



FACULDADE IBMEC SÃO PAULO
Programa de Mestrado Profissional em Economia

Juliano Sucupira Cecílio

Estimando o IPCA com parâmetros variando no tempo

São Paulo
2008

Juliano Sucupira Cecílio

Estimando o IPCA com parâmetros variando no tempo

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia Aplicada
Orientador: Prof. Dr. Pedro Luiz Valls Pereira – Ibmec
São Paulo

**São Paulo
2008**

Cecílio, Juliano Sucupira

Estimando o IPCA com parâmetros variando no tempo /
Juliano Sucupira Cecílio; orientador Pedro Luiz Valls Pereira –
São Paulo: Ibmecc São Paulo, 2008.

32 p.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional
em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia
Aplicadas) – Faculdade Ibmecc São Paulo.

1. Inflação 2. Curva de Phillips 3. IPCA

FOLHA DE APROVAÇÃO

Juliano Sucupira Cecílio
Estimando o IPCA com parâmetros variando no tempo

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Ibmec São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia Aplicada

Aprovado em: 24 de agosto de 2008

Banca Examinadora

Prof. Dr. Pedro Luiz Valls Pereira
Orientador

Instituição: Ibmec São Paulo

Prof. Dr. Rinaldo Artes

Instituição: Ibmec São Paulo

Prof. Dra. Clélia Toloí

Instituição: IME-USP

À minha namorada, esposa e mãe do meu filho: Alessandra, você me mostra que os momentos mais felizes não custam nada.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus e aos bons espíritos, por me incitarem a olhar para frente quando a idéia de me acomodar passava por meus pensamentos.

À Alessandra, pelo amor e compreensão, quando abrimos mão do nosso tempo de lazer em muitos dias, finais de semana e feriados, e por ter me dado durante este mestrado o presente magnífico que foi meu filho.

Ao meu filho Lucas, recém completado um ano de idade, pela energia e coragem que me passou, muito mais que eu a ele, com o seu sorriso e serenidade prematuros.

Aos meus pais, por terem me dado as bases morais, e o amor que nunca me faltou para que eu confiasse em mim.

À minha irmã, pela união e amizade que compartilhamos.

Aos meus amigos, pela ajuda e companhia nas horas difíceis e também nos momentos felizes.

Aos colegas de trabalho com quem convivo e com quem convivi.

Ao meu orientador, Prof^o. Dr. Pedro Valls, pela atenção e pelos brilhantes conhecimentos transmitidos a todos nós que tivemos a oportunidade de recebê-los, e também aos demais professores.

Aos meus colegas do mestrado, muito obrigado.

RESUMO

CECILIO, Juliano Sucupira. **Estimando o IPCA com parâmetros variando no tempo**. 2008. 32 p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade Ibmecc São Paulo, São Paulo, 2008.

O objetivo desta dissertação é estimar uma Curva de Phillips com expectativas de inflação e economia aberta, analisando os parâmetros obtidos por diferentes abordagens. Para tal, este trabalho comparou os resultados obtidos através da aplicação de uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (M.Q.O.) com outra na qual se aplicou a metodologia de parâmetros variantes no tempo (TVP). Adicionalmente, utilizou-se o método de Mínimos Quadrados Recursivos como instrumento de comparação.

As regressões são realizadas nas séries das variações mensais, visando identificar diferentes efeitos sobre a dinâmica de curto prazo dos preços livres e analisar a contribuição de cada variável no tempo. Dentre as variáveis macroeconômicas, foi analisado o hiato da produção industrial, que serviu como proxy para medir o efeito do ciclo econômico sobre a inflação; o câmbio, representado pela variação mensal da cotação R\$/US\$; um componente de inflação externa (PPI); as expectativas de inflação e a própria inércia dos preços livres.

Palavras-chave: Inflação; Curva de Phillips; IPCA

ABSTRACT

CECILIO, Juliano Sucupira. **CPI estimation using time varying parameters**. 2008. 32 p. Dissertation (Mastership) – Faculdade Ibmec São Paulo, São Paulo, 2008.

This thesis seeks to estimate a Phillips curve using inflation expectations in an open economy by analyzing different sets of parameters using two differing approaches. The results are drawn from an ordinary least square (OLS) regression and compared to those obtained by applying time vary parameters. In addition, an investigation is made using recursive least squares (RLS).

The parameters for the regressions are drawn from the monthly variation from a database series in order to identify different effects on the short-run dynamics of market prices and to analyze individual contribution of each variable over time. Five macroeconomic variables are studied: the output gap for industrial production (used as a proxy to calculate the effects of business cycles over inflation); the exchange rate USD/BRL (expressed as the monthly variation); the imported inflation component – PPI; inflation expectations and the inertial dynamics of market prices.

Keywords: Inflation; Phillips Curve; CPI

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resultado da regressão por M.Q.O.	29
Tabela 2 – Resultado da regressão por T.V.P.	30

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1 – Evolução no tempo dos parâmetros da regressão por T.V.P. 31
- Figura 2 – Evolução dos parâmetros por Mínimos Quadrados Recursivos. 32

SUMÁRIO

1 Introdução	11
2 Revisão da Literatura	12
2.1 A Curva de Phillips Novo Keynesiana.	13
2.2 Não-linearidades na curva de Phillips.	14
3 Metodologia e dados	16
3.1 Amostra e Modelo.	17
3.2 A Representação em espaço de estado.	18
4 Resultados.	19
4.1 Resultados por Mínimos Quadrados Ordinários (M.Q.O.).	19
4.2 Resultados com parâmetros variando no tempo (TVP).	21
4.3 Resultados por Mínimos Quadrados Recursivos (M.Q.R.).	24
4.4 Análises gerais dos resultados.	24
5 Conclusão	26
Referências	27
Anexos	29

1. INTRODUÇÃO

A avaliação das variáveis que afetam a inflação sempre foi um tema relevante para os Bancos Centrais em todo o mundo. O mercado financeiro, por sua vez, procura antecipar as tendências da inflação a fim de obter ganhos e evitar perdas com as variações dos juros decorrentes da movimentação dos índices de preço.

Na maior parte das vezes, os analistas de mercado utilizam metodologias estatísticas que impõe restrições aos parâmetros, de forma que estes sejam invariantes no tempo. Além disto, as variáveis explicativas consideradas são variáveis macroeconômicas observáveis, ou seja, constituem-se de fatores divulgados e capazes de serem mensurados através de um índice qualquer, ou de um número que caracteriza determinado comportamento econômico (como variáveis dummy). Em suma, fatores observáveis é o conjunto de informação utilizado para explicar uma determinada variável.

Constata-se, porém, diante da complexidade das relações macroeconômicas, que os fatores observáveis podem explicar somente uma parcela dos movimentos ocorridos em uma determinada série. Adicionalmente, é razoável supor que a importância de algumas variáveis explicativas mude ao longo do tempo.

Neste sentido, a abordagem econométrica tradicional – que considera apenas os elementos mensuráveis e não permite aos parâmetros variarem ao longo da amostra – parece ser bastante limitada frente à maior interligação entre mercados, países e políticas monetárias e cambiais.

O objetivo central deste trabalho é, justamente, mostrar o ganho trazido nas estimações de inflação quando se permite que os parâmetros variem no tempo, ao longo da amostra. Uma análise mais detalhada dos aspectos teóricos concernentes à formulação da curva de Phillips está fora do escopo desse trabalho, em que o foco é a comparação entre os resultados empíricos gerados a partir do emprego de métodos distintos de estimação: com os parâmetros fixos, em um caso, e variando no tempo, em outro.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A curva de Phillips (1958) defende a existência de uma relação inversa entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego. Ao longo da história econômica, a validade da curva de Phillips sempre foi objeto de controvérsia.

A partir da década de 1960, “Keynesianos” e “monetaristas” travaram grandes discussões em torno do assunto, que se arrastam até os dias atuais, como no caso da resposta de Nelson e Schwartz (2007) às recentes críticas que Paul Krugman vem endereçando a algumas idéias defendidas por Milton Friedman¹.

Calvo (1983) formulou as bases para muitos autores que seguem analisando a inflação sob uma ótica que concilia pressupostos de rigidez nominal no curto prazo, micro fundamentos e comportamento forward-looking. Da década de 90 em diante, a chamada linha “novo-keynesiana” têm tido um importante papel no estudo do comportamento estrutural da inflação.

Em geral, os modelos novo-keynesianos são construídos sobre uma abordagem de equilíbrio geral e com algum grau de rigidez de curto prazo em preços e/ou salários, pressupondo também escolhas ótimas dos agentes.

Adicionalmente, a abordagem novo-keynesiana da curva de Phillips contorna o problema da crítica de Lucas (1976) por meio da inclusão das expectativas futuras dos agentes no lado direito da equação, inserindo assim o termo que faltava aos modelos antigos, sem o qual estes incorriam no grave problema econométrico de variável relevante omitida.

¹ Esta discussão envolve de um lado Paul Krugman, professor da Universidade de Princeton, e do outro Anna Jacobson Schwartz, do National Bureau of Economic Research (NBER), e que publicou com Friedman a “A História Monetária dos Estados Unidos, 1867-1960. Em 15 de fevereiro de 2007, Krugman escreveu um artigo na *The New York Review of Books* com o título “Who was Milton Friedman?”, no qual dirigia críticas às idéias monetaristas. Em 29 de março de 2007 a mesma revista publicou carta em que Shwartz e Edward Nelson, do Centre for Economic Policy Research, de Londres, rebatem as críticas a Friedman. Como se não bastasse, Krugman em seguida publicou sua tréplica, acrescentando que Schwartz e Nelson confirmavam inclusive várias de suas afirmações. Em outubro de 2007, o NBER publicou o trabalho acadêmico de Nelson e Schwartz, cujo título foi “The Impact of Milton Friedman on Modern Monetary Economics: Setting the Record Straight on Paul Krugman’s ‘Who Was Milton Friedman?’”

Neste trabalho, a regressão que será estimada contempla um termo de expectativas, se aproximando da versão padrão da curva de Phillips adotada pelos autores novo-keynesianos. No entanto, o enfoque é empírico, restringindo-se à análise dos coeficientes das variáveis relevantes para a inflação, obtidos por diferentes metodologias.

2.1 A Curva de Phillips Novo-Keynesiana (NKPC)

O ponto de partida da análise novo keynesiana segue o seguinte padrão²:

$$\pi_t = \alpha E_t \pi_{t+1} + \beta y_t + \varepsilon_t,$$

sendo que:

π_t é a taxa de inflação, definida como $\ln(P_t/P_{t-1})$, sendo " P_t " o nível de preços;

$E_t \pi_{t+1}$ representa a expectativa de inflação subjetiva dos agentes para o período seguinte, condicionada à informação disponível em t ;

y_t corresponde ao lado real da economia, podendo ser representado tanto pelo hiato do produto³ como pelo custo marginal real das firmas.

Versões modificadas da NKPC⁴ têm sido apresentadas devido à presença de comportamento *backward-looking* pelos agentes. Alguns fatores justificam a necessidade de incluir-se um termo de inércia associado à inflação passada na NKPC, como no caso de questões ligadas às negociações salariais baseadas em contratos indexados à inflação passada, ao uso de mecanismos de indexação pelas firmas e a outros elementos importantes que explicam porque as firmas também reajustam preços "olhando para trás", focando não apenas a expectativa de inflação, ver Lansing (2006).

² *Time-Varying U.S. Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve*, Kevin J. Lansing.

³ Hiato do produto é uma medida cíclica do grau de ociosidade da economia. Quando o crescimento da atividade econômica se dá em um ritmo acima do potencial (tendência), o hiato torna-se positivo e passa a pressionar a inflação, e o inverso se dá quando a economia cresce abaixo do potencial da oferta.

⁴ *New Keynesian Phillips Curve*.

As especificações recentemente encontradas na literatura também envolvem um termo associado à taxa de câmbio e algumas vezes a determinadas medidas de inflação externa, visando capturar o efeito de choques externos, como no caso de variações abruptas no preço das *commodities*. O setor externo impacta o preço dos bens transacionáveis de uma economia, terminando por afetar de forma relevante a inflação do índice geral de preços.

2.2 Não linearidades na curva de Phillips

A literatura também enfoca questões relacionadas à presença de não-linearidades na curva de Phillips.

Um dos aspectos enfocados diz respeito à inclinação da Phillips, se côncava ou convexa. A inclinação da Phillips teria implicações importantes para a política monetária, na medida em que esta mede a resposta da inflação ao hiato do produto, ver Correa e Minella (2006). Quando a curva de Phillips é convexa, a sensibilidade da inflação à atividade econômica aumenta com o nível do hiato do produto.

A não-linearidade pode estar presente também no *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação, que pode ser crescente conforme o ritmo da atividade econômica, ver Correa e Minella (2006). O repasse cambial também varia em função do grau de abertura comercial e do desvio da taxa de câmbio real em relação ao seu nível de equilíbrio, ver Goldfajn e Werlang (2000).

Para melhor analisar as relações não-lineares entre as variáveis presentes na curva de Phillips, tornou-se necessário lançar mão de ferramentas que possibilitem estimar os parâmetros com um grau de flexibilidade superior ao método de Mínimos Quadrados Ordinários (M.Q.O.). Por isto, alguns autores passaram a adotar metodologias com os parâmetros variando no tempo (TVP⁵), como em Lansing (2006), que aplicou TVP para dados da inflação norte-americana (CPI-U⁶).

⁵ *Time Varying Parameters*.

⁶ Consumer Price Index-All Urban Consumers, p.4 de Lansing (2006).

Para a inflação brasileira, alguns autores também já utilizaram TVP para investigar não-linearidades na curva de Phillips, como em Tejada e Portugal (2002).

Fasolo e Portugal (2004) utilizaram uma Curva de Phillips convexa, estimada por Filtro de Kalman, para sustentar que a inflação possui um componente inercial autônomo e que relações não-lineares entre inflação e desemprego fornecem resultados melhores.

Lima (2003) usou TVP para testar a estabilidade dos coeficientes da curva de Phillips no Brasil, e concluiu que existe uma relação estatisticamente significativa entre os ciclos de desemprego e de inflação no Brasil.

Policano (2006) estimou uma função de reação para o Banco Central do Brasil por TVP, e obteve diferentes padrões de comportamento da política monetária antes e após a implantação do regime de metas de inflação, concluindo que antes de 1999 o BC olhava mais para hiato e/ou reservas cambiais, e depois de 1999 passou a focalizar os desvios das expectativas de inflação em relação às metas.

3. METODOLOGIA E DADOS

A especificação adotada neste trabalho segue o formato geral da curva de Phillips Novo-Keynesiana. Em se tratando da análise de uma economia aberta, um termo associado ao *pass-through* da taxa de câmbio também é inserido na NKPC, e este termo contempla uma medida de inflação externa, além da taxa de câmbio nominal.

Inserindo o termo associado à inflação passada nas regressões, surgiu a chamada “curva de Phillips híbrida”, que recentemente vem sendo adotada por grande parte dos estudiosos de política monetária. Galí e Gertler (1999) justificam essa especificação sob o argumento de que uma fração das firmas possui comportamento backward-looking.

Da mesma forma, adota-se neste trabalho uma especificação “híbrida” para economia aberta, na qual a inflação depende de alguma medida de desequilíbrio real (tipicamente o hiato), das expectativas de inflação, de mudanças na taxa real de câmbio e também da inflação passada, ver Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

Especialmente no Brasil, que possui histórico de inflação elevada, a economia desenvolveu “vacinas” contra as distorções causadas pela inflação alta, criando mecanismos de proteção que envolve regras de reajuste baseadas na inflação passada. Alguns reajustes anuais de preços administrados, por exemplo, como telefonia e energia elétrica, e muitos serviços, como contratos de aluguéis e mensalidades escolares, ainda utilizam o acumulado em 12 meses de índices de inflação como referência para o reajuste.

Primeiramente, buscou-se uma especificação por meio de uma regressão linear múltipla, estimada por M.Q.O., que contemplasse os componentes de uma curva de Phillips comumente adotados na literatura.

Porém, ao invés de estimar uma Curva de Phillips para a inflação agregada (cheia), este trabalho estima equações para a parcela de preços livres⁷ do IPCA, comparando

⁷ Preços livres, ou preços de mercado, equivalente à inflação total menos os preços administrados, ou seja, é a medida da inflação que exclui os preços controlados pelo governo.

estimações por M.Q.O. e por um modelo em representação em espaço de estado, que inclui componentes não-observáveis com parâmetros variando no tempo (TVP).

Além da inclusão de componentes típicos da curva de Phillips, buscou-se na primeira fase da estimação por M.Q.O. uma especificação na qual todos os parâmetros fossem estatisticamente significantes⁸ (ver Tabela I em Anexos). Posteriormente, essa mesma especificação foi utilizada na regressão por TVP, na representação em espaço de estado.

3.1 Amostra e Modelo

A amostra compreende 140 observações entre jul/96 e fev/08. Os dados da amostra são mensais e expressos em variação percentual. Os modelos estimados por M.Q.O. e por TVP obedecem à mesma especificação, que segue abaixo⁹:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 E_t \pi_{t+1} + \beta_2 IPA_t + \beta_3 \pi_{t-1} + \beta_4 e_{t-1} + \beta_5 \pi_{t-1}^* + \beta_6 y_{t-6} + \varepsilon_t$$

, sendo:

π_t : inflação dos preços livres no IPCA;

$E_t \pi_{t+1}$: expectativa de mercado em “t” para os preços livres no IPCA do mês seguinte;

IPA_t : Índice de Preços por Atacado (IPA-DI da FGV);

π_{t-1} : IPCA defasado em um mês (inércia);

e_{t-1} : câmbio (R\$/US\$) defasado em um mês;

π_{t-1}^* : inflação externa no atacado (PPI) defasado em um mês;

y_{t-6} : hiato da Indústria de Transformação¹⁰ (da PIM-IBGE) defasado em seis meses.

⁸ Na especificação das regressões por M.Q.O. e por TVP foi incluída a constante (β_0).

⁹ As variáveis deste modelo seguem o padrão adotado na literatura, e para a escolha das defasagens destas variáveis foram observados os critérios de informação e a significância em diversas tentativas. Ao final, as defasagens empiricamente mais relevantes coincidiram com o padrão encontrado na literatura.

¹⁰ A Indústria de Transformação (IT) exclui o setor de “Extrativa Mineral” da Pesquisa Industrial Mensal (PIM), divulgada mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O propósito é refletir melhor o ciclo econômico, tendo em vista que o a IT possui maior dinamismo em termos de resposta às flutuações da oferta e da demanda agregada.

Foram incluídas uma dummy de regime de câmbio (o período anterior a 1999 recebe valor zero e, a partir de 1999, valor um) e dummies sazonais para os meses de janeiro e junho.

Com a finalidade de comparar os parâmetros deste mesmo modelo, estimados via M.Q.O. e TVP, foi utilizada a mesma especificação para a curva de Phillips no caso das duas regressões, com a mesma amostra (140 observações entre janeiro de 1996 e fevereiro de 2008¹¹).

3.2 A representação em espaço de estado

A especificação do modelo em espaço de estado é dada por:

$$y_t = \beta_t x_t + \varepsilon_t \quad \rightarrow \text{Equação de estado}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad \rightarrow \text{Equação de transição}$$

, sendo:

y_t : série a ser modelada (no caso deste trabalho y_t é a inflação);

x_t é um vetor de variáveis explicativas, incluindo termos não observáveis;

β_t é o vetor de parâmetros que evolui no tempo, e os demais são termos de erros.

A estimação dos betas foi obtida pela aplicação do Filtro de Kalman.

Neste trabalho permitiu-se que os parâmetros das equações de estado obedecessem a um passeio aleatório. Na literatura essa hipótese se justifica dizendo-se que os agentes ajustam suas estimativas somente quando uma nova informação torna-se disponível, como em Engle e Watson (1985).

¹¹ A amostra “ajustada” foi de julho de 1996 até fevereiro de 2008.

4. RESULTADOS

4.1 Resultados por Mínimos Quadrados Ordinários (M.Q.O.)

O modelo estimado por M.Q.O. teve todos os parâmetros significantes a 10% (com exceção da constante, ver “Tabela I” nos Anexos). Segue abaixo a equação estimada:

$$LIVRES = C(1) + C(2)*CAMBIO(-1) + C(3)*PPI(-1) + C(4)*HIATO(-6) + C(5)*LIVRES(-1) + C(6)*RESIDUO_EXPECTAT + C(7)*RESIDUO_IPA_DI + C(8)*@SEAS(1) + C(9)*@SEAS(6) + C(10)*DUMMYREGIME$$

Que por sua vez resultou nos seguintes coeficientes:

$$LIVRES = 0.000450870204 + 0.02047554491*CAMBIO(-1) + 0.05931367335*PPI(-1) + 0.01313138875*HIATO(-6) + 0.665870062*LIVRES(-1) + 0.7146866742*RESIDUO_EXPECTAT + 0.1435797709*RESIDUO_IPA_DI + 0.002277617287*@SEAS(1) - 0.001980714737*@SEAS(6) + 0.0009379066755*DUMMYREGIME$$

Na equação acima, a variação dos preços livres no IPCA¹² é função de uma constante, da variação da taxa de câmbio e do PPI defasados em um período; da própria variável dependente¹³ defasada em um período; do hiato da produção industrial¹⁴ dessazonalizada defasado em seis períodos (obtido pela diferença entre o crescimento real e a tendência do filtro Hodrick-Prescott); do resíduo das expectativas¹⁵; do resíduo do IPA-DI¹⁶ e de dummies sazonais (para os meses de janeiro e junho).

Todos os dados incluídos nesta regressão possuem periodicidade mensal¹⁷.

¹² Os testes “Augmented Dickey-Fuller” e “Phillips-Perron” mostraram ser estacionária a série da variação mensal dos preços livres no IPCA para a amostra considerada.

¹³ Com a finalidade de capturar a persistência ou inércia da inflação.

¹⁴ Produção Industrial Mensal do IBGE, para o segmento da Indústria de Transformação.

¹⁵ Devido à ausência de pesquisa (survey) junto aos analistas de mercado para o período amostral anterior a 2000, e às críticas que são direcionadas a estas pesquisas com respeito à representatividade destas (ver Fasolo e Portugal (2004) e Lansing (2006), optou-se por gerar as expectativas através de um processo ARMA(1,1) que aderiu de forma consistente à evolução mensal do IPCA. A partir daí, extraiu-se as parcelas das expectativas de inflação (geradas pelo processo) explicadas pela variação cambial, pela inércia e pelo resíduo do IPA-DI, de forma a evitar multicolinearidade e endogeneidade, uma vez que estas variáveis entram na curva de Phillips estimada e ao mesmo tempo mostram-se significativas para explicar a evolução das expectativas de inflação. Desta forma, apenas considerou-se o resíduo do modelo estrutural explicativo da formação das expectativas.

¹⁶ Obtido a partir de uma regressão do IPA-DI contra a variação cambial contemporânea, algumas defasagens da variação cambial (a primeira e a terceira) e a primeira defasagem do hiato da Produção Industrial do IBGE. A amostra desta regressão compreende o período de junho de 1996 até fevereiro de 2008.

¹⁷ Nas simulações seguintes, com parâmetros variando no tempo, a periodicidade também é mensal, e a especificação do modelo é a mesma, com as mesmas variáveis nas mesmas defasagens.

Uma dummy de regime de câmbio, na qual o período anterior de 1999 recebe valores iguais a zero e de 1999 em diante valores iguais a um, mostrou-se significativa também na regressão por TVP, e reduziu a variância do erro de previsão. A inclusão desta *dummy* de regime também evita maiores críticas aos modelos, já que estes são estimados com uma janela de dados que compreende tanto o período de câmbio fixo como a fase de câmbio flutuante.

Alguns autores argumentam que ao invés de medir o descompasso real pelo hiato, é melhor usar o custo marginal. Isto foi feito por Galí e Gertler (1999) em suas estimações para a inflação norte-americana. Schwartzman (2006) encontrou resultados superiores para o Brasil usando uma medida de NUCI¹⁸. Por fim, há trabalhos que encontram significância na taxa de desemprego da mão-de-obra como *proxy* da variável de descompasso real, como em Minella *et al.* (2002) e Minella *et al.* (2003), também para dados do Brasil.

Neste trabalho, contudo, é utilizado para tal o hiato dos dados dessazonalizados da Produção Industrial Mensal do IBGE (no segmento da Indústria de Transformação), uma vez que a adoção das *proxies* comentadas anteriormente demandaria o uso de estatísticas que estão descontinuadas no Brasil para o período de estimação adotado (1996-2008), ou simplesmente não possuem a frequência mensal com a qual as simulações foram feitas.

As defasagens adotadas para algumas das variáveis explicativas presentes foram escolhidas por meio de testes com diferentes defasagens. O resíduo das expectativas para a inflação em “t+1”, por exemplo, foi significativo apenas para o mesmo período da variável dependente (mostrou ter impacto apenas *contemporâneo* sobre o IPCA, sem que nenhum “lag” desta variável tenha sido estatisticamente significativo para a amostra e os dados utilizados).

A análise dos resíduos mostrou alguns dos problemas resultantes do emprego de M.Q.O. para estimar dados mensais da inflação de preços livres no IPCA. Existem indícios suficientes de autocorrelação nos resíduos¹⁹, além de existir também evidência de estrutura ARCH²⁰. Uma explicação para este problema é proposta mais adiante.

¹⁸ Nível de Utilização da Capacidade Instalada, que mede o grau de utilização na indústria, por meio de pesquisas realizadas por algumas entidades. A FGV e a CNI, por exemplo, realizam estas pesquisas por meio de questionários enviados às indústrias e disponibilizam séries históricas com os resultados.

¹⁹ O teste LM indicou a presença de autocorrelação nos resíduos extraídos da regressão por M.Q.O.

²⁰ *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*.

4.2 Resultados com parâmetros variando no tempo (TVP)

Dentre os objetivos buscados, a utilização de uma regressão com parâmetros variantes no tempo foi utilizada com o intuito de perceber não linearidades na curva de Phillips estimada anteriormente por M.Q.O. A especificação utilizada na regressão por TVP foi a mesma estimada por M.Q.O., incluindo as defasagens. A amostra também foi idêntica.

Os resultados encontrados na estimação por TVP podem ser vistos na “Tabela 2”, e a evolução dos parâmetros no tempo pode ser vista na “Figura 1”, ambos na parte dos “Anexos”, no final deste trabalho.

Interessante notar que as estimações pelos dois métodos conduziram a resultados semelhantes, observando-se que a flexibilidade oferecida dos parâmetros variarem no tempo não proporcionou variações destes na maior parte das variáveis explicativas. Muitos coeficientes ficaram fixos ao longo de toda a amostra, ainda que a regressão por TVP outorgasse a estes a liberdade de flutuarem no tempo (ver Figura 1).

No caso do repasse cambial, a metodologia por TVP mostrou que este permaneceu aproximadamente constante, entre de 2% e 2.5% para o mês seguinte²¹. Aparentemente, a “rigidez” do coeficiente de repasse mensal entre 2% e 2.5% contraria os resultados encontrados em outros trabalhos, que indicam a presença de mecanismos não lineares no coeficiente de repasse cambial de curto prazo para a inflação no Brasil, como em Correa e Minella (2006).

O resultado de repasse cambial constante obtido neste trabalho, em relação aos obtidos por estes autores, pode estar relacionado à frequência e periodicidade dos dados (Correa e Minella estimaram dados trimestrais de 1995:01 a 2004:04, ao passo que este trabalho utilizou dados mensais de 1996:01 a 2008:02), ou principalmente ao fato de Correa e Minella terem aplicado a metodologia de modelos com limiar (modelos com *threshold*), estimando modelos de curva de Phillips com variáveis de *threshold* para o hiato do produto, a variação cambial e a volatilidade do câmbio.

²¹ Isto pode ser visto pelo fato de que o coeficiente associado à variação cambial permaneceu entre 0.02 e 0.025, conforme pode ser visto no gráfico de “RW coef CAMBIO_1”, na Figura 1 dos Anexos.

Os resultados encontrados por Correa e Minella mostraram que o repasse estimado para o trimestre seguinte é da ordem de 11% somente no caso de grandes depreciações da taxa de câmbio, enquanto que em situações de pequenas depreciações ou apreciações cambiais não há repasse cambial estatisticamente significativo para o trimestre seguinte²².

O coeficiente associado ao hiato teve baixa significância, e seu parâmetro ficou fixo na regressão por TVP²³. Este resultado não significa que o hiato não seja importante para explicar a inflação, pois o modelo foi estimado para dados mensais – de alta frequência – ao passo que a série do hiato tende a ser mais suave, oscilando menos. Assim, pode-se dizer somente que o hiato da produção industrial é pouco relevante para explicar as oscilações de curto prazo da variação dos preços livres do IPCA, dentro da especificação aqui adotada.

O coeficiente associado ao resíduo das expectativas variou pouco no período anterior a 2004, e não foi significativo de 2004 em diante²⁴. Isto não significa que o componente das expectativas (exclusive inércia, variação cambial, hiato e preços de atacado) não influencie significativamente o IPCA no médio ou no longo prazo, pois o foco deste trabalho é avaliar a importância relativa das variáveis explicativas no comportamento de curtíssimo prazo do IPCA de preços livres, na variação mensal deste índice.

É importante lembrar novamente que a exclusão dos termos de inércia, variação cambial, hiato e preços de atacado do componente das expectativas atende ao objetivo de evitar multicolinearidade e/ou endogeneidade nas regressões, dado que as expectativas de inflação dos agentes são influenciadas por estas variáveis macroeconômicas.

No que concerne ao comportamento da inércia, esta variou no tempo, e os resultados obtidos foram bastante semelhantes em relação ao comportamento do coeficiente de inércia mostrado em Minella *et al.*, (2003, p. 23), que por meio de método recursivo observaram uma tendência no tempo deste coeficiente. Para estes autores, a inércia decresceu até meados de 2000, e a partir de então passou a crescer, principalmente no final do ano de 2002, onde este

²² Ver Correa e Minella (2006, p. 12).

²³ Isto pode ser visto pelo fato de que o coeficiente associado ao hiato ter ficado constante ao longo da amostra, conforme pode ser visto no gráfico de “RW coef. HIATO_6”, na Figura 1 dos Anexos. Além disso, observa-se por este gráfico que a sexta defasagem do hiato não é significativa nesta regressão.

²⁴ Conforme pode ser visto no gráfico de “RW coef RESÍDUO_EXPECTATIVA”, na Figura 1 dos Anexos.

coeficiente atingiu seu valor máximo. Este mesmo desenho pode ser visto na Figura 1, no gráfico da inércia no tempo obtido aqui²⁵.

Os resultados obtidos para o termo de inércia também são coerentes com a intuição de que, com a provável mudança de governo, de 2002 para 2003, a política macroeconômica poderia ser alterada – temor este recorrente àquela época. Havia uma incerteza com relação ao enfraquecimento ou mesmo ao fim do regime de metas para a inflação, que acabou reduzindo o grau de confiança dos agentes nas metas de inflação fixadas para os anos seguintes a 2002.

Desta forma, em 2002 houve um aumento da importância relativa da inflação passada, já os agentes econômicos interpretaram que o Banco Central deixaria de combater parte dos choques e/ou desvios da inflação em relação às metas.

Adicionalmente, é natural que os resultados tenham dado respaldo a uma grande relevância do componente de inércia, dado que a série que foi estimada corresponde às variações mensais de preço, que por sua vez são – metodologicamente – uma razão da média aritmética simples de aproximadamente 30 dias no numerador (de “t-30” a “t”) sobre os 30 dias anteriores no denominador (de “t-60” a “t-31”)²⁶.

Pelo fato de que as variações são propositalmente calculadas sobre estas médias, com a intenção de “suavizar” as apurações de preço, de forma a reduzir os ruídos, acaba gerando-se um carregamento estatístico (*carry over*) para o mês seguinte. Assim, uma alteração no nível de preços ao longo do mês corrente carrega uma *variação* dos preços para o mês corrente e também para o mês seguinte, principalmente quando a maior parte das remarcações de preço ocorre na última quinzena de coleta do índice.

Além disso, muitos preços possuem autocorrelação serial devido a diversos fatores, como sazonalidade, quebra de safra e diluição dos aumentos de preço ao longo de vários meses, em função da resistência dos consumidores em absorverem reajustes abruptos de preço.

²⁵ Ver “RW coef LIV_1” na Figura 1, em Anexos.

²⁶ Este é o critério adotado pelo IBGE para o cálculo do IPCA.

O resultado encontrado através dos coeficientes de inércia mostra que cerca de 2/3 da inflação mensal de preços livres no IPCA é repassada à inflação dos livres no mês seguinte. Ultimamente, de acordo com o modelo estimado por TVP, este coeficiente de repasse caiu um pouco, situando-se pouco abaixo de 60%. Estes resultados podem ser vistos no gráfico de “RW coef LIV_1”, na Figura 1 dos Anexos (este gráfico mostra a evolução do coeficiente da inércia no tempo).

Na “Tabela 1” dos Anexos observa-se que o coeficiente da inércia (“Livres -1)” assume o valor de 0.56833 no último período da amostra, indicando que – em fevereiro de 2008 – precisamente 56,8% da variação dos preços livres no IPCA do mês “t” estava sendo transmitida para a variação dos preços livres no IPCA do mês “t+1”.

A parcela do IPA-DI que não é explicada pelo câmbio e pelo hiato também tem uma contribuição estatisticamente relevante no IPCA de preços livres, que sofre um impacto contemporâneo estimado em torno de 13% a 14% do resíduo mensal do IPA-DI²⁷.

4.3 Resultados por Mínimos Quadrados Recursivos (M.Q.R.)

Como instrumento adicional de análise, empregou-se o método de Mínimos Quadrados Recursivos (M.Q.R.) para comparação com os resultados obtidos por TVP, com a finalidade de observar-se a estabilidade dos parâmetros ao longo da amostra. Através da Figura 2, em “Anexos”, é possível concluir que somente a inércia escapou de apresentar estabilidade e sempre foi significativa.

Assim como ocorreu com o emprego de TVP, a inércia assumiu tendência de alta até 2002 e de acomodação em seguida. Outras semelhanças com a regressão por TVP é que o repasse cambial ficou perto de 2% para o mês imediatamente posterior à variação cambial, e o coeficiente associado ao resíduo da expectativa permaneceu mais ou menos constante em ambos os casos.

²⁷ Isto pode ser visto pela Tabela 2, que mostra um valor de 0.14342 para “RESIDUO_IPA_DI”.

O hiato não foi significativo ou teve baixa significância em todos os casos analisados, sendo que seu parâmetro ficou fixo nas duas metodologias que permitem flutuação dos parâmetros no tempo²⁸.

4.4 Análises gerais dos resultados

Pode-se atribuir o problema de autocorrelação dos resíduos na estimação por M.Q.O. ao fato de que esta metodologia não permite a variação no tempo do coeficiente de inércia. Isto ocorre porque a inércia, ou persistência da inflação, possibilita – por sua própria definição – que variações da inflação passada sejam transmitidas aos períodos seguintes (à inflação futura).

Assim, em momentos em que o papel da inflação passada torna-se mais relevante, como em 2002²⁹, a importância do coeficiente de inércia passa a ser constantemente subestimada quando se empregam metodologias estatísticas que fixam os parâmetros no tempo. Desta forma, é de se esperar que o erro que se cometeu em “t” passe a ser correlacionado com o erro em “t+1”, simplesmente porque nestas situações a variável omitida é a “inércia maior”, que o M.Q.O. não permitiu reconhecer.

Um indício de que a explicação anterior parece estar correta é que, realizando-se uma regressão por M.Q.O. com especificação quase idêntica³⁰, porém com uma amostra reduzida ao período em que a inércia permaneceu aproximadamente constante (após 2003), os testes não sinalizam para autocorrelação nos resíduos. Ou seja, a autocorrelação na estimação por M.Q.O. foi observada somente na regressão que usou a amostra inteira (1996-2008), e que portanto incorporou o período em que o coeficiente da inércia mostrou maior variabilidade (antes de 2003).

²⁸ Vale lembrar que a baixa significância não significa que o este componente não seja importante para explicar a inflação, pois o modelo foi estimado para dados mensais – de alta frequência – ao passo que a série do hiato tende a ser mais suave, oscilando menos. Este aspecto faz com que a baixa significância mostrada pelo teste possa não ser verdadeira, não sendo possível descartar que o hiato seja relevante para explicar a tendência de médio e longo prazo da inflação de preços livres.

²⁹ Ver “RW coef LIV_1” na Figura 1, em Anexos.

³⁰ Com esta regressão na amostra reduzida ao período posterior a 2003 não foi possível, por definição, usar a dummy de regime cambial. A ausência de autocorrelação na amostra reduzida, no entanto, não está relacionada à ausência desta dummy, uma vez que foi feito o experimento de controle no qual a dummy de regime cambial é retirada da regressão que utiliza a amostra inteira, e ainda assim há autocorrelação nos resíduos, mostrando que a existência de autocorrelação não está relacionada à presença ou não da dummy de regime.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho procurou analisar a importância e a evolução no tempo das variáveis explicativas da variação mensal do IPCA. A escolha da especificação adotada seguiu aquelas tipicamente presentes em modelos de curva de Phillips, notadamente relacionados com o desenvolvimento da linha de pesquisa *novo-keynesiana*, que inclui as expectativas de inflação nas regressões.

Uma vez que a base de dados foi construída com variações de periodicidade mensal, os resultados encontrados aplicam-se tão somente ao papel de curto prazo das variáveis explicativas sobre a variação do IPCA. Assim, a menor significância do componente das expectativas ex-câmbio, hiato e preços de atacado não significa, de forma alguma, que as expectativas não sejam relevantes para o processo de formação dos preços, mas somente que estas parecem não influenciar fortemente o comportamento de curto prazo do IPCA.

A maior significância relativa do componente de inércia foi atribuída, ao contrário, ao fato de que a série mensal da inflação carrega naturalmente informações relevantes para o período seguinte, seja por fatores puramente estatísticos (*carry over*), ou mesmo devido ao fato de que os empresários empurram os reajustes “aos poucos” para o varejo. Cerca de 60% da inflação mensal de preços livres do IPCA é transmitida à variação dos livres no mês seguinte.

Também se observou uma estimativa de repasse contemporâneo em torno de 14% dos preços de atacado (IPA-DI ex-câmbio e hiato) para os preços livres no IPCA.

A comparação entre modelos estimados por M.Q.O. e por TVP foi o foco principal, sendo que se observaram evidências a respeito da maior adequação em utilizar-se TVP no caso proposto. Talvez o maior problema da estimação da inflação de curto prazo por M.Q.O. seja a inerente a rigidez do coeficiente de inércia sob esta metodologia, em vista da comprovada variabilidade deste parâmetro ao longo da amostra, conforme visto através dos experimentos aqui adotados.

REFERÊNCIAS

ALVES, Sergio A. Lago; AREOSA, Waldyr Dutra. **Targets and Inflation Dynamics**. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n. 100, 2005.

BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre A.; WERLANG, Sérgio R. C. **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n.1, p. 19, 2000.

CALVO, Guillermo A. **Staggered Prices and in a Utility-Maximizing Framework**. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383-98, 1983.

CORREA, Arnildo da Silva; MINELLA, André. **Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips curve model with threshold for Brazil**. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n.122, p. 4 e 12-18, 2006.

ENGLE, Robert F.; WATSON, Mark. **Application of Kalman Filtering in Econometrics**. *World Congress of Econometric Society*, Cambridge, August 1985.

FASOLO, Angelo Marsiglia; PORTUGAL, Marcelo Savino. **Imperfect Rationality and Inflationary Inertia: A New Estimation of the Phillips Curve for Brazil**. *Latin American Meetings 5*, Econometric Society, 2004.

GALÍ, J.; GERTLER, M. **Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis**. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sérgio Ribeiro da Costa. **The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study**. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n.5, 2000.

KRUGMAN, Paul. **Who Was Milton Friedman?** *The New York Review of Books*, v. 54, n. 2, hyperlink: "<http://www.nybooks.com/articles/19857>", 2007.

LANSING, Kevin J. **Time-Varying U.S. Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve**. Federal Reserve Bank of San Francisco, p. 1-6, 2006.

LIMA, Elcyon Caiado Rocha. **The NAIRU, Unemployment and the Rate of Inflation in Brazil**. Rev. Bras. Econ., Oct./Dec. 2003, v.57, n.4, p.899-930, 2003.

LUCAS, Robert (1976). **Econometric Policy Evaluation: A Critique**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 1, p. 19–46.

NELSON, Edward; SCHWARTZ, Anna J., 2007. **The Impact of Milton Friedman on Modern Monetary Economics: Setting the Record Straight on Paul Krugman's "Who Was Milton Friedman?"**. NBER, Working Paper, n. 13546, National Bureau of Economic Research, hyperlink: "<http://www.nber.org/papers/w13546>, 2007.

MADALOZZO, R. C.; PORTUGAL, M. S. **Um modelo de NAIRU para o Brasil**. Revista de Economia Política, Brasil, v. 20, n. 4, p. 26-46, 2000.

MINELLA, Andre; SPRINGER DE FREITAS, Paulo; GOLDFAJN, Ilan; KFOURY MUIINHOS, Marcelo. **Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges**. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n.53, p. 19-20, 2002.

MINELLA, Andre; SPRINGER DE FREITAS, Paulo; GOLDFAJN, Ilan; KFOURY MUIINHOS, Marcelo. **Inflation Targeting in Brazil Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility**. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n.77, p. 20-21 e p.23, 2003.

PHILLIPS, A. W. **The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957**. *Economica*, v. 25, p. 283–299, 1958.

POLICANO, Rodrigo Mantovani. **A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1995-2005**. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo. São Paulo, 2006. 88 p.

SCHWARTZMAN, Felipe Farah. **Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados**. *Econ. Apl.*, Jan./Mar. 2006, vol.10, no.1, p.137-155.

TEJADA, César A. O.; PORTUGAL, Marcelo S. **Credibility and reputation: an application of the "external circumstances" model for the Real Plan**. *Revista Brasileira de Economia*, Out./Dec. 2002, vol.56, n. 4, p. 695-727, 2002.

ANEXOS

Tabela 1 - Resultado da regressão por M.Q.O.³¹

Variável Dependente: LIVRES

Método: Mínimos Quadrados

Data: 17/06/08 ; Horário: 22:19

Amostra (ajustada): 1996:07 2008:02

Observações incluídas: 140 após ajustes

Arquivo: "curva_de_phillips_ate_fev2008" (base de dados de "base_stamp.xls")

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística "t"	Prob.
C	0.000451	0.000436	1.033316	0.3034
CAMBIO(-1)	0.020476	0.004137	4.949017	0.0000
PPI(-1)	0.059314	0.034292	1.729657	0.0861
HIATO(-6)	0.013131	0.007887	1.664900	0.0983
LIVRES(-1)	0.665870	0.047090	14.14041	0.0000
RESIDUO_EXPECTATIVA	0.714687	0.153716	4.649399	0.0000
RESIDUO_IPA_DI	0.143580	0.027261	5.266930	0.0000
@SEAS(1)	0.002278	0.000684	3.332063	0.0011
@SEAS(6)	-0.001981	0.000712	-2.782085	0.0062
DUMMYREGIME	0.000938	0.000491	1.909340	0.0584
R-quadrado	0.735791	Média da variável dependente	0.004380	
R-quadrado ajustado	0.717499	D.P. da variável dependente	0.004191	
Desvio Padrão (D.P.) da regressão	0.002228	Critério de informação de Akaike	-9.306915	
Soma dos resíduos ao quadrado	0.000645	Critério de informação de Schwarz	-9.096798	
Valor do Log da verossimilhança	661.4841	Estatística "F"	40.22600	
Estatística "Durbin-Watson"	2.481781	Prob(Estatística "F")	0.000000	

Fonte: Programa *Econometric Views* (E-Views)

³¹ Nesta regressão foi utilizado o ajuste de Newey-West, pois foi verificada a presença de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos (Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)).

Tabela 2 - Resultado da regressão por TVP³²

Variável Dependente: LIVRES

Método de estimação: Máxima Verossimilhança (*exact score*)

Modelo: Y = Nível + Irregular + Variáveis explicativas

Amostra (ajustada): 1996(7) - 2008(2)

"Resultados por TVP.out" (base de dados de "base_stamp.xls")

Análise do vetor de estado no período 2008(2) (último período)		
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão
C	0.00028559	0.000496827

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística "t"	Prob.
CAMBIO(-1)	0.02211	0.00604	3.66006	0.00037
PPI(-1)	0.09805	0.05245	1.86939	0.06382
HIATO(-6)	0.01219	0.00879	1.38589	0.16815
LIVRES(-1)	0.56833	0.12489	4.55049	0.00001
RESIDUO_EXPECTATIVA	0.31149	0.49908	0.62414	0.53363
RESIDUO_IPA_DI	0.14342	0.02802	5.11836	0.00000
@SEAS(1)	0.00222	0.00066	3.35529	0.00104
@SEAS(6)	-0.00207	0.00069	-3.00246	0.00321
DUMMYREGIME	0.00137	0.00059	2.31162	0.02237

Resumo das estatísticas

R-quadrado	0.71537	H(43) ³³	0.56009
Normalidade ³⁴	3.2943	Q(9,8) ³⁵	18.011
Desvio Padrão (D.P.) da regressão	0.0022281	r(1)	-0.25149
Valor do Log da verossimilhança	802.561	r(9) ³⁶	0.089328
Estatística "Durbin-Watson"	2.4970	Variância do erro de previsão	4.96445e-006

Fonte: Programa *Oxmetrics* (módulo *Stamp*³⁷)

³² Houve convergência fraca (Weak convergence relative to 1e-006).

³³ H(h) é um teste para heterocedasticidade, distribuído aproximadamente como uma F(h,h).

³⁴ Estatística de Doornik-Hansen, que por sua vez é a estatística de Bowman--Shenton com a correção de Doornik and Hansen (1994), aproximadamente distribuída como uma χ^2 sob a hipótese nula.

³⁵ Q(P,d) é a "Box-Ljung Q-statistic", baseada na primeira autocorrelação dos resíduos P e distribuída aproximadamente como uma χ^2 .

³⁶ Autocorrelação dos resíduos na defasagem τ , distribuída aproximadamente como uma N(0,1/T).

³⁷ O "STAMP" - cujas siglas significam *Structural Time series Analyser, Modeller and Predictor* - usa o filtro de Kalman com algoritmos para capturar componentes não-observados nos modelos de séries de tempo.

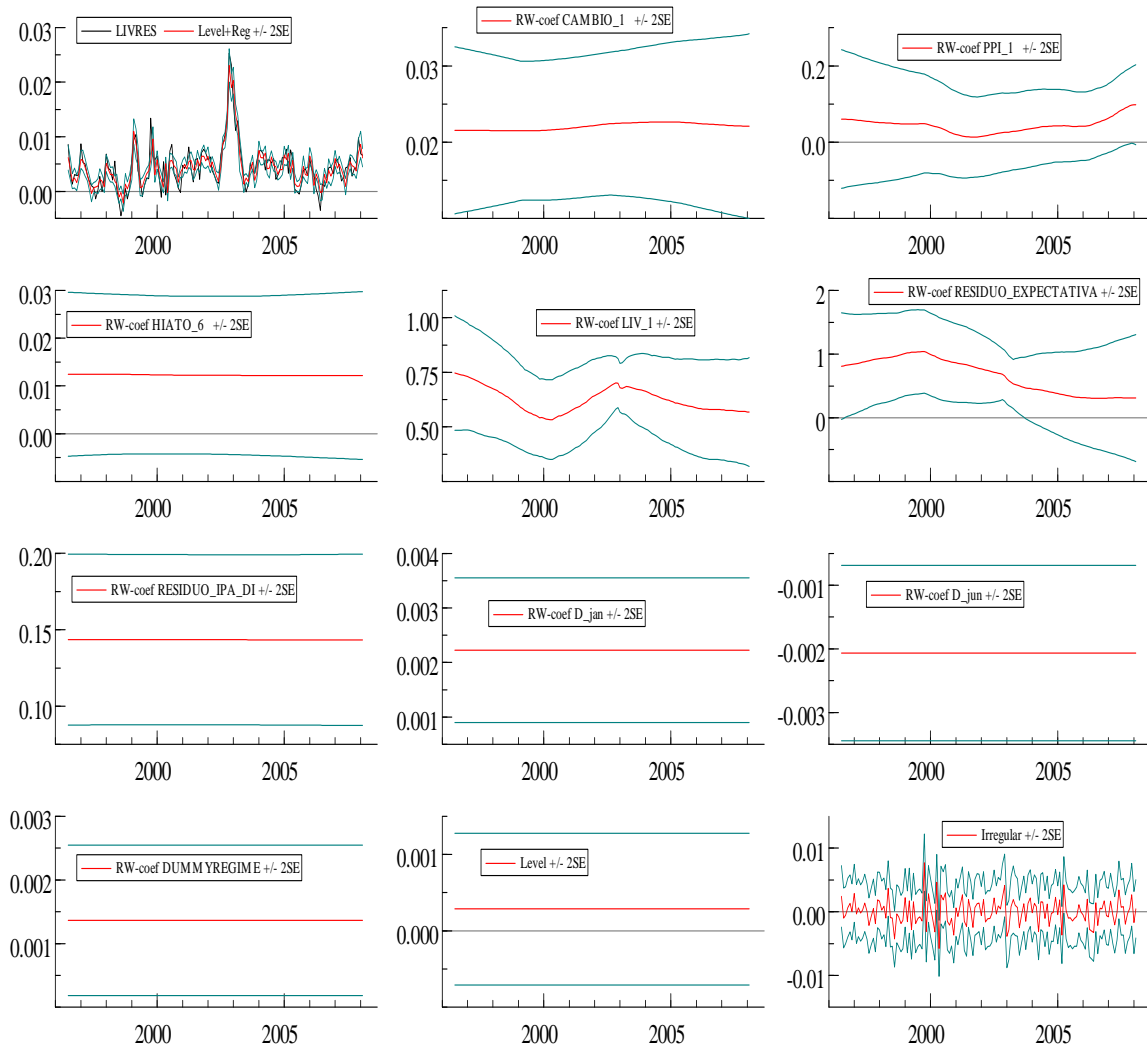


Figura 1 – Evolução no tempo dos parâmetros da regressão por TVP³⁸

³⁸ O eixo horizontal corresponde às datas (em anos) e o vertical corresponde aos valores dos coeficientes.

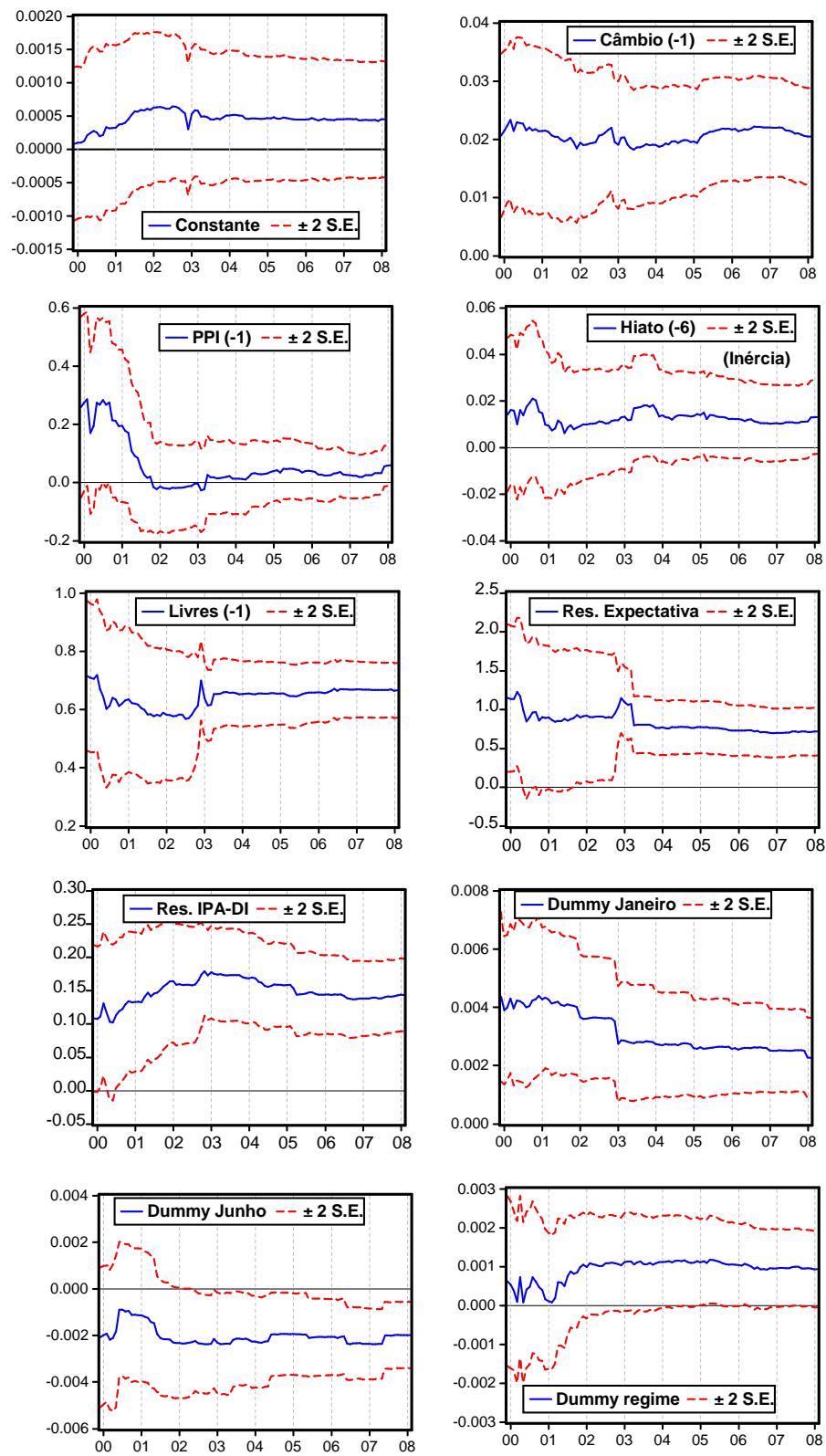


Figura 2 – Estimadores recursivos obtidos por Mínimos Quadrados Recursivos³⁹

³⁹ O eixo horizontal corresponde às datas (em anos) e o vertical corresponde aos valores dos coeficientes.