

IMPACTO DO PIS E DA COFINS NA INFLAÇÃO: UMA ABORDAGEM ECONOMÉTRICA USANDO O TESTE DE JANELA VARIÁVEL

RUBENS PENHA CYSNE*
JOÃO VICTOR ISSLER†
LUIZ RENATO RÉGIS DE OLIVEIRA LIMA‡
HILTON HOSTALÁCIO§

Resumo

O objetivo central desse artigo é testar se a mudança na legislação do PIS/COFINS, consequência das leis nº leis 10.637/2002 e 10833/2003, provocou quebras estruturais na dinâmica da inflação no Brasil, ou mesmo se houve algum efeito sobre o nível da inflação. Concluímos que para os índices agregados de preço – IGP e IPC – não encontramos nenhuma evidência de quebra estrutural, quer no nível, quer na dinâmica da inflação. O mesmo ocorre para os sub-índices de inflação, sendo o sub-índice de Plano de Saúde a única exceção.

Abstract

The purpose of this article is to test if the change in the PIS / COFINS law, a consequence of 10.637/2002 and 10833/2003 laws, caused structural breaks in the Brazilian inflation dynamics, or even if it has any effect on the level of inflation. We concluded that for the price indexes - IGP and CPI – there is no evidence of structural break on the inflation dynamics/level. The same is true for the sub-indexes of inflation, but the sub-index of Health Insurances which is the only exception.

*Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas (EPGE/FGV). E-mail: rubens@fgv.br

†Professor e Diretor de Pesquisas da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas (EPGE/FGV). E-mail: jissler@fgv.br

‡Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas (EPGE/FGV). E-mail: luizr@fgv.br

§Aluno de Doutorado da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas (EPGE/FGV). E-mail: hilton@fgvmail.br

1 Introdução

As leis 10.637/2002 e 10833/2003 introduziram modificações no regime de cálculo e nas alíquotas, respectivamente, do PIS e da COFINS. O regime de cálculo passou a ser, salvo exceções¹, sobre o valor adicionado na produção de cada setor, e não mais sobre o valor bruto da produção. As alíquotas passaram de 0,65% para 1,65%, no caso do PIS, e de 3,0% para 7,6%, no caso da COFINS. As datas efetivas nas quais tais modificações legislativas entraram em vigor foram, respectivamente, janeiro de 2003 e janeiro de 2004.

O objetivo principal deste trabalho é testar se a mudança na legislação tributária relativa ao PIS-COFINS, como descrita acima, teria tido efeitos estatisticamente comprováveis na dinâmica da inflação; em caso positivo, restaria ainda responder à pergunta de quando estes efeitos teriam se materializado.

No que diz respeito aos efeitos econômicos da modificação do PIS-COFINS citadas acima, a literatura nacional já apresenta algumas contribuições. Dentre elas, podem-se destacar as de Kume (2004), Alves et al. (2004) e Coelho e Cury (2005). Nenhum desses trabalhos, entretanto, utiliza métodos estatísticos para estudar os reflexos da modificação da legislação tributária em questão sobre as taxas de variação dos índices de preços. Kume (2004) utiliza um modelo multisetorial com preços fixos baseado em dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para estimar, com maior ênfase, a variação da proteção doméstica. Por outro lado, tanto Alves et al. (2004) quanto Coelho e Cury (2005) utilizam modelos determinísticos de equilíbrio geral.

Uma das possíveis dificuldades de se implementar um teste econométrico de quebra estrutural de um modelo de inflação diz respeito à data da possível reação dos preços como consequência da mudança de legislação. Como os agentes econômicos são racionais e antecipam de forma ótima os efeitos futuros de mudanças das leis fiscais, um analista poderia concluir que somente o anúncio das medidas levaria a uma mudança imediata nos preços, de forma antecipada². Entretanto, a legislação brasileira não permite que alguns produtos-chave tenham mudanças de preço mais de uma vez por ano, o que pode impedir a antecipação da mudança de preços desta forma.

A racionalidade dos agentes e a legislação brasileira sobre reajustes de preços implicam em incerteza quanto a potencial data da mudança de preços como consequência da Lei 10.833/2003. Nesse contexto, há a necessidade de se usarem técnicas econométricas que vislumbrem esse tipo de incerteza, ou seja, nas quais a data da quebra estrutural dos modelos seja desconhecida.

¹ As exceções no caso do PIS englobaram diferentes setores da economia, incluindo o setor financeiro, firmas sujeitas ao SIMPLES ou à taxação sobre lucro presumido e firmas localizadas na Zona Franca de Manaus. No caso da COFINS, além de terem ficado de fora os setores acima, permitiu-se também a opção entre o novo regime (taxação sobre valor adicionado com alíquotas mais elevadas) e o antigo regime (taxação sobre faturamento bruto com alíquotas menores) para alguns setores produtivos, incluindo os de saúde, telecomunicações e educação. Legislação posterior (Lei 10865/2004) estendeu a reforma às importações, o que foi, também, objeto de exceções pontuais.

² Como os parâmetros podem não ser invariantes com respeito aos experimentos de política, os mesmos poderão estar sujeitos a crítica de Lucas, sendo assim para utilizarmos um modelo para formulação de políticas torna-se necessário testar se o mesmo está sujeito ou não à crítica de Lucas o que pode ser realizado econometricamente por meio de um teste de superexogeneidade dos parâmetros do modelo condicional. É importante ressaltar que o teste de quebra estrutural a ser realizado no presente trabalho pode ser visto em parte como um teste de superexogeneidade dos parâmetros. Para maiores detalhes ver Lucas (1976) e Hendry et al. (1990).

Isso descarta o uso de um dos mais notórios testes da literatura – o teste de Chow (1960) – pois, nesse caso, o momento da quebra estrutural é conhecido com certeza. Nesse aspecto, a técnica de Andrews (1993), ao permitir a determinação endógena, pelo modelo, do momento possível da quebra estrutural, encaixa-se perfeitamente ao problema.

O ponto de partida é um modelo econométrico básico (ou, mesmo, uma gama deles), tentando-se modelar o nível e a dinâmica da inflação no Brasil. A partir da estimativa desses modelos, pergunta-se se os parâmetros associados a estes são ou não constantes ao longo do tempo.

Este artigo está dividido da seguinte forma. Depois desta instrução, a seção 2 apresenta o teste de Andrews. A seção 3 descreve a operacionalização do teste, com a apresentação dos modelos econométricos básicos cujos parâmetros serão testados, bem como com uma ligeira discussão sobre o cálculo das estatísticas de teste e de suas respectivas distribuições. A quarta seção apresenta os dados sobre inflação usados nos testes. A quinta seção apresenta os resultados empíricos. A última seção apresenta as conclusões.

2 Introdução ao Teste de Andrews(1993)

O teste clássico de quebra estrutural é atribuído a Chow (1960). Este procedimento de teste consiste em dividir a amostra em duas partes, estimar os parâmetros de cada um dos períodos e finalmente testar a igualdade dos dois conjuntos de parâmetros estimados através de uma estatística F. Porém, uma importante limitação do teste de Chow é que o período no qual ocorre a quebra estrutural deve ser conhecido *a priori*. A solução para este entrave do teste de Chow consiste em tratar a data da quebra como sendo desconhecida. Esta idéia de solução foi desenvolvida inicialmente por Quandt (1960), mas foi somente no início da década de 90, com os artigos de Andrews (1993), Andrews (1994) e Hansen (1997) que o problema foi finalmente resolvido³.

Andrews (1993) apresenta um teste para modificações estruturais de um conjunto de parâmetros pertinentes a um modelo não linear. A quebra pode envolver todos os parâmetros sendo estimados, ou apenas um subconjunto próprio dos mesmos. Dois pontos principais deste teste são a sua larga aplicabilidade e o fato de a possível data de quebra estrutural do modelo ser endogenamente determinada.

O método aplica-se a todas as técnicas de estimação que podem ser vislumbradas sob o ponto de vista de um arcabouço de Método dos Momentos Generalizados (Hansen 1982), aí incluídos vários tipos de mínimos quadrados, métodos não lineares, métodos de máxima verossimilhança, pseudo máxima verossimilhança, etc. Sob a hipótese nula de não haver quebra estrutural, os dados podem ser estacionários ou não estacionários. Os testes desenvolvidos por Andrews incluem os de Wald, de máxima verossimilhança e do multiplicador de Lagrange. A aplicação no presente trabalho utiliza o teste de Wald e estimação por Mínimos Quadrados Ordinários.

No que diz respeito à segunda particularidade do enfoque de Andrews, da endogeneidade da possível data de quebra estrutural, podem-se assumir duas

³ Andrews (1993) apresenta a distribuição assintótica para uma classe bastante geral de testes de quebra estrutural. Andrews (1994) desenvolvem uma classe análoga de testes, mas com propriedades de optimalidade mais fortes do que os apresentados em Andrews (1993). Finalmente, Hansen (1997) apresenta o cálculo do p-valor assintótico para os testes de quebra estrutural. Para uma boa síntese sobre os testes de quebra estrutural ver Hansen (2001).

alternativas. Na primeira, o pesquisador não tem nenhuma "prior" sobre a data de quebra. Na segunda, assume-se que tal quebra tenha ocorrido em certo intervalo de tempo. O teste de Andrews é desenvolvido para o caso em que há apenas uma data de quebra, mas mostra-se também robusto quando há mais de uma data. Na presente aplicação, estamos interessados na modificação da COFINS implantada, na prática, a partir de janeiro de 2004. Desta forma, assumiremos que a possível modificação dos parâmetros tenha ocorrido em uma "janela" ao redor desta data.

Um ponto importante a se observar, relativamente a este teste, é que a distribuição assintótica das estatísticas de teste é não padrão. Isso ocorre porque a determinação do parâmetro relativo à data de quebra apenas ocorre fora da hipótese nula de que não há quebra estrutural. Isso posto, há necessidade de utilizarem-se as tabelas de distribuição elaboradas por Andrews (1993) e (parcialmente) revistas em Andrews (2003).

O presente trabalho detém-se particularmente sobre a questão de robustez dos resultados. Para isso, primeiro, consideramos não apenas um modelo, mas uma gama deles. Isso reduz a possibilidade de se caracterizarem quebras estruturais quando, na verdade, o teste poderia captar uma especificação incorreta do modelo, com possíveis vieses decorrentes da omissão de variáveis relevantes.

Segundo, trabalha-se com não apenas um índice de inflação, mas vários deles, considerando-se também as suas decomposições a um dígito.

Terceiro, a técnica utilizada, como já vimos, permite que se considere uma incerteza sobre a data da quebra estrutural, não se ocorrendo o erro, usual em testes desta natureza, de impor-se ao modelo uma data específica.

Não exporemos aqui os aspectos teóricos do enfoque desenvolvido por Andrews. Os interessados em detalhes técnicos devem ater-se a Andrews (1993). Para facilitar o entendimento do leitor menos interessado na parte técnica, fazemos abaixo uma pequena formalização da hipótese a ser testada. A exposição segue o texto original de Andrews.

Considere um modelo paramétrico indexado pelos parâmetros (b_t, θ) para $t = 1, 2, \dots$. A hipótese nula de interesse é dada por:

$$H_0 : b_t = b_0 \text{ para todo } t = 1 \text{ para algum } b_0 \text{ no espaço de parâmetros.}$$

No caso de mudança estrutural de todos os parâmetros, não existe o vetor de parâmetros θ destacado acima. No caso de mudança apenas de alguns dos parâmetros do modelo, θ passa a representar aqueles parâmetros que não se modificam. Nos testes aqui realizados, os dois casos serão utilizados. Denote por T o tamanho da amostra e por pT a data de modificação dos parâmetros, com $p \in (0, 1)$. A hipótese alternativa é então dada por:

$$H_{1T}(Tp) : b_t = \begin{cases} b_x(Tp), t = 1, \dots, Tp \\ b_z(Tp), t = Tp + 1, \dots, T \end{cases}$$

onde, novamente, b_x e b_z pertencem ao espaço de parâmetros.

No caso, aqui, o parâmetro p , que apenas aparece fora da hipótese nula, não é conhecido. Testes de Wald construídos tomando-se p como um parâmetro não terão as suas propriedades assintóticas usuais. Assim, Andrews sugere a utilização do supremo de estatísticas de Wald (sup Wald), sendo este supremo tomado para $p \in P$, sendo P um subconjunto considerado de $[0, 1]$. No nosso caso, o subconjunto de $[0, 1]$, P , deve ser tal que, para $p \in P$, e p

aproximadamente no centro de P , tal que p_T tenda a coincidir com a data de janeiro de 2004. Isso significará que consideraremos como datas prováveis de quebra aquelas anteriores e posteriores a janeiro de 2004. O fato de p se situar aproximadamente no centro de P implica assumir que a “janela” considerada em torno de janeiro de 2004 tende a ser simétrica, não havendo qualquer “prior” sobre a quebra antes ser mais ou menos provável que a quebra após essa data.

A janela tomada pode ser, por exemplo, de seis meses antes e seis meses depois de janeiro de 2004. A partir daí, calculamos a estatística de teste (Wald) para cada um dos meses incluídos na janela, ou seja, testamos a possibilidade de ocorrência de quebra estrutural em cada um dos períodos dentro da janela de tempo. Assim, para uma janela de seis meses ao redor da data de referência, calcularíamos treze estatísticas de Wald. Feito isto, tomamos o maior dentre os valores calculados (daí advém o nome do teste, supremo de Wald) e o comparamos com os valores tabulados em Andrews (1993). Caso o supremo calculado seja relativamente grande (quando comparado à tabela de Andrews), rejeitamos a hipótese nula e concluímos que houve quebra estrutural. Caso contrário, não rejeitamos a hipótese nula e assumimos que não houve quebra.

Suponha, então, que concluamos que houve quebra estrutural. A partir de quando esta ocorreu? Ora, a partir da data em que a estatística de Wald assume valor máximo, ou seja, na data em que as estatísticas de Wald calculadas apresentaram o seu valor máximo.

Com relação à janela temporal ao redor da data de referência utilizamos, como sugerido acima, um intervalo de seis meses antes e seis meses depois de janeiro de 2004. Não há uma regra estabelecida para a escolha do tamanho da janela. Tal decisão deve estar baseada em alguma intuição econômica. Acreditamos que, se a alteração na regra de cobrança do PIS/COFINS provocou alguma mudança na dinâmica de inflação, esta deve ter acontecido alguns meses antes ou depois da implementação da nova regra. Cremos não ser razoável admitir que os agentes econômicos esperassem um longo período para mudar suas políticas de remarcação de preços, bem como parece pouco provável que isso ocorreria muitos meses antes da vigência da nova regra, pela simples razão que não seria possível saber que haveria uma mudança na regra de cobrança do PIS/COFINS.

3 Operacionalizando o Teste de Andrews (1993)

Queremos testar se a alteração da regra do PIS/COFINS induziu mudanças no nível da inflação ou mudanças na dinâmica da inflação. Um modelo que inclui tanto *nível* quanto *dinâmica* é o modelo auto-regressivo. Tomemos aqui o modelo auto-regressivo mais simples possível, em que a inflação hoje seja função de uma constante e da taxa de inflação anterior:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Para que a média da inflação seja definida, requer-se que $|\beta_1| < 1$. Nesse caso, a inflação média é dada por $\beta_0/(1-\beta_1)$, sendo que a dinâmica (ou a propagação) inflacionária se dá através do coeficiente β_1 .

Nesse modelo simples, testar se houve quebra estrutural no nível de inflação médio, ou na dinâmica da inflação, equivale a testar a hipótese nula de

que os coeficientes β_0 e β_1 são constantes no tempo. Se confirmarmos a hipótese nula do teste, dizemos que não houve quebra estrutural. Caso contrário, dizemos que houve.

O modelo postulado acima não leva em conta interações entre inflação e outras variáveis que são potencialmente importantes para explicar seu comportamento. De forma a levar em conta essas potenciais interações, consideraremos abaixo alguns modelos mais elaborados, embora em nossa discussão sobre a operacionalização do teste voltemos a discutir o caso mais simples – a equação (1) acima – por questões de espaço apenas. Os modelos adicionais que vislumbramos são os seguintes:

$$\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-12} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-12} + \gamma_3 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-12} + \gamma_3 y_{t-1} + \gamma_4 (e_{t-6} - e_{t-12}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

A equação (2) leva em conta a sazonalidade na taxa de inflação mensal, pois inclui a inflação defasada de 12 meses (π_{t-12}). Esse componente captaria qualquer tipo de comportamento sistemático advindo de eventos ligados ao calendário. Os exemplos mais comuns são: reajustes de preços (ou custos, como salários, etc.) nos mesmos meses em todos os anos – ou *efeito calendário* e os efeitos de safra e entressafra nos preços para produtos agrícolas. A equação (1), além de levar em conta a sazonalidade na taxa de inflação mensal, também leva em conta os efeitos da taxa de crescimento defasada da produção industrial (y_{t-1}), ou mesmo o hiato da produção industrial, usando um filtro HP. A equação (4), além de levar em conta a sazonalidade na taxa de inflação mensal e os efeitos da taxa de crescimento defasada da produção industrial (ou do hiato), também considera os efeitos do crescimento defasado do câmbio nos últimos seis meses ($e_{t-6} - e_{t-12}$). Todos esses modelos oferecem *controles adicionais* na determinação do nível da taxa da inflação e na sua dinâmica.

Voltando à equação (1) acima, nosso intuito é verificar se a alteração na regra de cobrança do PIS/COFINS provocou alguma alteração nos coeficientes β_0, β_1 . Usaremos a hipótese nula de que não houve quebra estrutural, ou seja, assumimos como ponto de partida que a alteração no PIS/COFINS não provocou nenhuma mudança no valor dos coeficientes β_0, β_1 . Caso o teste do sup Wald nos leve a rejeitar a hipótese nula, concluiremos que os referidos coeficientes tiveram seus valores alterados a partir da data associada ao valor calculado para o supremo de Wald.

Para estimar os coeficientes, utilizamos o método dos mínimos quadrados ordinários, tomando observações desde janeiro de 1995 até dezembro de 2005. Conforme já dito, testamos a existência de quebra estrutural em cada um dos períodos incluídos na janela temporal ao redor da data de referência. Para tanto, usamos variáveis *dummies*. No caso do PIS/COFINS, adotamos uma janela de seis meses ao redor de janeiro de 2004. Ou seja, assumimos que, se alguma quebra ocorreu, esta deve ter sido entre julho de 2003 e julho de 2004, inclusive. Logo, precisamos calcular uma estatística de Wald para cada uma destas datas e avaliarmos a maior delas. Mas estatística de Wald em relação ao quê? Aqui entra o papel das variáveis *dummies*.

O primeiro passo é testar se houve quebra em julho de 2003. Neste caso, a equação de regressão é escrita como:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \gamma_0 d + \gamma_1 d \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Aqui, d representa a variável *dummy*, a qual assume somente os valores 0 ou 1. Para avaliarmos a possibilidade de quebra em julho de 2003, utilizamos d com valores 0, desde janeiro de 1995 até junho de 2003 e com valores 1 desde julho de 2003 até dezembro de 2005. Com base nisto, rodamos a regressão (2) e obtemos os coeficientes $\beta_0, \beta_1, \gamma_0, \gamma_1$. Obtida a regressão, calculamos uma estatística de Wald com a hipótese nula de que $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$ (se isto for verdade, então não há quebra estrutural). Note que esta hipótese nula é conjunta, pois igualamos a zero não apenas um, mas dois coeficientes.

O segundo passo é testar se a quebra ocorreu em agosto de 2003, ao invés de julho. Para tanto, rodamos a mesma regressão (2), só que, agora, a variável *dummy* d assume valores zero desde janeiro de 1995 até julho de 2003 e valores um a partir de agosto de 2003 até dezembro de 2005. De resto, repetimos o mesmo procedimento anterior. Rodamos a regressão e testamos a hipótese nula $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$, calculando uma nova estatística de Wald.

O terceiro passo é exatamente igual aos anteriores, exceto que, agora, a *dummy* assume valores zero até agosto de 2003 e valores um a partir de setembro do mesmo ano. Novamente fazemos um teste de Wald e obtemos uma terceira estatística. No presente trabalho, esse passo é feito treze vezes. Na última rodada, avaliaremos a possibilidade de que a quebra estrutural tenha ocorrido em julho de 2004. Portanto, no último estágio, rodaremos a regressão (2) com a *dummy* d assumindo valores zero até junho de 2004 e um a partir de julho de 2004.

Ao final deste processo, obteremos treze estatísticas de Wald. O programa reportará qual delas tem o maior valor e quando este ocorreu. O passo subsequente é comparar a maior estatística de Wald com o valor que consta na tabela provida por Andrews (1993). Se o valor tabulado de interesse for menor do que o valor observado, rejeitamos a hipótese nula de que não houve quebra estrutural (ou seja, rejeitamos a hipótese nula de que $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$) e concluímos que houve uma mudança na dinâmica da taxa de inflação. Isso teria se dado na data associada à maior estatística de Wald.

Caso não rejeitemos a hipótese nula (o que ocorre quando o sup Wald calculado for relativamente pequeno), a taxa de inflação é dada pela equação (1). Caso contrário, estimamos as regressões (2), (3) e (4).

O programa que escrevemos para operacionalizar esta pesquisa gera um parâmetro, o qual chamamos de *Lambda*. Este parâmetro é utilizado para obtermos os valores críticos contra os quais iremos comparar nosso sup Wald calculado. A tabela disposta em Andrews (1993) apresenta valores de *Lambda* e respectivos valores críticos para a estatística de teste. Grosso modo, o valor deste parâmetro depende do número de observações na amostra e do tamanho da janela temporal.

O problema é que, para um dado estudo qualquer, o *Lambda* obtido deve diferir em relação a qualquer valor de *Lambda* disposto na tabela de Andrews e, dessa forma, não temos como usar a referida tabela para encontrarmos os valores críticos. Este problema foi solucionado por interpolação. O valor de *Lambda* que o nosso programa fornece está, em geral, entre dois valores de *Lambda* tabulados por Andrews. Para cada *Lambda* tabulado, há um valor crítico associado para a estatística de teste. Como nosso *Lambda* está entre dois *Lambdas* tabulados, é natural concluirmos que o valor crítico que nos interessa estará entre os dois valores críticos tabulados. Para a interpolação, usamos uma média ponderada.

Seja L o valor do *Lambda* o qual nosso programa calculou. Seja X o valor

Tabela 1: Alterações das séries relacionadas ao IPCA

janeiro de 1995	agosto de 1999
Habitação (2101)	Aluguel e Taxas (2101)
TV e Som (3202)	TV, Som e Informática (3202)
Jóias e Relógios (4301)	Jóias e Bijuterias (4301)
Combustíveis (5104)	Combustíveis Veículos (5104)
Atendimento (6201)	Serviços Médicos e Dentários (6201)
Serviços Médicos (6202)	Serviços Laboratoriais e Hospitalares (6202)
Leitura (7302)	Leitura (8102)

do Λ tabulado imediatamente maior do que L , e Y o valor do Λ tabulado imediatamente menor do que L . Defina $Z(X)$ o valor crítico da estatística de teste associado a X e $Z(Y)$ o valor crítico associado a Y . Neste caso, o valor crítico associado a L , o qual nos interessa, é dado por $Z(L)$, de acordo com a seguinte fórmula:

$$Z(L) = \alpha Z(X) + (1 - \alpha) Z(Y) \quad (6)$$

No caso, α é dado por:

$$\alpha = \frac{L - Y}{X - Y} \quad (7)$$

Em estágios posteriores, incluímos outras variáveis as quais podem ter algum efeito sobre a inflação. Por exemplo, adicionamos a inflação defasada em doze meses como uma das variáveis explicativas. O objetivo desta medida é tentar captar algum efeito de sazonalidade na taxa de inflação. Posteriormente, incluímos a produção industrial como um novo regressor, a fim de captar efeitos de demanda sobre a taxa de inflação. Na seqüência, introduzimos a variação no câmbio, cujo papel era captar efeitos do encarecimento ou barateamento de importações sobre os preços domésticos.

É importante destacarmos que a inclusão de novos regressores não altera a estrutura de teste. O padrão é exatamente o mesmo; testa-se a mudança nos mesmos coeficientes do caso original. A interpretação dos resultados também permanece inalterada.

4 Dados Utilizados

Os dados das séries IGP-M, IPC-M INCC-M e IPA-M foram todos retirados do site IPEADATA. Já os dados do IPCA e os sub-índices foram obtidos junto ao IBGE.

Algumas séries relacionadas ao IPCA sofreram mudanças a partir de agosto de 1999. A série 2101 que era chamada de “Habitação” em janeiro de 1995, passou a ser denominada “Aluguel e Taxas” a partir de agosto de 1999. Dado que o código permaneceu 2101, consideramos como sendo a mesma série e a tratamos como “Habitação” até o fim. Isto ocorreu com diversas séries, por isso disponibilizamos a Tabela 1, a qual explicita todos os casos.

As séries Educação (7301) e Comunicações (5201) terminam em julho de 1999; elas foram descartadas. O código da série Leitura mudou, mas seu nome permaneceu o mesmo. Na dúvida, tratamos como uma única série, mas este é um ponto a ser esclarecido.

As séries de produção industrial e câmbio também foram extraídas do site IPEADATA. Com relação à produção industrial, primeiro tomamos o log natural. Depois, com a série de log natural em mãos, utilizamos o programa E-views para gerar a série transformada pelo filtro HP. Finalmente, construímos a série de “gap” usando a diferença entre o log natural da série original e a transformação HP do log natural da série original.

Nas figuras 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 e 8 apresentamos os gráficos das séries de inflação. Uma rápida inspeção visual não nos permite identificar quebras na maioria das séries investigadas. A exceção fica por conta da série da inflação medida nos planos de saúde. Em primeiro lugar, nota-se que a série “Plano de Saúde” tem um comportamento sazonal marcante – efeito calendário – possivelmente consequência do fato de que os reajustes de preço se dão sempre no mesmo mês a cada ano⁴. Ora, esse comportamento pode ser modelado usando-se as equações (2) a (4), que contêm um componente sazonal para a inflação, não se constituindo em nenhum problema.

Em segundo lugar, e muito mais preocupante, não é claro que se observa reversão à média para a série “Plano de Saúde”, especialmente para a parte final da amostra⁵. Em que pese o fato de que temos uma amostra reduzida para esse componente da inflação, sua média parece estar aumentando ao longo do tempo, o que é característico de quebra estrutural com aumento do termo $\beta_0/(1-\beta_1)$, quer por aumento de β_0 ou redução de β_1 . Após essas considerações visuais, nosso próximo passo é aplicar o teste estatístico para verificar a existência de quebras estruturais.

5 Resultados Empíricos

Os resultados dos testes estão tabulados no Apêndice desse artigo. O primeiro passo é definir uma janela de teste, que pode ser simétrica ou não. Aqui, consideramos uma janela simétrica de 6 meses para frente e para trás. Após a definição dessa janela, calcula-se o teste de Wald para cada ponto possível de quebra dentro da janela. De posse das estatísticas de Wald, computa-se seu *supremo* na janela – a chamada *sup Wald*. Compara-se o valor do teste *sup Wald* com os valores críticos tabulados por Andrews (1993).

Percebe-se que o teste empregado não assume a existência de um ponto de quebra estrutural conhecido. Portanto, considera-se uma janela com possíveis datas de quebra. O procedimento estatístico, portanto, testa a hipótese nula de não existência de quebra estrutural. Se tal hipótese é rejeitada, então o programa estima a data onde a quebra ocorreu.

Para evitar que rejeitemos a hipóteses nula simplesmente porque o modelo usado não é geral o suficiente, i.e., quando este omite inter-relações importantes, usamos os modelos econométricos listados nas equações (1), (2), (3) e (4) acima. Logo, a análise foi conduzida, adicionando cumulativamente ao modelo AR(1), o termo de sazonalidade, a variação da produção industrial e,

⁴ Note que há várias outras séries que também têm componente sazonal marcante.

⁵ A inspeção visual mostra que outras séries podem estar sujeitas a ocorrência de quebra estrutural, como por exemplo, as séries Habitação (2201) e Energia Elétrica (2202). É importante ressaltar que a análise visual é bastante subjetiva logo não serve como evidência da ocorrência ou não de quebra estrutural nas séries, sendo necessária a utilização de um teste formal como o Andrews para se chegar a uma resposta definitiva.

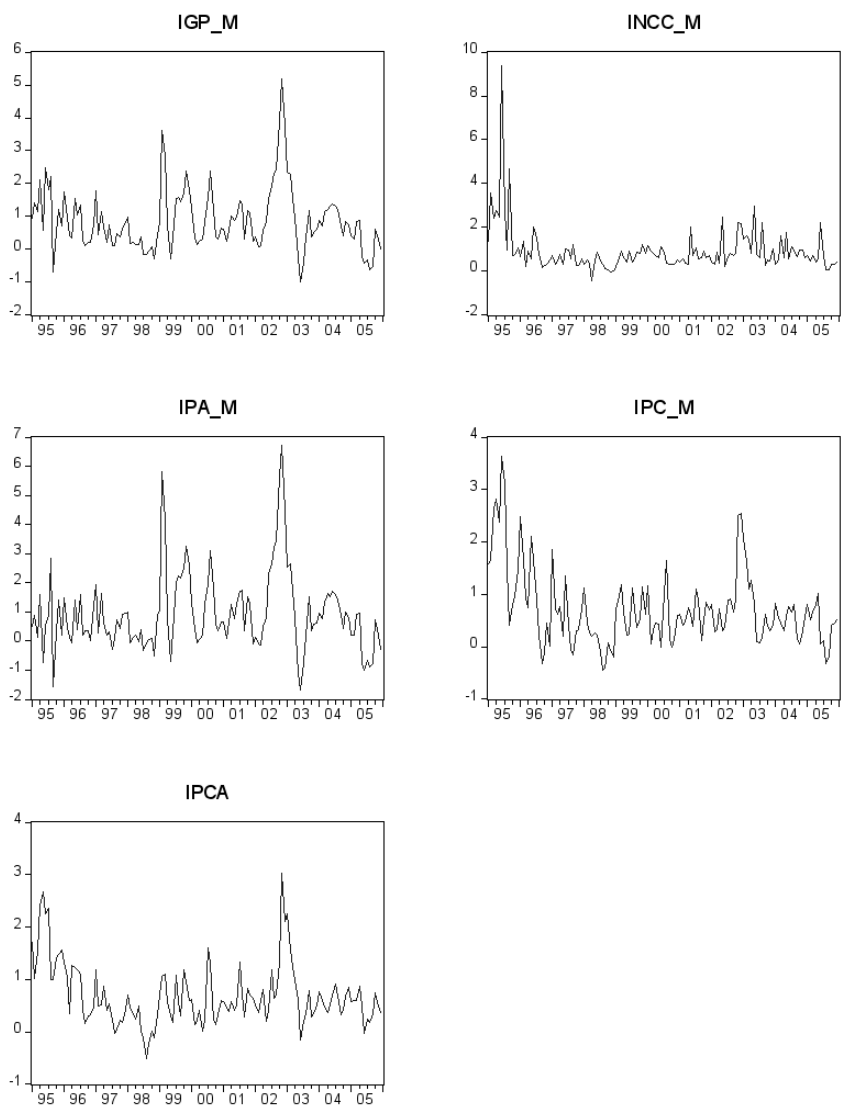


Figura 1: Índices de preços

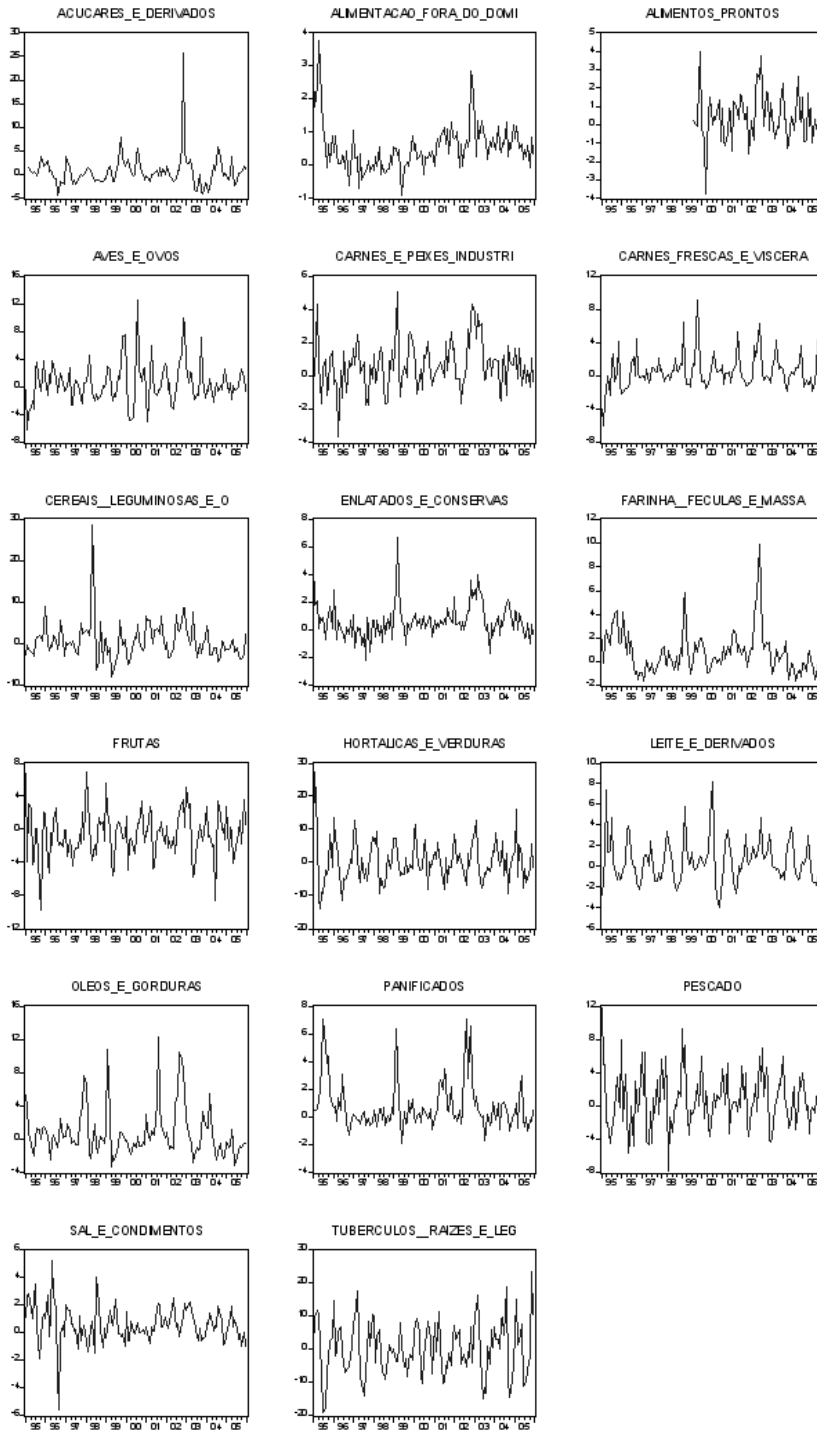


Figura 2: Alimentos

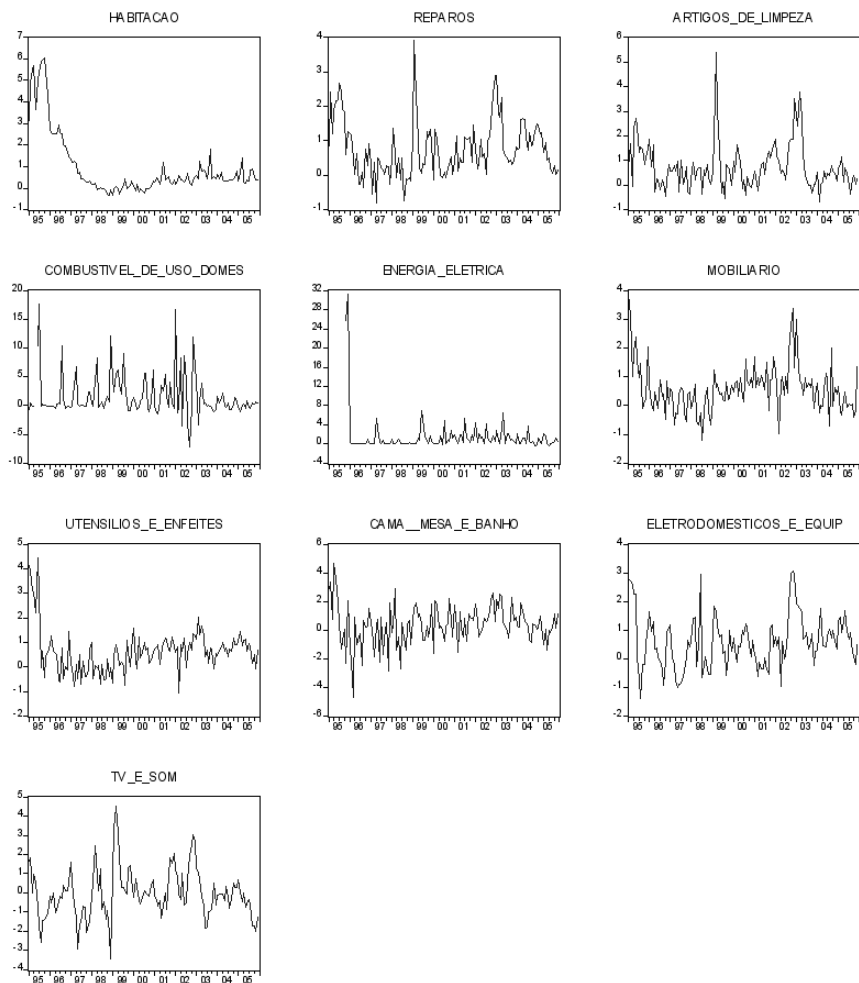


Figura 3: Habitação

finalmente, o do câmbio⁶. Os resultados encontram-se nas Tabelas do Apêndice, onde cada coluna corresponde a um modelo, sendo que os modelos 1, 2, 3, 4 referem-se respectivamente aos modelos descritos pelas equações (1), (2), (3) e (4). Cada linha corresponde a um sub-índice de inflação, sendo que a tabela reporta à estatística *sup Wald*. A notação (*), (**), e (***) significa que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5, e 1% respectivamente. Quando observamos (*), (**), ou (***) concluímos que houve quebra estrutural do modelo estimado para uma determinada inflação listada na tabela. Além disso, utilizamos o critério de informação de Schwarz (SIC) de modo a apontar o melhor modelo para cada um dos índices de preços. Nas tabelas, para cada índice de inflação, o valor em negrito indica que modelo foi selecionado pelo critério de

⁶ Como partimos da estimação de um modelo específico para a estimação de um modelo geral, poderíamos gerar inconsistência dos estimadores (omissão de variável relevante) e, assim, viesar o teste de quebra estrutural adotado. Mas este possível problema se encontra contornado no artigo, pois apresentamos o resultado do teste de quebra estrutural para os quatro modelos concebidos.

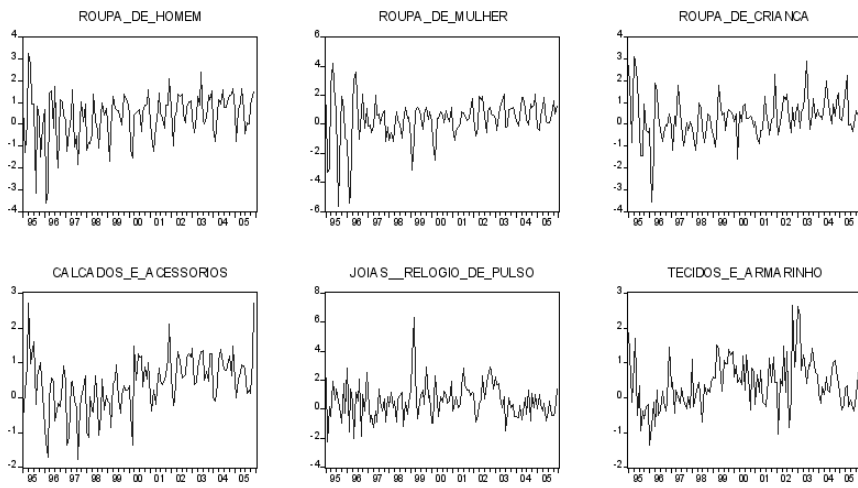


Figura 4: Vestuário

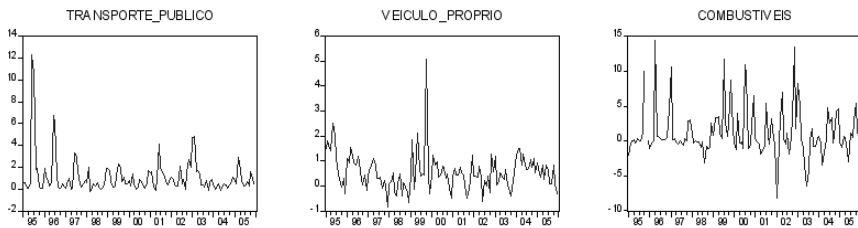


Figura 5: Transporte

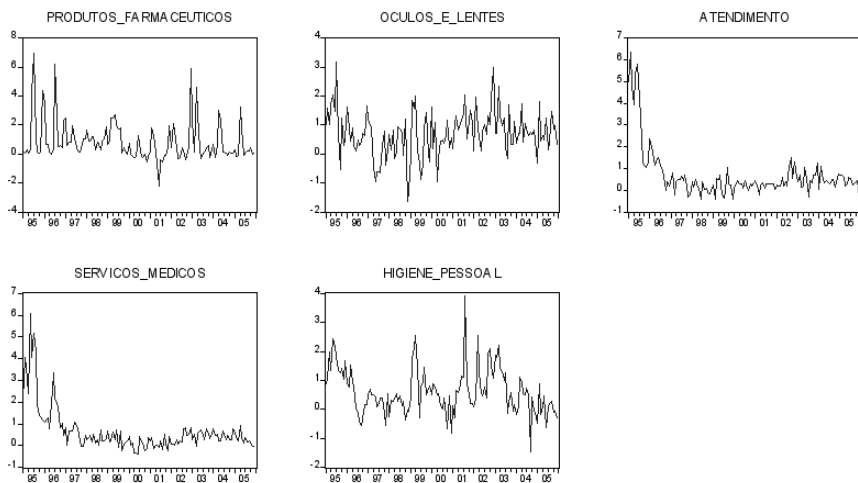


Figura 6: Saúde e Cuidados Pessoais

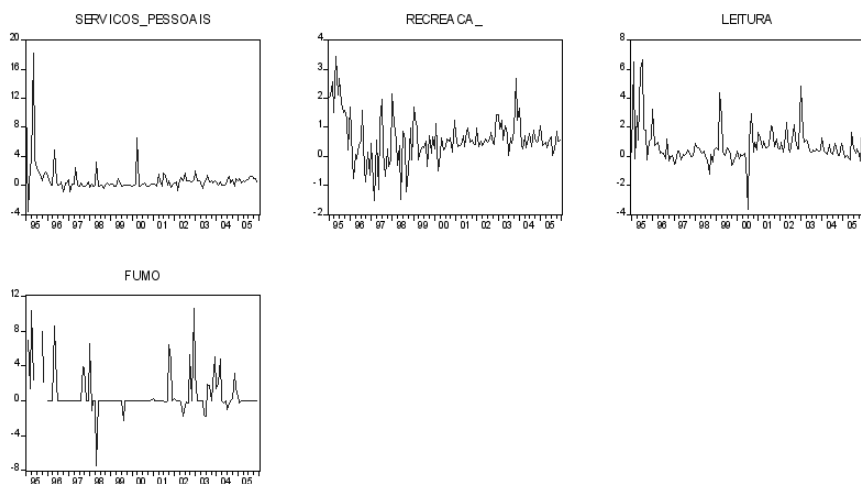


Figura 7: Despesas Diversas

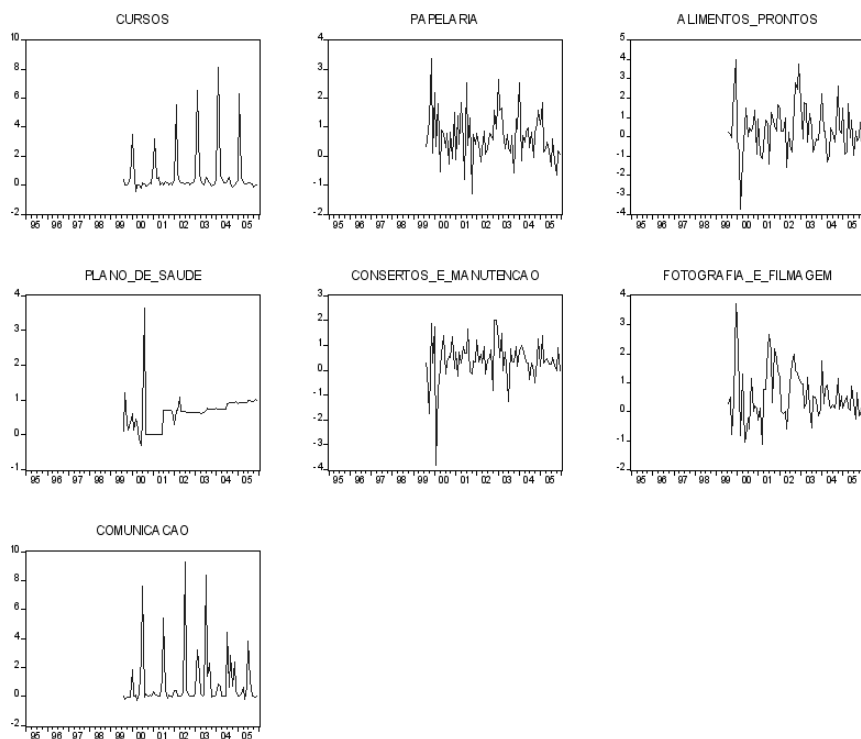


Figura 8: Séries Disponíveis a partir de 08/1999

Schwarz⁷.

Consultadas as tabelas no Apêndice, notamos que os resultados, em geral, não apontam nenhuma quebra estrutural,⁸ com raras exceções que listamos a seguir:

1. O sub-índice de *Habituação* apresenta quebra estrutural apenas quando se estima a equação (1), ao nível de significância de 5%. Não há evidência de quebra para as outras equações.
2. O sub-índice de *Combustíveis de Uso Doméstico* apresenta quebra estrutural para a equação (1) a 5%, para a equação (2) a 10%, e para a equação (3) a 10%. Não há evidência de quebra estrutural para a equação (4).
3. O sub-índice de *Plano de Saúde* apresenta quebra estrutural em todas as equações (de (1) a (4)). Para as equações de (2) a (4), ao nível de significância de 5%, e para a equação (1), ao nível de significância de 1%.

Ao que tudo indica, com relação aos sub-índices de *Habituação* e *Combustíveis de Uso Doméstico*, a evidência de quebra não resiste à adoção de modelos mais elaborados, e é apenas ligada aos modelos mais simples. Por exemplo, para *Habituação*, apenas “controlando” para a sazonalidade da inflação elimina a evidência de quebra, o que sugere que havia um problema de variável omitida na regressão. O mesmo ocorre para *Combustíveis de Uso Doméstico* quando incluímos as variações do câmbio, sugerindo que não podemos omitir as flutuações cambiais nesse caso.

De fato, o único sub-índice que apresenta quebra em todos os casos é *Plano de Saúde*. Note que aqui controlamos para vários fatores de mudança plausíveis: *o efeito calendário*, controlando para a sazonalidade, as flutuações da produção industrial, e as do câmbio. Isso foi feito de forma cumulativa, como explícito nas equações de (1) a (4) acima. A data estimada da quebra para *Plano de Saúde* foi março de 2004 (dois meses depois da promulgação oficial da mudança na legislação). Essa diferença entre a data oficial de mudança da lei e data onde a quebra ocorreu é a característica principal da nossa metodologia. Devido à existência de contratos, as operadoras de plano de saúde não poderiam repassar os aumentos de custos imediatamente para os consumidores. Mesmo nesse caso, devemos ter alguma cautela na interpretação dos resultados no Apêndice, pois houve mudanças no marco regulatório dos planos de saúde num período vizinho à mudança de regra na cobrança do PIS/COFINS.

Mais importante que a análise dos sub-índices, os resultados com os dados agregados não apontam nenhuma quebra. Portanto, além de não haver nenhuma evidência de quebra para a quase totalidade dos sub-índices, também não encontramos efeitos agregados da mudança do PIS/COFINS. Nesse caso, nosso estudo conclui que a mudança ocorrida na legislação do PIS/COFINS em janeiro de 2004 não provocou quebras estruturais nas séries de inflação dos índices agregados de preço: IPCA e IGPM.

⁷ Maiores detalhes sobre a significância estatística das variáveis de controle utilizadas em cada um dos modelos para cada índice de preço se encontram disponíveis e podem ser requisitados aos autores.

⁸ Vale ressaltar que os testes de quebra estrutural realizados tem validade apenas assintótica.

6 Conclusão

Esse estudo testa se a mudança na legislação do PIS/COFINS, conseqüência da lei nº 10.833 de 2004, provocou *quebras estruturais* na dinâmica da inflação no Brasil, ou mesmo se houve algum efeito sobre o nível da inflação. Ademais, em se constatando a existência desses efeitos, pergunta-se quando ocorreu esta quebra de comportamento. Para testar a referida hipótese, usamos técnicas econométricas bem estabelecidas, cujo objetivo central é investigar se determinados parâmetros de modelos econométricos são ou não constantes no tempo. A partir da estimativa desses modelos, pergunta-se se os parâmetros associados a estes são ou não constantes ao longo do tempo, usando a notória técnica de Andrews (1993). De forma a aumentar a abrangência de nossa investigação, usamos não só os índices agregados de inflação do IGP e IPC, mas também algumas de suas respectivas sub-divisões a um dígito.

Podemos resumir nossas conclusões no seguinte. Para os índices agregados de preço – IGP e IPC – não encontramos nenhuma evidência de quebra estrutural, quer no nível, quer na dinâmica da inflação. Para os sub-índices de inflação, encontramos, de forma geral, quase nenhuma evidência de quebra estrutural. A única exceção parece ser para o sub-índice de *Plano de Saúde*. Mesmo nesse caso, dado que houve várias mudanças no marco regulatório, não podemos afirmar com certeza se a quebra se deu devido a este fato ou à mudança na cobrança da PIS/COFINS.

De qualquer forma, vale investigar quando as mudanças no marco regulatório se deram. Segundo Merhy et al. (2004), “A expansão da Saúde Suplementar nas últimas décadas foi significativa, colocando na agenda governamental a necessidade do estabelecimento de um ordenamento jurídico legal para o setor, que incorporasse a regulamentação desse mercado privado e a definição das suas responsabilidades. Essa regulamentação iniciou-se em 1998, mediante a lei 9.656/98 e aprofundou-se com a lei 9.661/00, que criou a Agência Nacional de Saúde Suplementar, mas ainda existe um grande percurso na sua consolidação.” Como notamos em seções anteriores, observando a série de inflação de *Plano de Saúde*, nota-se que seu referido aumento de média se dá a partir de 2000. Em que pese o fato de termos encontrado quebra em março de 2004 nos nossos testes, é possível que parte do comportamento não-estacionário da série esteja ligado a eventos bem anteriores à mudança de cobrança do PIS/COFINS, algo que talvez mereça investigação mais profunda, que pode ser não trivial de ser implementada e foge ao escopo do presente trabalho.

7 Referências Bibliográficas

- Yan L. B. Alves, Napoleão L. C. da Silva, e Otavio A. F. Tourinho. O impacto da reforma tributária na economia brasileira: Uma análise com o modelo cge. Technical report, IPEA, 2004.
- Donald W.K. Andrews. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point”. *Econometrica*, 61(4):821 – 856., 1993.
- Donald W.K. Andrews. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative.”. *Econometrica*, 62(6):1383–414, 1994.

- Donald W.K. Andrews. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point: A corrigendum". *Econometrica*, 71(1):393–397, 2003.
- Gregory C. Chow. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3):591–605, 1960.
- Alexandre M. Coelho e Samir Cury. Impactos econômicos das mudanças do pis-cofins utilizando um modelo de equilíbrio geral computável. Technical report, FGV-SP, 2005.
- Bruce Hansen. Approximate asymptotic p values for structural-change tests.". *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(0):60–67, 1997.
- Bruce Hansen. The new econometrics of structural change: Dating breaks in u.s. labor productivity". *Journal of Economic Perspectives*, 15(4):117–128, 2001.
- Lars P. Hansen. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4):1029–1054, 1982.
- David F. Hendry, J.N.J. Muellbauer, e T.A. Murphy. The econometrics of dhsy. In J.D. Hey e D. Winch, editores, *A Century of Economics*, pages 298–334. Basil Blackwell, Oxford, 1990.
- H. Kume. Mudanças na cofins e no pis/pasep e a estrutura de incentivos à produção doméstica. Technical report, IPEA, 2004.
- Robert Lucas. Econometric policy evaluation: A critique. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, volume 1, pages 19–46, 1976.
- Emerson Elias Merhy, Deborah Carvalho Malta, e Luiz Carlos de Oliveira Cecilio et al. . Perspectives of the regulation in the health insurance face the model assistance. *Ciência e Saúde Coletiva*, 9(2):433–444, 2004.
- Richard Quandt. Tests of the hypothesis that a linear regression obeys two separate regimes.". *Journal of the American Statistical Association*, 55(0):324–30., 1960.

Apêndice A: Tabelas com Resultados dos Testes sup Wald

Tabela A.1: Resultados dos Testes sup Wald para os Índices de Preços

Índice de Preço	Modelo			
	1	2	3	4
INCC-M	1,93	0,83	0,79	1,67
IPA-M	0,83	0,93	0,99	2,86
IPC-M	1,04	0,72	0,77	0,18
IGP-M	0,86	0,86	0,87	2,55
IPCA	1,41	0,53	0,54	0,40

^a A descrição detalhada de cada um dos modelos se encontra ao longo do texto.

^b Os valores descritos são valores máximos do teste de Wald.

^c *, **, *** significam que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5 e 1%, respectivamente.

^d Valores em negrito significam que o modelo foi escolhido pelo Critério de Informação de Schwarz

Tabela A.2: Resultados dos Testes sup Wald para Alimentos

Índice de Preço		Modelo			
		1	2	3	4
Cereais, Leguminosas e Oleg.	(1101)	2,31	2,89	2,88	3,13
Farinha, féculas e massas	(1102)	3,43	3,91	4	6,04
Tubérculos, raízes e legumes	(1103)	0,49	0,35	0,43	0,31
Hortaliças e verduras	(1105)	1,11	0,91	1,19	1,17
Frutas	(1106)	0,41	1,03	1,2	1,46
Carnes frescas e vísceras	(1107)	0,16	0,56	0,65	0,43
Pescado	(1108)	0,5	0,39	0,39	0,39
Carnes e peixes ind.	(1109)	2,41	3	2,99	3,25
Aves e ovos	(1110)	2,37	2,56	3,08	3,75
Leite e derivados	(1111)	0,81	0,7	0,49	0,38
Panificados	(1112)	2,09	1,6	1,66	3,23
Óleos e gorduras	(1113)	4,54	3,87	3,73	6,16
Bebidas e infusões	(1114)	2,35	2,73	3,51	3,5
Enlatados e conservas	(1115)	0,5	0,69	0,49	0,42
Sal e condimentos	(1116)	0,8	0,7	0,66	0,44
Alimentação fora domicílio	(1201)	4,01	3,47	3,34	5,24

^a A descrição detalhada de cada um dos modelos se encontra ao longo do texto.

^b Os valores descritos são valores máximos do teste de Wald.

^c *, **, *** significam que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5 e 1%, respectivamente.

^d Valores em negrito significam que o modelo foi escolhido pelo Critério de Informação de Schwarz

Tabela A.3: Resultados dos Testes sup Wald para Habitação

Índice de Preço		Modelo			
		1	2	3	4
Habitação	(2101)	9,6 **	5,36	5,37	5,05
Reparos	(2103)	0,44	1	1,06	1,46
Artigos de limpeza	(2104)	2,57	2,03	2,42	1,98
Mobiliário	(3101)	3,35	3,32	3,69	3,68
Utensílios e enfeites	(3102)	1,00	2,14	2,52	8,82**
Cama, mesa e banho	(3103)	0,28	0,28	0,35	0,58
Eletrodomésticos e equip.	(3201)	0,69	0,57	0,75	0,6
Tv e som	(3202)	0,43	0,7	0,66	1,35

^a A descrição detalhada de cada um dos modelos se encontra ao longo do texto.

^b Os valores descritos são valores máximos do teste de Wald.

^c *, **, *** significam que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5 e 1%, respectivamente.

^d Valores em negrito significam que o modelo foi escolhido pelo Critério de Informação de Schwarz

Tabela A.4: Resultados dos Testes sup Wald para Vestuário

Índice de Preço		Modelo			
		1	2	3	4
Roupa de homem	(4101)	1,98	0,31	0,36	2,53
Roupa de mulher	(4102)	1,93	1,41	1,7	3,04
Roupa de criança	(4103)	1,45	1,14	1,02	3,88
Calçados e acessórios	(4201)	1,56	0,61	0,8	2,79
Jóias, relógio de pulso	(4301)	5,15	5,14	5,04	4,84
Tecidos e armarinho	(4401)	1,55	1,65	1,64	2,4

^a A descrição detalhada de cada um dos modelos se encontra ao longo do texto.

^b Os valores descritos são valores máximos do teste de Wald.

^c *, **, *** significam que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5 e 1%, respectivamente.

^d Valores em negrito significam que o modelo foi escolhido pelo Critério de Informação de Schwarz

Tabela A.5: Resultados dos Testes sup Wald para Transportes

Índice de Preço		Modelo			
		1	2	3	4
Transporte público	(5101)	1,48	0,72	0,71	0,67
Veículo próprio	(5102)	0,88	2,22	1,88	2,27

^a A descrição detalhada de cada um dos modelos se encontra ao longo do texto.

^b Os valores descritos são valores máximos do teste de Wald.

^c *, **, *** significam que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5 e 1%, respectivamente.

^d Valores em negrito significam que o modelo foi escolhido pelo Critério de Informação de Schwarz

Tabela A.6: Resultados dos Testes sup Wald para Saúde e cuidados pessoais

Índice de Preço		Modelo			
		1	2	3	4
Produtos farmacêuticos	(6101)	0,88	0,98	0,85	2,27
Óculos e lentes	(6102)	5,66	5,7	5,75	5,86
Atendimento	(6201)	4,8	1,05	1,13	1,02
Serviços Médicos	(6202)	2,71	0,15	0,14	0,43
Higiene pessoal	(6301)	4,79	4,78	4,36	3,71

^a A descrição detalhada de cada um dos modelos se encontra ao longo do texto.

^b Os valores descritos são valores máximos do teste de Wald.

^c *, **, *** significam que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5 e 1%, respectivamente.

^d Valores em negrito significam que o modelo foi escolhido pelo Critério de Informação de Schwarz

Tabela A.7: Resultados dos Testes sup Wald para Despesas Diversas

Índice de Preço		Modelo			
		1	2	3	4
Serviços pessoais	(7101)	0,26	2,74	2,72	3,03
Recreação	(7201)	2,85	1,24	1,33	1,95
Leitura	(7302)	2,6	1,82	1,52	1,57

^a A descrição detalhada de cada um dos modelos se encontra ao longo do texto.

^b Os valores descritos são valores máximos do teste de Wald.

^c *, **, *** significam que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5 e 1%, respectivamente.

^d Valores em negrito significam que o modelo foi escolhido pelo Critério de Informação de Schwarz

Tabela A.8: Resultados dos Testes sup Wald para séries a partir de 1/1996

Índice de Preço		Modelo			
		1	2	3	4
Combustível de uso doméstico	(2201)	8,69** (maio 2004)	7,25* (julho 2003)	7,17* (julho 2003)	6,87
Energia elétrica	(2202)	1,11	2,28	2,23	0,77
Combustíveis	(5104)	83	0,46	0,43	0,64
Fumo	(7202)	0,73	1,05	1,36	1,78

^a A descrição detalhada de cada um dos modelos se encontra ao longo do texto.

^b Os valores descritos são valores máximos do teste de Wald.

^c *, **, *** significam que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5 e 1%, respectivamente.

^d Valores em negrito significam que o modelo foi escolhido pelo Critério de Informação de Schwarz

Tabela A.9: Resultados dos Testes sup Wald para séries a partir de 8/1999

Índice de Preço		Modelo			
		1	2	3	4
Cursos	(8101)	0,36	3,08	2,97	3,43
Papelaria	(8103)	3,18	2,79	2,6	2,43
Comunicação	(9101)	0,22	1,96	1,92	1,06
Alimentos	(1117)	1,8	1,85	2,27	2,07
prontos					
Planos de Saúde	(6203)	14,5*** (set/2003)	11,79** (set/2003)	11,25** (set/2003)	9,28** (mar/2004)
Concertos e Man.	(3302)	0,25	1,79	1,79	2,82
Fot. e Filmagem	(7203)	4,16	5,66	5,16	6

^a A descrição detalhada de cada um dos modelos se encontra ao longo do texto.

^b Os valores descritos são valores máximos do teste de Wald.

^c *, **, *** significam que a hipótese nula é rejeitada a 10, 5 e 1%, respectivamente.

^d Valores em negrito significam que o modelo foi escolhido pelo Critério de Informação de Schwarz