mais apropriado para cada país com base em medidas de desempenho de previsão fora da amostra. No modelo para o Brasil, o coeficiente de longo prazo associado ao desvio da inflação não foi estatisticamente diferente de um, indicando que o BC não respeitou a regra de Taylor no período analisado; além disso, nota-se que o BC reage de forma mais agressiva cortando juros quando a inflação está abaixo da esperada do que aumentando juros quando está acima da meta, ou seja, notou-se assimetria, de provável origem devido a pressões políticas.

Silva e Portugal (2008) assumem uma função de perda da autoridade monetária assimétrica em relação aos desvios positivos do hiato e da taxa de inflação à meta. Usando uma função de perda tipo Linex, as evidências indicam uma função de reação não linear no período de 2000 a 2007 em relação ao hiato. Os resultados indicam que o BC tinha uma preferência em conter a inflação abaixo da meta.

Pagano e Rossi Júnior (2010) levam em conta um modelo não-linear SRT (*Sooth Transition Regressions*) para caracterizar o tipo de preferência do BC brasileiro no período de julho de 2000 a agosto de 2008, obtendo resultados que não rejeitam a hipótese de não linearidade da função de reação do BC. Concluem que a função de reação do BC é côncava caracterizando preferências avessas a recessão e que o BC respeita a regra de Taylor. Vale lembrar que o modelo também utiliza as variáveis de suavização em diferença defazadas em t-1 e t-2 períodos.

Os resultados para as estimativas da inércia de alguns artigos da literatura empírica Brasileira, aqui citados, estão sumarizados na Tabela 1:

Tabela 1 - Estimativas de alguns artigos da literatura brasileira para o grau de inércia da função de reação do Banco Central

| Modelo                            | Método           | Amostra              | Equação                                                                                                                                                                                                      | Intervalo estimado para o grau de inércia          |
|-----------------------------------|------------------|----------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------|
| <b>Minella et, al. (2003)</b>     | MQO              | 1999:07 a<br>2002:12 | $i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)(\alpha_0 + \alpha_2(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1}) + \epsilon_t$                                                        | $0,67 < \alpha_1 < 0,90$                           |
| <b>Holland (2005)</b>             | GMM              | 1999:07 a<br>2005:01 | $i_t = (1 - \rho)(\alpha + \beta \pi_{t,k} + \gamma x_{t,q}) + \rho i_{t-1} + \epsilon_t$                                                                                                                    | $0,43 < \rho < 0,75$                               |
| <b>Salgado et, al. (2005)</b>     | TAR <sup>6</sup> | 1994:08 a<br>2000:12 | $\Delta i_t = \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 \pi_t + \beta_3 \tilde{y}_t + \beta_4 \Delta R_t + \beta_0 + \epsilon_t$<br>com $\Delta R_t = 1$ , fora de períodos de crise.                                        | $0,54 < (\beta_1 + 1) < 0,99$                      |
| <b>Soares e Barbosa (2006)</b>    | GMM              | 1999:07 a<br>2005:01 | $\Delta i_t = -\phi(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + \phi\beta(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi\gamma_1 x_t + \phi\gamma_2 x_{t-1} + \phi\lambda(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} + \epsilon_t$ | $0,44 < \rho < 0,54^7$                             |
| <b>Policano e S. Bueno (2006)</b> | TVP <sup>8</sup> | 1995:01 a<br>2006:01 | $i_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} i_{t-1} + \beta_{2t} D_{t-1} + \beta_{3t} y_{t-2} + \beta_{4t} \Delta e_t + \epsilon_t$                                                                                       | $0,6 < \beta_{1t} < 0,85$                          |
| <b>Silva e Portugal (2008)</b>    | GMM              | 2000:01 a<br>2007:10 | $i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1 D_{jt} + d_2 x_t + d_3 D_{jt}^2 + d_4 x_t^2] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \epsilon_t$                                                                          | $1,24 < \rho_1 < 1,65$<br>$-0,43 < \rho_2 < -0,77$ |

<sup>6</sup> Threshold Autoregressive Model.<sup>7</sup> Observe que a equação está definida em diferenças<sup>8</sup> Time Varying Parameter Model.

|                                      |                   |           |                                                                                                                                      |                                                                          |
|--------------------------------------|-------------------|-----------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------|
| <b>Lima et, al.<br/>(2007)</b>       | MSM <sup>9</sup>  | 1996:07 a | $i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 e_{t-1} + \beta_4 y_{t-1}$                                            | $0,06 < \beta_1 < 1,53$                                                  |
|                                      | MQO               | 2006:01   | $+ \beta_5 r_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_7 \pi_{t-2}$<br>$+ \beta_8 e_{t-2} + \beta_9 y_{t-2} + \beta_{10} r_{t-2} + \epsilon_t$ | $-0,70 < \beta_6 < -0,01$<br>$\beta_1 = 0,87 \text{ e } \beta_6 = -0,10$ |
| <b>Pagano e Rossi<br/>Jr. (2010)</b> | SRT <sup>10</sup> | 2000:07 a | $\Delta i_t = a_1 + a_2 i_{t-1} + a_3 E_t(\pi_{t+12} - \pi^*) + a_4 x_{t-2}$                                                         | $a_2 \cong -0,08, a_5 \cong 0,20,$                                       |
|                                      |                   | 2008:10   | $+ a_5 \Delta i_{t-1} + a_6 \Delta i_{t-2} + \epsilon_t$                                                                             | $a_6 \cong 0,33^{11}$                                                    |

**Obs:** Modelos selecionados com base na literatura empírica Brasileira. A equação estimada é a equação básica do modelo e as estimativas de  $\rho$  estão indicadas no intervalo das diferentes especificações que os autores consideram nos seus trabalhos. As estimativas do grau de inércia são significativas em sua maioria a 1% e 5%

<sup>9</sup> Markov-Switching Model.

<sup>10</sup> Smooth Transition Regression Model.

<sup>11</sup> Observe que a equação está definida em diferenças



## 4. METODOLOGIA E DADOS

### 4.1. Método Generalizado dos Momentos (GMM):

O método generalizado dos momentos (GMM) é uma técnica de estimação semi-paramétrica geralmente aplicada quando não é possível estimar as equações via mínimos quadrados ordinários (MQO) (que é um caso especial do GMM), ou máxima verossimilhança (MV), devido a problemas de endogeneidade entre as variáveis explicativas do modelo. De maneira geral existem mais momentos do que parâmetros a estimar. Via de regra, os estimadores de GMM são consistentes, assintoticamente normais e eficientes. Esta seção mostra alguns passos na dedução matemática do método GMM e sua aplicação nos modelos empíricos.

Dada uma função de distribuição arbitrária de uma variável aleatória dependente  $Y_t$  genérica, pode-se usar a função geradora de momentos para calcular quaisquer dos momentos de ordem  $k$  (desde que definidos na função de distribuição do modelo), ou seja:

$$E(Y_t^k) = \mu_k(\boldsymbol{\theta}) \quad (14)$$

em que  $\boldsymbol{\theta}$  será o vetor ( $T \times 1$ ) de parâmetros que definem a equação a ser estimada.

No método clássico dos momentos a estimativa dos valores de  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  é o valor de:

$$\mu_{i,T}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t^i \quad (15)$$

Isto permite escrever as novas condições dos momentos de ordem  $k$  em termos da matriz  $\mathbf{g}_T$ :

$$\mathbf{g}_T = \begin{bmatrix} \mu_{1,T}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) - \mu_1(\boldsymbol{\theta}) \\ \dots \\ \mu_{k,T}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) - \mu_k(\boldsymbol{\theta}) \end{bmatrix}, k = 1, 2, \dots, \infty \quad (16)$$

Observe que se  $E[\mathbf{g}_T] = \mathbf{0}$ , recupera-se as condições de momento. Este argumento pode ser expandido para múltiplas variáveis, ou seja, pode-se montar uma matriz  $\mathbf{g}$  para todas as  $m$  variáveis dependentes.

Pode-se então calcular as condições de momento encontrando os valores de  $\hat{\theta}$  que tornem a relação  $E[\mathbf{g}_T] = \mathbf{0}$  mais próxima possível em termos de igualdade, fazendo com que na média os valores estimados convirjam para média amostral.

Hansen (1982) identificou um problema potencial na estimação por GMM. Ele observou que podem existir mais momentos do que incógnitas, já que a princípio para uma distribuição arbitrária pode haver infinitos momentos. Para solucionar esta inconveniência, o autor propõe ponderar cada um dos momentos de modo a minimizar uma função quadrática assim como é feito pelo método MQO. Desta maneira pode-se evitar a sobre-identificação do modelo. Cada momento por sua vez deve ser ponderado de uma determinada maneira para que se encontre uma função quadrática minimizável.

Hansen (1982) propõe que o ponderador dos momentos seja obtido a partir da matriz de covariância dos momentos, em vez da matriz de variância dos parâmetros como utilizado no MQO. Desta maneira os momentos de maior variância devem receber menor peso. Isso ocorrerá oportunamente ao se tomar o inverso da matriz de covariância dos momentos. Observe ainda que Hansen (1982) considera que variáveis dependentes diferentes geram estimativas de momentos diferentes, assim, especialmente se uma variável instrumental tem sua significância afetada por algum tipo de viés, o modelo de GMM internaliza este problema, atribuindo um peso menor a esta variável dependente, tornando as estimativas “no mínimo” mais parcimoniosas. A estimação por GMM filtra, portanto, imprecisões estatísticas não observadas no modelo, vinculadas à auto-correlação dos resíduos que levam a endogeneidade.

Formalmente, deve-se encontrar uma matriz  $\mathbf{W}$  simétrica e positiva semidefinida que minimize a seguinte função de critério:

$$Q(\theta, \mathbf{y}_T) = \mathbf{g}_T' \mathbf{W} \mathbf{g}_T \quad (17)$$

em que  $\mathbf{y}_T$  é o vetor de observações das diferentes variáveis dependentes; para o caso de duas variáveis instrumentais,  $\mathbf{y}_T = (\mathbf{h}' \mathbf{z}')$  de  $\mathbf{x}$  e dois momentos (observe que neste caso a estimação de momentos usa apenas a média), pode-se escrever:

$$\min\{Q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{y})\}$$

$$= \min \left\{ \left( \sum_{t=1}^T h_t(y_t - \theta_1 x_t) \quad \sum_{t=1}^T z_t(y_t - \theta_2 x_t) \right) \mathbf{W} \begin{bmatrix} \sum_{t=1}^T h_t(y_t - \theta_1 x_t) \\ \sum_{t=1}^T z_t(y_t - \theta_2 x_t) \end{bmatrix} \right\}$$

Se  $\mathbf{W} = \mathbf{I}$ , ou seja, momentos de igual peso, a solução é um tipo de estimador de mínimos quadrados não lineares.

#### 4.1.1. Procedimento de dois estágios para estimação do GMM

Observando a equação anterior, nota-se que o procedimento para determinação de  $\mathbf{S}^{-1} = \mathbf{W}$  e  $\boldsymbol{\theta}$  é circular, já que a estimativa de um depende da estimativa do outro. Assumindo que as observações estão autocorrelacionadas, a matriz de autocovariância pode ser estimada introduzindo defasagens que tornam os valores das séries estacionários.

Seja:

$$Q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{y}_T) = \mathbf{g}_T' \mathbf{W} \mathbf{g}_T \quad (18)$$

Em princípio, pode-se diferenciar  $Q$  em relação a  $\boldsymbol{\theta}$  para encontrar as condições de primeira ordem:

$$\frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\theta}} Q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{y}_T) = 2 \mathbf{G}_T(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{y}_T)' \mathbf{W} \mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{y}_T) = 0 \quad (19)$$

em que a matriz  $\mathbf{G}_T(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r})$  é o jacobiano das condições de momento tomadas com respeito a  $\boldsymbol{\theta}$ :

$$\mathbf{G}_T(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{r}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \frac{\partial \mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{y}_T)}{\partial \boldsymbol{\theta}'} \quad (20)$$

Pelo teorema do limite central, pode-se demonstrar que a matriz de pesos ótima é escrita como:

$$\mathbf{S} = \lim_{T \rightarrow \infty} \text{Var}(\sqrt{T}[\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}_0, \boldsymbol{y}_T)]) \quad (21)$$

Assumido isso, seja  $\hat{\mathbf{h}} = \mathbf{h}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T, \mathbf{r}_T)$  o vetor de resíduos estimados, a matriz de autocovariância defasada pode ser estimada por:

$$\widehat{\mathbf{S}}_j = 1/T \sum_{t=j+1}^T \left[ \left( \mathbf{h}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{r}_t) \right) \left( \mathbf{h}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{r}_{t-j}) \right)' \right] \quad (22)$$

em que  $j = 1, 2, \dots, l$ ; sendo  $l$  o tamanho máximo da defasagem, que pode ser escolhida por algum critério de informação ou de acordo com a teoria econômica (caso de dados trimestrais, semanais, etc). Neste caso, toma-se um  $\mathbf{h}$  centrado na média. Observa-se que a equação (22) leva a estimadores consistentes na presença de Heterocedasticidade.

Para estimar o caso multivariado, a nova função que substituirá a equação (21) de autocovariância será definida por Hansen (2005) como:

$$\begin{aligned} \mathbf{S} &= \lim_{T \rightarrow \infty} \text{Var}(\sqrt{T}[\mathbf{h}'(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{r}_T)]) \quad (23) \\ \mathbf{S} &= \lim_{T \rightarrow \infty} E \left[ \left( T^{-1/2} \sum_{t=1}^T \mathbf{g}_t(\widehat{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{y}_T) - E(\mathbf{g}_t) \right) \left( T^{-1/2} \sum_{t=1}^T \mathbf{g}_t(\widehat{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{y}_T) - E(\mathbf{g}_t) \right)' \right] \\ \mathbf{S} &= \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T T^{-1} E[(\mathbf{g}_t(\widehat{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{y}_T) - E(\mathbf{g}_t))(\mathbf{g}_t(\widehat{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{y}_T) - E(\mathbf{g}_t))'] \end{aligned}$$

Definindo:  $\mathbf{S} = \widehat{\mathbf{S}}_0$  para  $t = 1$

$$\mathbf{S} = (T - 1)(\widehat{\mathbf{S}}_1 + \widehat{\mathbf{S}}_1')$$

$$\mathbf{S} = (T - j)(\widehat{\mathbf{S}}_j + \widehat{\mathbf{S}}_j') \text{ para } t = T$$

No longo prazo, a matriz de covariância é estimada por:

$$\widehat{\mathbf{S}} = \widehat{\mathbf{S}}_0 + \sum_{j=1}^l (\widehat{\mathbf{S}}_j + \widehat{\mathbf{S}}_j') \quad \text{Ponderação quadrática}$$

$$\widehat{\mathbf{S}} = \widehat{\mathbf{S}}_0 + \sum_{j=1}^l \mathcal{H}_j (\widehat{\mathbf{S}}_j + \widehat{\mathbf{S}}_j') \quad \text{Ponderação } \mathcal{H}_j$$

em que  $\mathcal{H}_j$  são os comprimentos das defasagens. Se  $\mathcal{H}_j = 1$  todos os *lags* tem o mesmo tamanho. A forma mais utilizada de se calcular  $\mathcal{H}_j$ , leva em conta os comprimentos de Bartlett:

$$\mathcal{H}_j = 1 - j/(l + 1) \quad (24)$$

Assim observando-se a presença de autocorrelação, pode-se estimar numericamente o procedimento de dois estágios de Hansen:

**1º Estágio:** Como as estimativas de  $\mathbf{S}$  e  $\boldsymbol{\theta}$  são relacionadas e tendo em mente que  $\mathbf{W} = \mathbf{S}^{-1}$ . Pode-se arbitrariamente tomar o valor de  $\mathbf{W} = \mathbf{I}$ , a matriz identidade. Feito isso resolve-se o seguinte problema não linear:

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(1)} = \underset{\boldsymbol{\theta}}{\operatorname{argmin}} [\mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta})' \mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta})] \quad (25)$$

**2º Estágio:** Calcula-se:

$$\hat{\mathbf{h}} = \mathbf{h}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T^{(1)}, \mathbf{r}_T)$$

E estima-se  $\mathbf{S}_j$  como:

$$\widehat{\mathbf{S}}_j = 1/T \sum_{t=j+1}^T [(\mathbf{h}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{r}_t)) (\mathbf{h}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{r}_{t-j}))']$$

E substitui-se em:

$$\widehat{\mathbf{S}} = \widehat{\mathbf{S}}_0 + \sum_{j=1}^l \mathcal{H}_j (\widehat{\mathbf{S}}_j + \widehat{\mathbf{S}}_j')$$

sabendo que  $\mathbf{W} = \widehat{\mathbf{S}}^{-1}$  obtém-se a estimativa do segundo estágio, estimando:

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(2)} = \underset{\boldsymbol{\theta}}{\operatorname{argmin}} [\mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta})' \mathbf{W} \mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta})] \quad (26)$$

Hansen (1982) demonstrou que para amostras “suficientemente” grandes as estimativas de dois estágios são assintoticamente equivalentes as estimativas recursivas de vários estágios. Este trabalho utiliza o procedimento de dois estágios, usando a ponderação de Bartlett, mais comumente utilizado na literatura.

#### 4.1.2. Detectando Instrumentos Fracos e Check de Robustez

Costuma-se estimar a regra de Taylor em função de três variáveis endógenas:  $i_t$ ,  $\pi_{t,k}$ ,  $x_{t,q}$ . Assim, o GMM na prática estima três equações: A função de reação da política monetária (6), e duas equações de projeção de duas variáveis endógenas

incluídas do lado direito da função de reação da política monetária a partir da escolha de um conjunto de instrumentos  $Z_t$ :

$$i_t = (1 - \rho)(\alpha + \beta\pi_{t,k} + \gamma x_{t,q}) + \rho i_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (27)$$

$$\pi_{t,k} = \delta_2 Z_t + u_{2t} \quad (28)$$

$$x_{t,q} = \delta_3 Z_t + u_{3t} \quad (29)$$

O procedimento de GMM usa as equações (28) e (29) juntamente com a condição  $E(\epsilon_{1t}Z_t) = 0$ , para instrumentalizar as variáveis endógenas de (27) e obter as estimativas para os parâmetros de interesse. O problema dos instrumentos fracos emerge Straiger e Stock (1997) quando (28) e (29) não especificam completamente um  $Z_t$  robusto que explique  $\pi_{t,k}$  e  $x_{t,q}$  em termos da sua variância. Ou seja, os instrumentos (28) e (29) são limitados dentro do conjunto explicativo amplo. Straiger e Stock (1997) e Yogo (2004) demonstraram que instrumentos fracos causam grande viés se não forem abordados corretamente.

Para esclarecer a importância dos instrumentos fracos para a estimação das regras de política monetária e avaliar se o problema dos instrumentos fracos afeta diretamente as estimativas, pode-se implementar uma estatística  $F$  normalmente usada para testar a significância conjunta dos regressores de uma equação: a estatística de Cragg-Donald (1993).

O tratamento padrão baseado na exogeneidade das variáveis instrumentais, não capta o problema dos instrumentos fracos, assim quando os conjuntos de observações são pequenos, as relações entre os erros das variáveis (explicativas e instrumentais) podem viesar a estimação. Como resultado, os testes de inferência podem estar viesados. Existem duas definições de instrumentos fracos:

1. Diz que os estimadores de variáveis instrumentais têm um viés maior (relativamente) do que os obtidos quando se muda a especificação do modelo, ou o método de estimação. Geralmente se estabelece certo “threshold”  $\nu$ , por exemplo 5%, no grau de significância das estimativas.
2. Os instrumentos são fracos se para um dado nível de significância,  $\alpha$ , há significância estatística quando comparada àquela obtida pela aplicação do teste de Wald.

Para elucidar estas situações, Consolo e Fávero (2009) estimam especificações diferentes das equações (27), (28) e (29), mudando os instrumentos e as variáveis dependentes. Neste caso, o problema dos instrumentos fracos emerge quando (28) e (29) têm falhas na sua especificação. Isso leva a imprecisões acerca do poder explicativo de  $Z_t$  sobre as variações das variâncias de  $\pi_{t,k}$  e  $x_{t,q}$ , que podem levar a imprecisões, quando se toma o limite assintótico das distribuições dos parâmetros esperados, ou seja, há um problema de inconsistência.

Os instrumentos fracos foram identificados por Consolo e Fávero (2009) mudando a especificação do modelo, estimando-o de duas formas alternativas (ou regressões reversas), comparando os modelos e testando sua robustez:

$$r_t = \delta_1 Z_t + u_{1t} \quad (30)$$

$$\pi_{t,k} = -\frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{1 - \rho\beta} i_t - \frac{\rho}{1 - \rho\beta} i_{t-1} - \frac{\gamma}{\beta} x_{t,q} + \epsilon_{2t} \quad (31)$$

$$x_{t,q} = \delta_3 Z_t + u_{3t} \quad (32)$$

$$r_t = \gamma_1 Z_t + u_{1t} \quad (33)$$

$$\pi_{t,k} = \gamma_2 Z_t + u_{2t} \quad (34)$$

$$x_{t,q} = -\frac{\alpha}{\gamma} + \frac{1}{1 - \rho\gamma} i - \frac{\rho}{1 - \rho\gamma} i_{t-1} - \frac{\beta}{\gamma} \pi_{t,k} + \epsilon_{3t} \quad (35)$$

Estes modelos correspondem às mesmas condições de momento, depois de uma transformação algébrica. Para decidir qual especificação usar, procede-se o teste de Cragg-Donald para relevância dos instrumentos. Quando o modelo apresenta as duas condições para os instrumentos fracos expostos acima, pode-se dizer que o conjunto dos instrumentos é fraco. O que leva a observar que os instrumentos fracos dependem do estimador que se está usando e da forma funcional adotada.

Considerando o modelo estrutural de  $n$  variáveis endógenas ( $\mathbf{X}$ ) e  $k_I$  regressores exógenos  $\mathbf{W}$  estimados por GMM, definido pelas equações:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \mathbf{g}(\mathbf{X}_t^*, \mathbf{W}_t, \boldsymbol{\theta}) + \mathbf{u}_t \\ \mathbf{X}_t &= \boldsymbol{\pi} \mathbf{Z}_t + \boldsymbol{\phi} \mathbf{W}_t + \mathbf{V}_t \end{aligned}$$

onde  $\mathbf{X}_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de variáveis endógenas,  $\mathbf{Z}_t$  é um vetor ( $k_2 \times 1$ ), que representa o conjunto de variáveis exógenas excluídas do modelo, em que  $\mathbf{W}_t$  é o vetor de variáveis exógenas ( $k_1 \times 1$ ) incluídas no modelo, e,  $\mathbf{u}_t$  e  $\mathbf{V}_t$  são os vetores de erro associados aos instrumentos  $\mathbf{X}_t$ .  $\mathbf{Z}_t$  coleciona todos os instrumentos não utilizados no modelo que dariam significância completa a  $\mathbf{X}_t$ . Definindo  $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\mathbf{V}\mathbf{V}}$ , como a matriz de covariância de  $\mathbf{X}_t$ <sup>12</sup>, então a estatística de Cragg-Donald pode ser definida por:

$$G_{\mathbf{X},k_2} = \left( \hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\mathbf{V}\mathbf{V}}^{-1/2} \right)' \mathbf{X}'_{\perp} \mathbf{P}_{\mathbf{Z}_{\perp}} \mathbf{X}_{\perp} \left( \hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\mathbf{V}\mathbf{V}}^{-1/2} \right) / k_2 \quad (36)$$

$$\varpi_{min}(X, k_2) \rightarrow \text{nin eval } (G_{\mathbf{X},k_2})$$

Onde o símbolo  $\perp$  denota os resíduos da projeção em  $\mathbf{W}$ <sup>13</sup>. Os valores críticos desta estatística estão tabelados em Stock e Yogo (2004).

Uma robustez maior é tentada ao aplicar o teste de Pagan-Hall (1983), uma vez que espera-se que modelos com problema de heterocedasticidade. Detectando-se este problema, as estimativas dos testes de instrumentos fracos pelo teste de Cragg-Donald e para a identificação do modelo pelo teste LM precisam ser corrigidas pelo teste de posto de Keibergen-Paap (2007)<sup>14</sup>.

## 4.2. OS DADOS

A base de dados, Tabela 2, utilizada neste trabalho foi obtida no IPEADATA e no Banco Central do Brasil, exceto o hiato do produto calculado via função de produção Cobb-Douglas e pelo filtro Rodrick-Prescott obtidos com a colaboração de Souza Júnior e Caetano (2011). As referências do cálculo desse hiato do produto

<sup>12</sup>  $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\mathbf{V}\mathbf{V}} = \frac{\mathbf{X}'_{\perp} \mathbf{M}_{\mathbf{Z}_{\perp}} \mathbf{X}_{\perp}}{T - k_2}$ , onde  $\mathbf{M}_{\mathbf{Z}_{\perp}}$  é a matriz de covariância encontrada pela condição que satisfaz  $\mathbf{P}_{\mathbf{Z}_{\perp}} = \mathbf{Z}_{\perp} (\mathbf{Z}_{\perp}' \mathbf{Z}_{\perp})^{-1} \mathbf{Z}_{\perp}'$ , com  $\mathbf{M}_{\mathbf{Z}_{\perp}} = \mathbf{I} - \mathbf{P}_{\mathbf{Z}_{\perp}}$ ,

<sup>13</sup> Onde  $\mathbf{X}_{\perp} = \mathbf{M}_{\omega} \mathbf{X}$ , com  $\mathbf{M}_{\omega} = \mathbf{I} - \mathbf{P}_{\omega}$ , com  $\mathbf{P}_{\omega} = \mathbf{W}(\mathbf{W}'\mathbf{W})^{-1}\mathbf{W}'$ .

<sup>14</sup> Ver anexo para os demais testes e a dedução do teste de Ranking de Kleibergen-Paap (2007)



podem ser encontradas em Souza Júnior e Caetano (2011) e Souza Júnior (2005). O intervalo temporal dos dados refere-se ao período compreendido entre o terceiro trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2010.

**Tabela 2 - Conjunto de variáveis do modelo**

|                 |                                                                                         |
|-----------------|-----------------------------------------------------------------------------------------|
| Juros           | Taxa de juros Selic anualizada                                                          |
| $\Delta Infl12$ | Variação do IPCA12 meses (p.p.)                                                         |
| $\Delta Res$    | Variação das reservas internacionais                                                    |
| Hiato $fp$      | Hiato usando Função Cobb-Douglas (FP)                                                   |
| Hiato $hp$      | Hiato usando filtro HP                                                                  |
| $\Delta M1$     | Variação do Agregado monetário M1                                                       |
| SwDi            | Taxa de juros Swap Pré-DI de 360 dias descontada da taxa de risco Brasil (Embi+ Brasil) |
| $\Delta Cam$    | Variação da taxa de Câmbio, fim de período                                              |

## 5. RESULTADOS EMPÍRICOS

O modelo ajustado por GMM é (em termos da esperança condicional):

$$\widehat{E}\{[i_t - \{(1 - \rho)[\beta\pi_t + \gamma x_{t-1} + \alpha] - \rho i_{t-1}\}]\varepsilon_t\} \cong 0 \quad (37)$$

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{Z}_t[Juros, Hiato(fp ou hp), \Delta Infl12, SwDi, \Delta Res, \Delta M1, \Delta Cam]$$

Em que:

$i_t$  = Taxa de Juros em t

$\pi_t$  = Taxa de inflação em t

$x_t$  = Média móvel do hiato do produto

$i_{t-1}$  = Taxa de Juros em t-1

$\varepsilon_t$  = Termo de erro.

Observe que os parâmetros estimados são  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\rho$  e  $\alpha$  que minimizam a esperança condicional acima, tornando-a mais próxima possível de 0. Um valor de  $\rho$  ( $< 1$ ) próximo de 1 indicaria a presença de inércia na política monetária elevada. Note que a equação (37) é equivalente a especificação das equações do sistema: (27), (28) e (29).

O vetor,  $\mathbf{Z}_t$ , de instrumentos é definido de acordo com as Tabelas 3a e 3b, e foi selecionado com base em 288 simulações para o conjunto de instrumentos, (*ver anexo*), tabelas 9a, 9b e 9c. O conjunto de instrumentos 1 é representado pelos modelos 81 e 82 e o conjunto de instrumentos 2 pelos modelos 23 e 24

**Tabela 3a - Especificação dos instrumentos (Conjunto de instrumentos 1)**

|                              |                                                                          |
|------------------------------|--------------------------------------------------------------------------|
| $\Delta\text{Inflação}_{12}$ | Inflação defasada em $k = 1$ período (lag $t = -1$ )                     |
| Xfp ou Xhp                   | Hiatofp (ou hp) em $q = 1$ período (lag de $t = -1$ )                    |
| Juros                        | Juros defasados em $p = 1$ período (lag de $t = -2$ )                    |
| SwapDi                       | SwapDi defasado em $p = 1$ período (lag de $t = -1$ )                    |
| $\Delta\text{Reservas}$      | Variação das reservas defasadas em $p = 1$ período (lag de $t = -1$ )    |
| Dm1                          | 1ª diferença do log do M1 defasada em $p = 1$ período (lag de $t = -1$ ) |
| $\Delta\text{Cam}$           | Variação da Taxa de Câmbio em $p = 1$ período (lag de $t = -1$ )         |

**Tabela 3b - Especificação dos instrumentos (Conjunto de instrumentos 2)**

|                              |                                                                          |
|------------------------------|--------------------------------------------------------------------------|
| $\Delta\text{Inflação}_{12}$ | Inflação defasada em $k = 1$ período (lag $t = -1$ )                     |
| Xfp ou Xhp                   | Hiatofp (ou hp) com $q = 1$ período de defasagem (lag $t = -1$ )         |
| Juros                        | Juros defasados em $p = 1$ período (lag $t = -2$ )                       |
| $\Delta\text{Cam}$           | Variação da Taxa de Câmbio em $p = 1$ período (lag de $t = -1$ )         |
| Dm1                          | 1ª diferença do log do M1 defasada em $p = 1$ período (lag de $t = -1$ ) |

Os instrumentos foram escolhidos por apresentarem grande correlação com as variáveis endógenas do modelo. Os primeiros candidatos naturais a instrumentos

são as próprias variáveis endógenas defasadas. Alguns outros instrumentos foram incluídos devido a sua significância na descrição do ambiente macoeconômico monetário, e incluem: fatores externos como a variação da taxa de câmbio e a variação das reservas internacionais; fatores ligados a expectativas das taxas de juros futuras como o SwapDi de 360 dias descontado da taxa de risco Brasil (Embi+ Brasil); fatores ligados a base monetária disponível de moeda circulante M1.

Todos os modelos estimados são rodados em relação à Heterocedasticidade, já que o teste de Pagan-Hall acusou tal problema, conforme anexo tabela 12. A Tabela 5 mostra os resultados para a função de reação do Banco Central (27), sujeita aos conjuntos de instrumentos indicados nas equações (28) e (29).

**Tabela 5 - Estimativas para a função de reação do Banco Central**

| Modelo Tradicional (1999:3 a 2010:4) |                         |                     |                         |                     |
|--------------------------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|
| Coeficientes                         | Conj. de Instrumentos 1 |                     | Conj. de Instrumentos 2 |                     |
|                                      | Modelo 1                | Modelo 2            | Modelo 1                | Modelo 2            |
|                                      | FP                      | Filtro HP           | FP                      | Filtro HP           |
| $\alpha$                             | -0,311<br>(6,613)       | -3,016<br>(5,785)   | 6,734<br>(6,653)        | 3,097<br>(5,746)    |
| $\beta$                              | 3,168***<br>(0,588)     | 2,619***<br>(0,555) | 1,898***<br>(0,714)     | 1,558***<br>(0,682) |
| $\gamma$                             | 5,008***<br>(1,865)     | 5,785***<br>(1,952) | 5,143***<br>(1,714)     | 6,162***<br>(1,786) |
| $\rho$ (inércia)                     | 0,881***<br>(0,053)     | 0,874***<br>(0,053) | 0,853***<br>(0,064)     | 0,846***<br>(0,061) |
| $R^2$                                | 0,84                    | 0,85                | 0,83                    | 0,83                |

Obs.: \*, \*\*, \*\*\* representam 10%, 5% e 1% de significância respectivamente

Os resultados da Tabela 5 mostram as estimativas para função de reação do Banco Central do Brasil na especificação tradicional. Nela nota-se um componente inercial elevado (acima de 0.8) e que os componentes de intercepto  $\alpha$  não tem nenhuma significância estatística. Nota-se ainda que não há nenhum indício sobre qual modelo é o mais adequado dado o conjunto de instrumentos.

O uso do hiato HP leva a estimativas do parâmetro a ele referido maiores do que as estimativas que consideram o hiato FP.

Pela Tabela 6, nota-se que a especificação tradicional da função de reação do Banco Central possui  $\varpi_{min}$  significativo a 5% para o conjunto de instrumentos 1, e para o conjunto de instrumentos 2, 10%. Ambas levando em conta as estimativas usando a função de produção, FP. Também na especificação tradicional observa-se que o teste de Hansen não rejeita a hipótese nula de validade dos instrumentos, e é significativo a 5%. Portanto, a especificação tradicional do modelo de Taylor *forward-looking* é adequada para descrever a curva de reação do Banco Central do Brasil para os conjuntos de dados e instrumentos analisados com periodicidade trimestral referentes aos conjuntos de instrumentos 1 e 2 usando-se o filtro FP. A relevância conjunta dos instrumentos é forte a 5% tornando a especificação tradicional do modelo 1 conjunto de instrumentos 2 rejeitada, frente à presença de instrumentos fracos.

Os resultados indicam pelo teste LM de Anderson corrigido para heterocedasticidade que o conjunto dos instrumentos usado na estimação dos modelos 1 e 2 para o filtro FP é significativo conjuntamente, a no máximo 5%, permitindo rejeitar a hipótese de que o modelo está sub-identificado.

Os resultados da tabela 5 permitem ainda avaliar que apesar do modelo que contem o conjunto de instrumentos 1 possuir significância para o teste de Hansen, tal argumento não se estende quanto a relevância dos instrumentos medida pelo teste de Cragg-Donald, generalizado por Kleibergen-Paap (2007).

Os resultados da tabaela 6 indicam que, mesmo havendo significância conjunta dos instrumentos, pode haver a presença de instrumentos fracamente correlacionados, seja pelo tamanho da amostra ou pela especificação do modelo. O teste de Hansen garante apenas que o conjunto de instrumentos é adequado, mas não testa o viés de especificação dos coeficientes de inclinação e intercepto, sujeitos

a correlação fraca. Desta maneira, para os conjuntos de instrumentos que são não significativos pelo teste de Cragg-Donald corrigido, encontra-se no modelo de dois estágios estimados por GMM estimativas menos robustas devido ao viés acrescentado pela relevância do conjunto de instrumentos.

**Tabela 6 - Testes de instrumentos fracos:**

| Amostra (1999:3 a 2010:4)            |                         |           |                         |           |
|--------------------------------------|-------------------------|-----------|-------------------------|-----------|
|                                      | Conj. de Instrumentos 1 |           | Conj. de Instrumentos 2 |           |
|                                      | FP                      | Filtro HP | FP                      | Filtro HP |
| $\varpi_{min}(\pi, x)$               | 8.92*                   | 6.41      | 12.67**                 | 9.39**    |
| <b>P – valor</b> <sub>(Hansen)</sub> | (0.224)                 | (0.208)   | (0.267)                 | (0.203)   |
| <b>P- valor</b> <sub>rk – LM</sub>   | (0.020)                 | (0.035)   | (0.004)                 | (0.007)   |
| $\varpi_{min}(\pi, i)$               | 4.01                    | 4.61      | 2.65                    | 3.49      |
| <b>P – valor</b> <sub>(Hansen)</sub> | (0.017)                 | (0.029)   | (0.014)                 | (0.053)   |
| <b>P- valor</b> <sub>rk – LM</sub>   | (0.134)                 | (0.073)   | (0.056)                 | (0.023)   |
| $\varpi_{min}(x, i)$                 | 3.42                    | 4.11      | 1.19                    | 1.17      |
| <b>P – valor</b> <sub>(Hansen)</sub> | (0.006)                 | (0.006)   | (0.001)                 | (0.001)   |
| <b>P- valor</b> <sub>rk – LM</sub>   | (0.044)                 | (0.041)   | (0.200)                 | (0.200)   |

**Obs:** Entre parêntesis o p-valor do teste de Hansen e o p-valor da estatística de correlação canônica LM de Anderson (corrigida) para sub-identificação do modelo. \*\*, \*, representa 5% e 10% de significância, em termos do viés acrescentado pelas variáveis instrumentais.

Vale a pena ressaltar que o viés acrescentado pelos instrumentos nos modelos significantes a 5% estão dentro do desvio padrão das estimativas para os coeficientes de inclinação, portanto torna o modelo compatível dentro do intervalo de variabilidade estimado.

Observando os resultados empíricos das tabelas 5 e 6 considerando a presença de instrumentos fracos, nota-se que para os modelos nos quais se considera

o hiato do produto calculado pela função de produção FP, obtiveram-se conjuntos de instrumentos com um grau de maior relevância do que aqueles calculados pelo filtro HP e o coeficiente do produto defasado  $\gamma$  é significativo a 1%, para todos os modelos do segundo e do primeiro conjunto de instrumentos. Os modelos do conjunto de instrumentos 2 ainda possuem desvios padrão mais elevados, revelando o impacto dos instrumentos fracos e sua qualidade sobre a variância dos estimadores uma vez que acompanham o incremento nos valores da estatística de Cragg-Donald, inversamente.

As estimativas dos termos angulares, do hiato e da inflação, são sensivelmente alteradas nas especificações de instrumentos das equações de 27 a 35, demonstrando que na presença de instrumentos fracos as estimativas produzidas pelos três modelos oscilam bastante (ver anexo, tabelas 10 e 11), mostrando que o viés provocado por instrumentos fracos também pode ser devido a especificação do modelo.

Os resultados para os coeficientes de longo prazo se diferenciam dos estimados por Soares e Barbosa (2006), Silva e Portugal (2008) e Holland (2005), em conjunto aos demais trabalhos contidos na Tabela 1. Em específico, o termo de inércia difere bastante entre os textos comparados. Ressalta ainda que as evidências do efeito dos instrumentos fracos na inércia são alusivas aos modelos deste trabalho se comparados aos demais na literatura, seja pelas diferenças nas bases de dados, seja pelas diferenças nas especificações dos modelos.

Supõe-se que a utilização das variáveis da taxa de câmbio e reservas conduzem a estimativas menores para o termo de suavização  $\rho$ , as quais também podem ser devidas a não consideração do problema dos instrumentos fracos, conduzindo a um possível viés de estimação. Não obstante, os trabalhos da Tabela (1) que estimam modelos de vários estágios podem incorrer em viés de especificação. Tal argumento pode ajudar a explicar porque as estimativas da inércia e dos demais coeficientes são tão díspares na literatura empírica Brasileira.

Ainda, nota-se que o Banco Central agiu suavemente no controle da inflação no período analisado, com base no controle das taxas de juros. A utilização do filtro HP gera estimativas da inflação de longo prazo maiores do que aquelas comparadas ao método da função de produção FP. Vale ressaltar que a opção por dados

trimestrais melhora as estimativas do hiato reduzindo o viés de curto prazo, e conduzindo a estimativas mais adequadas do ponto de vista metodológico.

**Tabela 7 - Estimativas de MQO ponderados para a função de reação do Banco Central**

| <b>Coefficientes</b> | <b>Filtro FP</b> | <b>Filtro HP</b> |
|----------------------|------------------|------------------|
| $\alpha$             | 6.300            | 4.808            |
|                      | (5.340)          | (4.920)          |
| $\beta$              | 1.493            | 1.523            |
|                      | (0.959)          | (1.000)          |
| $\gamma$             | 1.067            | 1.934**          |
|                      | (0.905)          | (0.804)          |
| $\rho$ (inércia)     | 0.777***         | 0.786***         |
|                      | (0.113)          | (0.103)          |
| $R^2$                | 0.86             | 0.85             |

Obs.: \*, \*\*, \*\*\* representam 10%, 5% e 1% de significância respectivamente

A escolha do conjunto de instrumentos do modelo se deveu aos dados presentes na literatura. Nota-se que o modelo mais robusto estimado exclui os termos relacionados à variação de reservas e ao Swapdi360 este último como proxy das taxas de juros futuras, indicando que a variação nas reservas não afeta significativamente o modelo estimado, além de sugerir que o comportamento das taxas de juros futuras não faz parte do conjunto de informações relevantes em termos estatísticos para se estimar a função de reação do Banco Central do Brasil.

O coeficiente representativo da inércia  $\rho$  é significativo em todos os modelos analisados em especial os da Tabela (5), indicando que o BC ajusta a taxa de juros

sempre de maneira gradual, levando em conta a última variação observada nos juros. Nota-se assim que o coeficiente de inércia é uma característica que independe do conjunto de instrumentos analisado, ou seja, é intrínseco ao ajustamento intertemporal da economia Brasileira.

De acordo com os resultados do trabalho, as estimativas da Tabela (7) não descrevem “adequadamente” o comportamento da economia brasileira, nota-se ainda que a componente do hiato não é significativa para este modelo, indicando que o governo não tem baseado o ajuste dos juros em detrimento dos desvios no produto em termos estatísticos o que é uma evidente contradição com os resultados da tabela 5.

## 6. CONCLUSÕES

Este trabalho analisou a função de reação do Banco Central do Brasil para o período pós-adoção do sistema de metas de inflação compreendido entre o terceiro trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2010. O modelo estimado contou com 40 observações, quantidade relativamente pequena. Tal fato associado à adoção de um modelo de dois estágios leva à suspeita de que os instrumentos adotados para estimação pudessem incorrer no problema da identificação fraca, tal suspeita foi confirmada pelo teste de Cragg-Donald em conjuntos distintos de instrumentos.

Com base nos modelos propostos por Clarida et. al (2000) e Consolo e Fávero (2009), observa-se que a especificação tradicional da regra de Taylor *forward-looking* de dois estágios, muito usada na literatura empírica é a mais adequada e robusta para os dados brasileiros se houver a presença de instrumentos fracos; além disso, no período considerado, as regressões reversas apontadas nos sistemas (27), (28), (29) e (33), (34), (35), mostraram-se não significativas a 10% relativo ao viés introduzido pelos instrumentos, indicando que os instrumentos fracos afetam também o modelo pela forma funcional da equação estimada, principalmente as estimativas dos coeficientes do hiato do produto e da inflação.

Os coeficientes estimados para função de reação tradicional estimada por dois estágios não são consistentes com aqueles observados na literatura, especialmente comparado a Holland (2005), que utiliza o mesmo modelo, mas uma



base de dados menor. O coeficiente de ajustamento parcial,  $\rho$ , demonstrou-se maior do que aqueles estimados anteriormente para o Brasil, indicando que na média as decisões do Banco Central Brasileiro no estabelecimento das taxas de juros apresentam forte componente inercial no período analisado, e que seu valor depende da forma funcional adotada, a qual também está sujeita à presença de instrumentos fracos. Os instrumentos relativos à variação das reservas e a taxa de câmbio acrescentam viés na estimação dos modelos, indicando que seu uso não torna o modelo estimado mais robusto, ver tabela 6.

A observar os resultados presentes nas tabelas 5 e 6, nota-se que o melhor modelo estimado para os dados Brasileiros, considera o hiato do produto ajustado pelo filtro FP. Há ainda uma evidência forte de que o Banco Central do Brasil atua tanto na contenção do incremento inflacionário, quando diante dos ciclos econômicos que elavam os desvios do produto em relação ao seu nível potencial. Ponderando sua avaliação no na média do período com base nos parâmetros estimados. Nota-se que tais conclusões sobre a relevância dos desvios do produto somente são válidas nos modelos de recursivos de dois estágios, (comparação entre a tabela 5 e a tabela 7) uma vez que o problema de endogeneidade e autocorrelação das variáveis explicativas é contornado com o uso de um conjunto de instrumentos adequado.

Os resultados deste trabalho indicam que os desvios da meta inflacionária têm se sobrepujado aos desvios do produto no estabelecimento da convergência das taxas de juros para o período analisado, uma vez que a escala da variável inflacionária está em pontos percentuais, e o desvio do hiato em unidades absolutas de variação decimal (p.p./100). Assim o efeito do hiato nos juros é pequeno.

Acredita-se que o modelo capta o problema dos instrumentos fracos e agrega um referencial metodológico importante na estimação empírica da função de reação do Banco Central do Brasil, para dados trimestrais. Reforça ainda que a inflação e o hiato do produto são variáveis que estatisticamente afetam a variação das taxas de juros para economia Brasileira. Coincidência ou não, é fato, que a cultura econômica do Brasil tem de fato sido bastante avessa a aumentos exacerbados nas taxas de juros, e que “na média” a maioria das ações a autoridade monetária, tem preservado o patamar das taxas de juros.

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL – **Relatórios de inflação**. Disponível em: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)

BARBOSA F, H. “**A inércia da taxa de juros na política monetária**” Economia, Curitiba, v30, n2 (28), p 105 – 119 – (2004).

CAETANO S. M. e SOUZA JÚNIOR, J. R. C “**Produto Potencial como Ferramenta de Análise da economia Brasileira (1992-2010)**” – (*Mimeo*)

CARVALHO, A. e MOURA M. “**What can Taylor Rules Say About Monetary Policy in Latin América.**” Ibmecc Working Paper, WPE – 79 (2008)

CLARIDA R., GALÍ J. e GERTLER M. “**Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory**” – The Quarterly Journal of Economics, February (2000).

CONSOLO A. e FÁVERO C. “**Monetary Policy Inertia: More a Fiction Than a Fact?**” – Journal of Monetary Economics (2009)

CRAGG, J.C. e DONALD S. G. “**Testing Identifiability and Specification Instrumental Variable Models**” – Econometric Theory, 9. (1993)

GREENE W, H. “**Econometric Analysis**” – Pearson (2008).

HAMILTON J. D. “**Time Series Analysis**” – Princeton University Press. (1994)

HANSEN, L. P. “**Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators**” – Econometrica (1982).

HOLLAND, M. **“Monetary and exchange rate policies in Brazil after inflation Targeting.”** – AMPEC-SUL (2005)

KLEIBERGEN F.; PAAP R. – **“Generalized Reduced Rank tests using the Singular Value Decomposition”** – Journal of Econometrics, Elsevier, vol 133(1), pages 97-126 (2007)

LIMA, E. C. R. ; MAKKA, A e MENDONÇA M. **“Monetary Policy Regimes in Brazil.”** Texto de discussão nº1285<sup>a</sup>, (IPEA) (2007)

MAGALHÃES C. C. **“Regra de Taylor e a resposta da taxa de Juros à Inflação no Brasil”** – IPE/USP (Dissertação de Mestrado) – (2007).

MINELLA, A; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I. e MUINHOS, M. K. **“Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility.”** Banco Central do Brasil Working paper nº 77, (2003).

OREIRO, J, L. PAULA, L, F. SOBREIRA R. (orgs.) **“Políticas Monetária, Bancos Centrais e Metas de inflação: Teoria e experiência Brasileira”** – Ed FGV - (2009)

PAGAN, A, R.; HALL, A, D. – **“Diagnostic Tests as Residual Analysis”**, Econometric Reviews, 2, 159-218. - (1983)

PAGANO T. A. e ROSSI JÚNIOR J. L. **“Uma Análise da Não Linearidade da função de reação do Banco Central do Brasil: Averso a Inflação ou a Recessão?”** – Insper Working Paper nº 188 - (2009).

POLICARNO, R. M. **“A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1995 – 2005”** – IPE/USP. (Dissertação de mestrado) – (2006)

ROMER D. **“Advanced Macroeconomics”** 3<sup>a</sup> ed. – McGraw – Hill Irvin (2006)

RUDEBUSCH, G. **“Term Structure evidence on interest-rate smooting and monetary policy inertia”** – Journal of monetary economics, 49, 1161 – 1187 (2002)

SALGADO, M. J. S.; GARCIA M. G. P.; MEDEIROS, M. C. **“Monetary Policy During Brazil’s Real Plan: Estimating the Central Bank’s Reaction Function”** – Revista Brasileira de Economia (2005)

SILVEIRA BUENO R. L. **“Econometria de Séries Temporais”** – 2008 – Cenage Learnig. – (2008)

SILVA, E. K.; PORTUGAL, M. S. **“Nonlinearities in Central Bank of Brazil’s reaction function: The case of asymmetric preferences”** – XXXVI Encontro Nacional de Economia, (2008)

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. **“Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005”** – XXXIV Encontro Nacional de Economia, (2006)

STRAIGER, D. e STOCK, J. H. **“Instrumental Variables Regression with Weak Instruments”** – Econometrica (1997)

SOUZA JÚNIOR – **“Produto potencial: Conceitos métodos de estimação e aplicação a economia brasileira.”** - Rio de Janeiro: Ipea, (Texto para discussão nº 1130) - (2005).

STOCK, J. H. e J. WRIGHT **“GMM with Weak Indentification”** – Econometrica, (2000)

STOCK, J. H; J. WRIGHT E YOGO M. **“A Survey of Weak Instruments an Weak Identification in Generalized Method of Moments”** – Journal of Busines and Economic Statistics (2002)

STOCK, J. H e YOGO M **“Testing for Weak instruments in linear IV Regresion”** –NBER Technical Paper. – (2003)

TAYLOR JOHN B. **“Discretion versus policy rules in Practice”** – Carnegie Rochester Conference on Public Policy (1993)

\_\_\_\_\_ **“Macroeconomic Policy in a World Economy (From econometric design to practical operation)”** – (1999)

## ANEXO 1 – Propriedades do Método GMM e Inferência Estatística:

### PROPRIEDADES DO ESTIMADOR DE GMM:

Segundo Greene (2008), o estimador de GMM é consistente, ou seja:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} \rightarrow_p \boldsymbol{\theta}_0$$

Sob pressupostos de ergodicidade, considerando uma amostra suficientemente grande e assumindo que os momentos seguem o teorema do limite central, ou seja, os momentos estimados têm uma matriz assintótica de covariância finita,  $(1/T)\mathbf{S}$ :

$$\sqrt{T} \mu_k(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \boldsymbol{\theta}_0) \rightarrow_d N[\mathbf{0}, \mathbf{S}]$$

O estimador de GMM também é eficiente:

$$\mathbf{G}_T(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \frac{\partial \mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T)}{\partial \boldsymbol{\theta}'}$$

Mostra-se que:

$$\mathbf{G}_T(\hat{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{y}_T) \rightarrow_p \mathbf{G}_T(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{y}_T)$$

### GMM PARA MODELOS DE VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS:

Supondo que o modelo a ser estimado é

$$y_t = f(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{r}_t) + \varepsilon_t$$

Em que  $f$  é uma função das variáveis explicativas  $\mathbf{r}_t$ , em que  $\boldsymbol{\theta}$  constitui o conjunto de parâmetros que determinam o modelo. Então:

$$y_t - f(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{r}_t) = \varepsilon_t$$

é o resíduo não explicado pelo modelo. Assim ao tomar:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

O modelo captura a variação sistemática em  $y_t$  em termos dos instrumentos,  $\mathbf{y}_t = \mathbf{z}_t$ . Pode-se definir as condições de ortogonalidade em termos de múltiplos instrumentos como:

$$E[(y_t - f(\theta; r_T)) \otimes z_t] = 0 \quad 27$$

Em que  $\otimes$  é o produto de Kronecker<sup>15</sup>. Então:

$$h(\theta; r_T) = (y_t - f(\theta; r_T)) \otimes z_t \quad 28$$

Assim segue o procedimento de dois estágios de Hansen (1982), note ainda que a diferença entre  $h$  e  $g$  é simplesmente definida pela presença dos instrumentos que podem ser, ou não,  $x_t = y_t + \varepsilon_t$ , para todo  $t$  e  $x_t = X_t - \bar{X}$ ,  $y_t = y_t - \bar{y}$ ,  $y_t = z_t$ .

## INFERÊNCIA ESTATÍSTICA USANDO O GMM:

### O teste J de Hansen:

Ao analisar o processo de inferência estatística para o GMM deve-se ter em mente primeiro que o procedimento de estimação apresenta condições de momento adequadas. Se isto acontecer, sua média tem valor esperado igual a 0. Desta maneira deve-se proceder da o teste J de validade das restrições de momento (superidentificação), definido como:

$$J = T(g(\theta, y_T))' S^{-1}(g(\theta, y_T)) \sim \chi_{m-k}^2 \quad 29$$

Ou seja, o número de graus de liberdade dessa função é *o excesso de momentos em relação ao número de parâmetros estimados* (Silveira Bueno 2008). Se o teste acima for rejeitado significa, que existem momentos que não são estatisticamente iguais a zero, ou seja, rejeita-se o próprio modelo. Outra interpretação é a seguinte: Se ao incluir mais um momento a ser estimado, e a hipótese nula é rejeitada, pode-se dizer que esta nova restrição é válida para estimar os parâmetros do modelo. Neste caso, assume-se que o modelo é consistente, caso isso não ocorra, usaremos:

---

<sup>15</sup> Se  $A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$  e  $B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$ ,  $A \otimes B = \begin{bmatrix} a_{11}B & a_{12}B \\ a_{21}B & a_{22}B \end{bmatrix}$ .

$$J^{WT} = T(\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T))' \{ \mathbf{I}_m - \mathbf{G}(\mathbf{G}'\mathbf{W}\mathbf{G})^{-1}\mathbf{G}'\mathbf{W} \} \mathbf{S} \{ \mathbf{I}_m - \mathbf{G}(\mathbf{G}'\mathbf{W}\mathbf{G})^{-1}\mathbf{G}'\mathbf{W} \} (\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T)) \sim \chi_{m-k}^2$$

### O teste de Wald:

É possível pela estimação do GMM, executar testes não lineares sobre os parâmetros. Para isso, segundo Silveira Bueno (2008), define-se um vetor  $q \times 1$  de funções reais  $\mathbf{R}(\boldsymbol{\theta})$ . A hipótese nula do teste é:  $\mathbf{R}(\boldsymbol{\theta}) = 0$ . Pode-se determinar a distribuição dessa função, desde que  $\mathbf{R}$  seja continuamente diferenciável em  $\boldsymbol{\theta}$  e  $T^{1/2}(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \boldsymbol{\theta}_0)$  seja assintoticamente normal. Este método é o seguinte (conhecido como método delta):

**Def:** Seja  $T^{1/2}(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \boldsymbol{\theta}_0) \rightarrow^A N(0, \mathcal{W})$ , onde  $\mathcal{W}$  é a matriz de covariância, positiva definida e  $\rightarrow^A$  representa a convergência assintótica em distribuição se  $\mathbf{R}(\boldsymbol{\theta})$  ( $\mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}^q$ ) for continuamente diferenciável em  $\boldsymbol{\theta}$ , com  $q \leq k$ , então:

$$T^{1/2}[\mathbf{R}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) - \mathbf{R}(\boldsymbol{\theta}_0)] \rightarrow^A N\left\{0, \left(\frac{\partial \mathbf{R}(\boldsymbol{\theta}_0)}{\partial \boldsymbol{\theta}'}\right) \mathcal{W} \left(\frac{\partial \mathbf{R}(\boldsymbol{\theta}_0)}{\partial \boldsymbol{\theta}'}\right)'\right\}$$

O Teste de Wald pode ser calculado como:

$$W_{ald} = T \left[ \mathbf{R}(\hat{\boldsymbol{\theta}})' \left[ \left( \frac{\partial \mathbf{R}(\boldsymbol{\theta}_0)}{\partial \boldsymbol{\theta}'} \right) \mathcal{W} \left( \frac{\partial \mathbf{R}(\boldsymbol{\theta}_0)}{\partial \boldsymbol{\theta}'} \right)' \right]^{-1} \mathbf{R}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \right] \quad 30$$

Assim, transpondo estes argumentos para o caso do GMM, tem-se:

$$T^{1/2}(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \boldsymbol{\theta}_0) \rightarrow^A N(0, (\mathbf{G}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{G})^{-1})$$

No caso de uma restrição linear  $H_0: \mathbf{R}\boldsymbol{\theta} - q = 0$ , o teste é idêntico ao caso de mínimos quadrados ordinários:

$$W_{ald} = T(\mathbf{R}\hat{\boldsymbol{\theta}} - q)' [\mathbf{R}(\mathbf{G}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{G})^{-1}\mathbf{R}']^{-1} (\mathbf{R}\hat{\boldsymbol{\theta}} - q) \rightarrow^A \chi_q^2 \quad 31$$

em que o posto de  $\mathbf{R}$  é  $q$ .

### O teste de Cragg-Donald:

A seguir a tabelas de valores críticos para o teste de Cragg-Donald, para relevância dos instrumentos, onde no teste rejeita se  $g_{\min}$  excede o valor crítico. O



valor crítico é uma função do número de variáveis endógenas incluídas ( $n$ ), o número de variáveis instrumentais ( $k_2$ ) e o número máximo desejado de vies do estimador de variáveis instrumentais relativo ao GMM ( $b$ ).

**Tabela 8:** Valores críticos para os testes de instrumentos fracos:

*Nível de significância de 5%*

|    | <b>n = 1, b=</b> |       |      |      | <b>n = 2, b=</b> |       |      |      | <b>n = 3, b=</b> |       |      |      |
|----|------------------|-------|------|------|------------------|-------|------|------|------------------|-------|------|------|
| K2 | 0.05             | 0.1   | 0.2  | 0.3  | 0.05             | 0.1   | 0.2  | 0.3  | 0.05             | 0.1   | 0.2  | 0.3  |
| 3  | 13.91            | 9.08  | 6.46 | 5.39 | .                | .     | .    | .    | .                | .     | .    | .    |
| 4  | 16.85            | 10.27 | 6.71 | 5.34 | 11.04            | 7.56  | 5.57 | 4.73 | .                | .     | .    | .    |
| 5  | 18.37            | 10.83 | 6.77 | 5.25 | 13.97            | 8.78  | 5.91 | 4.79 | 9.53             | 6.61  | 4.99 | 4.3  |
| 6  | 19.28            | 11.12 | 6.76 | 5.15 | 15.72            | 9.48  | 6.08 | 4.78 | 12.2             | 7.77  | 5.35 | 4.4  |
| 7  | 19.86            | 11.29 | 6.73 | 5.07 | 16.88            | 9.92  | 6.16 | 4.76 | 13.95            | 8.5   | 5.56 | 4.44 |
| 8  | 20.25            | 11.39 | 6.69 | 4.99 | 17.7             | 10.22 | 6.2  | 4.73 | 15.18            | 9.01  | 5.69 | 4.46 |
| 9  | 20.53            | 11.46 | 6.65 | 4.92 | 18.3             | 10.43 | 6.22 | 4.69 | 16.1             | 9.37  | 5.78 | 4.46 |
| 10 | 20.74            | 11.49 | 6.61 | 4.86 | 18.76            | 10.58 | 6.23 | 4.66 | 16.8             | 9.64  | 5.83 | 4.45 |
| 11 | 20.9             | 11.51 | 6.56 | 4.8  | 19.12            | 10.69 | 6.23 | 4.62 | 17.35            | 9.85  | 5.87 | 4.44 |
| 12 | 21.01            | 11.52 | 6.53 | 4.75 | 19.4             | 10.78 | 6.22 | 4.59 | 17.8             | 10.01 | 5.9  | 4.42 |
| 13 | 21.1             | 11.52 | 6.49 | 4.71 | 19.64            | 10.84 | 6.21 | 4.56 | 18.17            | 10.14 | 5.92 | 4.41 |
| 14 | 21.18            | 11.52 | 6.45 | 4.67 | 19.83            | 10.89 | 6.2  | 4.53 | 18.47            | 10.25 | 5.93 | 4.39 |
| 15 | 21.23            | 11.51 | 6.42 | 4.63 | 19.98            | 10.93 | 6.19 | 4.5  | 18.73            | 10.33 | 5.94 | 4.37 |
| 16 | 21.28            | 11.5  | 6.39 | 4.59 | 20.12            | 10.96 | 6.17 | 4.48 | 18.94            | 10.41 | 5.94 | 4.36 |
| 17 | 21.31            | 11.49 | 6.36 | 4.56 | 20.23            | 10.99 | 6.16 | 4.45 | 19.13            | 10.47 | 5.94 | 4.34 |
| 18 | 21.34            | 11.48 | 6.33 | 4.53 | 20.33            | 11    | 6.14 | 4.43 | 19.29            | 10.52 | 5.94 | 4.32 |
| 19 | 21.36            | 11.46 | 6.31 | 4.51 | 20.41            | 11.02 | 6.13 | 4.41 | 19.44            | 10.56 | 5.94 | 4.31 |
| 20 | 21.38            | 11.45 | 6.28 | 4.48 | 20.48            | 11.03 | 6.11 | 4.39 | 19.56            | 10.6  | 5.93 | 4.29 |
| 21 | 21.39            | 11.44 | 6.26 | 4.46 | 20.54            | 11.04 | 6.1  | 4.37 | 19.67            | 10.63 | 5.93 | 4.28 |
| 22 | 21.4             | 11.42 | 6.24 | 4.43 | 20.6             | 11.05 | 6.08 | 4.35 | 19.77            | 10.65 | 5.92 | 4.27 |
| 23 | 21.41            | 11.41 | 6.22 | 4.41 | 20.65            | 11.05 | 6.07 | 4.33 | 19.86            | 10.68 | 5.92 | 4.25 |
| 24 | 21.41            | 11.4  | 6.2  | 4.39 | 20.69            | 11.05 | 6.06 | 4.32 | 19.94            | 10.7  | 5.91 | 4.24 |
| 25 | 21.42            | 11.38 | 6.18 | 4.37 | 20.73            | 11.06 | 6.05 | 4.3  | 20.01            | 10.71 | 5.9  | 4.23 |
| 26 | 21.42            | 11.37 | 6.16 | 4.35 | 20.76            | 11.06 | 6.03 | 4.29 | 20.07            | 10.73 | 5.9  | 4.21 |

|    |       |       |      |      |       |       |      |      |       |       |      |      |
|----|-------|-------|------|------|-------|-------|------|------|-------|-------|------|------|
| 27 | 21.42 | 11.36 | 6.14 | 4.34 | 20.79 | 11.06 | 6.02 | 4.27 | 20.13 | 10.74 | 5.89 | 4.2  |
| 28 | 21.42 | 11.34 | 6.13 | 4.32 | 20.82 | 11.05 | 6.01 | 4.26 | 20.18 | 10.75 | 5.88 | 4.19 |
| 29 | 21.42 | 11.33 | 6.11 | 4.31 | 20.84 | 11.05 | 6    | 4.24 | 20.23 | 10.76 | 5.88 | 4.18 |
| 30 | 21.42 | 11.32 | 6.09 | 4.29 | 20.86 | 11.05 | 5.99 | 4.23 | 20.27 | 10.77 | 5.87 | 4.17 |

### O teste LM de Anderson:

Enquanto o teste de Sargam avalia a endogeneidade dos instrumentos, o teste do multiplicador de Lagrange é útil para avaliar identificação do modelo sob o conjunto de equações do sistema estimado. O Teste do multiplicador de lagrange é obtido resolvendo:

$$\tilde{\theta}^{GMM} = \operatorname{argmin}_{\theta} Q_T(\theta) - \lambda'(R\theta - q)$$

Segundo Silveira Bueno (2008) a derivação da estatística LM é Bastante custosa, mas resultat em:

$$LM = T g_T(\varpi, \tilde{\theta})' S^{-1} G (G' S^{-1} G)^{-1} G' S^{-1} g_T(\varpi, \tilde{\theta}) \rightarrow^A \chi_q^2$$

### O teste de Heterocedasticidade de Pagan-Hall:

Pagan e Hall (1983) estabeleceram as condições para o teste de Heterocedasticidade nos modelos de variáveis instrumentais baseando-se na regressão auxiliar do termo de erro  $\hat{u}_t^2$ , dentro de um conjunto de regressores válido. Assim deve-se observar duas condições importantes:

1. Os regressores incluídos na regressão auxiliar são assintoticamente distribuídos independentemente das variações estruturais de  $\hat{u}_t$ .
2. Os momentos cruzados  $E(u_t v_t)$  podem não variar no tempo.

A primeira condição é satisfeita ao testar a seguinte regressão auxiliar:

$$E(u_t^2 | \mathbf{w}_t) = \sigma^2 + \lambda(\mathbf{y}_t^*)^2$$

onde,  $\mathbf{y}_t^*$  é representado pelas variáveis endógenas do segundo estágio do modelo, e  $\mathbf{w}_t$  são os instrumentos.

O teste apropriado para heterocedasticidade é dado pelo teste t do coeficiente estimado  $\lambda$ , determinado pela equação:

$$\hat{u}_t^2 = \sigma^2 + \lambda(\mathcal{Y}_t^*)^2 + \eta_t$$

Para satisfazer a segunda condição o teste t deve ser robusto quando se consideram distribuições dos erros não normais de acordo com:

$$t_{\hat{\lambda}} = \frac{\hat{\lambda}}{\sqrt{\hat{V}(\hat{\lambda})}}$$

Onde (tomando  $\hat{\mathcal{Y}}^2$  = valor predito de  $\mathcal{Y}$  no segundo estágio):

$$\hat{\lambda} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 d_t}{\sum_{t=1}^T d_t^2}$$

$$d_t = \hat{\mathcal{Y}}_t^2 - T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\mathcal{Y}}_t^2$$

$$\hat{V}(\hat{\lambda}) = \frac{(\hat{\mu}_4 - \hat{\sigma}^4)}{\sum_{t=1}^T d_t^2} - 4\hat{\mu}_3 \frac{(\sum_{t=1}^T d_t \hat{\mathbf{w}}_t') (\sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{w}}_t \hat{\mathbf{w}}_t')^{-1} \hat{\boldsymbol{\psi}}}{\sum_{t=1}^T d_t^2}$$

$$+ 4\hat{\sigma}^2 \hat{\boldsymbol{\psi}}' \left( \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{w}}_t \hat{\mathbf{w}}_t' \right)^{-1} \hat{\boldsymbol{\psi}}$$

$$\hat{\boldsymbol{\psi}}' = \left( \sum_{t=1}^T d_t^2 \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T d_t \hat{u}_t \hat{\mathbf{w}}_t \right)$$

$$\hat{\mu}_i = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^i / T$$

Ao avaliar o p-valor de  $t_{\hat{\lambda}}$ , pode-se inferir sobre a presença ou não de heterocedasticidade no modelo.

### **Os testes generalizados para modelos Heterocedásticos: A redução de posto de Kleibergen-Paap:**

A estatística generalizada de Kleibergen-Paap, consiste em encontrar uma matriz de forma quadrática após realizar transformação ortogonal para os valores singulares da matriz de interesse. A vantagem deste teste está no fato de que a forma quadrática pode ser usada para estimar modelos que utilizem a correção dos estimadores em termos da presença de autocorrelação e heterocedasticidade.

A dinâmica de cálculo é bastante simples e se baseia na solução de um sistema linear de equações através de uma decomposição LU. Com isso as matrizes de covariância usadas no teste se reduzem a formas quadráticas nas quais Kleibergen e Paap (2007) demonstraram estabelecer estimativas mais eficientes, para estatística de Cragg-Donald uma vez que a deconposição separa o termo referente às matrizes de covariância de Kronecker<sup>16</sup>.

Seja C Uma matriz real  $k \times m$ :

$$C = A_q B_q + A_{q,\perp} \Lambda_q B_{q,\perp}$$

onde  $A_q$  é uma matriz  $k \times q$ ,  $B_q$ , uma matriz  $q \times m$ ,  $\Lambda_q$ , uma matriz  $(k-q) \times (m-q)$ ,  $A_{q,\perp}$ , uma matriz  $k \times (k-q)$  e  $B_{q,\perp}$ , uma matriz  $(m-q) \times m$ . As seguintes propriedades são válidas:

$$A'_q A_{q,\perp} \equiv 0$$

$$B_{q,\perp} B'_q \equiv 0$$

$$A'_{q,\perp} A_q \equiv I_{k-q}$$

$$B_{q,\perp} B'_{q,\perp} \equiv I_{m-q}$$

com  $q < \min(k, m)$ . Se  $\Lambda_q = 0$ , então a ordem de matriz C será determinada pela ordem de  $A_q B_q$  esse valor ser igual a q. Para testar se  $\Lambda_q = 0$ , deve-se decompor a matriz C como:

$$C = USV'$$

onde U e V são duas matrizes ortonormais com  $U'U = I_k$  e  $V'V = I_m$ , S é uma matriz  $k \times m$ , diagonal. Assim para  $k = m = 2$ :

$$\begin{pmatrix} U_{11} & U_{12} \\ U_{21} & U_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S_1 & 0 \\ 0 & S_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix} = A_q B_q + A_{q,\perp} \Lambda_q B_{q,\perp}$$

onde:

$$A_q B_q = \begin{pmatrix} U_{11} \\ U_{21} \end{pmatrix} S_1 (V'_{11} \quad V'_{21}) \quad e \quad A_{q,\perp} \Lambda_q B_{q,\perp} = \begin{pmatrix} U_{12} \\ U_{22} \end{pmatrix} S_2 (V'_{12} \quad V'_{22})$$

Para resolver a equação acima tem-se que impor uma normalização para os valores de  $A_q$  e  $B_q$ . Para o modelo de variáveis instrumentais essa normalização é:

$$y_{1,i} = B_q z_i + \epsilon_{1,i}$$

---

<sup>16</sup> Ver página 21 da dissertação.

$$y_{2,i} = A_{q,2}y_{1,i} + \epsilon_{2,i}$$

para  $i = 1, \dots, N$ .

Assim C pode ser escrita como:

$$\begin{pmatrix} y_{1,i} \\ y_{2,i} \end{pmatrix} = C z_i + \begin{pmatrix} \epsilon_{1,i} \\ A_{q,2}\epsilon_{1,i} + \epsilon_{2,i} \end{pmatrix} = A_q B_q z_i + \begin{pmatrix} \epsilon_{1,i} \\ A_{q,2}\epsilon_{1,i} + \epsilon_{2,i} \end{pmatrix}$$

Kleibergen-Paap (2007) demonstraram que se C é a matriz de estimadores estimada do modelo de Momentos Generalizados GMM, e caso ela seja não singular, então a matriz S de ordem  $q < \min(k, m)$ , tem a mesma distribuição assintótica que C, convergindo seus valores para uma distribuição normal.

Assim sendo pelos pressupostos acima pode-se demonstrar após um exaustivo procedimento algébrico que ao resolver o modelo ajustado para:

$$\hat{\Lambda}_q = A'_{q,\perp} \hat{C} B'_{q,\perp}$$

tomando a vetorização:  $\hat{\lambda}_q = \text{vec}(\hat{\Lambda}_q)$ , a estatística:

$$rk(q) = \frac{1}{N} \hat{\lambda}'_q \Omega_q^{-1} \hat{\lambda}_q$$

Converge para uma distribuição  $\chi^2((k - q)(m - q))$ , onde  $\Omega_q^{-1}$  é o inverso da matriz de covariância transformada definida como (sendo  $W = S^{-1}$  a matriz de covariância original):

$$\Omega_q = (B_{q,\perp} \otimes A'_{q,\perp}) W (B_{q,\perp} \otimes A'_{q,\perp})'$$

Concluindo a estatística LM de Anderson e a de instrumentos fracos de Cragg-Donald corrigidas devem usar nos seus cálculos a matriz de covariância transformada  $\Omega_q$ .

## **ANEXO 2 – Estimação do produto potencial:**

O produto potencial é uma variável não observável, e por isso, de difícil mensuração, Souza Júnior<sup>17</sup> (2005). As estimativas do produto potencial deste trabalho foram obtidas a partir do trabalho de Caetano e Souza Júnior (2011). Neste anexo estão sumarizadas as técnicas de ajustamento para o cálculo da base de dados que considerou dados ajustados por dois métodos: O método da função de produção (FP) e o método de Hodrick-Prescott (HP).

O nível potencial do produto corresponde a produção mais elevada que pode ser sustentada no longo prazo sem que haja pressões inflacionárias. O limite para o produto se deve a existência de restrições de curto e longo prazos, em especial, tecnológicas e institucionais. Caso o produto real exceda o nível potencial, a escassez de oferta implica no deslocamento da produção para níveis acima das quantidades ideais sobre a curva de custo médio a partir da aceleração inflacionária. Basicamente define-se o hiato do produto como a diferença entre o produto efetivo e o potencial.

No curto prazo o governo geralmente reage às flutuações no produto implementando políticas contracionistas (monetária e/ou fiscal). Este trabalho avaliou a resposta da política monetária, em particular. No curto prazo o governo age no sentido de controlar a demanda trazendo-a para um nível compatível com a oferta de longo prazo. Tal ação visa, dentre outros fatores: reduzir a volatilidade sobre preços e salários, suavizando os ciclos econômicos de forma a garantir o crescimento econômico sem gerar pressões inflacionárias.

### **METODOLOGIA DE AJUSTE:**

#### **Filtro HP (Hodrick-Prescott)**

O filtro HP decompõe as séries temporais dividindo os termos de tendência e o componente cíclico. Para tal deve-se inicialmente remover os componentes sazonais da série temporal. Sua vantagem está na facilidade do uso em aplicações empíricas, contudo não considera indicadores econômicos relevantes que ajudem a

---

<sup>17</sup> Ler para maiores explicações sobre a estimação o Hiato e outras técnicas comuns na literatura

explicar o funcionamento da economia e seus efeitos sobre o crescimento econômico.

O componente de tendência da série é extraído a partir do seguinte problema de otimização dinâmica:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (y_t - T_t)^2 + \lambda [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t+1})]^2 \quad 1$$

onde  $y_t$  e  $T_t$  são respectivamente o produto e a sua tendência – ambos em forma logarítmica, Souza Júnior (2005).

A função quadrática entre o PIB efetivo e seus desvios é minimizada sujeita a restrição do parâmetro de suavização ( $\lambda$ ). Quanto maior for  $\lambda$ , menor será a oscilação da tendência, no limite quando  $\lambda \rightarrow \infty$ ,  $T_t$  será uma série linear. Hodrick e Prescott (1981) estimam que para séries trimestrais  $\lambda = 1600$ , o que se tornou praticamente padrão, Souza Júnior (2005).

Ainda segundo Souza Júnior (2005), as principais vantagens são a simplicidade e a transparência. Os pontos negativos são: a arbitrariedade na atribuição do coeficiente de suavização; imposição de simetria no hiato relativo (soma 0), não se encontra justificativa para tal simetria na literatura; possibilidade de viés de final de amostra, o que dificulta a projeção para dados futuros.

### **Filtro FP (Abordagem da função de produção)**

Esta é a metodologia mais utilizada na literatura empírica. Ao contrário do método HP que se baseia essencialmente nas propriedades da série temporal do produto, a abordagem da função de produção leva em conta a estrutura da economia. O produto potencial deve então refletir o lado a oferta da economia, assim ao estimá-lo, deve-se considerar uma certa especificação para função de produção da economia. Os dados utilizados levam em conta que a produção é obtida com base na especificação de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com retornos constantes de escala, significando que os retornos marginais de cada insumo são decrescentes e que a elasticidade de substituição é unitária. Seja a seguinte função:

$$Y_t = A_t(K_t C_t)^\alpha [L_t(1 - U_t)]^{1-\alpha} \quad 2$$

onde  $\alpha$  está entre 0 e 1,  $Y_t$  o produto efetivo,  $K_t$  o estoque de capital,  $L_t$  o fator trabalho e  $A_t$  a produtividade total dos fatores (PTF). O estoque de capital é corrigido por algum indicador de capacidade instalada  $C_t$  e o fator trabalho por algum indicador de desemprego  $U_t$  a PTF é estimada de forma residual.

Em seguida estimam-se os níveis potenciais. O que é feito geralmente consiste em decompor a PTF por algum método estatístico univariado para se extrair sua tendência<sup>18</sup>. Assim o produto potencial será:

$$\bar{Y}_t = \bar{A}_t(K_t \bar{C}_t)^\alpha [L_t(1 - \bar{U}_t)]^{1-\alpha} \quad 3$$

A desvantagem deste método está em definir os níveis potenciais dos insumos e a sua estimação confiável. Suas vantagens são: a fundamentação baseada na relação entre PIB e fatores; permite estudar o comportamento futuro do PIB através de projeções.

Vale a pena mencionar que as estimativas pelo filtro FP devem levar em conta a taxa desemprego observada e os indicadores de capacidade instalada setoriais ponderados pelas suas respectivas contribuições para a composição do produto.

---

<sup>18</sup> Segundo Souza Júnior (2005) geralmente o filtro HP.



### ANEXO 3 – Ajuste dos dados no E-Views:

O programa abaixo tem por finalidade ajustar os dados do modelo de Taylor Foward-looking.

' Agostino (c) Feb 2007 ' 'Adaptado por Samuel J. C. Vieira, Setembro de 2011'

```
%WDIR      = "h:\Result\"
%XLSFile    = "h:\Dissertação\ResultadosN\Dadosdissert.xls"
```

```
cd {%WDIR}
```

```
close wf_cgg
wfcreate( wf = wf_cgg, page = cgg) q 1999:4 2010:4
```

```
read(b2) {%XlsFile} 12
```

```
'open CGG2000Feb07.WF1
```

@ COMPUTE INPUT VARIABLES @

```
series dm1      = 400 * dlog( M1 )
series dm2      = 400 * dlog( M2 )
```

```
series xf      = 100* hiatofp
series xfp     = ( xf(3) + xf(2) + xf(1) + xf )/4
series xxfp{!k} = @movav( xfp(!q - 1), !q )
```

```
series xh      = 100* hiatohp
series xhp     = ( xh(3) + xh(2) + xh(1) + xh )/4
series xxhp{!k} = @movav( xh(!q - 1), !q )
```

```
series rr{!k}   = juros - inflacao12
```

```
series juros{!h} = @movav( juros, !h)
```

```
show juros{!h} juros inflacao12 rr{!k} xfp xf xxfp{!k} xhp xh xxhp{!k} dm1 dm2 reservas
di360 cam
```

```
group gr_cgg data di360 hiatofp hiatohp inflacao inflacao12 juros m1 reservas
```

```
stop
```

## ANEXO 4 – Resultados dos demais modelos estimados:

**Tabela 9a:** Estimativas de robustez para o modelo Tradicional com base na relevância dos instrumentos:

| Modelo | K-P   | Hansen | Instrumentos                                   |
|--------|-------|--------|------------------------------------------------|
| 1      | 2.22  | 0.1323 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas  |
| 2      | 2.57  | 0.1398 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas  |
| 3      | 7.07  | 0.0749 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.dm1       |
| 4      | 5.72  | 0.0779 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.dm1       |
| 5      | 7.42  | 0.1729 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas L.dm1    |
| 6      | 5.63  | 0.1408 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas L.dm1    |
| 7      | 1.79  | 0.3240 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas L.dm1     |
| 8      | 2.10  | 0.2825 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas L.dm1     |
| 9      | 1.77  | 0.1027 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 |
| 10     | 1.81  | 0.0988 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 |
| 11     | 1.22  | 0.3308 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1         |
| 12     | 1.23  | 0.2789 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1         |
| 13     | 3.43  | 0.1246 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.cam       |
| 14     | 2.89  | 0.1472 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.cam       |
| 15     | 2.67  | 0.1417 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas L.cam    |
| 16     | 1.96  | 0.1502 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas L.cam    |
| 17     | 3.00  | 0.1973 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas L.cam     |
| 18     | 2.75  | 0.1899 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas L.cam     |
| 19     | 0.75  | 0.1176 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.cam |
| 20     | 0.93  | 0.1379 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.cam |
| 21     | 1.63  | 0.2964 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.cam         |
| 22     | 1.55  | 0.2617 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.cam         |
| 23     | 12.67 | 0.2676 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.dm1 L.cam         |
| 24     | 9.39  | 0.2037 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.dm1 L.cam         |
| 25     | 1.94  | 0.3247 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.dm1 L.cam          |
| 26     | 2.06  | 0.3239 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.dm1 L.cam          |
| 27     | 1.72  | 0.0796 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam      |
| 28     | 1.87  | 0.0781 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam      |
| 29     | 1.84  | 0.1454 | L.xf L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam              |
| 30     | 1.65  | 0.1015 | L.xh L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam              |
| 31     | 0.20  | 0.9459 | L.inflacao12 L.xf L.reservas L.dm1 L.cam       |
| 32     | 0.17  | 0.9596 | L.inflacao12 L.xh L.reservas L.dm1 L.cam       |
| 33     | 2.05  | 0.1415 | L.inflacao12 L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam   |
| 34     | 1.74  | 0.2263 | L.inflacao12 L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam   |
| 35     | 0.39  | 0.3376 | L.xf L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam           |
| 36     | 0.33  | 0.3929 | L.xh L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam           |
| 37     | 1.90  | 0.2565 | L.inflacao12 L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam    |
| 38     | 1.64  | 0.2651 | L.inflacao12 L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam    |
| 39     | 0.27  | 0.6501 | L.xf L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam            |
| 40     | 0.25  | 0.6876 | L.xh L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam            |
| 41     | 1.70  | 0.7017 | L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam        |
| 42     | 1.20  | 0.7030 | L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam        |
| 43     | 2.03  | 0.0463 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360             |
| 44     | 2.48  | 0.0513 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360             |
| 45     | 2.63  | 0.0657 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas          |

|    |       |        |                                                           |
|----|-------|--------|-----------------------------------------------------------|
| 46 | 2.02  | 0.0656 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas                     |
| 47 | 2.06  | 0.1850 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas                      |
| 48 | 2.67  | 0.1381 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas                      |
| 49 | 0.45  | 0.0484 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas                  |
| 50 | 0.90  | 0.0555 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas                  |
| 51 | 1.60  | 0.3194 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas                          |
| 52 | 1.58  | 0.2808 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas                          |
| 53 | 3.20  | 0.1193 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.cam                          |
| 54 | 2.33  | 0.1110 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.cam                          |
| 55 | 2.69  | 0.1476 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.cam                           |
| 56 | 2.79  | 0.1509 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.cam                           |
| 57 | 0.57  | 0.0635 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.cam                       |
| 58 | 0.94  | 0.1056 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.cam                       |
| 59 | 2.08  | 0.1365 | L.xf L2.juros L.di360 L.cam                               |
| 60 | 2.00  | 0.1210 | L.xh L2.juros L.di360 L.cam                               |
| 61 | 0.17  | 0.8175 | L.inflacao12 L.xf L.dm1 L.cam                             |
| 62 | 0.15  | 0.9724 | L.inflacao12 L.xh L.dm1 L.cam                             |
| 63 | 1.73  | 0.1351 | L.inflacao12 L2.juros L.dm1 L.cam                         |
| 64 | 1.81  | 0.1404 | L.inflacao12 L2.juros L.dm1 L.cam                         |
| 65 | 0.28  | 0.1146 | L.xf L2.juros L.dm1 L.cam                                 |
| 66 | 0.20  | 0.1718 | L.xh L2.juros L.dm1 L.cam                                 |
| 67 | 0.21  | 0.7786 | L.inflacao12 L.reservas L.dm1 L.cam                       |
| 68 | 0.20  | 0.7801 | L.inflacao12 L.reservas L.dm1 L.cam                       |
| 69 | 0.25  | 0.9034 | L.xf L.reservas L.dm1 L.cam                               |
| 70 | 0.15  | 0.8117 | L.xh L.reservas L.dm1 L.cam                               |
| 71 | 0.36  | 0.7211 | L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam                            |
| 72 | 0.33  | 0.7176 | L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam                            |
| 73 | 2.75  | Ex-ind | L.inflacao12 L.xf L2.juros                                |
| 74 | 2.27  | Ex-ind | L.inflacao12 L.xh L2.juros                                |
| 75 | 1.27  | Ex-ind | L.inflacao12 L.xf L.di360                                 |
| 76 | 1.47  | Ex-ind | L.inflacao12 L.xh L.di360                                 |
| 77 | 0.18  | Ex-ind | L.inflacao12 L2.juros L.di360                             |
| 78 | 0.84  | Ex-ind | L.inflacao12 L2.juros L.di360                             |
| 79 | 2.17  | Ex-ind | L.xf L2.juros L.di360                                     |
| 80 | 2.16  | Ex-ind | L.xh L2.juros L.di360                                     |
| 81 | 8.92  | 0.2242 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam |
| 82 | 6.41  | 0.2088 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam |
| 83 | 6.13  | 0.1505 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1       |
| 84 | 4.81  | 0.1486 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1       |
| 85 | 3.42  | 0.2333 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.cam       |
| 86 | 2.75  | 0.2541 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.cam       |
| 87 | 10.26 | 0.1401 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam            |
| 88 | 7.58  | 0.1386 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam            |
| 89 | 10.49 | 0.2455 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam         |
| 90 | 7.70  | 0.1925 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam         |
| 91 | 2.60  | 0.3080 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam          |
| 92 | 2.80  | 0.2750 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam          |
| 93 | 1.97  | 0.1665 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam      |
| 94 | 1.78  | 0.1562 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam      |
| 95 | 1.49  | 0.2847 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam              |
| 96 | 1.34  | 0.2122 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam              |

**Tabela 9b:** Com base na inflação como variável dependente:

| Modelo | K-P  | Hansen | Instrumentos                                   |
|--------|------|--------|------------------------------------------------|
| 1      | 6.33 | 0.0014 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas  |
| 2      | 4.91 | 0.0023 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas  |
| 3      | 3.69 | 0.0013 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.dm1       |
| 4      | 3.90 | 0.0013 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.dm1       |
| 5      | 1.82 | 0.0054 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas L.dm1    |
| 6      | 1.87 | 0.0027 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas L.dm1    |
| 7      | 0.79 | 0.0315 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas L.dm1     |
| 8      | 0.80 | 0.0206 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas L.dm1     |
| 9      | 2.15 | 0.0029 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 |
| 10     | 1.78 | 0.0017 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 |
| 11     | 3.56 | 0.4432 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1         |
| 12     | 3.75 | 0.4167 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1         |
| 13     | 4.35 | 0.0015 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.cam       |
| 14     | 4.59 | 0.0021 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.cam       |
| 15     | 1.77 | 0.0020 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas L.cam    |
| 16     | 2.28 | 0.0024 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas L.cam    |
| 17     | 1.16 | 0.0014 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas L.cam     |
| 18     | 1.42 | 0.0012 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas L.cam     |
| 19     | 1.57 | 0.0184 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.cam |
| 20     | 1.19 | 0.0108 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.cam |
| 21     | 3.76 | 0.2108 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.cam         |
| 22     | 3.29 | 0.1938 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.cam         |
| 23     | 1.19 | 0.0013 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.dm1 L.cam         |
| 24     | 1.17 | 0.0010 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.dm1 L.cam         |
| 25     | 0.99 | 0.0062 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.dm1 L.cam          |
| 26     | 1.05 | 0.0058 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.dm1 L.cam          |
| 27     | 2.25 | 0.0027 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam      |
| 28     | 1.67 | 0.0018 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam      |
| 29     | 3.75 | 0.1567 | L.xf L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam              |
| 30     | 3.96 | 0.1495 | L.xh L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam              |
| 31     | 0.91 | 0.9580 | L.inflacao12 L.xf L.reservas L.dm1 L.cam       |
| 32     | 1.18 | 0.9682 | L.inflacao12 L.xh L.reservas L.dm1 L.cam       |
| 33     | 1.74 | 0.0024 | L.inflacao12 L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam   |
| 34     | 1.64 | 0.0016 | L.inflacao12 L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam   |
| 35     | 0.87 | 0.4035 | L.xf L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam           |
| 36     | 1.08 | 0.5054 | L.xh L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam           |
| 37     | 2.78 | 0.0459 | L.inflacao12 L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam    |
| 38     | 2.08 | 0.0330 | L.inflacao12 L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam    |
| 39     | 0.94 | 0.7111 | L.xf L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam            |
| 40     | 1.15 | 0.7475 | L.xh L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam            |
| 41     | 1.73 | 0.6377 | L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam        |
| 42     | 1.60 | 0.6372 | L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam        |
| 43     | 5.64 | 0.0004 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360             |
| 44     | 4.42 | 0.0007 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360             |
| 45     | 2.09 | 0.0030 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas          |
| 46     | 2.36 | 0.0030 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas          |
| 47     | 0.79 | 0.0371 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas           |
| 48     | 0.71 | 0.0159 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas           |
| 49     | 1.61 | 0.0301 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas       |
| 50     | 1.27 | 0.0138 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas       |

|    |      |        |                                                           |
|----|------|--------|-----------------------------------------------------------|
| 51 | 4.98 | 0.3207 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas                          |
| 52 | 3.02 | 0.2873 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas                          |
| 53 | 1.29 | 0.0006 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.cam                          |
| 54 | 1.46 | 0.0008 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.cam                          |
| 55 | 1.31 | 0.0014 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.cam                           |
| 56 | 1.43 | 0.0011 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.cam                           |
| 57 | 1.41 | 0.0350 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.cam                       |
| 58 | 0.97 | 0.0224 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.cam                       |
| 59 | 5.86 | 0.0850 | L.xf L2.juros L.di360 L.cam                               |
| 60 | 3.87 | 0.0757 | L.xh L2.juros L.di360 L.cam                               |
| 61 | 0.77 | 0.8244 | L.inflacao12 L.xf L.dm1 L.cam                             |
| 62 | 0.92 | 0.9724 | L.inflacao12 L.xh L.dm1 L.cam                             |
| 63 | 2.03 | 0.0005 | L.inflacao12 L2.juros L.dm1 L.cam                         |
| 64 | 1.76 | 0.0004 | L.inflacao12 L2.juros L.dm1 L.cam                         |
| 65 | 0.74 | 0.2576 | L.xf L2.juros L.dm1 L.cam                                 |
| 66 | 0.84 | 0.3813 | L.xh L2.juros L.dm1 L.cam                                 |
| 67 | 2.05 | 0.8037 | L.inflacao12 L.reservas L.dm1 L.cam                       |
| 68 | 1.95 | 0.8059 | L.inflacao12 L.reservas L.dm1 L.cam                       |
| 69 | 0.69 | 0.9065 | L.xf L.reservas L.dm1 L.cam                               |
| 70 | 0.61 | 0.8250 | L.xh L.reservas L.dm1 L.cam                               |
| 71 | 2.24 | 0.7072 | L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam                            |
| 72 | 2.08 | 0.7031 | L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam                            |
| 73 | 0.55 | Ex-ind | L.inflacao12 L.xf L2.juros                                |
| 74 | 0.57 | Ex-ind | L.inflacao12 L.xh L2.juros                                |
| 75 | 0.82 | Ex-ind | L.inflacao12 L.xf L.di360                                 |
| 76 | 0.63 | Ex-ind | L.inflacao12 L.xh L.di360                                 |
| 77 | 1.39 | Ex-ind | L.inflacao12 L2.juros L.di360                             |
| 78 | 0.85 | Ex-ind | L.inflacao12 L2.juros L.di360                             |
| 79 | 6.21 | Ex-ind | L.xf L2.juros L.di360                                     |
| 80 | 3.67 | Ex-ind | L.xh L2.juros L.di360                                     |
| 81 | 3.42 | 0.0060 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam |
| 82 | 4.11 | 0.0061 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam |
| 83 | 3.54 | 0.0026 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1       |
| 84 | 3.99 | 0.0026 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1       |
| 85 | 4.19 | 0.0035 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.cam       |
| 86 | 5.84 | 0.0051 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.cam       |
| 87 | 3.45 | 0.0036 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam            |
| 88 | 3.61 | 0.0038 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam            |
| 89 | 2.01 | 0.0038 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam         |
| 90 | 2.07 | 0.0032 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam         |
| 91 | 0.99 | 0.0026 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam          |
| 92 | 1.13 | 0.0024 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam          |
| 93 | 2.29 | 0.0066 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam      |
| 94 | 1.84 | 0.0043 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam      |
| 95 | 3.76 | 0.2995 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam              |
| 96 | 4.51 | 0.2918 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam              |

**Tabela 9c:** Com base no Hiato como variável dependente:

| Modelo | K-P  | Hansen | Instrumentos                                   |
|--------|------|--------|------------------------------------------------|
| 1      | 4.87 | 0.0180 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas  |
| 2      | 5.26 | 0.0473 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas  |
| 3      | 5.55 | 0.0026 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.dm1       |
| 4      | 6.17 | 0.0052 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.dm1       |
| 5      | 2.76 | 0.0414 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas L.dm1    |
| 6      | 5.10 | 0.0514 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas L.dm1    |
| 7      | 2.28 | 0.1452 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas L.dm1     |
| 8      | 3.12 | 0.1261 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas L.dm1     |
| 9      | 2.83 | 0.0715 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 |
| 10     | 2.83 | 0.0788 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 |
| 11     | 0.93 | 0.2334 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1         |
| 12     | 0.85 | 0.1782 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1         |
| 13     | 4.89 | 0.0088 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.cam       |
| 14     | 5.38 | 0.0304 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.cam       |
| 15     | 2.03 | 0.0091 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas L.cam    |
| 16     | 2.49 | 0.0346 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas L.cam    |
| 17     | 2.11 | 0.0152 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas L.cam     |
| 18     | 2.46 | 0.0454 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas L.cam     |
| 19     | 3.27 | 0.2377 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.cam |
| 20     | 3.27 | 0.2317 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.cam |
| 21     | 1.06 | 0.0269 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.cam         |
| 22     | 1.01 | 0.0507 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.cam         |
| 23     | 2.65 | 0.0140 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.dm1 L.cam         |
| 24     | 3.49 | 0.0533 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.dm1 L.cam         |
| 25     | 1.54 | 0.0520 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.dm1 L.cam          |
| 26     | 1.74 | 0.1028 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.dm1 L.cam          |
| 27     | 3.19 | 0.1789 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam      |
| 28     | 3.19 | 0.2176 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam      |
| 29     | 1.08 | 0.0175 | L.xf L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam              |
| 30     | 1.02 | 0.0273 | L.xh L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam              |
| 31     | 0.04 | 0.9412 | L.inflacao12 L.xf L.reservas L.dm1 L.cam       |
| 32     | 0.01 | 0.7883 | L.inflacao12 L.xh L.reservas L.dm1 L.cam       |
| 33     | 1.03 | 0.0830 | L.inflacao12 L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam   |
| 34     | 1.03 | 0.0835 | L.inflacao12 L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam   |
| 35     | 0.48 | 0.1062 | L.xf L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam           |
| 36     | 0.28 | 0.0418 | L.xh L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam           |
| 37     | 1.28 | 0.0870 | L.inflacao12 L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam    |
| 38     | 1.28 | 0.0922 | L.inflacao12 L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam    |
| 39     | 0.12 | 0.1515 | L.xf L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam            |
| 40     | 0.10 | 0.0565 | L.xh L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam            |
| 41     | 0.19 | 0.3292 | L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam        |
| 42     | 0.19 | 0.3260 | L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam        |
| 43     | 6.12 | 0.0048 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360             |
| 44     | 6.59 | 0.0147 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360             |
| 45     | 2.56 | 0.0138 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas          |
| 46     | 3.43 | 0.0313 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas          |
| 47     | 2.29 | 0.1130 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas           |
| 48     | 3.00 | 0.0928 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas           |
| 49     | 3.48 | 0.1562 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas       |

|    |      |        |                                                           |
|----|------|--------|-----------------------------------------------------------|
| 50 | 3.48 | 0.1287 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas                  |
| 51 | 1.17 | 0.2087 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas                          |
| 52 | 1.07 | 0.1797 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas                          |
| 53 | 2.66 | 0.0027 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.cam                          |
| 54 | 3.10 | 0.0162 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.cam                          |
| 55 | 1.65 | 0.0085 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.cam                           |
| 56 | 1.82 | 0.0257 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.cam                           |
| 57 | 3.94 | 0.2362 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.cam                       |
| 58 | 3.94 | 0.2723 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.cam                       |
| 59 | 1.37 | 0.0166 | L.xf L2.juros L.di360 L.cam                               |
| 60 | 1.30 | 0.0286 | L.xh L2.juros L.di360 L.cam                               |
| 61 | 0.03 | 0.7957 | L.inflacao12 L.xf L.dm1 L.cam                             |
| 62 | 0.00 | 0.9556 | L.inflacao12 L.xh L.dm1 L.cam                             |
| 63 | 1.02 | 0.0833 | L.inflacao12 L2.juros L.dm1 L.cam                         |
| 64 | 1.02 | 0.1070 | L.inflacao12 L2.juros L.dm1 L.cam                         |
| 65 | 0.31 | 0.0223 | L.xf L2.juros L.dm1 L.cam                                 |
| 66 | 0.15 | 0.0087 | L.xh L2.juros L.dm1 L.cam                                 |
| 67 | 0.02 | 0.5449 | L.inflacao12 L.reservas L.dm1 L.cam                       |
| 68 | 0.02 | 0.5695 | L.inflacao12 L.reservas L.dm1 L.cam                       |
| 69 | 0.01 | 0.8949 | L.xf L.reservas L.dm1 L.cam                               |
| 70 | 0.01 | 0.2781 | L.xh L.reservas L.dm1 L.cam                               |
| 71 | 0.06 | 0.5978 | L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam                            |
| 72 | 0.06 | 0.5844 | L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam                            |
| 73 | 4.08 | Ex-ind | L.inflacao12 L.xf L2.juros                                |
| 74 | 5.02 | Ex-ind | L.inflacao12 L.xh L2.juros                                |
| 75 | 1.55 | Ex-ind | L.inflacao12 L.xf L.di360                                 |
| 76 | 2.01 | Ex-ind | L.inflacao12 L.xh L.di360                                 |
| 77 | 4.38 | Ex-ind | L.inflacao12 L2.juros L.di360                             |
| 78 | 4.38 | Ex-ind | L.inflacao12 L2.juros L.di360                             |
| 79 | 1.67 | Ex-ind | L.xf L2.juros L.di360                                     |
| 80 | 1.52 | Ex-ind | L.xh L2.juros L.di360                                     |
| 81 | 4.01 | 0.0174 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam |
| 82 | 4.61 | 0.0299 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam |
| 83 | 4.72 | 0.0074 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1       |
| 84 | 5.44 | 0.0145 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1       |
| 85 | 4.09 | 0.0242 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.cam       |
| 86 | 4.52 | 0.0716 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.cam       |
| 87 | 4.51 | 0.0075 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam            |
| 88 | 5.07 | 0.0136 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.di360 L.dm1 L.cam            |
| 89 | 2.24 | 0.0161 | L.inflacao12 L.xf L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam         |
| 90 | 3.29 | 0.0522 | L.inflacao12 L.xh L2.juros L.reservas L.dm1 L.cam         |
| 91 | 2.31 | 0.0466 | L.inflacao12 L.xf L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam          |
| 92 | 2.90 | 0.0885 | L.inflacao12 L.xh L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam          |
| 93 | 2.87 | 0.1519 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam      |
| 94 | 2.87 | 0.1561 | L.inflacao12 L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam      |
| 95 | 0.87 | 0.0252 | L.xf L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam              |
| 96 | 0.82 | 0.0429 | L.xh L2.juros L.di360 L.reservas L.dm1 L.cam              |

**Tabela 10:****Estimativas para a função de reação do Banco Central, sistema 30, 31 e 32:**

| Modelo Tradicional (1999:3 a 2010:4) |                         |                      |                         |                     |
|--------------------------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|---------------------|
| Coeficientes                         | Conj. de Instrumentos 1 |                      | Conj. de Instrumentos 2 |                     |
|                                      | Modelo 1                | Modelo 2             | Modelo 1                | Modelo 2            |
|                                      | Filtro FP               | Filtro HP            | Filtro FP               | Filtro HP           |
| $-\frac{\alpha}{\beta}$              | -0.046<br>(1.221)       | 0.019<br>(1.275)     | -0.790<br>(1.415)       | -0.579<br>(1.423)   |
| $-\frac{\rho}{1 - \rho\beta}$        | -0.354<br>(0.297)       | -0.318<br>(0.304)    | -0.657*<br>(0.360)      | -0.535<br>(0.374)   |
| $\frac{1}{1 - \rho\beta}$            | 0.713***<br>(0.262)     | 0.729***<br>(0.264)  | 1.064***<br>(0.338)     | 0.986***<br>(0.343) |
| $-\frac{\gamma}{\beta}$              | -0.673***<br>(0.250)    | -0.749***<br>(0.302) | -0.681*<br>(0.335)      | -0.773*<br>(0.418)  |
| $R^2$                                | 0.57                    | 0.57                 | 0.47                    | 0.52                |

Obs.: \*, \*\*, \*\*\* representam 10%, 5% e 1% de significância respectivamente

De acordo com a equação do segundo estágio, 31:

$$\pi_{t,k} = -\frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{1 - \rho\beta} i_t - \frac{\rho}{1 - \rho\beta} i_{t-1} - \frac{\gamma}{\beta} x_{t,q} + \epsilon_{2t}$$



**Tabela 11:****Estimativas para a função de reação do Banco Central, sistema 33, 34 e 35:**

| Modelo Tradicional (1999:3 a 2010:4) |                         |                    |                         |                      |
|--------------------------------------|-------------------------|--------------------|-------------------------|----------------------|
| Coeficientes                         | Conj. de Instrumentos 1 |                    | Conj. de Instrumentos 2 |                      |
|                                      | Modelo 1                | Modelo 2           | Modelo 1                | Modelo 2             |
|                                      | Filtro FP               | Filtro HP          | Filtro FP               | Filtro HP            |
| $-\frac{\alpha}{\gamma}$             | 1.249<br>(0.850)        | 1.500*<br>(0.823)  | -0.495***<br>(0.893)    | -0.053***<br>(0.191) |
| $-\frac{\rho}{1-\rho\gamma}$         | -0.184*<br>(0.102)      | -0.194*<br>(0.102) | -0.584<br>(0.217)       | -0.563***<br>(0.191) |
| $-\frac{\beta}{\gamma}$              | -0.115*<br>(0.070)      | -0.081<br>(0.068)  | -0,214<br>(0.085)       | -0.166<br>(0.084)    |
| $\frac{1}{1-\rho\gamma}$             | 0.075<br>(0.127)        | 0.134<br>(0.123)   | 0.635<br>(0.264)        | 0.646<br>(0.226)     |
| $R^2$                                | 0.37                    | 0.23               | -0.41                   | -0.34                |

Obs.: \*, \*\*, \*\*\* representam 10%, 5% e 1% de significância respectivamente

De acordo com a equação do segundo estágio, 35:

$$x_{t,q} = -\frac{\alpha}{\gamma} + \frac{1}{1-\rho\gamma}i - \frac{\rho}{1-\rho\gamma}i_{t-1} - \frac{\beta}{\gamma}\pi_{t,k} + \epsilon_{3t}$$

**Tabela 12:****Testes de Pagan Hall:**

| Modelo Tradicional (1999:3 a 2010:4) |                         |           |                         |           |
|--------------------------------------|-------------------------|-----------|-------------------------|-----------|
| Coeficientes                         | Conj. de Instrumentos 1 |           | Conj. de Instrumentos 2 |           |
|                                      | Modelo 1                | Modelo 2  | Modelo 1                | Modelo 2  |
|                                      | Filtro FP               | Filtro HP | Filtro FP               | Filtro HP |
| <b>P – H (<math>\pi, x</math>)</b>   | 9.307                   | 8.164     | 6.342                   | 6.334     |
| <b>P – H (<math>\pi, i</math>)</b>   | 5.726                   | 7.780     | 1.666                   | 2.197     |
| <b>P – H (<math>i, x</math>)</b>     | 19.450                  | 14.875    | 16.381                  | 14.432    |

A 5 % de significância a distribuição  $\chi^2$  tem para 3 graus de liberdade o valor tabelado de **7.815**. Note que para esse caso nos modelos significativos pelos testes de instrumentos fracos, devem ser estimados por estimadores robustos.