

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

WILLIAM DE ABREU PEREIRA THOMAS

**A política fiscal influencia a política monetária no Brasil? Uma abordagem sob o
ciclo de negócios**

Orientador: Prof. Dr. Alex Luiz Ferreira

RIBEIRÃO PRETO
2010

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

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

Prof. Dr. Walter Belluzzo Júnior
Chefe do Departamento de Economia

WILLIAM DE ABREU PEREIRA THOMAS

A política fiscal influencia a política monetária no Brasil? Uma abordagem sob o ciclo de negócios

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

Orientador: Prof. Dr. Alex Luiz Ferreira

RIBEIRÃO PRETO
2010

FICHA CATALOGRÁFICA

Thomas, William de Abreu Pereira.

A política fiscal influencia a política monetária no Brasil? Uma abordagem sob o ciclo de negócios, Ribeirão Preto, 2010.

40 p. : il. ; 30 cm

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

Orientador: Ferreira, Alex Luiz.

1. Política Monetária. 2. Política Fiscal. 3. Ciclo de negócios. 4. Autometrics.

À minha mãe, pela dedicação e determinação em educar-me para a vida!

AGRADECIMENTOS

Principalmente, agradeço à minha mãe, por ser até hoje uma força essencial em todas as minhas conquistas acadêmicas e profissionais.

Agradeço o meu orientador, pela paciência e disposição em ajudar-me na realização dessa dissertação.

Por fim, agradeço a todos o meus colegas de turma de mestrado de economia e mais aqueles que frequentaram comigo a “Casa da Pós”, pela companhia nesses dois anos de Ribeirão Preto.

RESUMO

THOMAS, W. A. P. **A política fiscal influencia a política monetária no Brasil? Uma abordagem sob o ciclo de negócios.** 2010. 40 f. Mestrado (Dissertação) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2010.

Este trabalho tem por objetivo verificar se a política fiscal brasileira influencia a política monetária por meio do impacto nas variações do hiato do produto. Dentro desse contexto, será avaliado qual foi o comportamento cíclico da política fiscal no ciclo de negócios. Para isto, será usado a metodologia da OCDE de decomposição do saldo orçamentário no saldo ciclicamente ajustado (política discricionária) e no saldo cíclico (estabilizadores fiscais). A metodologia requer a estimação de elasticidades para identificar a parte cíclica do saldo orçamentário do governo. Essa tarefa será realizada por um importante programa de seleção automática de modelos chamado Autometrics. Os resultados encontrados indicam que a política fiscal não tem atuado de maneira contra-cíclica após o estabelecimento do regime de metas de inflação. O que para o lado monetário é desfavorável, uma vez que aumenta o peso relativo do instrumento monetário (taxa de juros) quando o Banco Central objetiva reduzir as variações do hiato do produto.

Palavras-chave: Política monetária. Política fiscal. Ciclo de negócios. Autometrics.

ABSTRACT

THOMAS, W. A. P. **The fiscal policy influences the monetary policy in Brazil? A business cycle approach.** 2010. 40 f. Mestrado (Dissertação) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2010.

The objective of this work is to verify if the Brazilian fiscal policy influences the monetary policy through output gap variation impacts. In this context, an evaluation of the behavior of the fiscal policy in the business cycle is done. In order to it, the OCDE methodology will be used to decompose the budget balance in the cyclically-adjusted budget balance (discretionary policy) and cyclically budget balance (automatic stabilizers). The methodology requires the estimation of elasticities to identify the cyclical part of the government budget balance. This task will be done by using an important program of automatic model selection named Autometrics. The founded results indicated that the fiscal policy has not been working in a countercyclical form after the establishment of inflation target. This result is unfavorable for the monetary side because it increases the relative weight of the monetary tool (interest rate) when the Central Bank objective is to reduce the variation of output gap.

Keywords: Monetary policy. Fiscal policy. Business cycle. Autometrics.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária.....	29
Tabela 2: Resultados Empíricos - Modelo Geral Irrestrito	30
Tabela 3: Resultados econométricos: item ciclicamente ajustado x componente potencial	32

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Saldo Fiscal Primário - Observado e Ajustado	33
Figura 2 - Hiato do Produto.....	33
Figura A.1 - Hiato do Produto (1980 – 2008)	40
Figura B.1 - Receita total líquida x Índice da produção industrial.....	41
Figura B.2 - Despesa total x Índice da produção industrial	41

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	11
1 FUNDAMENTOS TEÓRICOS.....	14
1.1 A política monetária no Brasil.....	14
1.2 A política fiscal sob a perspectiva do ciclo de negócios.....	16
1.3 Como a política fiscal pode afetar a política monetária? Uma revisão da literatura.....	17
1.3.1 A restrição intertemporal do orçamento do governo e a política monetária	18
1.3.2 A política fiscal, o prêmio de risco soberano e a taxa de câmbio.....	20
1.3.3 A política fiscal, o prêmio de risco soberano e a taxa de câmbio: o caso dos países que seguem o regime de metas inflacionárias	21
2 A POLÍTICA FISCAL NO CICLO DE NEGÓCIOS	23
2.1 A metodologia da OCDE	23
2.2 O cálculo das elasticidades	24
3 RESULTADOS EMPÍRICOS	27
3.1 O Autometrics.....	27
3.2 Resultados empíricos – Modelo Geral Irrestrito	28
3.3 A metodologia da OCDE: uma análise de robustez	31
3.4 O saldo orçamentário ciclicamente ajustado	32
CONCLUSÃO.....	35
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	36
APÊNDICE A – Um método para se estimar o produto potencial no Brasil.....	39
APÊNDICE B - Ilustrações.....	41

INTRODUÇÃO

O estabelecimento do regime de metas de inflação em 1999, marcou o início de um novo arranjo institucional de condução de política monetária no Brasil. Ao permitir o retorno da flutuação da taxa de câmbio nominal, as expectativas inflacionárias assumiram um papel importante no controle da inflação. A convergência das expectativas com as metas inflacionárias passaram a ser o principal objetivo do Banco Central. Sendo as variações na taxa básica de juros nominais (Selic), o principal instrumento utilizado pelas autoridades monetárias para o cumprimento das metas.

Dentro do contexto do regime de metas de inflação, a política fiscal austera é importante para a boa consecução do novo regime. No contrário, uma política fiscal frouxa contribuiria para a instabilidade do sistema econômico brasileiro e atrapalharia o Banco Central no combate à inflação. Dessa forma, os governos brasileiros desde 1999 têm obtido sucesso em gerar significativos superávits primários, média de 1,93% do PIB no governo FHC (1999-2002) e média de 2,42 % do PIB no governo Lula (2003-2008). No entanto, apesar do significativo ajuste fiscal, a política fiscal brasileira ainda têm sido posta em cheque quanto à sua neutralidade em não influenciar a taxa de inflação e, conseqüentemente, as ações de política monetária.

Uma forma interessante de avaliar se a política fiscal potencialmente exerce efeitos sobre a inflação é investigar qual é o seu comportamento no ciclo de negócios. Mais precisamente, é verificar qual é o caráter (pró ou contra-cíclico) da política fiscal brasileira pós-estabelecimento do regime de metas de inflação. A razão está na relação que a política fiscal pode ter com as flutuações do produto e, este, por sua vez, com a inflação.

Uma política fiscal contra-cíclica contribui para estabilizar as flutuações do produto. Ou seja, em períodos recessão econômica ocorre uma política fiscal expansionista, ou o contrário, em períodos de expansão econômica. À princípio, esse comportamento fiscal ajuda o Banco Central nos seus objetivos de controlar a dinâmica da inflação, pois a demanda do governo sobre a economia atua no sentido de estabilizar o nível de preços.

No entanto, o governo por interesses diversos, pode empregar um política fiscal pró-cíclica sobre a economia. A situação de aumento dos gastos do governo em períodos de expansão econômica contribui para desestabilizar as flutuações do produto efetivo em torno de sua

trajetória potencial e, conseqüentemente, elevar o nível de preços. Sendo que este último efeito é objeto de preocupação do Banco Central, por seus possíveis efeitos inflacionários.

Nesse sentido, o presente trabalho busca investigar se a política fiscal exerce influência sobre a política monetária no Brasil via impacto nas flutuações do produto? E, para responder a essa pergunta, deve-se identificar qual foi o comportamento cíclico (pró ou contra) da política fiscal brasileira pós-estabelecimento do regime de metas de inflação.

Com o intuito de avaliar o comportamento da política fiscal brasileira no ciclo de negócios foi empregado a metodologia da OCDE de decomposição do saldo orçamentário entre o saldo ciclicamente ajustado (política fiscal discricionária) e o saldo cíclico (estabilizadores automáticos). A ideia é avaliar separadamente qual é o comportamento cíclico (pró ou contra) desses dois saldos sobre as flutuações do produto. E isso será possível através da estimação de elasticidades-fiscais que indicam a parcela das receitas e despesas que variam com o hiato do produto.

Este trabalho contribui para literatura econômica por adotar um método robusto de seleção automática de modelos para a estimar as elasticidades-fiscais das receitas e despesas do governo. O uso do programa computacional Autometrics. Esse programa baseia-se na moderna teoria de redução de modelos, fundamentada por Hoover e Perez (1981). Uma contribuição paralela do presente trabalho desenvolveu-se no momento de analisar a metodologia da OCDE de estimação do saldo ciclicamente ajustado (ou estrutural) do governo. Uma questão evidente de circularidade entre a hipótese da OCDE de calcular as receitas e despesas estruturais (saldo estrutural) e o modelo econométrico para estimar as elasticidades é destacado. Como consequência, será proposto uma forma mais simples de se estimar o saldo ciclicamente ajustado.

O presente trabalho está organizado da seguinte forma. O capítulo 1 apresenta a fundamentação teórica e empírica da condução da política monetária no Brasil, pós-estabelecimento do regime de metas de inflação em 1999. A política fiscal avaliada sob a ótica do ciclo de negócios também é abordada e se destaca como a mesma relaciona-se com as flutuações do produto. A literatura específica que trata dos possíveis canais de transmissão da política fiscal sobre a política monetária é detalhada na última seção do primeiro capítulo. O capítulo 2 apresenta a metodologia de estimação do saldo ciclicamente ajustado de acordo com a OCDE, bem como o modelo econométrico que será usado para estimar as elasticidades-fiscais. O capítulo 3, os dados e os resultados empíricos da estimação das

elasticidades-fiscais e o saldo ciclicamente ajustado para o período de 1999 a 2008. Por fim, apresenta-se a conclusão com base nos resultados até então obtidos.

1 FUNDAMENTOS TEÓRICOS

1.1 A política monetária no Brasil

A condução da política monetária no Brasil desempenhada pelo Banco Central tem sido em boa medida explicada por uma versão modificada da Regra de Taylor após o estabelecimento do regime de metas de inflação (regime MI, para simplificar) em junho de 1999. Em Bogdanski et al. (2000), os autores relatam a importância dentro de um regime MI que o Banco Central adote ações preventivas que antecipem impactos futuros sobre as variáveis produto e inflação, dado os efeitos defasados da política monetária sobre essas duas variáveis. Dessa forma, a versão expressa aqui será a *forward-looking* proposta por Clarida et al. (2000). Esta assume que o Banco Central reage de forma sistemática pela mudança na taxa de juros nominais a desvios da expectativa de inflação em relação à uma meta pré-estabelecida e a desvios do produto efetivo em relação ao potencial (hiato do produto), conforme equação abaixo:

$$i_t^* = i^* + \beta(E_t[\pi_{t,k}|\omega_t] - \pi^*) + \gamma E_t[y_{t,q}|\omega_t] \quad (1)$$

onde i_t^* é a taxa de juros nominal básica; i^* é a taxa de juros neutra na economia, obtida quando a taxa de inflação e o produto são iguais às suas respectivas metas; $\pi_{t,k}$ é a variação percentual dos preços entre os períodos t e $t + k$ e π^* é a meta de inflação; $y_{t,q}$ é o hiato do produto entre os períodos t e $t + k$. Já E_t corresponde ao operador expectacional e ω_t o conjunto de informações disponíveis aos agentes no momento da decisão de i_t^* ; β e γ são os parâmetros do modelo.

Com o objetivo de explicar a dinâmica da condução da política monetária no Brasil pós-estabelecimento do regime de metas de inflação em 1999, existem trabalhos que se propuseram a estimar uma função de reação do Banco Central, diferindo-se pelo tempo da amostra ou o método de estimação. Como consenso, a maioria dos trabalhos admite um componente *forward-looking* na função de reação¹.

Exemplos de trabalhos empíricos são o de Favero e Giavazzi (2002) e Minella (2003). O primeiro utilizou dados de fevereiro de 1999 a março de 2002 e o segundo, dados de janeiro de 2000 a dezembro de 2002. Ambos estimaram uma função de reação semelhante, incluindo

¹ Vale lembrar que existe um compromisso formal do Banco Central (Decreto Nº 3088 de 21 de junho de 1999) em atingir a convergência da taxa de inflação em relação à uma meta pré-estabelecida pelo CMN (Conselho Monetário Nacional).

na equação (1) a variação cambial como variável explicativa no processo de determinação da taxa de juros. Os resultados encontrados não foram significativos para a variação cambial e o hiato do produto, porém significativos para o coeficiente β relacionado aos desvios da expectativa de inflação frente à sua meta.

Já Silva e Portugal (2002), com o objetivo de analisar a efetividade do regime de metas de inflação no Brasil, estimaram uma Regra de Taylor e modelos VAR (Vetor Auto-Regressivo) sobre dois períodos distintos, julho de 1994 a junho de 1999 e julho de 1999 a julho de 2001. A estimação de uma Regra de Taylor buscou observar se houve mudança relativa no peso dado pelo Banco Central a parte real da economia ou à inflação. Os resultados foram comparados com os obtidos pelo modelo VAR e concluiu-se que não houve por parte do Banco Central, após o estabelecimento do regime MI, uma maior preocupação com a inflação em detrimento ao lado real da economia. Portanto, a instauração do regime deve ser vista como um caso de construção de credibilidade ao invés de um aumento de conservadorismo pelo Banco Central.

A possível existência de assimetrias nos objetivos do Banco Central foi investigado por Silva e Portugal (2008). Com essa finalidade, os autores estimaram uma função de perda assimétrica que considerou os desvios positivos e negativos do hiato do produto e da taxa de inflação em relação à sua meta. No primeiro momento, o período estudado foi de 2000 a 2007 e os resultados encontrados indicaram uma reação assimétrica do Banco Central em relação aos desvios da inflação à sua meta, porém uma reação linear quanto aos desvios do hiato do produto. O que significou que o Banco Central reagiu mais fortemente via mudança na taxa de juros aos desvios negativos da inflação à sua meta. Como esse comportamento poderia ter sido em resposta aos momentos de crise presenciados na eleição presidencial em 2001 e 2002, os autores reduziram o período da amostra para os anos de 2004 a 2007. Os resultados encontrados não indicaram nenhum tipo de preferência assimétrica no comportamento da autoridade monetária frente à estabilização da inflação e do hiato do produto.

Diante do arcabouço descrito acima que descreve a condução da política monetária no Brasil a partir de uma função de reação do tipo Taylor, é pertinente questionar como a política fiscal pode interagir com a política monetária. Mais especificamente, como variáveis fiscais podem influenciar na determinação da taxa de juros nominais pelo Copom (Comitê de Política Monetária) no Brasil?

A política fiscal pode afetar a política monetária (representada pela Regra de Taylor, equação (1)) por diferentes maneiras, denominados aqui por canais de transmissão². Um possível efeito direto sobre a determinação da taxa de juros seriam o aumento da inflação corrente e/ou futura ocasionada por uma política fiscal expansionista. Seja esta financiada por senhoriagem ou emissão de títulos públicos³. Analogamente, a política fiscal expansionista também pode influenciar nas variações do hiato do produto. Nesse caso, movendo o produto efetivo acima da sua capacidade potencial. O que pode também resultar em efeitos inflacionários.

Contudo, nem toda política fiscal expansionista é geradora de pressões inflacionárias. Caso o governo tenha atuado de forma contra-cíclica, ou seja, maiores gastos em um período de recessão econômica (hiato do produto negativo). Ele contribuiu para estabilizar a flutuação do produto, isto é, movendo a economia novamente para a sua trajetória potencial. Portanto, o efeito esperado sobre a inflação e a taxa de juros seriam nulos ou até negativos (Regra de Taylor).

Sendo assim, o presente trabalho, propõe-se a averiguar como a política fiscal se comportou sob o ciclo de negócios após 1999. Em outros termos, se a política fiscal foi pró ou contra-cíclica após o estabelecimento do regime de metas de inflação. Caso a política fiscal tenha tido um comportamento pró-cíclico após 1999, ela teoricamente interferiu negativamente nos objetivos do Banco Central de estabilidade nas flutuações do produto. Sendo o efeito contrário na situação de uma política fiscal contra-cíclica.

1.2 A política fiscal sob a perspectiva do ciclo de negócios

À princípio, os governos deveriam buscar políticas fiscais contra-cíclicas a fim de estabilizar as flutuações do produto. Essa tarefa pode ser executada passivamente pelos chamados estabilizadores fiscais, que deve-se entender como um conjunto de receitas e despesas atreladas ao ciclo de negócios. Por exemplo, quando a economia está em crescimento econômico, o governo auferir maiores receitas provenientes da arrecadação de impostos relacionados ao nível de atividade em expansão e tem menores despesas com gastos como o seguro-desemprego e alguns planos assistenciais, dado o crescimento da renda e do emprego. Em adição, os governos também podem utilizar ativamente o orçamento que está sob o seu

² Os canais de transmissão serão melhor detalhados na seção 1.3.

³ Ver seção 1.3.1 para maiores detalhes.

controle para magnificar a atuação dos estabilizadores automáticos. Definindo-se, assim, uma política fiscal discricionária contra-cíclica.

No entanto, conforme descrito por Alesina e Tabellini (2005), governos objetivando atender interesses eleitorais de prover mais bens públicos e/ou menores impostos em períodos de expansão econômica podem empregar uma política discricionária pró-cíclica. Um outro argumento seria encontrado em Kaminski et al. (2004), segundo o qual, principalmente os países em desenvolvimento, defrontam-se com restrições de crédito em períodos recessivos e cortam gastos por causa do déficit em seu orçamento. Já em períodos de expansão econômica, os governos sentem-se propensos a tomar mais recursos emprestados e, por consequência, a aumentar os seus gastos. Dessa forma, a política discricionária do governo torna-se pró-cíclica.

O Brasil possui alto grau de vinculação das receitas do orçamento do governo. Determinadas despesas, como gastos com saúde e educação, são atreladas constitucionalmente ao desempenho da arrecadação de impostos⁴. Desse modo, em situações de crescimento econômico e aumento das receitas, o governo deve também aumentar o seu montante de recursos direcionados a determinados gastos. Constituindo-se, assim, um efeito pró-cíclico na política fiscal. Contudo, esse efeito não pode ser exatamente identificado como oriundo de uma ação discricionária do governo quanto menos a estabilizadores automáticos (por definição, contra-cíclicos). Mas, como estão relacionadas ao ciclo de negócios, podem atrapalhar a livre ação dos estabilizadores automáticos e até mesmo a gestão discricionária do governo. Quando o objeto for empregar uma política fiscal contra-cíclica na economia.

1.3 Como a política fiscal pode afetar a política monetária? Uma revisão da literatura

Nesta seção, será realizada uma revisão da literatura que descreve os possíveis canais de transmissão da política fiscal sobre as variáveis monetárias e as restrições que a parte fiscal pode impor sobre a atuação do Banco Central. Dessa forma, os canais serão explorados dentro de três grupos. O primeiro, subseção 1.3.1, o efeito que a restrição intertemporal do governo pode exercer sobre a política monetária no combate à inflação. O segundo, subseção 1.3.2, o possível impacto da política fiscal sobre a determinação do prêmio de risco soberano e taxa de câmbio e, conseqüentemente, os seus efeitos sobre a inflação. A subseção 1.3.3, o caso

⁴ Ver Mendes (2008), para maiores detalhes sobre a vinculação de receitas no Brasil.

específico do impacto fiscal nos países que seguem o regime de metas inflacionárias e possuem elevada dívida pública.

1.3.1 A restrição intertemporal do orçamento do governo e a política monetária

Em Sargent e Wallace (1981), foi pela primeira vez introduzida a noção de regimes de dominância monetária e dominância fiscal. Em regimes de dominância monetária, a autoridade monetária estabelece independentemente as variáveis monetárias. Enquanto que em regimes de dominância fiscal, a autoridade fiscal estabelece também independentemente o seu orçamento, anunciando presentes e futuros déficits e, assim, a quantidade de recursos que deverão ser arrecadados pela senhoriagem ou pela venda de títulos públicos. No caso do financiamento por senhoriagem, a expansão da base monetária resulta em aumento imediato do nível de preços. Já a postura do governo em financiar os seus gastos continuamente pela venda de títulos implica em elevação da dívida pública e consequente aumento dos encargos financeiros. Porém, o financiamento pela expansão da dívida possui um limite expresso pelo tamanho relativo da economia e percepção dos agentes econômicos quanto à solvência da dívida do governo. Uma vez atingido esse limite o governo pode recorrer à expansão da base monetária para honrar os seus compromissos, gerando efeitos inflacionários no futuro ou até mesmo no presente no momento da emissão dos títulos. Diante do regime de dominância fiscal, a autoridade monetária perde eficiência no combate à inflação, dado que a política fiscal do governo é uma fonte adicional de instabilidade sobre o nível de preços e age independentemente.

No Brasil, muito se debate sobre qual regime de dominância, fiscal ou monetária, rege a política econômica. Exemplos de trabalhos empíricos no Brasil são Aguiar (2007) e Gadelha e Divino (2008), o primeiro considerou o período de 1999 a 2006 e, o segundo, o período de 1995 a 2005. Ambos trabalhos não encontraram evidências de regime de dominância fiscal. Já Zolli (2005), ao analisar o período de 2002 a 2004, encontrou evidências de dominância fiscal por verificar que notícias a respeito da política fiscal do governo causaram oscilações na taxa EMBI-BR e na taxa de câmbio⁵. Vale lembrar que em 2002 foi ano de eleição presidencial e o candidato Lula da Silva, favorito nas pesquisas eleitorais, gerava incertezas no mercado financeiro quanto ao futuro compromisso do seu governo com a austeridade fiscal. Apenas

⁵ O aumento da taxa EMBI-BR (prêmio de risco soberano) e a desvalorização da taxa de câmbio contribuíram para o aumento das expectativas inflacionárias.

depois da vitória eleitoral de Lula da Silva e a indicação do seu compromisso com a continuidade dos superávits primários, as incertezas dos agentes econômicos cederam.

A política fiscal também pode influenciar a taxa de inflação de acordo com a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Em políticas fiscais consideradas Ricardianas o governo ajusta seus superávits primários com o objetivo de manter a solvência da dívida pública e obedecer à restrição intertemporal do seu orçamento. O contrário acontece em políticas ditas não-Ricardianas, no qual o governo estabelece a sua política fiscal sem preocupação com a sustentabilidade da sua dívida, Woodford (1995). No entanto, segundo a TFNP, mesmo nessa situação o equilíbrio da restrição intertemporal do orçamento estará garantido, pois será o nível de preços a variável de ajuste para manter a restrição em equilíbrio, Woodford (1995, 2001). Dessa maneira, a TFNP argumenta que a política fiscal do governo é a principal responsável pelo nível de preços e inflação.

Loyo (2000) é um exemplo de trabalho empírico que abordou a TFNP para o Brasil. O autor considerou o período hiperinflacionário do final da década de 70 até meados dos anos 80. O principal resultado: a explosão inflacionária ocorrida no país foi causada pela política fiscal frouxa, no qual os gastos públicos foram financiados pela emissão de títulos públicos ao invés de déficits primários no orçamento ou senhoriagem. O alto pagamento de juros da dívida associado com a política monetária restritiva (elevação da taxas de juros nominais), aumentou em termos nominais a riqueza dos agentes privados, o que em modelos fiscalistas significou também uma maior inflação no período.

Fialho e Portugal (2005), analisaram empiricamente a determinação do nível de preços no Brasil no período pós-Plano Real e a caracterização de regimes de dominância fiscal ou monetária com as interações das políticas monetária e fiscal nesse período. A partir da utilização de modelos SM-VAR (Vetores Auto Regressivos com Mudança Markoviana), os autores identificaram que a coordenação macroeconômica entre as políticas fiscal e monetária foi de caráter substituto. Ou seja, alteraram-se ao longo do período estudado, porém com predominância fiscal. Isto indicou que a inflação ocorrida no período foi resultado de desequilíbrios fiscais ao invés de expansão da base monetária.

Já Moreira et al. (2007), seguindo também a abordagem da TFNP, verificou para o período de 1995 a 2006 se a política fiscal era capaz de afetar na determinação da taxa básica de juros nominais (Selic) via influência nos desvios do hiato do produto. Neste objetivo, os autores derivaram uma regra ótima de política monetária estimando uma Curva de Phillips e uma

curva IS fiscal (incluindo o déficit nominal). O resultado empírico encontrando foi que a variável déficit nominal era estatisticamente significativa e, portanto, exercia influência na determinação da taxa Selic no período estudado.

Concluindo, esta subseção abordou como a política fiscal por meio da restrição intertemporal orçamentária do governo pode influenciar na condução da política monetária. O desequilíbrio orçamentário teria efeito direto na dinâmica da inflação corrente e/ou nas expectativas inflacionárias. Ou, indiretamente, via oscilações do prêmio de risco soberano e na taxa de câmbio nominal. O que será discutido nas próximas subseções.

1.3.2 A política fiscal, o prêmio de risco soberano e a taxa de câmbio

Existe clara evidência empírica que variáveis fiscais possuem impacto significativo na determinação do prêmio de risco soberano nos países emergentes. Apesar de não existir um modelo teórico definido que relacione como uma variável fiscal exerce influência sobre o prêmio de risco soberano. Diversos trabalhos, utilizando abordagens estatísticas distintas, encontraram relação positiva entre uma medida de déficit fiscal e seus efeitos sobre uma outra medida de risco soberano⁶. Alguns exemplos são Arora e Cerisola (2001), Zoli (2004) e Favero e Giavazzi (2004) e Ferreira (2010).

O prêmio de risco soberano é importante em explicar a determinação da taxa de câmbio. Considerando o modelo teórico da paridade descoberta da taxa de juros (UIP, *uncovered interest parity*)⁷, encontramos uma relação teórica entre a taxa de câmbio e o prêmio de risco soberano. Dessa forma, um possível canal de transmissão da política fiscal sobre a política monetária seriam os efeitos da primeira sobre a taxa de câmbio via movimentos no prêmio de risco soberano. A taxa de câmbio é uma variável importante para as autoridades monetárias brasileiras, uma vez que a desvalorização cambial pode aumentar o nível de preços por meio do encarecimento dos produtos ditos *tradeables*⁸.

A política fiscal também pode afetar diretamente os movimentos da taxa de câmbio. Teoricamente, o impacto de ações fiscais sobre a taxa de câmbio depende da variação sobre o risco de *default* da dívida do governo, do grau de abertura do balanço de capitais e do regime

⁶ A principal medida de prêmio de risco soberano utilizada é a EMBI+, divulgada para um grupo de países emergentes pelo JPMorgan.

⁷ A UIP estabelece que a taxa de câmbio contemporânea pode ser expressa em função da taxa *forward* de câmbio, a diferença entre as taxas de juros nacional e internacional e o prêmio de risco soberano.

⁸ Produtos *tradeables* são aqueles que possuem o seu preço cotado por transações internacionais e, portanto, uma depreciação da moeda doméstica acaba por elevar o seu valor.

de câmbio no país. De acordo com o Modelo Mundell-Fleming, considerando um país com poucas barreiras à entrada de capitais, prêmio de risco soberano constante e taxa de câmbio flexível, uma expansão fiscal eleva as taxas de juros e causa apreciação da moeda doméstica. O contrário acontece em países com baixa mobilidade de capitais, pois a expansão fiscal estimula a demanda agregada e o aumento das importações, o que resulta em déficit na balança comercial e, assim, em expectativa de depreciação na taxa de câmbio.

A literatura específica que trata sobre a política fiscal e taxa de câmbio têm dedicado atenção em estudar a relação entre política fiscal e crise no balanço de pagamentos. Exemplos são os trabalhos de Krugman (1979) e Obstfeld (1994), que fundamentalmente descrevem como a inconsistência de longo prazo de déficits governamentais conduz a desequilíbrios no mercado de câmbio e nas transações de um país no exterior. Em Kopits (2000), o autor analisa para um grupo de países emergentes, inclusive o Brasil, o efeito dos déficits governamentais em aumentar a vulnerabilidade de um país às crises cambiais. A conclusão, que a política fiscal austera pode ser utilizada como instrumento para reduzir os riscos de crise na balança de pagamentos ou após o seu acontecimento, retomar a confiança de um país junto à comunidade internacional.

1.3.3 A política fiscal, o prêmio de risco soberano e a taxa de câmbio: o caso dos países que seguem o regime de metas inflacionárias

Em Blanchard (2004), o autor analisou os efeitos que a política fiscal pode exercer sobre os prêmios de risco soberano e os movimentos na taxa de câmbio em países que seguem metas inflacionárias e possuem situação fiscal crítica (caso brasileiro). O autor salienta que aumentos na taxa de juros objetivando o controle da inflação podem resultar no aumento da probabilidade de *default* da dívida do governo. Desse modo, o efeito esperado de apreciação na taxa de câmbio decorrente do aumento da entrada de capitais em busca das atrativas taxas de retorno não ocorre e o efeito é contrário: o câmbio acaba se depreciando pela fuga de capitais associado ao maior risco de *default* da dívida e dificulta ainda mais o combate à inflação. A chance de ocorrer este resultado está relacionada ao tamanho inicial da dívida, a proporção da dívida indexada à moeda estrangeira e ao grau de aversão ao risco dos investidores estrangeiros.

Seguindo a linha de argumentação descrita acima, Guimarães e Gonçalves (2007) analisaram no Brasil o efeito da mudança na taxa de juros sobre a taxa de câmbio em datas próximas às reuniões do Copom (Comitê de Política Monetária). Os autores concluíram que no período de 2000 a 2006 aumentos na taxa de juros (Selic) além do esperado pelo mercado, resultaram em depreciação na taxa de câmbio. Em termos numéricos, um aumento de 100 pontos base na taxa Selic causou em torno de 0 a 2% de depreciação na taxa de câmbio no período considerado. O motivo seria a fuga de capitais relacionada ao aumento da probabilidade do risco de *default* da dívida pública após o aumento na taxa de juros, já que nesta situação maior esforço fiscal do governo será demandado para o pagamento dos encargos financeiros da dívida. Sendo assim, os autores destacaram os efeitos perversos de uma política monetária conservadora em países que apresentam risco de insolvência na sua dívida e seguem metas inflacionárias. Concluí-se, que no caso de um Banco Central independente, este não hesitaria em elevar as taxas de juros para diminuir qualquer tipo de risco inflacionário. No entanto, o ajuste fiscal do governo, seria um instrumento mais eficiente no combate à inflação do que ações monetárias.

O presente capítulo, apresentou o formato da definição da taxa básica de juros brasileira por uma versão *forward-looking* da Regra de Taylor a partir de 1999. Com o intuito de analisar como a política fiscal pode interferir no objetivo do Banco Central em controlar a inflação, os possíveis canais de transmissão de ações fiscais sobre as variáveis monetárias (inflação, prêmio de risco soberano e taxa de câmbio) foram detalhados. Diversos trabalhos empíricos analisaram esses canais de transmissão no Brasil. De maneira geral, há indícios de que a política fiscal impõe restrições sobre o Banco Central no combate inflacionário. Seja pelo canal do impacto fiscal sobre as oscilações do prêmio de risco soberano e da taxa de câmbio ou via influência nos movimentos do hiato do produto.

O próximo capítulo será dedicado a apresentar a metodologia da OCDE de decomposição do saldo orçamentário do governo. A finalidade é obter medidas de saldo fiscal que caracterizem a política fiscal discricionária (saldo estrutural) e o que é atribuído à ação dos estabilizadores automáticos (saldo cíclico). Assim, posteriormente, será possível averiguar como essas medidas de saldo fiscal influenciam nas variações do hiato do produto. E, portanto, como a política fiscal sob o contexto do ciclo de negócios interagiu com a política monetária após 1999.

2 A POLÍTICA FISCAL NO CICLO DE NEGÓCIOS

2.1 A metodologia da OCDE

A metodologia da OCDE objetiva decompor o saldo orçamentário efetivo do governo em dois componentes. O saldo que independe das variações do cíclicas do produto (componente estrutural) do saldo que está estritamente relacionado as variações cíclicas do produto (componente cíclico). Como se segue:

$$b = b^* + b^{**} \quad (2)$$

onde b é o saldo orçamentário efetivo; b^* o componente estrutural (ou saldo ciclicamente ajustado) e b^{**} o componente cíclico. Por saldo ciclicamente ajustado deve-se entender como equivalente à política discricionária do governo, que pode assumir tanto um comportamento pró ou contra-cíclico na economia. Já o componente cíclico do saldo orçamentário efetivo está relacionado a ação dos estabilizadores automáticos. E estes são verificados por meio da estimação de elasticidades-fiscais da receita e despesa do governo frente às variações cíclicas do produto (hiato do produto).

Portanto, o saldo ciclicamente ajustado é estimado removendo o efeito do componente cíclico do saldo orçamentário efetivo. Na metodologia de cálculo são considerados quatro itens que compõem as receitas do governo: imposto de renda de pessoas físicas, contribuições de seguridade social, imposto de renda de pessoas jurídicas e impostos indiretos. Enquanto que o único item considerado no âmbito das despesas do governo são os gastos com transferências de seguro-desemprego. O saldo ciclicamente ajustado, expresso em razão do produto potencial, pode então ser definido da seguinte forma:

$$b^* = [(\sum_{i=1}^4 T_i^*) - G^* + X]/Y^* \quad (3)$$

onde T_i^* é um item da receita; G^* o gasto primário, X são as receitas e despesas que não são sensíveis ao ciclo dos negócios. O asterisco identifica que os itens estão ciclicamente ajustados; Y^* é o nível do produto potencial.

Os itens ciclicamente ajustados do saldo orçamentário são calculados assumindo que a razão entre a receita (ou despesa) potencial e a receita (ou despesa) efetiva são proporcionais a razão entre o produto potencial e o produto efetivo:

$$T_i^*/T_i = (Y^*/Y)^{\varepsilon_{t_i,Y}} \quad (4)$$

$$G^*/G = (Y^*/Y)^{\varepsilon_{g,Y}} \quad (5)$$

onde $\varepsilon_{t_i,Y}$ é a elasticidade entre o item da receita i em relação o hiato do produto e $\varepsilon_{g,Y}$ é a elasticidade da despesa em relação ao hiato do produto.

Portanto, a equação (3) que representa o saldo ciclicamente ajustado pode ser reescrito utilizando as equações (4) e (5) da seguinte forma:

$$b^* = [\sum_{i=1}^4 T_i (Y^*/Y)^{\varepsilon_{t_i,Y}} - G (Y^*/Y)^{\varepsilon_{g,Y}} + X]/Y^* \quad (6)$$

2.2 O cálculo das elasticidades

A metodologia da OCDE, conceitualmente, separa a elasticidade $\varepsilon_{t_i,Y}$ em dois componentes, a elasticidade da receita em relação à uma base tarifária ε_{t_i,tb_i} , e da respectiva base em relação ao hiato do produto $\varepsilon_{tb_i,Y}$. Dessa forma, temos:

$$\varepsilon_{t_i,Y} = \varepsilon_{t_i,tb_i} \cdot \varepsilon_{tb_i,Y} \quad (7)$$

A elasticidade da despesa em relação ao hiato do produto também é calculada de forma decomposta. Primeiro, a elasticidade dos gastos com transferências de seguro-desemprego em relação à taxa de desemprego $\varepsilon_{g,U}$, e a elasticidade da taxa de desemprego em relação ao hiato do produto $\varepsilon_{U,Y}$. Assim, temos que:

$$\varepsilon_{g,Y} = \varepsilon_{g,U} \cdot \varepsilon_{U,Y} \quad (8)$$

O cálculo das elasticidades ε_{t_i,tb_i} , ou seja, das receitas em relação à uma base tarifária é determinado pela legislação vigente da tarifação do imposto e da distribuição de renda sobre o qual é aplicada. Para efeitos de comparação do valor das elasticidades entre países, a OCDE utiliza a renda do salário no setor industrial como *proxy* para a base tarifária⁹.

Assim, para impostos de taxaço proporcional, o valor das elasticidades será considerado unitário. O que é o caso do imposto de renda de pessoas jurídicas, usualmente tarifado em apenas uma taxa. Porém, existem impostos que assumem um comportamento de taxaço progressiva ou regressiva. Por exemplo, a taxaço do imposto de renda de pessoas físicas aumenta conforme o aumento da renda do indivíduo. Enquanto que as contribuições para a seguridade social geralmente atingem um teto de tarifação, o que torna o imposto com viés

⁹ Para maiores detalhes quanto à forma de cálculo das elasticidades das receitas frente à base tarifária, bem como sobre toda a metodologia da OCDE para estimar o saldo ciclicamente ajustado, ver Girouard e André (2005) ou Mello e Moccero (2006). Sendo que neste último trabalho a metodologia da OCDE foi aplicada ao Brasil.

moderadamente regressivo. Já os impostos indiretos dois efeitos contrários acontecem. De um lado, os impostos indiretos *ad-valorem* possuem um efeito progressivo na medida em que maiores taxas são aplicadas as regiões mais renda-elásticas da base tarifária. Por outro lado, algumas taxas que são aplicadas apenas sobre o consumo real e não sobre o movimento dos preços possuem um efeito regressivo.

Quanto ao cálculo da elasticidade $\varepsilon_{g,U}$, a OCDE assume que os gastos com transferência de seguro-desemprego são proporcionais à taxa de desemprego. Portanto, a elasticidade $\varepsilon_{g,U}$ é assumida igual a 1¹⁰. O que faz com que a elasticidade $\varepsilon_{g,Y}$ seja dada pela elasticidade da taxa de desemprego em relação ao hiato do produto.

A segunda fase do cálculo das elasticidades, $\varepsilon_{tb_i,Y}$ e $\varepsilon_{U,Y}$, é estimada de forma econométrica. O objetivo é computar o efeito do ciclo de negócios (hiato do produto) sobre indicadores de nível de utilização de recursos. No caso das receitas, o componente cíclico da renda do salário é estimado contra o hiato do produto, conforme equação (9) abaixo. Já para os gastos com transferências de seguro-desemprego a elasticidade é determinada pela sensibilidade do componente cíclico da taxa de desemprego em relação ao hiato do produto, equação (10).

$$\log(W/W^*)_t = a_0 + a_1 \cdot \log(Y/Y^*)_t \quad (9)$$

$$\log(U/U^*)_t = a_0 + a_1 \cdot \log(Y/Y^*)_t \quad (10)$$

onde W e U significam o nível da renda do salário e a taxa de desemprego, respectivamente. Já o asterisco indica o nível potencial das variáveis.

Diferentemente da metodologia da OCDE que calcula o impacto das variações cíclicas do produto nas receitas e despesas em dois estágios, isto é, calculando duas elasticidades. Neste trabalho, será adotado a estratégia de estimar diretamente a elasticidade do ciclo de negócios sobre as variações dos componentes agregados das receitas e despesas. O motivo é a necessidade de simplificar o método da OCDE, pois aplicar integralmente essa metodologia envolveria um sobre esforço de trabalho mais as eventuais dúvidas se o método estaria sendo corretamente aplicado. Assim, a especificação econométrica adotada surgirá da própria hipótese da OCDE do cálculo do item ciclicamente ajustado. Como segue na derivação abaixo:

$$X^*/X = (Y^*/Y)^{\varepsilon_{x,Y}}; \text{ hipótese da OCDE} \quad (11)$$

¹⁰ Ver Girouard e André (2005) ou Mello e Moccero (2006).

onde X_i pode ser tanto um item da receita ou despesa. A equação (11) acima é equivalente a:

$$(X/X^*)^{-1} = (Y/Y^*)^{-\varepsilon_{x,y}} \quad (12)$$

Aplicando o logaritmo sobre a equação (12) e procedendo manipulação algébrica de decair os expoentes e multiplicar a equação por -1, temos:

$$\log(X/X^*) = \varepsilon_{x,y} \cdot \log(Y/Y^*) \quad (13)$$

E, a partir da equação (13), teremos a seguinte especificação econométrica:

$$\log(X/X^*)_t = \alpha + \beta \cdot \log(Y/Y^*)_t + e_t \quad (14)$$

onde $\beta = \varepsilon_{x,y}$ é a elasticidade do item X em relação ao hiato do produto, α a constante e e_t o componente aleatório. Portanto, ainda simplificando o método da OCDE, o saldo ciclicamente ajustado neste trabalho será calculado da seguinte forma:

$$b^* = [T(Y^*/Y)^{\varepsilon_{t,y}} - G(Y^*/Y)^{\varepsilon_{g,y}}] / Y^* \quad (15)$$

onde apenas serão considerados as receitas e despesas agregadas do governo central. No próximo capítulo, segue os resultados da estimação das elasticidades-fiscais, bem com o resultado do cálculo do saldo ciclicamente ajustado.

3 RESULTADOS EMPÍRICOS

O objetivo deste capítulo será o de apresentar os resultados econométricos das elasticidades-fiscais dos itens identificados nas contas do Tesouro Nacional como receita total líquida (RTL) e despesa total (DT). Estes dois itens fiscais compõem de forma agregada o resultado primário do governo central. A estimativa das elasticidades foram obtidas com o uso do programa computacional de seleção de modelos Autometrics. Este programa, faz parte do pacote econométrico OxMetrics 5.0 e será explicado na próxima seção.

Antes de ser apresentado o resultado para o saldo fiscal ciclicamente ajustado, obtido por meio das elasticidades-fiscais, será dedicado uma seção para a análise do método da OCDE. O motivo, encontra-se por um problema aparente de circularidade entre a forma que a OCDE ajusta ciclicamente os itens fiscais (receita ou despesa) e o modelo econométrico que estima as elasticidades. Como consequência, será proposto uma forma mais simples para se obter o ajuste cíclico dos itens fiscais, que é estimá-los como equivalente ao componente potencial das série de dados original. O que pode ser feito pela aplicação do filtro estatístico Hodrick-Prescott (HP).

Sendo assim, este capítulo está dividido da seguinte forma. A seção 3.1 fará uma apresentação do programa Autometrics. A seção 3.2 apresentará os dados e os resultados obtidos para a estimação das elasticidades-fiscais. A seção 3.3, uma análise sobre a robustez da metodologia da OCDE e a sugestão de uma forma mais simples de se obter os itens ciclicamente ajustados. A seção 3.4, o resultado da estimativa do saldo ciclicamente ajustado obtido pelas elasticidades-fiscais e, uma segunda forma, diretamente pelo filtro HP. A seção 3.5, as conclusões finais do presente trabalho.

3.1 O Autometrics

O programa Autometrics tem por finalidade selecionar a partir de um modelo geral irrestrito (MGI) as variáveis que são importantes para o desconhecido processo gerador de dados (PDG). Este programa computacional baseia-se na teoria da redução, seguindo os princípios propostos por Hoover e Perez (1999) de simplificar modelos de regressão dinâmicos e lineares. A escolha do modelo mais apropriado dentro do universo do MGI deve necessariamente ser corroborado por testes de diagnósticos dos resíduos e níveis de significância estatística dos parâmetros. Ou seja, caso o algoritmo encontre variáveis

importantes que são capazes de explicar o PDG. Então, o programa encontrará o modelo que apresenta a menor má-especificação, isto é, o mais congruente.

A utilização do programa Autometrics mostra-se pertinente diante do objetivo de estimação das elasticidades, pois será adotado a estratégia de seleção de modelos do geral ao específico. No contrário, caso não se estivesse utilizando esse programa, haveria necessidade de estimar diversas regressões eliminando a cada momento as variáveis que fossem insignificantes. No entanto, o Autometrics faz isso de maneira mais rápida e rigorosa. O programa percorre caminhos de busca múltiplos até encontrar o modelo mais congruente. Existem trabalhos empíricos que demonstram a robustez da metodologia utilizada pelo programa. Exemplos são os trabalhos Hendry e Krolzig (2003), onde os autores realizaram simulações de Monte Carlo e demonstraram que o modelo selecionado pelo Autometrics consistentemente se aproxima em explicar o desconhecido PDG. Ou em Krolzig e Hendry (2004), que exemplificaram os ganhos de eficiência do uso do Autometrics, aplicando-o em trabalhos anteriores que utilizaram abordagens distintas de redução de modelos. Em Doornik (2009), podemos encontrar um detalhamento técnico do algoritmo por trás do Autometrics.

3.2 Resultados empíricos – Modelo Geral Irrestrito

A especificação do modelo econométrico usado para estimar a elasticidade da receita e despesa com relação ao hiato do produto seguiu a forma abaixo. *Dummies* para tratar a sazonalidade nas séries de dados e variáveis dependentes defasadas para corrigir o problema de autocorrelação nos resíduos foram incluídos no modelo.

$$\log\left(\frac{X_i}{X_i^{HP}}\right)_t = a_0 + \sum_{j=1}^{12} a_{1j} Dum_j + \sum_{j=1}^{12} a_{2j} \log\left(\frac{X_i}{X_i^{HP}}\right)_{t-j} + \sum_{j=0}^{12} a_{3j} \log\left(\frac{IPI}{IPI^{HP}}\right)_{t-j} \quad (16)$$

onde X_i é um item da receita (RTL) ou despesa (DT), X_i^{HP} o componente tendencial (ou potencial) obtido pelo filtro HP, IPI é o índice de produção industrial, usado aqui como *proxy* do produto agregado e IPI^{HP} o seu respectivo componente tendencial (ou potencial). Dum_j são *dummies* de sazonalidade para os meses do ano. Já a_{kj} ($k = 1, 2, 3$ e $j = 0, \dots, 12$) são os parâmetros do modelo. Sendo a_{3j} o parâmetro que representa a elasticidade da variável avaliada frente às oscilações do hiato do produto.

O período da séries de dados é de julho de 1999¹¹ a junho de 2009 com frequência mensal. Todos os itens das receitas e despesas foram deflacionados pelo índice do IPCA (média 100 para dezembro de 1993). O índice de produção industrial é o dessazonalizado de quantidade para a indústria geral (média 100 para o ano de 2002). O parâmetro lambda (λ) escolhido no filtro HP foi igual a 14.400. Todas as variáveis utilizadas aqui foram encontradas no sítio do Ipeadata.

Antes de estimar a equação (15) no Autometrics foi verificado a estacionaridade das séries realizado o teste de raiz unitária. Como os dados estão em frequência mensal, os possíveis efeitos da sazonalidade foram extraídos regredindo cada variável (com exceção do IPI) sobre *dummies* de sazonalidade para os 11 meses no ano¹². Depois, o teste Phillips-Perron foi aplicado sobre as séries dessazonalizadas. A tabela 1 abaixo mostra os resultados do teste Phillips-Perron, onde foi rejeitado a um nível de 5% a presença de raiz unitária sobre as duas séries em questão.

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária

Variável	Teste Phillip-Perron	Valor Crítico a 5%	Variável	Teste Phillip-Perron	Valor Crítico a 5%
$\log\left(\frac{RTL_i}{RTL_i^{HP}}\right)$	-10.55	-1.94	$\log\left(\frac{DT_i}{DT_i^{HP}}\right)$	-10.81	-1.94

Na tabela 2 abaixo seguem os resultados empíricos das elasticidades-fiscais do modelo expresso pela equação (15) no Autometrics. O programa foi calibrado para selecionar as variáveis importantes do PGD até o nível de significância de 10%. A escolha do modelo mais congruente é corroborado por testes de diagnóstico. Neste caso, o teste AR(X) verifica a presença de autocorrelação nos resíduos até a ordem de defasagem X. O teste ARCH(X) é um teste de maxi-verossimilhança que verifica a presença de autocorrelação com heteroscedasticidade condicional nos resíduos até a ordem de defasagem X. Também são verificados a presença de normalidade e heteroscedasticidade nos resíduos. O teste RESET testa a hipótese se o modelo está corretamente especificado.

¹¹ A escolha do início do período da amostra deu-se levando em consideração que o regime de metas de inflação começou oficialmente em 21 de junho de 1999.

¹² Apenas a constante e as *dummies* de sazonalidade foram incluídas na regressão, pois nenhuma das séries avaliadas apresentaram tendência determinista.

Tabela 2: Resultados Empíricos - Modelo Geral Irrestrito

Variável	RTL	DT
$\sum_{j=1}^{12} a_{2j}$	0.01	0.29
$\sum_{j=1}^{12} a_{3j}$	1.13	0.56
Elasticidade implícita de longo-prazo para o hiato do produto	1.13*	0.77**
R^2	0.89	0.94
Teste F	38.55 [0.000]**	125 [0.000]**
AR (7)	1.86 [0.0846]	0.85 [0.5483]
ARCH (7)	0.75 [0.6337]	0.69 [0.6777]
Teste de normalidade	2.92 [0.2319]	0.13 [0.9349]
Teste de heterocedasticidade	1.15 [0.3108]	1.32 [0.1848]
Teste RESET	0.09 [0.7693]	0.33 [0.5679]

Obs: (*), (**) indicam significância a 1% e 5%, respectivamente.

As dummies de sazonalidade foram incluídas nas regressões porém não reportadas.

O período da amostra é de 07/1999 a 06/2009.

Os resultados da tabela (2) acima indicam que as receitas do governo aumentam na proporção de 1,13% para um aumento de 1% no hiato do produto. O que aponta para o caráter anti-cíclico (referente ao componente cíclico) das receitas do governo. Já a elasticidade encontrada para as despesas de 0,77, indica uma resposta menor frente as variações do hiato do produto. Isto pode ser justificado pelo elevado grau de rigidez no orçamento geral do governo ocasionado pelas despesas constitucionais¹³. O que faz com que o efeito dos estabilizadores fiscais pelo lado das despesas seja pouco importante em estabilizar as flutuações do produto. A elasticidade final estimada para o saldo orçamentário do governo que responde as variações

¹³ Por exemplo, a folha de pagamento de funcionários públicos e despesas de previdência social.

do hiato do produto é de aproximadamente 0,36 (igual a 1,13 menos 0,77). Em termos comparativos, Mello e Moccero (2006) encontraram uma elasticidade de 0,32 para o período de 1995 a 2005. A conclusão é que o orçamento do governo que reage as variações cíclicas do produto é pequeno. O que é equivalente a dizer que a ação dos estabilizadores automáticos (componente cíclico) exercem um baixo efeito em estabilizar as flutuações do produto. Do ponto de vista das autoridades monetárias esse resultado é provavelmente ruim, pois aumentasse o peso relativo do instrumento monetário (taxa de juros) quando o objetivo do Banco Central for fechar o hiato do produto (Regra de Taylor).

3.3 A metodologia da OCDE: uma análise de robustez

A metodologia da OCDE requer a estimação de elasticidades para remover o componente cíclico dos itens fiscais (receitas ou despesas). O modelo econométrico para a estimar as elasticidades surge da própria hipótese da OCDE de como se ajusta o item ciclicamente ajustado. Conforme as equações de (11) a (14) já descritas no capítulo 2. Porém, para fins didáticos, serão novamente expostas abaixo:

$$X^*/X = (Y^*/Y)^{\varepsilon_{x,Y}}; \text{ hipótese da OCDE} \quad (11)$$

ou

$$X = X^* \cdot (Y^*/Y)^{\varepsilon_{x,Y}}$$

A equação (11) acima é equivalente a:

$$(X/X^*)^{-1} = (Y/Y^*)^{-\varepsilon_{x,Y}} \quad (12)$$

Aplicando o logaritmo sobre a equação (12) e procedendo manipulação algébrica de decair os expoentes e multiplicar a equação por -1, temos:

$$\log(X/X^*) = \varepsilon_{x,Y} \cdot \log(Y/Y^*) \quad (13)$$

E, a partir da equação (13), teremos a seguinte especificação econométrica:

$$\log(X/X^*)_t = \alpha + \beta \cdot \log(Y/Y^*)_t + e_t \quad (14)$$

onde $\beta = \varepsilon_{x,Y}$ é a elasticidade do item X em relação ao hiato do produto, α a constante e e_t o componente aleatório.

No entanto, no momento de estimar o modelo econométrico expresso pela equação (14), a OCDE, assume que o item ciclicamente ajustado é equivalente ao componente potencial do item observado. Assim, é possível estimar a elasticidade $\varepsilon_{x,Y}$ e, em mãos desse valor, calcular o item ciclicamente ajustado (equação (11)). A compreensão de todo esse processo de

estimação do item ciclicamente ajustado é que ele é circular. Então, vale questionar por que não logo estimar o componente potencial e assumí-lo diretamente como o item fiscal ciclicamente ajustado?

Como processo investigativo para responder a pergunta acima, foi estimado uma regressão simples, por mínimos quadrados ordinários, entre a série da receita ciclicamente ajustada¹⁴, contra o componente potencial da série da receita observada. Este, estimado como o componente tendencial obtido pelo filtro HP. Seguindo a mesma lógica acima, também foi feito um teste semelhante para o lado da despesa. Todas as variáveis estão em termos reais (deflacionadas pelo IPCA) e o fator lambda (λ) utilizado no filtro HP foi de valor 14.400. Segue abaixo os resultados:

Tabela 3: Resultados econométricos: item ciclicamente ajustado x componente potencial

	RTL_A	DT_A
Constante	0.002	-0.09
RTL^{HP}	1.001*	-
DT^{HP}	-	1.009*
R^2	0.72	0.53
Teste F	321.58*	140.09*
DW	2.20	1.83

Obs: (*) indica significância a 1%, respectivamente.

onde RTL_A e DT_A são os itens fiscais ciclicamente ajustados pelo método da OCDE para a receita e despesa, respectivamente. Os resultados acima indicam que a variável ciclicamente ajustada é estatisticamente equivalente, com parâmetro próximo de 1,0, ao componente potencial da série observada. Portanto, também será utilizado a série do componente potencial da receita e despesa como itens já ciclicamente ajustados. Pois, aparentemente, parece ser uma forma mais simples e direta de remover o componente cíclico das séries efetivas, quando comparado à aplicar toda a metodologia da OCDE.

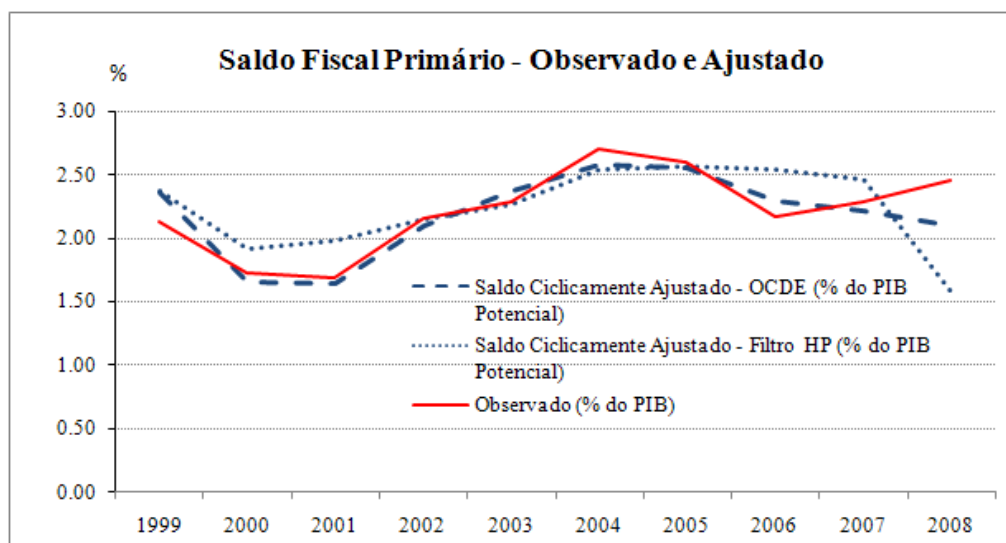
3.4 O saldo orçamentário ciclicamente ajustado

O saldo ciclicamente ajustado para o governo central no período de 1999-2008 foi estimado de duas maneiras. Uma delas seguiu a forma tradicional da OCDE de estimar as elasticidades-fiscais (tabela 3) dos itens (receitas e despesas) e proceder conforme a equação (15). E, uma

¹⁴ Obtida usando a elasticidade contida na tabela 2.

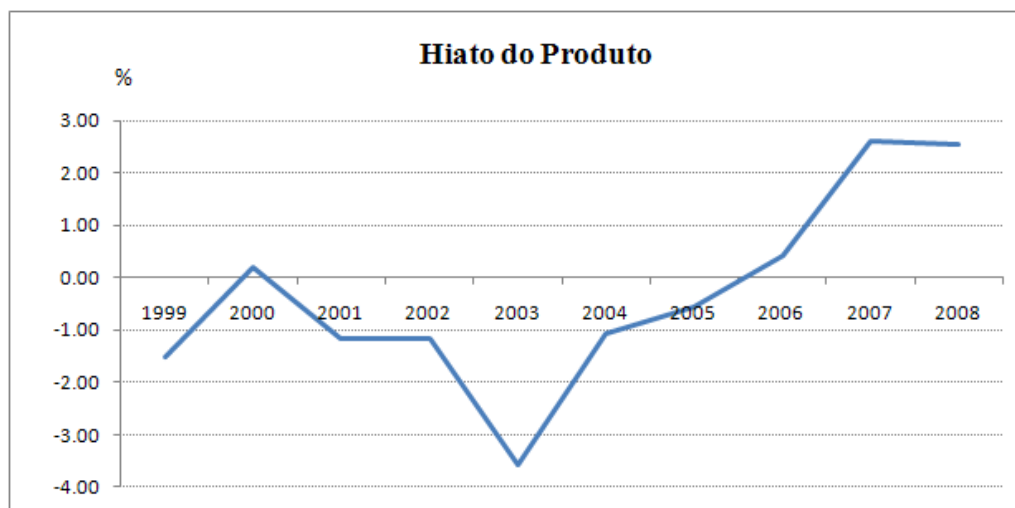
segunda maneira, que foi considerar diretamente os itens fiscais ciclicamente ajustados como equivalente ao componente potencial do respectivo item observado (utilizando o filtro HP). Seguindo ainda a OCDE, ambos os resultados estão expressos em proporção do PIB potencial. Este, estimado por meio de uma função de produção¹⁵ em periodicidade anual.

Figura 1 - Saldo Fiscal Primário - Observado e Ajustado



Fonte: Elaboração do autor

Figura 2 - Hiato do Produto



Fonte: Elaboração do autor

¹⁵ Ver apêndice A para maiores detalhes técnicos.

A análise do gráfico (1) abaixo indica que o saldo fiscal ciclicamente ajustado do governo central pelo método da OCDE apenas se diferenciou claramente do saldo observado nos anos de 1999, 2004, 2006 e 2008. Uma política fiscal pró-cíclica seria representada quando o saldo ciclicamente ajustado caminha em direção contrária aos movimentos do hiato do produto (gráfico 2). O que é indicado para os anos de 1999 e 2008 sobre o comportamento da política fiscal discricionária do governo. Já os anos de 2004 e 2006, quando o hiato do produto esteve negativo ou próximo de zero, o saldo ciclicamente ajustado atuou em direção a estabilizar a flutuação do produto. O que é considerado como uma política pró-cíclica do governo.

Já a medida de saldo ciclicamente ajustado, obtida por meio do filtro HP, apresentou uma variação bem maior em relação ao saldo observado. Tendo claramente se diferenciado nos anos 1999 a 2001 e 2006 a 2008. Nos anos de 1999 a 2001 e 2008, a relação entre os saldos ciclicamente ajustados e observados junto ao hiato do produto, indicaram uma política fiscal pró-cíclica do governo. O contrário ocorreu nos anos de 2006 a 2007, quando os saldos ciclicamente ajustados acima dos observados frente ao hiato do produto positivo indicaram por um política fiscal contra-cíclica do governo.

De maneira geral, a análise conjunta das duas medidas de saldo fiscal ciclicamente ajustado (OCDE e filtro HP) fica confusa, pois em alguns anos, como 2000, 2001 e 2007, as medidas revelam comportamentos distintos (pró ou contra-cíclico) da política fiscal. Possíveis dúvidas sobre a robustez da medida de saldo ciclicamente ajustado obtido pelo filtro HP podem ser levantadas. Porém, uma vez que o método da OCDE depende de um raciocínio circular (descrito na seção 3.3). A medida obtida pelo filtro HP não está necessariamente errada, quando comparada ao método da OCDE.

No entanto, a análise dos gráficos acima (tanto pelo método OCDE como filtro HP) indicam que não existiu uma atitude sistemática do governo central em estabilizar as flutuações do produto por meio de uma política fiscal discricionária contra-cíclica. Aliás, para o ano de 2008, as duas medidas de saldo ciclicamente ajustado apontaram um comportamento pró-cíclico da política fiscal. Dessa maneira, pode-se inferir que o provável comportamento geral da política fiscal discricionária após o estabelecimento das metas de inflação tem sido de viés a-cíclico ou até mesmo pró-cíclico. O que, em resumo, não contribuíu ou até mesmo interfere negativamente nas ações do Banco Central, quando o seu objetivo for estabilizar o hiato do produto.

CONCLUSÃO

Os governos podem utilizar a política fiscal como um importante instrumento para estabilizar as flutuações do produto. Para que esse objetivo seja atingido, essencialmente, os governos devem adotar uma política fiscal contra-cíclica. O que, no Brasil, seria de grande ajuda ao Banco Central quando esse segue uma regra monetária (Regra de Taylor) que objetiva a estabilidade no nível de preços e produto.

No entanto, o caso brasileiro sugere que a política fiscal não tem sido empregada de forma contra-cíclica após estabelecimento do regime MI. O que é deduzido quando se verifica a pequena capacidade dos estabilizadores fiscais em reduzir as variações cíclicas do produto ou o comportamento indefinido, porém não contra-cíclico, da política fiscal discricionária. Dessa maneira, pode-se concluir, que a política fiscal sob a abordagem do ciclo de negócios não tem contribuído favoravelmente nos objetivos do Banco Central. Sendo a influência nula ou até negativa da política fiscal sob a política monetária, quando apenas delega-se ao instrumento monetário (taxa de juros) a responsabilidade de estabilizar as flutuações do produto.

A principal sugestão de política econômica que surge do presente trabalho. É a necessidade no Brasil do governo aumentar a capacidade dos estabilizadores fiscais de reduzirem as variações cíclicas do produto. O que provavelmente passaria por uma reforma que reduzisse a rigidez do orçamento do governo central, diminuindo o peso das despesas constitucionais no conjunto dos gastos totais. Esse cenário também seria benéfico para a política fiscal discricionária, pois aumentaria o grau de liberdade do governo de empregar políticas fiscais contra-cíclicas quando for necessário.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Aguiar, M. Dominância Fiscal e a Regra de Reação Fiscal: uma análise empírica para o Brasil. São Paulo: IPE/USP. 2007. (Tese de mestrado).

Alesina, A.; Tabellini, G. Why is fiscal policy often procyclical? NBER Working Papers, n. 11600, 2005.

Arora, V.; Cerisola, M. How does U.S. monetary policy influence sovereign spreads in Emerging Markets? IMF Staff Papers, Washington, v. 48, n.3, p.474-498, 2001.

Blanchard, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lesson from Brazil. NBER Working Papers, Cambridge, n.10389, Mar. 2004.

Bogdanski, J.; Tombini, A.; Werlang, S. Implementing Inflation Targeting in Brazil. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, Brasília, n.1, 2000.

Clarida, R.; Garlí, J.; Gertler, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quartely Journal of Economics*. v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.

Doornik, J. The methodology and practice of econometrics: a festschrift in honour of David Hendry. Oxford. cap. Autometrics, p.464, 2009.

Favero, C.; Giavazzi, F. Why are Brazil's interest rate so high? IGIER Working Paper, n. 224, 2002.

Favero, C.; Giavazzi, F. Inflation targeting and debt: lessons from Brasil. Center for Economic Policy Research. Discussion Papers. N. 4376, 2004.

Ferreira, A. L. The Determinants of Default Risk in Brazil. Comissão de Pesquisa da FEA-USP/RP. Textos para discussão: série economia. n.45. 2005.

Fialho, M; Portugal, M. Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: an application of the fiscal theory of the price level. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 2, p. 657-685, 2005.

Gadelha, S.; Divino, J. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de casualidade. *Brazilian Journal of Applied Economics*, v. 12, n. 4, 2008.

Girouard, N.; André, C. Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries. OCDE Working Papers, n. 434, 2005.

Guimarães, B; Gonçalves, C.; Monetary policy, Default Risk and the Exchange Rate. Center for Economic Policy Research. Discussion Papers. N. 6501, 2007.

Hoover, K. D.; Perez, S. J. Data mining reconsidered: Encompassing and the general-to-specific approach to specification search. *Econometrics Journal*, v. 2, p. 1-25, 1999.

Hendry, D.; Krolzig, H. The Properties of Automatic Gets Modelling. *Economic Journal*, Royal Economic Society, v. 115(502), n. 3, p. C32-C61, 2003.

Kaminski, G.; Reinhart, C.; Vegh, C. When it rains it pours: procyclical capital flows and macroeconomic policies. In M. Gertler e K. Rogoff (eds.) NBER Macroeconomics Annual 2004, Cambridge, MA: MIT Press, 2004.

Krolzig, H.; Hendry, D. We ran one regression. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 66(12), p. 799-810, 2004.

Krugman, P. A model of balance of payments crisis. Journal of Money, Credit and Banking, Ohio, v.11, n.3, p. 311-325, 1979.

Kopits, G. How can fiscal policy help avert currency crises? IMF Working Paper, n. 00/195, 2000. .

Loyo, E. Tight Money Paradox on the Loose: a fiscalist hyperinflation. Kennedy School of Government, Havard University, 1999

Mello, L.; Moccero, D. Brazil's fiscal stance during 1995-2005: the effect of indebtedness on fiscal policy over the business cycle. OCDE Working Papers, n. 485, 2006.

Mendes, M. Sistema orçamentário brasileiro: planejamento, equilíbrio fiscal e qualidade do gasto público. Consultoria Legislativa do Senado Federal – Texto para discussão, nº 38, Brasília, 2008.

Minella, A.; Freitas, P.S.; Goldfajn, I.; Muinhos, M.K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, Brasília, n.77, 2003.

Moreira, T.; Souza, G.; Almeida, C. The fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: the brazilian case. Brazilian Review of Econometrics. v. 27, n. 1, p. 85-106, 2007.

Obsfeld, M . The logic of currency crises. NBER Working Paper, Cambridge, n.4640, Sept. 1994.

Perdomo, J. Ensaio aplicados de macroeconomia: taxa de câmbio e expectativas de inflação. São Paulo: IPE/USP. 2008. (Tese de doutorado).

Salgado, M.; Garcia, M.; Medeiros, M. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank reaction function. Revista Brasileira de Economia, v.59, n.1, 2005.

Sargent, T.; Wallace, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Quarterly Review, v. 5, p. 1-17,1981.

Silva, E.; Portugal, M. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. Anpec. Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia, 2008.

Silva, M.; Portugal, M. Inflation Targeting in Brazil: an empirical evaluation. Anpec. Anais do XXX Encontro Nacional de Economia, 2002.

Zoli, E. Credit rationing in emerging economies access to global capital markets. IMF Staff Papers, Washington, v. 70, n.4, p.3-26, 2004.

Zoli, E. How does fiscal policy affect monetary policy in emerging market countries? BIS Working Papers, n. 174, 2005.

Woodford, M. Price level determinacy without control of a monetary aggregate. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, p.1-46, 1995.

Woodford, M. Fiscal requirements for price stability. NBER Working Paper. n. 8072, 2001.

APÊNDICE A – Um método para se estimar o produto potencial no Brasil

O objetivo deste apêndice é apresentar a metodologia de cálculo empregada pela OCDE na estimação do produto potencial por meio de uma função de produção. Essa metodologia foi aplicada anteriormente por Mello (2006) para o Brasil. Assim, possíveis ajustes para o caso brasileiro seguiram aqui os mesmos procedimentos adotados por esse autor.

Inicialmente, é estimado a produtividade total de fatores, como se segue:

$$\ln(PTF_t) = \ln(Y_t) - 0,49 \ln(\bar{K}_t) - 0,51 \ln(\bar{L}_t) \quad (1)$$

onde Y_t é o PIB real; $\bar{K}_t = \gamma K_t$ é o nível de utilização do estoque de capital, sendo γ o coeficiente da utilização da capacidade instalada e K_t o estoque real de capital; $\bar{L}_t = (1 - u_t)\bar{F}_t$ é o nível de utilização do trabalho, sendo u_t a taxa formal de desemprego e \bar{F}_t a força de trabalho. Devido a alterações na metodologia de cálculo da taxa de desemprego em 2002, a taxa de desemprego foi calculada como $u_t = (1 - e_t)/f_t$, onde e_t é a população empregada e f_t é a força de trabalho¹⁶. O passo seguinte para obter-se o produto potencial é proceder:

$$\ln(Y_t^*) = \ln(PTF_t)^* + 0,49 \ln(K_t^*) + 0,51 \ln(L_t^*) \quad (2)$$

onde $\ln(PTF_t)^*$ é a série obtida pelo filtro HP¹⁷ sobre a série calculada na equação (1) acima; $K_t^* = \bar{\gamma}_t K_t$, sendo $\bar{\gamma}_t$ a série obtida pelo filtro HP sobre γ_t ; $L_t^* = (1 - \bar{u}_t)\bar{F}_t$, sendo \bar{u}_t a série obtida pelo filtro HP sobre u_t .

O período das séries utilizadas foi de 1980 a 2008 com frequência anual. A série do PIB foi avaliada em preços nominais de divulgação do IBGE. O PIB real foi obtido deflacionando a série em relação à média do índice de quantidade do IPCA para cada respectivo ano. A série de estoque de capital físico em bilhões de reais de 2000 e de divulgação do IPEA. O estoque de capital físico real foi obtido deflacionando a série em relação à média do índice de quantidade do IPCA para o ano de 2000. A série de utilização da capacidade instalada na indústria é a de divulgação da Fundação Gertúlio Vargas. A força de trabalho (\bar{F}_t) é a série

¹⁶ As variáveis e_t e f_t utilizadas no cálculo da taxa de desemprego referem-se as séries divulgadas mensalmente pelo IBGE para as regiões metropolitanas. Como essas séries sofreram mudança na metodologia de cálculo, os dados da antiga e a nova forma de cálculo foram agregados.

¹⁷ O fator lambda usado no filtro HP foi de 100, conforme sugerido para dados anuais.

para a população economicamente ativa urbana divulgada pelo IPEA. Todas as séries foram obtidas no sítio do Ipeadata.

Figura A.1 - Hiato do Produto (1980 – 2008)



Fonte: Elaboração do autor

APÊNDICE B - Ilustrações

Todas as variáveis abaixo foram construídas da seguinte forma:

- $\log(RTL/RTL^{HP})_t^{SA}$: receita total líquida.
- $\log(DT/DT^{HP})_t^{SA}$: despesa total líquida.
- $\log(IPI/IPI^{HP})_t$: índice da produção.

Obs: (sa) significa variável dessazonalizada.

Figura B.1 - Receita total líquida x Índice da produção industrial

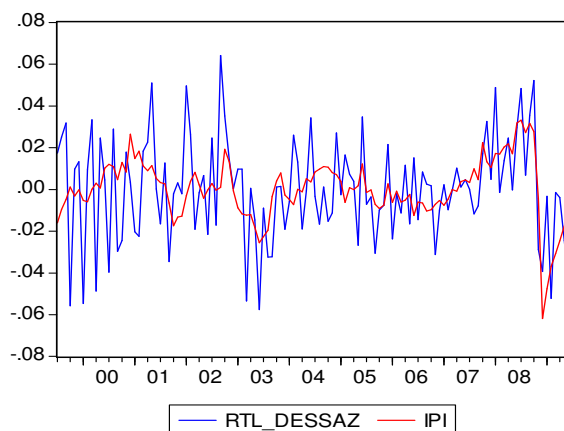


Figura B.2- Despesa total x Índice da produção industrial

