



Julio Mendes Libergott

**Persistência Inflacionária no Brasil: Uma Análise da
Variação da Inércia Inflacionária na Última Década**

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial
para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de
Pós-graduação em Macroeconomia e Finanças do
Departamento de Economia da PUC-Rio

Orientador: Prof. Carlos Viana de Carvalho

Rio de Janeiro
Agosto 2017



Julio Mendes Libergott

**Persistência Inflacionária no Brasil: Uma Análise da
Variação da Inércia Inflacionária na Última Década**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Carlos Viana de Carvalho

Orientador

Departamento de Economia – PUC-Rio

Prof. Marcelo Cunha Medeiros

Departamento de Economia – PUC-Rio

Prof. Marco Bonomo

Departamento de Economia – Insper

Prof. Augusto Cesar Pinheiro da Silva

Vice-Decano Setorial de Pós-graduação
do Centro de Ciências Sociais

Rio de Janeiro, 07 de agosto de 2017

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

Julio Mendes Libergott

Graduado em Economia pela PUC-Rio em 2011.

Ficha Catalográfica

Libergott, Julio Mendes

Persistência inflacionária no Brasil : uma análise da variação da inércia inflacionária na última década / Julio Mendes Libergott ; orientador: Carlos Viana de Carvalho. – 2017.

64 f. : il. color. ; 30 cm

Dissertação (mestrado)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2017.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Curva de Phillips Novo Keynesiana. 3. Inércia inflacionária. 4. Política monetária. I. Carvalho, Carlos Viana de. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD: 330

Agradecimentos

Aos meus pais, Paulo Libergott e Patricia Mendes, pelo apoio incondicional ao longo de toda minha vida e por todo esforço para me proporcionar a melhor educação possível. Além disso, por me despertarem, desde cedo, a curiosidade, característica fundamental para qualquer trabalho de pesquisa acadêmica.

À minha irmã, Violeta Libergott, por ser uma grande amiga e um exemplo de como a determinação e o sucesso caminham juntos.

Ao meu orientador, Carlos Viana, pela disponibilidade, atenção e observações fundamentais para a elaboração desse trabalho mesmo durante um período tão importante para sua carreira.

Aos meus amigos de graduação e mestrado. Em especial, ao meu melhor amigo, Paulo Orenstein, por seu encorajamento e apoio ao longo de todos esses anos. Não poderia esquecer de agradecer também meu padrinho, Luiz Orenstein, por todos seus conselhos que me ajudaram a fazer escolhas importantes na minha vida.

Aos meus colegas de trabalho, pela compreensão e apoio aos meus estudos. Em especial, ao meu chefe, José Carlos Carvalho, por todos os ensinamentos ao longo da minha carreira e a ajuda na realização desse trabalho

Aos meus professores de graduação e mestrado na PUC, que tiveram participação fundamental na minha formação acadêmica. Incluo aqui meu amigo, Vítor Wilher, por suas ótimas aulas de programação em R e conselhos que muito ajudaram na construção desse trabalho.

Resumo

Libergott, Julio Mendes; Carvalho, Carlos Viana de. **Persistência Inflacionária no Brasil: Uma Análise da variação da Inércia na Última Década.** Rio de Janeiro, 2017, 64p, Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Um dos principais determinantes da dinâmica inflacionária no Brasil é seu grau de persistência. Essa característica é especialmente importante pois ela afeta o custo de trazer a inflação de volta à meta. Nosso trabalho tem como objetivo analisar a variação da inércia no Brasil na última década. Apresentamos uma visão desagregada da inflação com uma análise da inflação de preços livres, comercializáveis e não-comercializáveis através de modelos autoregressivos univariados e uma Curva de Phillips Híbrida Novo Keynesiana desagregada. Acrescentamos uma *proxy* para credibilidade ao modelo tradicional a fim de mitigar o viés de variáveis omitidas em nossas estimações. Nosso estudo sugere que a inércia subiu em todos os setores investigados na última década. Além disso, podemos perceber uma queda da inércia nos últimos anos, sobretudo no setor de não-comercializáveis.

Palavras chaves

Curva de Phillips Novo Keynesiana; Inércia Inflacionária; Política Monetária.

Abstract

Libergott, Julio Mendes; Carvalho, Carlos Viana de (Advisor). **Inflation Persistence in Brazil: An Analysis of inflation inertia variation in the last decade.** Rio de Janeiro, 2017, 64p, Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Persistence is one of the main determinants of the inflation dynamics in Brazil. It is especially important because it affects the cost of bringing inflation back to its target. In this work, we analyze the variation of inflation inertia in Brazil during the past decade. We present a desegregated view of inflation with a focus on market, tradables and non-tradables prices using autoregressive models and a hybrid New Keynesian Phillips curve. We add a credibility proxy to the traditional model to reduce the omitted-variable bias problem in our estimations. Our models reveal an increase of inflation inertia in all the investigated sectors throughout the past decade. We also find a reduction of inflation persistence in the last three years, especially on the non-tradables sector.

Keywords

New Keynesian Phillips Curve; Inflation Persistence; Monetary Policy.

Sumário

1 Introdução	9
2 Resenha da Literatura	12
3 Metodologia	15
3.1. Base de Dados e Modelos Univariados	15
3.2. Modelos Multivariados	16
4 Resultados	19
4.1. Teste ADF Sequencial	19
4.2. Curva de Phillips Híbrida Nova Keynesiana	20
4.2.1. Preços Livres	21
4.2.2. Preços Não-comercializáveis	23
4.2.3. Preços Comercializáveis	25
5 Outros Componentes da Curva de Phillips	27
5.1. Preços Livres	28
5.1.1. Coeficiente de Expectativas	28
5.1.2 Coeficiente de Inflação Externa	29
5.1.3. Coeficiente de Hiato	30
5.1.4. Coeficiente de Choque de Oferta	31
5.2. Preços Não-Comercializáveis	32
5.2.1. Coeficiente de Expectativas	32
5.2.2. Coeficiente de Inflação Externa	33
5.2.3. Coeficiente de Hiato	34
5.2.4. Coeficiente de Choque de Oferta	35

5.3. Preços Comercializáveis	37
5.3.1. Coeficiente de Expectativas	37
5.3.2. Coeficiente de Inflação Externa	38
5.3.3. Coeficiente de Hiato	39
5.3.4. Coeficiente de Choque de Oferta	40
5.3.5. Coeficiente de Credibilidade	41
6 Curva de Phillips Com Expectativas Racionais	43
7 Conclusão	52
8 Referências Bibliográficas	54
9 Apêndice	56
9.1. PME Sintética	56
9.2. Índice de Credibilidade	58
9.3. Modelos Univariados	60
9.4. Escolhas de Modelagem	62
9.5. GMM Com Expectativas Racionais e Janelas Móveis	63

1 Introdução

Uma das características mais importantes da dinâmica da inflação é o seu grau de persistência. Pode-se definir persistência inflacionária como a propensão de choques de preços desviarem a taxa de inflação do seu estado estacionário - incluindo uma meta para inflação- por um período prolongado (Roache, 2014)¹. No Brasil, em particular, a inércia sempre se mostrou um grande desafio e seu custo ficou evidente nos anos recentes com a convivência de uma elevada taxa de inflação e uma das maiores recessões já registradas no país.

Parte do custo que a sociedade paga hoje advém de erros de diagnósticos e políticas públicas cometidos no passado. Nos anos 60, predominava a visão desenvolvimentista e a inflação era vista com complacência e, nas palavras de Raul Prebisch², como o caminho mais rápido para resolver os problemas do desenvolvimento. Essa visão foi reforçada na década seguinte, quando os mecanismos de indexação ganharam força. O governo Geisel oficializou uma fórmula de correção monetária e uma nova regra salarial, ambas para compensar o aumento da incerteza inflacionária. Com o tempo, a utilização da indexação se propagou pela economia atingindo o sistema financeiro e tributário.

Com a engenhosidade dos mecanismos de indexação, estabeleceu-se uma tolerância ainda maior com a inflação. A indexação deixava os agentes anestesiados, reduzindo os incentivos para o governo arcar com os custos do combate à inflação (Franco, 2004)³. Mario Henrique Simonsen, ministro naquele período, chegou a avaliar que havia um estado de “quase-neutralidade” em relação à inflação, abrindo espaço para o governo promover o crescimento⁴. Porém, na segunda metade da década de 70, a sensação de inflação sob controle revela-se uma mera ilusão. A inflação e a indexação começaram a se retroalimentar, criando um ciclo vicioso de aceleração mútua. Esse processo nos

¹ ROACHE, S. "Inflation Persistence in Brazil- A Cross Country Comparison".

² Em 1961, publicou na CEPAL “o falso dilema entre inflação e crescimento”, onde reconheceu que embora custosa e regressiva a inflação era o preço a se pagar pelo desenvolvimento.

³ Auge e Declínio do Inflacionismo no Brasil, Texto para discussão 487, Departamento de Economia PUC-RJ.

⁴ Ver Simonsen, (1975), p.93.

levou gradualmente a hiperinflação dos anos 80 e os subsequentes planos de estabilização heterodoxa, que ironicamente se baseavam na ideia de que a inflação era predominantemente inercial. Em uma década, portanto, a indexação passa da solução de um dilema ao seu principal problema.

O novo diagnóstico também era impreciso, pois ignorava o impacto do elevado déficit fiscal na inflação e culminou no fracasso desses planos (Franco, 2004). Contudo, a partir da década de 90, através do Plano Real e posteriormente do arcabouço de metas para inflação, o controle da inflação foi reconquistado. Essas medidas, porém, não nos livraram da herança de uma economia altamente indexada. Diversos contratos, sobretudo de preços monitorados, ainda estão ligados à inflação passada, como energia elétrica, taxa de água e esgoto e transportes públicos, para citar alguns. Além disso, alguns preços livres importantes também carregam esse traço, como aluguel e cursos. Por fim, vale mencionar o efeito indireto, porém de grande importância, do salário mínimo, que é definido com base na inflação do ano anterior e do crescimento de dois anos atrás.

Essa inércia estrutural, oriunda da indexação, é potencializada quando temos uma política monetária leniente perante a inflação. A política excessivamente expansionista observada em alguns momentos na última década, sobretudo na era Tombini, e a conseqüente desancoragem das expectativas parecem ser fatores importantes por trás do aumento da inércia nos últimos anos, período de interesse desse trabalho. A combinação desses dois fatores aumenta o custo de convergência da inflação para sua meta, que em termos de política monetária se traduz num sacrifício maior do crescimento.

Nosso estudo tem como objetivo analisar a variação da inércia na última década, período que coincide justamente com o comportamento supracitado da autoridade monetária. Através de uma Curva de Phillips Híbrida Novo Keynesiana e regressões com janelas móveis obtemos um resultado compatível com o esperado pela teoria dado as condições descritas anteriormente. Demonstramos que houve um aumento da inércia tanto de bens comercializáveis como de não-comercializáveis na última década, porém ainda preservando a característica de reversão à média da inflação, ao contrário do que ocorreu nos anos 80. Ademais, documentamos uma queda na inércia da inflação na margem, sobretudo nos bens não-comercializáveis. Esse movimento recente pode ser explicado pela

reconquista da credibilidade a partir do início do ciclo de alta de juros em 2013 e em seguida pela mudança do governo e do Banco Central.

Essa dissertação está organizada da seguinte forma. Na segunda seção faremos uma breve revisão da literatura, incluindo resultados encontrados para a inércia no Brasil com diferentes abordagens. Em seguida, na terceira seção, comentaremos sobre a base de dados escolhida e metodologia empregada nesse estudo. Na quarta seção analisaremos os resultados estimados para o coeficiente de inércia com uso de modelos univariados e também através da Curva de Phillips Híbrida Novo Keynesiana. Na quinta seção, estenderemos a análise do nosso modelo multivariado para os demais componentes da Curva de Phillips. Na sexta seção, apresentaremos uma versão do nosso modelo com expectativas racionais e estimado com GMM e variáveis instrumentais. Por fim, na sétima seção, concluiremos nossa análise.

2 Resenha da Literatura

Uma das principais maneiras de se estimar a inércia da inflação na literatura é através de modelos univariados de séries temporais, cuja medida de persistência é representada pela soma dos coeficientes do modelo AR de inflação. Se a soma dos coeficientes é próxima de 1.0⁵, os choques de preços terão um impacto duradouro na inflação. Por outro lado, se forem bem abaixo de 1.0 a inflação reverterá à sua tendência rapidamente, diminuindo o custo da política monetária. Em geral, regressões com janelas móveis são utilizadas para estimar a variação do coeficiente ao longo do tempo. Alguns exemplos na literatura internacional são Mishkin (2007) e Pivetta e Reis (2007) para a economia americana, Pincheira (2009) para o Chile e Cecchetti e Debelle (2006) para diversos países.

A maior parte dos trabalhos sobre a economia brasileira utilizam esse método. A limitação dos dados econômicos do país, que tem séries econômicas curtas, sobretudo de desemprego, incentivam tal abordagem. Oliveira e Petrassi (2010) estimam que os parâmetros de persistência têm sido estáveis e baixos no Brasil e outros países com passado de hiperinflação, embora sejam maiores relativamente aos países desenvolvidos. Gomes e Rebelo (2011) obtêm um resultado semelhante, não encontrando grandes divergências entre o Brasil e outros países emergentes. Por outro lado, Roache (2014) mostra que tirando a queda abrupta quando o período da eleição do Presidente Lula sai da janela amostral, a inércia tem subido no Brasil, contrariando os demais países que adotaram metas para inflação. Outros artigos utilizam modelos ARIMA como Gomes e Leme (2011) e Gomes e Vieira (2013) e encontram um baixo grau de persistência no Brasil.

Nesse trabalho, no entanto, o principal objetivo é avaliar a variação da inércia através de modelos multivariados. Usaremos modelos do tipo ARIMA apenas como um *benchmark* para os demais resultados. O ferramental usado na análise será a Curva de Phillips Híbrida Novo Keynesiana, desenvolvida por

⁵ Vale mencionar que quando a soma é igual a 1.0, temos o caso particular de um passeio aleatório e os choques terão impactos permanentes na inflação.

diversos autores, incluindo Galí e Gertler (1999), que permite que a inflação dependa de uma combinação da expectativa futura (expectativas racionais) e da inflação passada (expectativas adaptativas). Ao acrescentar o comportamento *backward looking* na formação de preços, cria-se a possibilidade de capturar a persistência inflacionária, que não era explicada pela abordagem puramente *forward looking* da versão anterior do modelo. Além disso, Galí e Gertler mostram que a utilização de uma medida de custo marginal real ao invés do hiato do produto aumenta o sucesso empírico do modelo, e atenua a dificuldade de se achar uma relação significativa entre hiato e inflação.

A literatura sobre inflação no Brasil enfrentou desafios semelhantes. A maior parte dos exercícios empíricos utiliza apenas o hiato do produto agregado na estimação (e.g. Bogdanski et al. (2000), Alves e Muinhos (2003), Tombini e Alves (2006) e Correa e Minella (2010)). Diferentes métodos de extração de tendência são usados nesses trabalhos como o uso de uma função de produção e do filtro HP para estimar o produto potencial, mas o impacto nos resultados é pequeno. Além disso, mesmo quando medidas de emprego são utilizadas, como Delfim Netto (2013), Mendonça et al. (2012) e Minella et al. (2003), parâmetros não significantes e de pequena magnitude são encontrados. Vale mencionar que Oreng (2002) utiliza a mesma metodologia de Galí e Gertler realizando algumas adaptações para melhor servir a economia brasileira. Gehringer (2015) parte desse mesmo arcabouço mas adapta o modelo para analisar uma economia aberta. Ambos encontram um coeficiente de custo marginal significativo, mas o trabalho mais recente obtém um componente de expectativas mais importante do que o de inércia, resultado que difere do trabalho de Oreng, onde a variável de expectativas não mostrou significância estatística.

Alves e Correa (2013) sugerem que a dificuldade de encontrar significância na variável de hiato é decorrente de dois problemas: a dinâmica distinta das taxas de inflação setoriais, capturada de forma imprecisa por uma curva de Phillips agregada, e a utilização do filtro HP como *proxy* do PIB potencial, que gera problemas de erro de medida. Os autores solucionam esses problemas com o uso de duas curvas de Phillips para capturar dinâmicas específicas do setor industrial e não industrial e com o filtro de Kalman para obter estimativas melhores das variáveis de hiato. Os autores encontram um grau de persistência relativamente baixo tanto para a inflação de comercializáveis (0,34), como para a inflação de não comercializáveis (0,48).

O modelo apresentado por Alves e Correa (2013) será justamente nosso ponto de partida. Assim como esses autores, deixaremos de fora da nossa análise os preços administrados por entender que a dinâmica destes foi determinada em grande parte por fatores exógenos (intervenção do governo) nos anos recentes. Mas vale destacar que em outros trabalhos, como Schwartzman (2006), a inércia encontrada para preços monitorados ficou abaixo da estimada para preços comercializáveis e não comercializáveis.

O presente trabalho procura contribuir com estudos empíricos ao focar na variação do coeficiente de inércia ao longo do tempo, algo não explorado nos artigos supracitados.⁶ Além disso, observaremos os resultados desse modelo para dados mais recentes, o que é especialmente interessante em função da alta sem precedentes na série histórica da taxa de desemprego e na grande abertura do hiato do PIB no período. Para possibilitar isso, criamos uma série sintética da PME⁷, estimando-a para frente com base na série da PNAD, desde 2016, ano em que foi encerrada. Por fim, acrescentamos ao modelo uma *proxy* para credibilidade, que se mostrou significativa estatisticamente no modelo para bens comercializáveis.

⁶ No Brasil, não são muitos estudos que têm esse foco quando o ferramental em questão é a Curva de Phillips novo-keynesiana. Vale mencionar o trabalho de Fonseca Neto (2010), que com esse modelo e uma estimação com subperíodos de 36 meses encontra uma queda da inércia entre 2000 e 2008 e ressalta que a persistência é o maior determinante da inflação brasileira.

⁷ Mais detalhes no Apêndice 9.1.

3 Metodologia

3.1. Base de Dados e Modelos Univariados

O período escolhido para nossa amostra foi do início de 2002⁸ até o final de 2016. A escolha desse intervalo é limitada por alguns problemas apresentados pelos dados da economia brasileira. O maior deles deriva das estatísticas do desemprego. A série da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) que utilizamos começa apenas em 2002 e foi encerrada no início de 2016, substituída pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Por entender que 2016 foi um período muito importante, pois apresentou pela primeira vez uma mudança de tendência no desemprego, optamos por construir uma PME sintética (com base na PNAD) e estendê-la até o presente momento⁹. Outra dificuldade é derivada dos próprios dados de inflação. Apesar da série do IPCA ser longa (criada em 1982), boa parte do período inicial registra um momento em que a inflação não era estacionária, o que complica a inferência. Além disso, uma estimativa com dados anteriores a 1999 exigiria uma modelagem do impacto da mudança de regime de política monetária.

Optamos por trabalhar com dados mensais e sem ajuste sazonal. Apesar de não ser a convenção da literatura, que costuma usar dados trimestrais, entendemos que a maior frequência dos dados ajuda a mitigar o problema brasileiro de amostras reduzidas. O preço a se pagar por essa escolha é a maior exposição dos dados a ruídos e erros de medidas. A opção por trabalhar com dados sem ajuste sazonal foi feita para não termos que tratar separadamente da dessazonalização de cada uma das séries que são divulgadas sem ajuste. Resolvemos esse problema incluindo dummies sazonais no modelo.

Em um estágio preliminar da análise, realizamos o teste ADF sequencial¹⁰ para testar a estacionariedade das três aberturas de inflação investigadas (livres,

⁸ A exceção foi na estimação do IPCA de preços livres, pois fizemos uso do IBC-BR, cuja série foi iniciada em 2003.

⁹ Maiores detalhes estão presentes no Apêndice 9.1.

¹⁰ Seguimos a metodologia de Pfaff (2008).

não-comercializáveis e comercializáveis). Em seguida, estimamos o modelo ARIMA, escolhido através da análise das funções de autocorrelação e de critérios de informação¹¹, para as três séries. Além disso, realizamos uma regressão em MQO com subperíodos de 48 meses para examinar a evolução da soma das defasagens em cada uma das aberturas¹².

3.2. Modelos Multivariados

Nosso modelo tem a mesma estrutura do utilizado por Alves e Correa (2013) e nossas três equações terão como base os termos abaixo:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-v} + \beta_2 E_t \pi_{t+1} + \beta_3 \pi_{t-j}^* + \beta_4 \hat{h}_{t-i} + \theta' Z_{t-l} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

- i) π_t – A variação mensal do IPCA (índice de preços ao consumidor amplo do IBGE) de preços livres, comercializáveis e não-comercializáveis tais como divulgadas pelo Banco Central.
- ii) π_{t-v} – É o termo *backward-looking* do modelo. Utilizamos os termos defasados de livres, comercializáveis e não-comercializáveis em suas respectivas equações para estimar a inércia.
- iii) $E_t \pi_{t+1}$ - Representa o termo *forward-looking* da equação. Utilizamos a expectativa de IPCA total nas três equações sob a hipótese que os agentes reagem à inflação agregada e não à expectativa de inflação específica de um setor. Utilizaremos a expectativa mensal um mês a frente no modelo. Uma das versões do modelo usará as expectativas de IPCA retiradas do relatório Focus, do Banco Central, e a outra fará uso de expectativas modeladas a partir de um VAR.
- iv) π_{t-j}^* - É a taxa de inflação de preços importados em moeda doméstica. Utilizaremos nas três equações o índice de commodities CRB

¹¹ Para mais detalhes ver Hyndman, R.J (2008), “Automatic time series forecasting: The forecast package for R.

¹² Resultados no apêndice 9.3.

(Commodity Bureau Index) em Reais como *proxy* para esse componente externo da inflação.

- v) \hat{h}_{t-i} - Representa o hiato relevante para determinado setor, servindo como uma *proxy* para o custo marginal na Curva de Phillips. Para os preços livres será o usado o hiato do IBC-BR, \hat{y}_t , para os comercializáveis usaremos o hiato da NUCI (nível de ocupação instalada na indústria), \hat{c}_t , e para os não-comercializáveis o hiato do desemprego, \hat{u}_t . Todos os hiatos foram obtidos pelo método do Filtro HP.
- vi) $\theta'Z_{t-l}$ - É o termo que captura os choques de oferta que afetam a inflação de determinado setor. A variável des_t , que mede o descolamento do IPA e do IPC, será usada nas três equações.
- vii) ε_t - Representa os choques de oferta não modelados.

Acrescentamos à estrutura de Alves e Correa mais dois elementos:

- viii) $Cred_t$ - Uma variável *proxy* para credibilidade que estará presente nas três equações. Construímos essa variável com base no desvio da meta da expectativa anual de inflação três anos à frente¹³, observada no relatório Focus. A hipótese é que esse horizonte é distante o suficiente para não ser afetado pela política monetária, câmbio e inflação corrente, entre outros fatores, refletindo apenas a credibilidade do Banco Central percebida pelos agentes econômicos.
- ix) d_i - São as dummies sazonais também presentes nas três equações. Cada modelo terá 11 dummies mensais para capturar a influência da sazonalidade na inflação.

Além disso, vale mencionar que optamos por estimar as equações de forma independente, divergindo de Alves e Correa, cuja curva de preços livres deriva de uma combinação das outras duas equações, ponderadas pelos pesos variáveis do IPCA. Optamos por realizar essa abordagem inclusive para facilitar a comparação com outros trabalhos, que em sua maioria estimam um modelo apenas para os preços livres.

¹³ Mais detalhes no apêndice 9.2.

Nossa Curva de Phillips desagregada é representada, portanto, pelas seguintes equações:

$$(1) \pi_t^{nco} = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i^{nco} D_i + \beta_1 \pi_{t-1}^{nco} + \beta_2 E_t \pi_{t+1} + \beta_3 CRB_{t-3} + \beta_4 \hat{u}_{t-2} + \beta_5 Cred_t + \beta_6 des_t + \varepsilon_t^{nco}$$

$$\varepsilon_t^{nco} \sim N(0, \sigma_{nco}^2)$$

$$(2) \pi_t^{com} = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i^{com} D_i + \gamma_1 \pi_{t-1}^{com} + \gamma_2 \pi_{t-2}^{com} + \gamma_3 E_t \pi_{t+1} + \gamma_4 CRB_{t-2} + \gamma_5 \hat{c}_{t-6} + \gamma_6 Cred_t + \gamma_7 des_t + \varepsilon_t^{co}$$

$$\varepsilon_t^{co} \sim N(0, \sigma_{com}^2)$$

$$(3) \pi_t^{liv} = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i^{liv} D_i + \mu_1 \pi_{t-1}^{liv} + \mu_2 E_t \pi_{t+1} + \mu_3 CRB_{t-3} + \mu_4 \hat{y}_{t-2} + \mu_5 Cred_t + \mu_6 des_t + \varepsilon_t^{liv}$$

$$\varepsilon_t^{liv} \sim N(0, \sigma_{liv}^2)$$

Estimamos duas versões do modelo acima. A primeira, que será apresentada na próxima seção, é estimada via MQO e com as expectativas do relatório Focus. A segunda, apresentada na sexta seção do trabalho, se propõe a enfrentar o problema de endogeneidade, gerado pelas expectativas de inflação extraídas do Focus. Para tanto examinamos uma versão do modelo sob a hipótese de expectativas racionais, utilizando o Método Generalizado dos Momentos. Nessa outra versão do modelo, substituímos os dados do Focus por expectativas modeladas a partir de um VAR, replicando a metodologia de Schwartzman (2006).

Cabe destacar que as especificações acima diferem um pouco, inclusive na estrutura de defasagem de algumas variáveis. Isso decorre do desafio inerente de trabalhos empíricos com a Curva de Phillips, que mostra uma sensibilidade grande para diversas escolhas de modelagem. Essa questão é discutida em maior detalhe no apêndice 9.4.

4 Resultados

4.1. Teste ADF Sequencial

Um primeiro passo natural para a nossa análise é executar um teste de estacionariedade nas séries de interesse. Podemos realizar o teste ADF sequencial partindo da sua especificação mais geral para testar a presença de raiz unitária:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \pi Y_t + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

Tabela 1: Estatísticas do Teste ADF

	tau3	phi2	phi3	tau2	phi1	tau1
IPCA Livres	-5.985	11.962	17.916	-5.985	17.939	-2.874
IPCA Comercializáveis	-6.827	15.548	23.313	-6.818	23.255	-4.407
IPCA Não Comercializáveis	-7.540	18.968	28.424	-7.281	26.531	-3.476

Tabela 2: Valores Críticos do Teste ADF

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.990	-3.430	-3.130
phi2	6.220	4.750	4.070
phi3	8.430	6.490	5.470
tau2	-3.460	-2.880	-2.570
phi1	6.520	4.630	3.810
tau1	-2.580	-1.950	-1.620

Nos três casos, podemos rejeitar H_0 no primeiro estágio do teste com o uso da equação (1). Portanto podemos afirmar que as séries não têm raiz unitária e têm ordem de integração 0¹⁴. Em outras palavras, as três séries são estacionárias e, por isso, podemos descartar o caso em que os choques têm impacto permanente na inflação.

4.2. Curva de Phillips Híbrida Nova Keynesiana

Apesar de ser um dos métodos mais comuns na literatura para medir inércia, os modelos ARs têm diversas limitações. A interpretação do coeficiente autoregressivo como inércia é uma simplificação e na verdade captura diversos efeitos de variáveis omitidas. Para mitigar esse problema, estimamos o coeficiente de inércia dentro de um modelo mais completo: a Curva de Phillips Híbrida Nova Keynesiana. Com esse ferramental, conseguimos contornar a distorção do início da amostra presente na dinâmica dos modelos da seção anterior e encontrar resultados mais confiáveis.

Essa seção apresentará uma tabela que ilustra a estimação da inércia na amostra toda e, em seguida, gráficos mostrando a variação do coeficiente de inércia ao longo do tempo nas três aberturas do IPCA estudadas nesse trabalho. O primeiro gráfico faz uso de uma escala menor para que as mudanças fiquem mais evidentes, enquanto o segundo gráfico exibe além da variação do coeficiente os intervalos de confiança.

¹⁴ Na sua especificação mais geral, o teste ADF tem um poder baixo, o que aumenta a probabilidade de cometermos um Erro Tipo II (não rejeitar H_0 , quando H_1 é verdadeira). Como mesmo na especificação de poder mais baixo rejeitamos H_0 , podemos encerrar o teste sequencial logo no primeiro estágio.

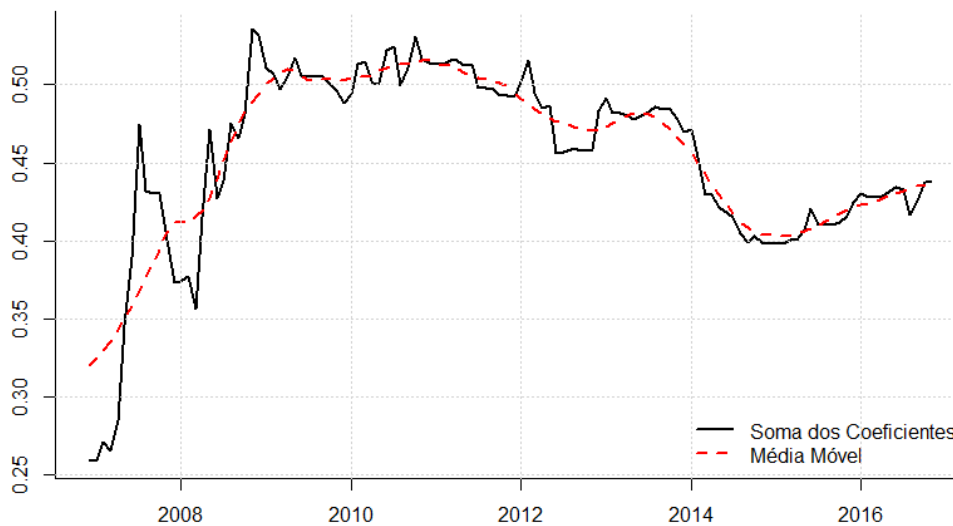
4.2.1. Preços Livres

Tabela 3: Preços Livres

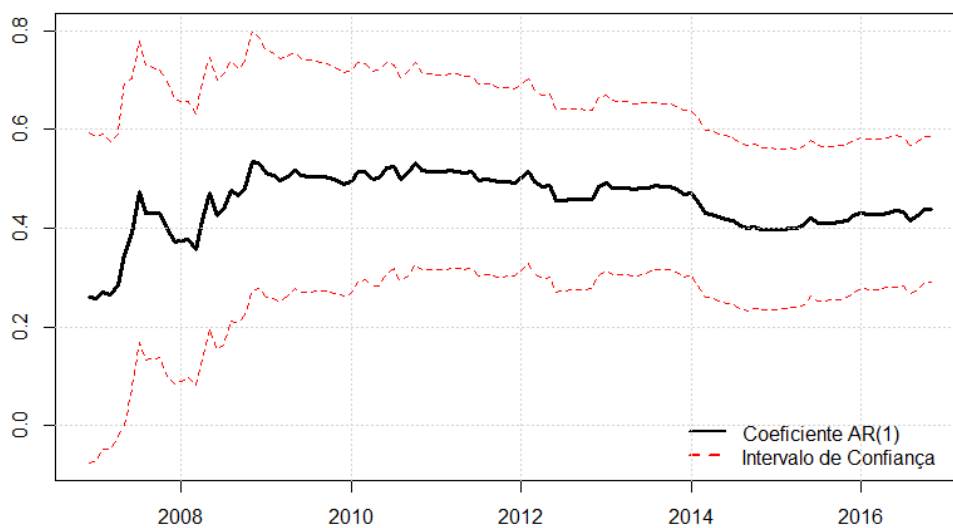
Variável Dependente: $IPCA_t^{Livres}$	
OLS	
Constante	-0.167 (0.156)
$IPCA_{t-1}^{Livres}$	0.410*** (0.074)
$Expectativa_t^{Focus}$	0.459*** (0.158)
CRB_{t-3}	0.008* (0.004)
$Hiato_{t-2}$	0.007 (0.020)
Des_t	0.022** (0.010)
$Cred_t$	-0.0003 (0.047)
d1	0.066 (0.079)
d2	0.127 (0.087)
d3	-0.081 (0.099)
d4	0.011 (0.097)
d5	-0.035 (0.090)
d6	-0.187** (0.083)
d7	-0.155* (0.083)
d8	-0.124 (0.081)
d9	-0.090 (0.080)
d10	-0.047 (0.077)
d11	-0.059 (0.075)
Observations	161
R ²	0.596
Adjusted R ²	0.548
Residual Std. Error	0.194 (df = 143)
F Statistic	12.390*** (df = 17; 143)

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Evolução do coeficiente da inflação passada para o IPCA de Livres
(Janela de 48 meses)



Evolução do coeficiente da inércia para o IPCA de Livres
(Janela de 48 meses)



Podemos observar que a inércia dos preços livres subiu ao longo de boa parte da amostra, mas mostrou uma diminuição nos anos mais recentes. Além disso, vale ressaltar que a inércia média no período foi de 0,41, abaixo do que indicava o modelo univariado (0,57). Esse resultado não surpreende, pois o coeficiente do modelo anterior captura o efeito de outras variáveis importantes, sobretudo do câmbio, que são melhor controladas na nossa Curva de Phillips.

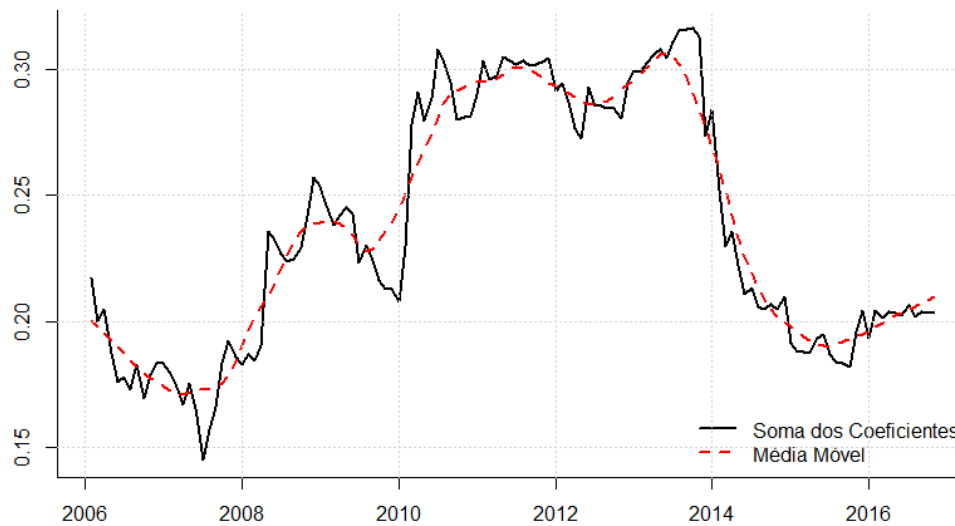
4.2.2. Preços Não-comercializáveis

Tabela 4: Preços Não Comercializáveis

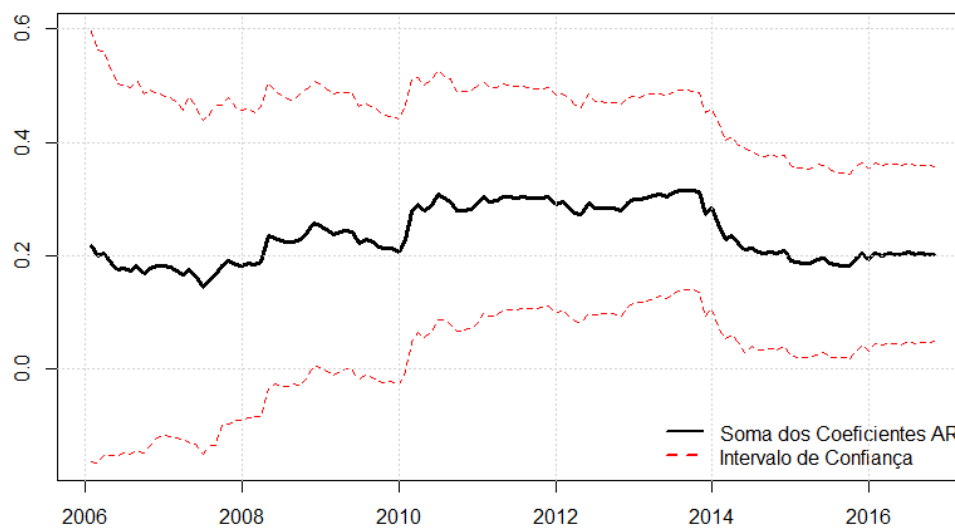
Variável Dependente: $IPCA_t^{NãoComercializáveis}$	
OLS	
Constante	0.067 (0.154)
$IPCA_{t-1}^{NãoComercializáveis}$	0.173** (0.082)
$Expectativa_t^{Focus}$	0.428** (0.192)
CRB_{t-3}	0.005 (0.005)
$Hiato_{t-2}$	0.351 (0.707)
Des_t	0.023** (0.010)
$Cred_t$	0.005 (0.039)
d1	0.242** (0.097)
d2	0.633*** (0.115)
d3	-0.100 (0.120)
d4	-0.112 (0.104)
d5	-0.252** (0.111)
d6	-0.305*** (0.106)
d7	-0.313*** (0.107)
d8	-0.243** (0.103)
d9	-0.313*** (0.100)
d10	-0.234** (0.097)
d11	-0.123 (0.094)
Observations	161
R ²	0.670
Adjusted R ²	0.631
Residual Std. Error	0.243 (df = 143)
F Statistic	17.092*** (df = 17; 143)

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Evolução do coeficiente da inflação passada para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)



Evolução do coeficiente da Inércia para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)



A trajetória da inércia dos bens não comercializáveis é semelhante à observada nos preços livres. A maior diferença é que temos uma queda um pouco maior nos anos recentes. Em relação ao modelo da seção anterior que mostrava um coeficiente de inércia médio de 0,34 no período temos novamente um resultado mais baixo (0,17).

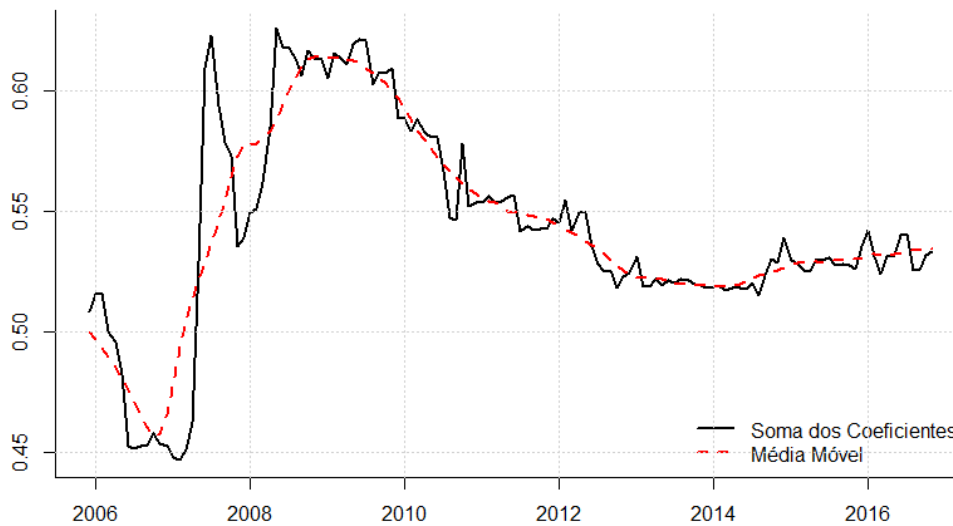
4.2.3. Preços Comercializáveis

Tabela 5: Preços Comercializáveis

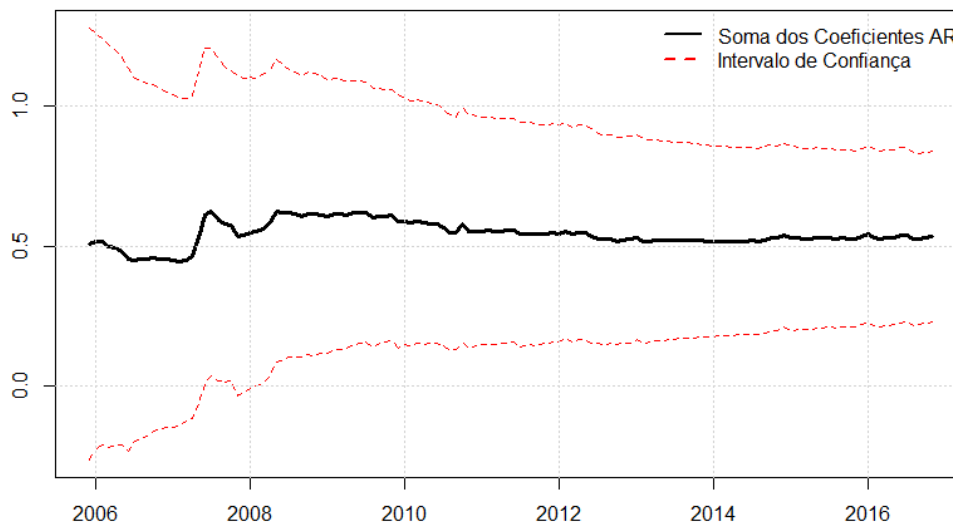
Variável Dependente: $IPCA_t^{Comercializáveis}$	
OLS	
Constante	0.070 (0.222)
$IPCA_{t-1}^{Comercializáveis}$	0.767*** (0.077)
$IPCA_{t-2}^{Comercializáveis}$	-0.232*** (0.075)
$Expectativa_t^{Focus}$	0.362* (0.203)
CRB_{t-2}	0.022*** (0.005)
$Hiato_{t-6}$	0.0004 (0.029)
Des_t	0.002 (0.013)
$Cred_t$	-0.099** (0.044)
d1	-0.305*** (0.112)
d2	-0.336*** (0.117)
d3	0.085 (0.122)
d4	-0.065 (0.126)
d5	0.026 (0.134)
d6	-0.268** (0.122)
d7	-0.157 (0.123)
d8	-0.066 (0.117)
d9	-0.024 (0.114)
d10	0.027 (0.111)
d11	-0.087 (0.111)
Observations	173
R ²	0.715
Adjusted R ²	0.682
Residual Std. Error	0.294 (df = 154)
F Statistic	21.496*** (df = 18; 154)

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Evolução do coeficiente da inflação passada para o IPCA de Comercializáveis
(Janela de 48 meses)



Evolução do coeficiente da Inércia para o IPCA de Comercializáveis
(Janela de 48 meses)



A dinâmica dos bens comercializáveis também é de aumento ao longo da década. Observamos, porém, que a alta da inércia se concentra nos primeiros quatro anos e, após isso, temos uma queda suave até 2016. A inércia média (soma dos coeficientes AR) do período é de 0,54, ante 0,55 no modelo univariado. Importa destacar, que assim como no trabalho de Alves e Correa (2013) encontramos uma inércia nos preços comercializáveis acima da registrada nos preços não-comercializáveis, um resultado que é contra intuitivo.

5 Outros Componentes da Curva de Phillips

O modelo apresentado na última seção também proporciona uma visão interessante dos demais determinantes da dinâmica inflacionária no Brasil. Nesta seção, examinaremos brevemente os resultados desses outros componentes. Tal exercício nos permite analisar as outras forças por trás do movimento da inflação na última década, e se estes componentes se comportarem conforme prevê a teoria, os resultados encontrados para inércia no último capítulo se fortalecem. Antes disso, porém, é válido discutirmos o que a literatura prevê para cada um desses componentes para podermos botar nossos resultados em perspectiva.

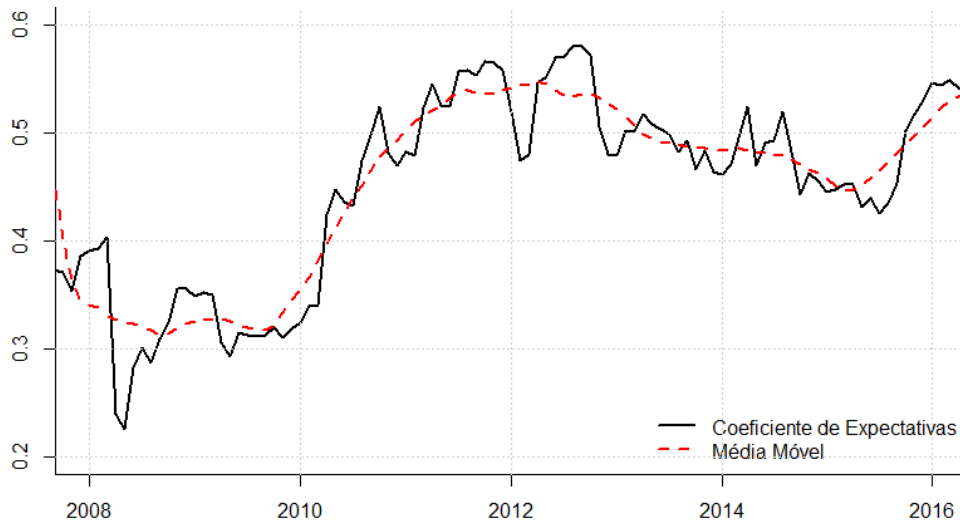
Há um fato estilizado na literatura internacional de que as expectativas são cada vez mais importantes para determinação da dinâmica da inflação ao passo que o hiato tem perdido relevância (Mishkin, 2007). No caso da economia brasileira, o uso de metodologias econométricas muito diversas e em períodos distintos dificulta a formação de um consenso na literatura. Além disso, boa parte dos trabalhos não investigam a variação temporal desses coeficientes e sim suas médias em determinados períodos. Para o hiato, conforme abordamos na segunda seção, a estimação de um coeficiente significativo estatisticamente foi um desafio muitas vezes não superado, e, portanto, uma pergunta sem uma resposta clara na academia. Já para as expectativas, porém, alguns estudos encontram um crescente papel desse componente na determinação da inflação, como Sachsida, Ribeiro, Santos (2009) e Machado e Portugal (2014).

No que se refere ao coeficiente de inflação externa, há evidências de redução na magnitude do repasse cambial em países emergentes e também em países desenvolvidos (Gagnon e Ihrigh, 2004; Campa e Goldberg, 2002 e 2005; Mishkin, 2008). No caso específico brasileiro, em geral as estimativas apontam para uma redução no coeficiente de repasse cambial, inclusive em trabalhos do próprio Banco Central (Relatório de Inflação, junho de 2011 e março de 2015). Por trás dessa queda existem algumas mudanças estruturais, como a consolidação do regime de metas para inflação e a suavização do repasse dos preços externos de petróleo para a gasolina, bem como fatores cíclicos mais recentes, como a forte recessão dos últimos anos.

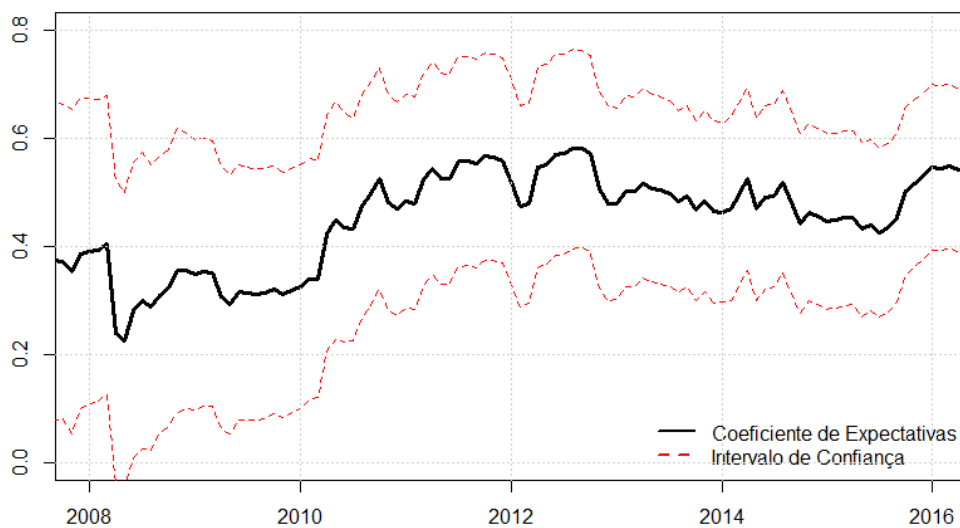
5.1. Preços Livres

5.1.1. Coeficiente de Expectativas

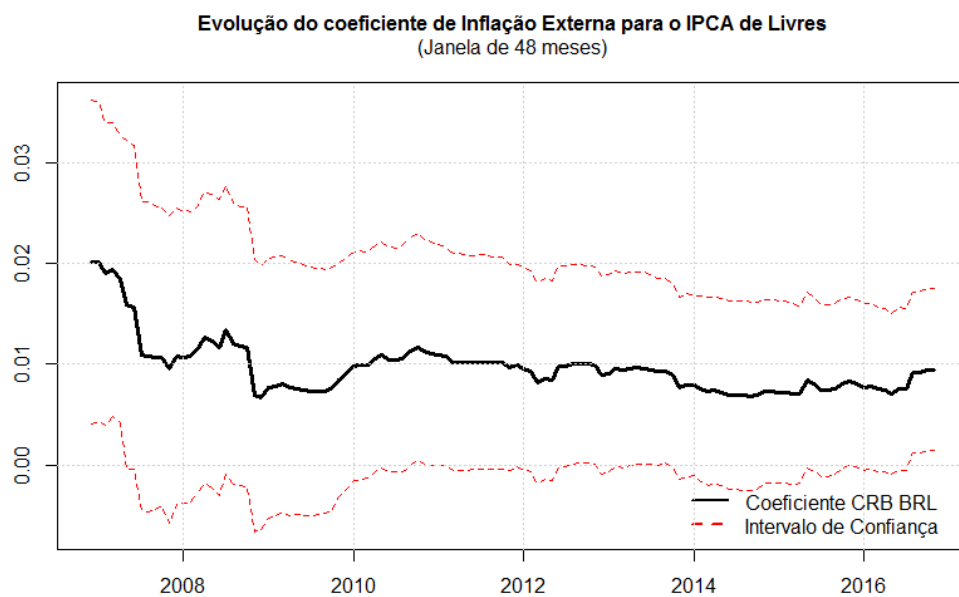
Evolução do coeficiente de Expectativas para o IPCA de Livres
(Janela de 48 meses)



Evolução do coeficiente de Expectativas para o IPCA de Livres
(Janela de 48 meses)

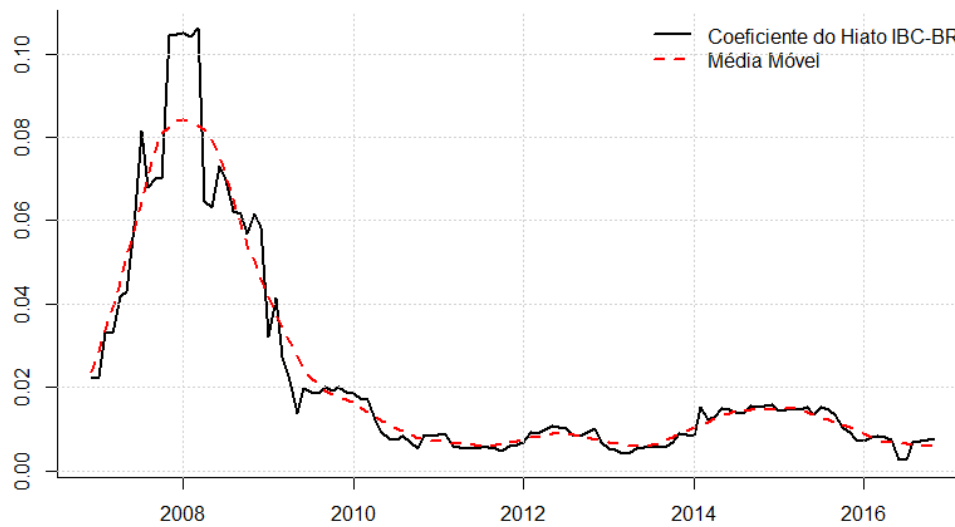


5.1.2 Coeficiente de Inflação Externa

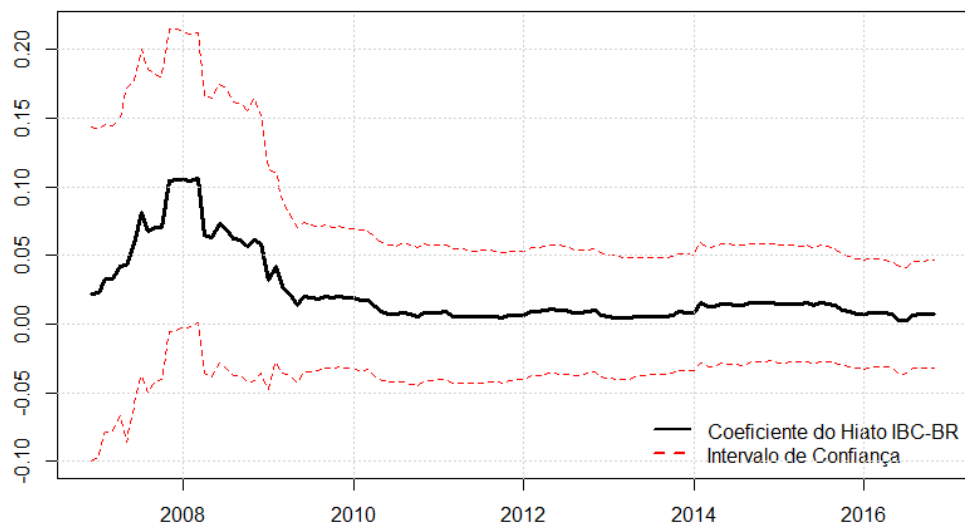


5.1.3. Coeficiente de Hiato

Evolução do coeficiente de hiato para o IPCA de Livres
(Janela de 48 meses)

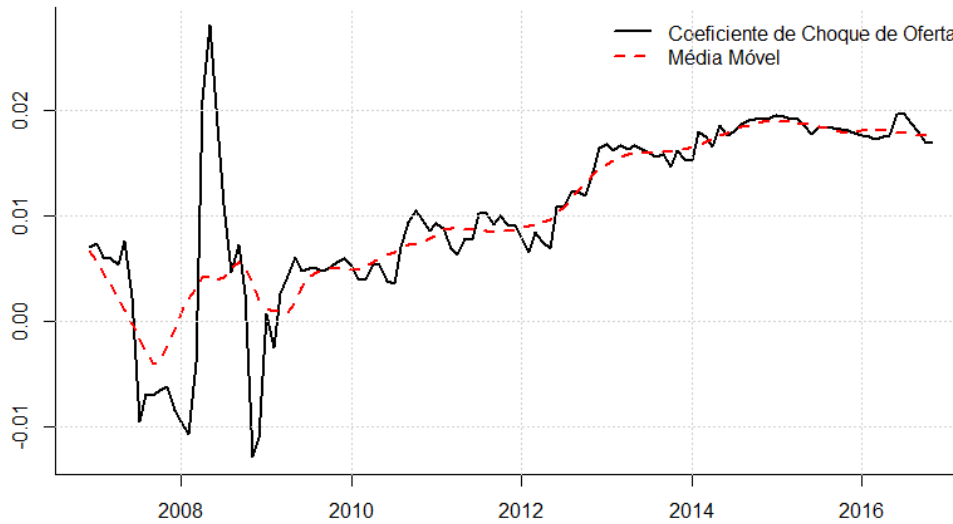


Evolução do coeficiente de hiato para o IPCA de Livres
(Janela de 48 meses)

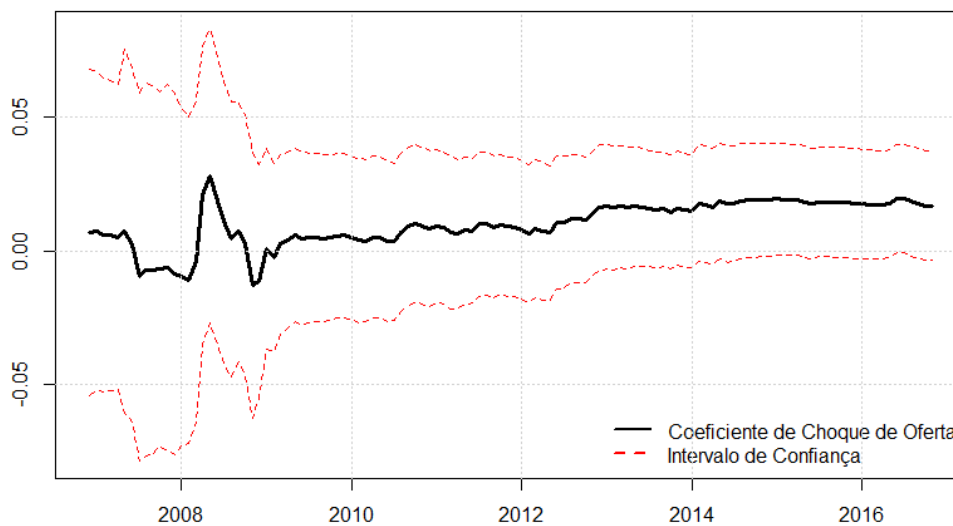


5.1.4. Coeficiente de Choque de Oferta

Evolução do coeficiente de Choque de Oferta para o IPCA de Livres
(Janela de 48 meses)



Evolução do coeficiente de Choque de Oferta para o IPCA de Livres
(Janela de 48 meses)



De maneira geral, o resultado dos coeficientes para o IPCA de preços livres está alinhado com a literatura econômica. O coeficiente de expectativas apresentou uma alta no período e se manteve em um intervalo compatível com o observado em outros trabalhos, como por exemplo o de Alves e Correa (2013).

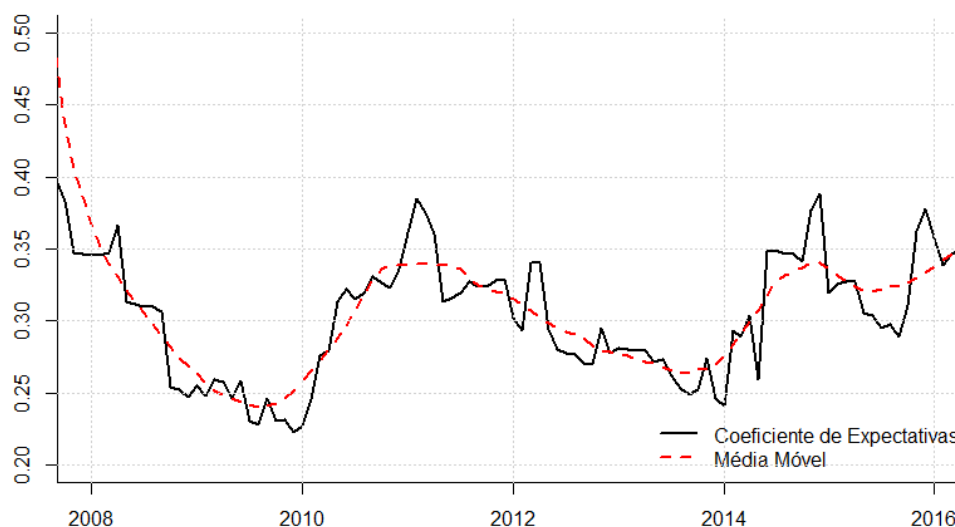
O coeficiente de inflação externa apresentou uma queda moderada no período. Vale ressaltar, que a média desse componente no período é menor do que a observada em outros trabalhos, como Neto (2010) e Alves e Correa (2013).

Tanto o coeficiente de hiato, quanto o de choque de oferta mostraram uma relação positiva com a inflação, conforme esperado. O primeiro apresentou uma redução ao longo da última década, enquanto o segundo um crescimento moderado. Importa dizer, porém, que ambos se mostraram não significativos, o que no caso do hiato não é um resultado incomum.

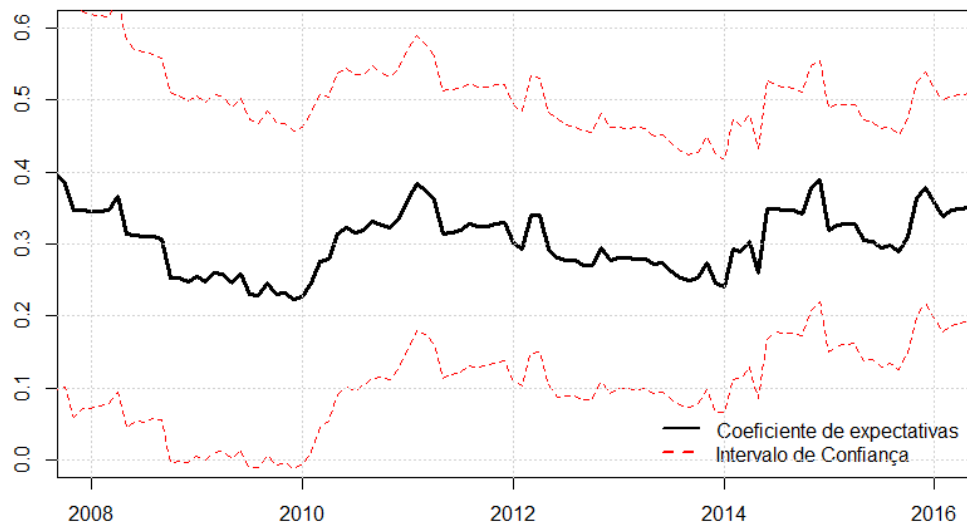
5.2. Preços Não-Comercializáveis

5.2.1. Coeficiente de Expectativas

Evolução do coeficiente de expectativas para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)

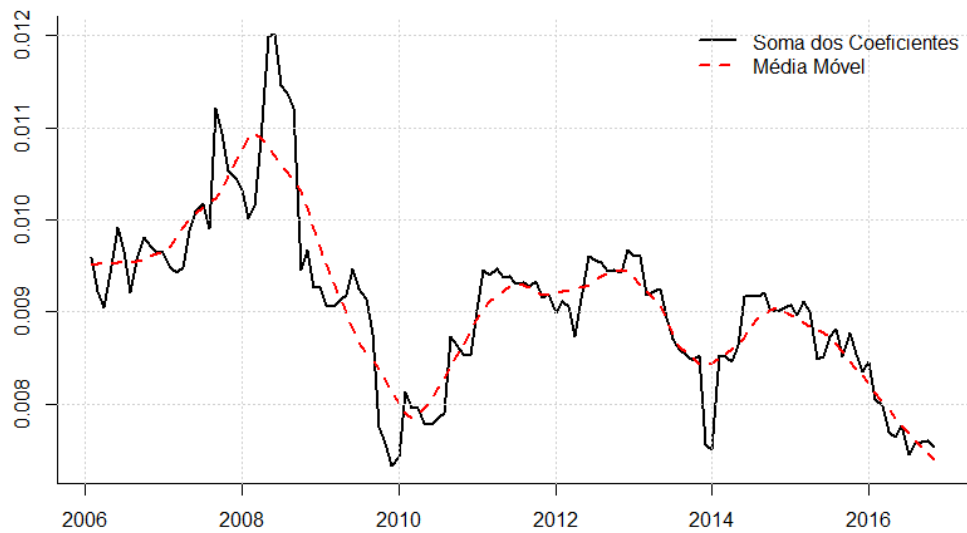


Evolução do coeficiente da expectativas para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)

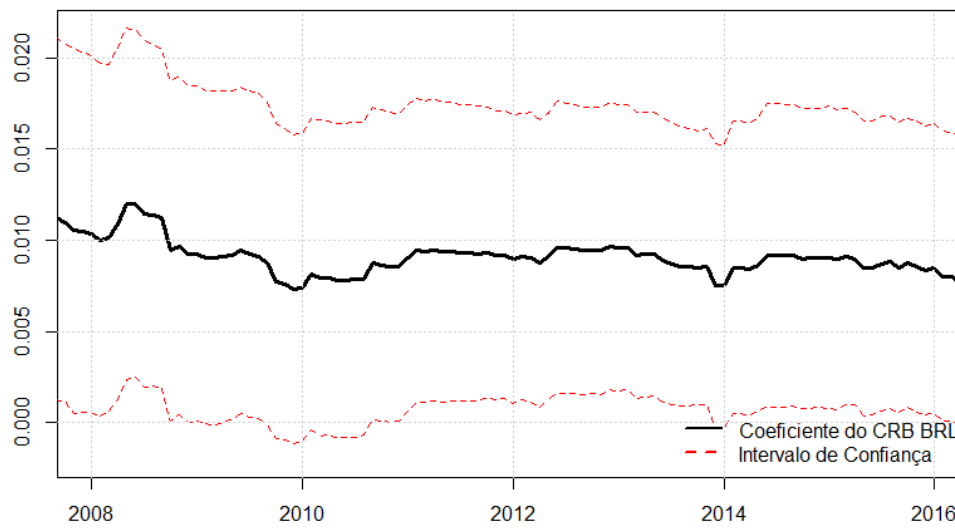


5.2.2. Coeficiente de Inflação Externa

Evolução do coeficiente de inflação externa para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)

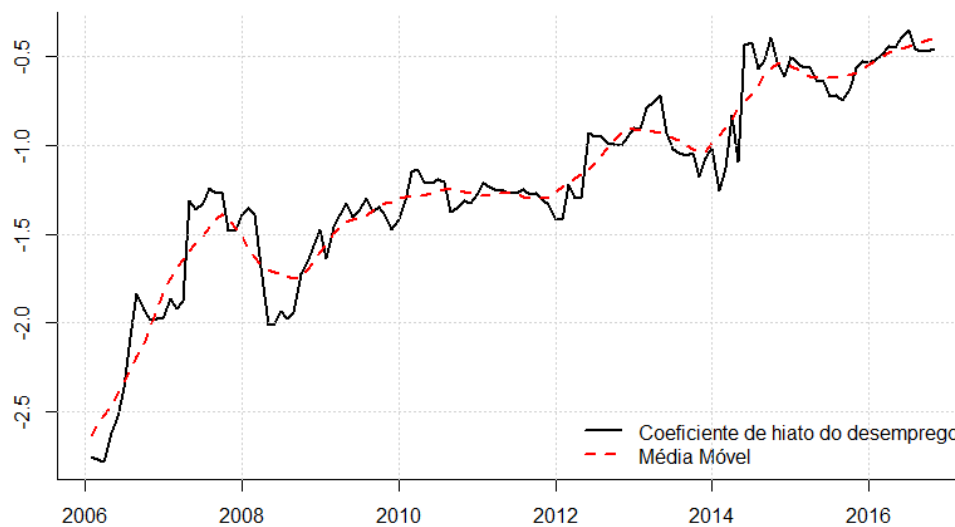


Evolução do coeficiente de inflação externa para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)

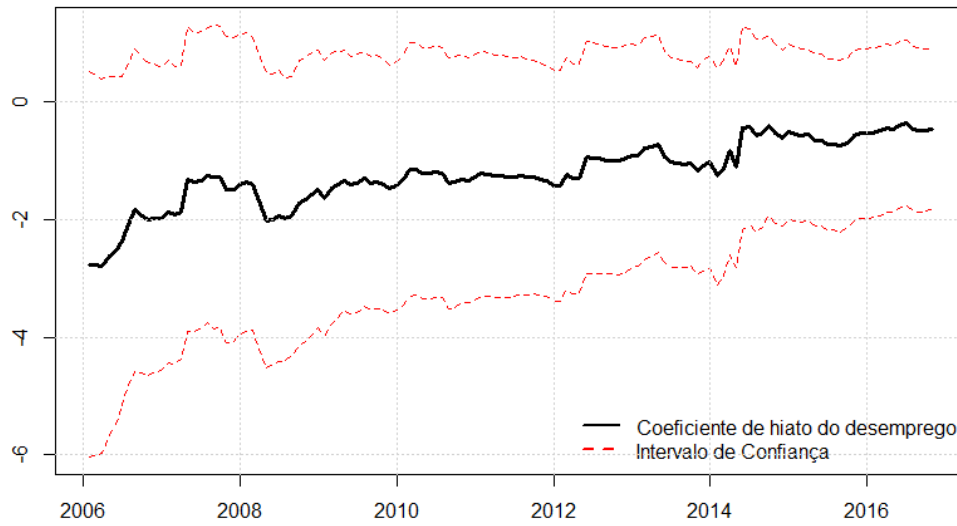


5.2.3. Coeficiente de Hiato

Evolução do coeficiente de hiato para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)

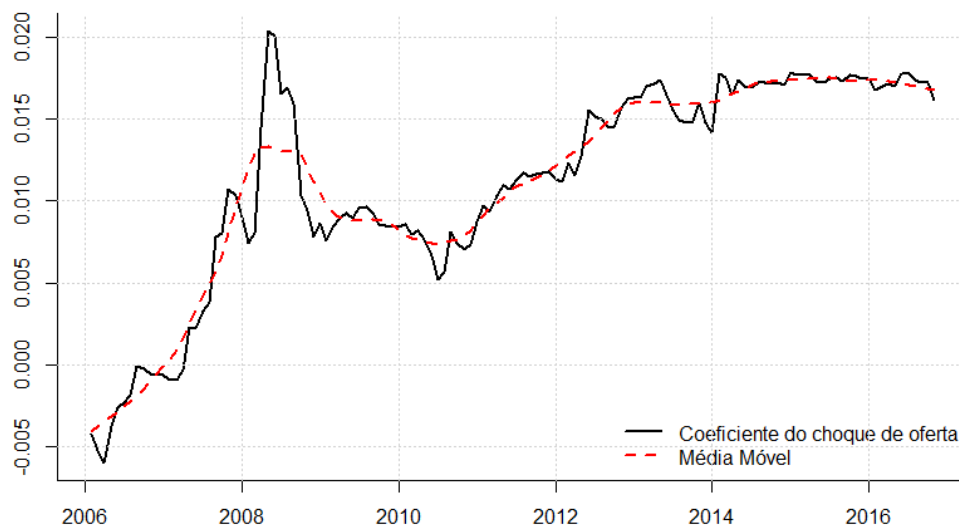


Evolução do coeficiente de hiato para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)

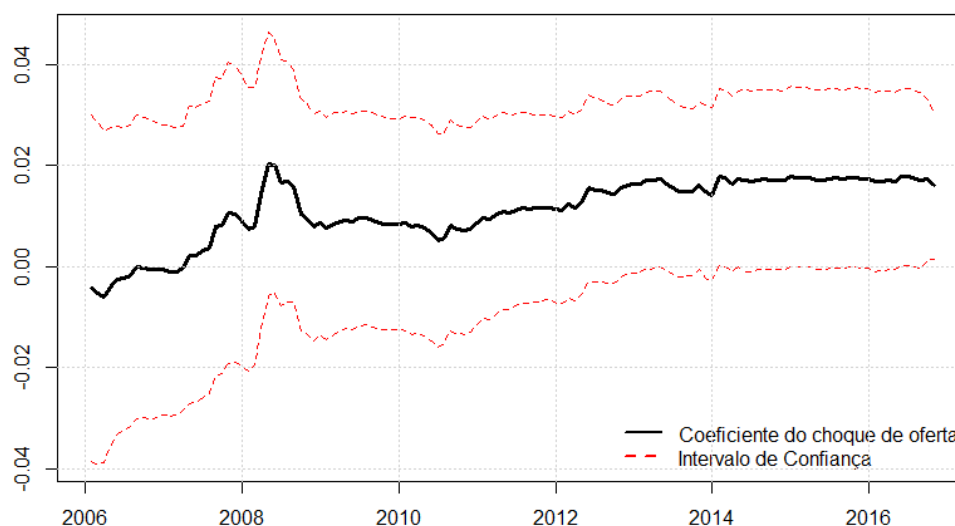


5.2.4. Coeficiente de Choque de Oferta

Evolução do coeficiente do choque de oferta para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)



Evolução do coeficiente do choque de oferta para o IPCA de Não-comercializáveis
(Janela de 48 meses)



Os resultados encontrados para a inflação de preços não-comercializáveis são semelhantes aos obtidos para preços livres. O coeficiente de expectativas apresentou uma alta no período, embora menos acentuada do que a observada para os itens livres. Além disso, mostrou uma média ligeiramente menor no período do que a apresentada pelos preços livres.

O coeficiente de inflação externa sofreu um declínio modesto ao longo do período. A média desse coeficiente se mostrou inferior a observada para preços livres, o que é amplamente esperado já que os itens livres são mais sensíveis ao câmbio em decorrência da possibilidade maior de arbitragem com os preços internacionais.

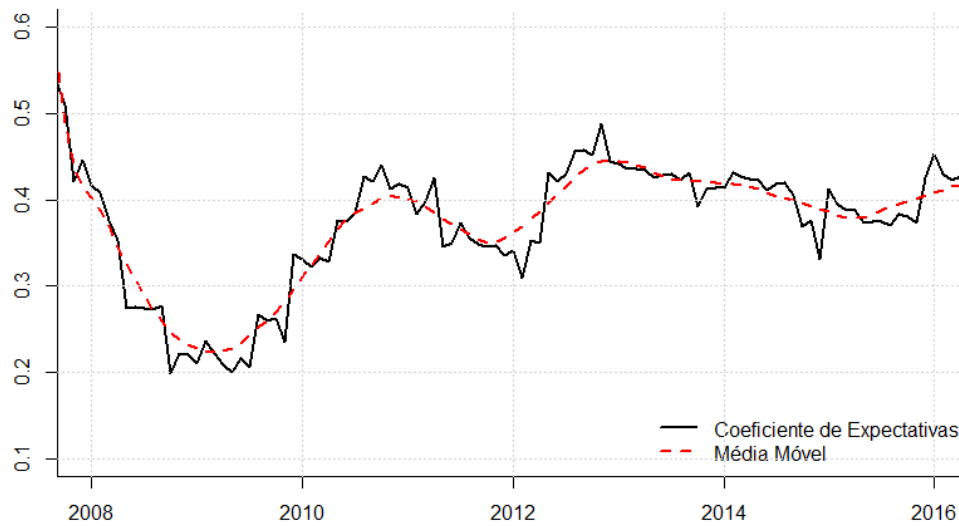
O hiato do desemprego, como esperado, apresenta uma relação negativa com a inflação, mas esta relação não tem significância estatística. Assim como no caso dos preços livres, o hiato perdeu importância ao longo da década.

O coeficiente referente ao choque de oferta mostrou-se significativo e, como esperado, mostrou uma relação positiva com a inflação. Além disso, apresentou um crescimento suave no período.

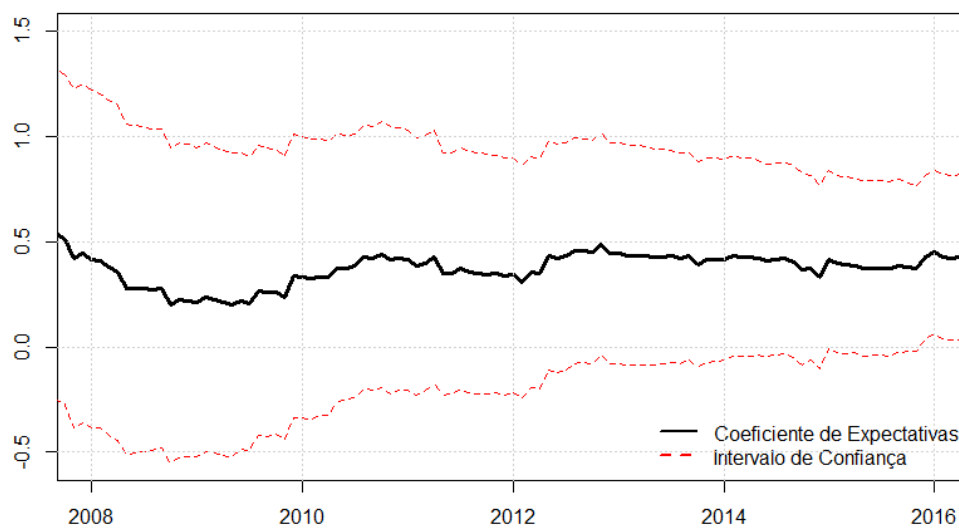
5.3. Preços Comercializáveis

5.3.1. Coeficiente de Expectativas

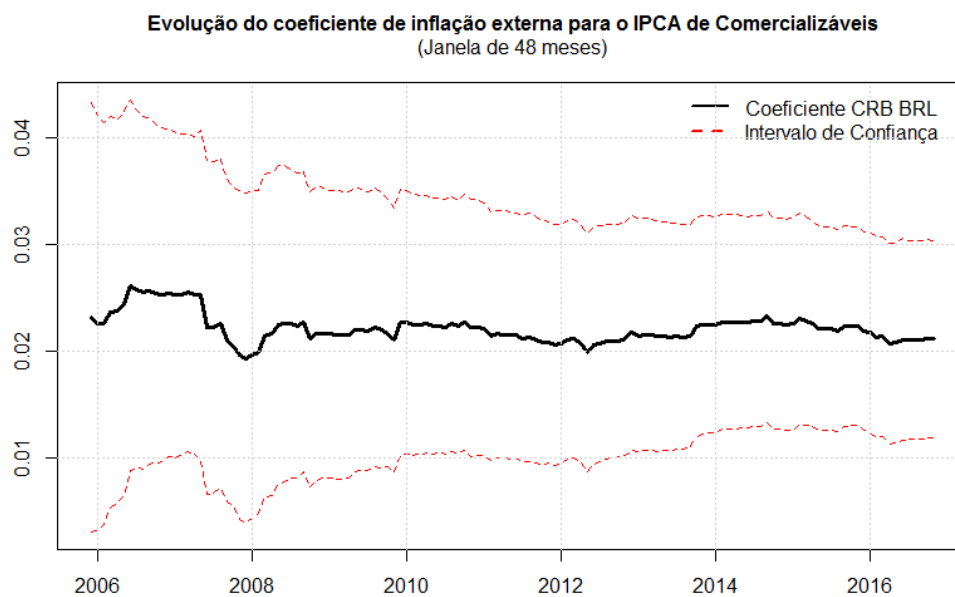
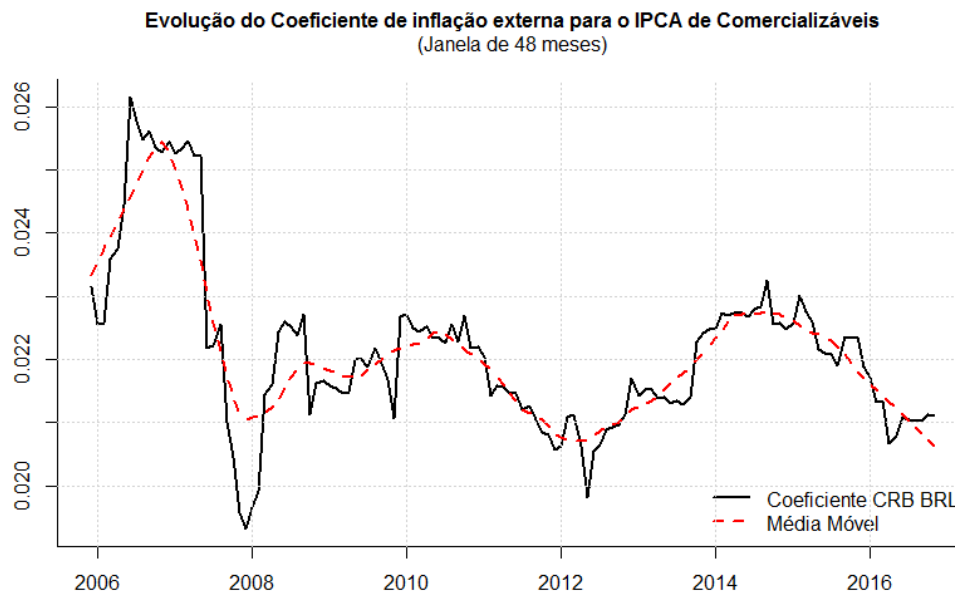
Evolução do Coeficiente de Expectativas para o IPCA de Comercializáveis
(Janela de 48 meses)



Evolução do coeficiente de expectativas para o IPCA de Comercializáveis
(Janela de 48 meses)

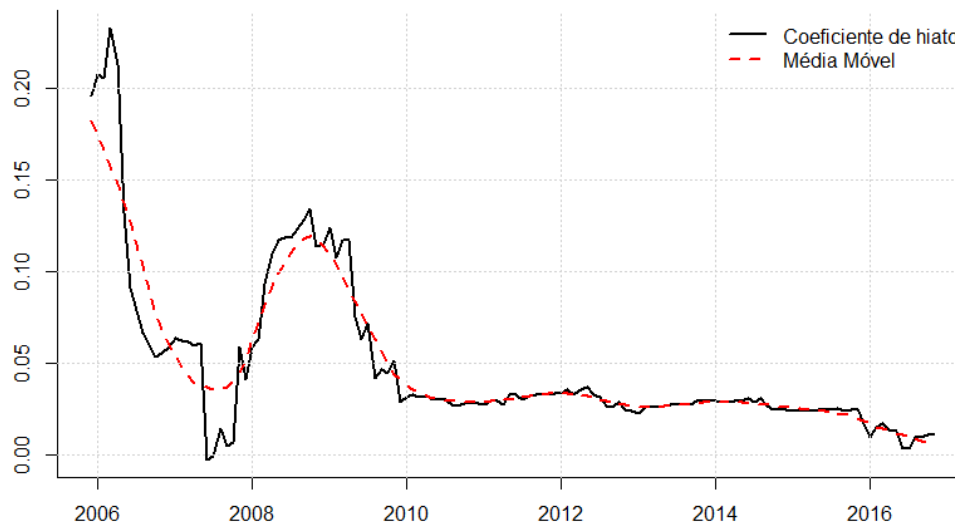


5.3.2. Coeficiente de Inflação Externa

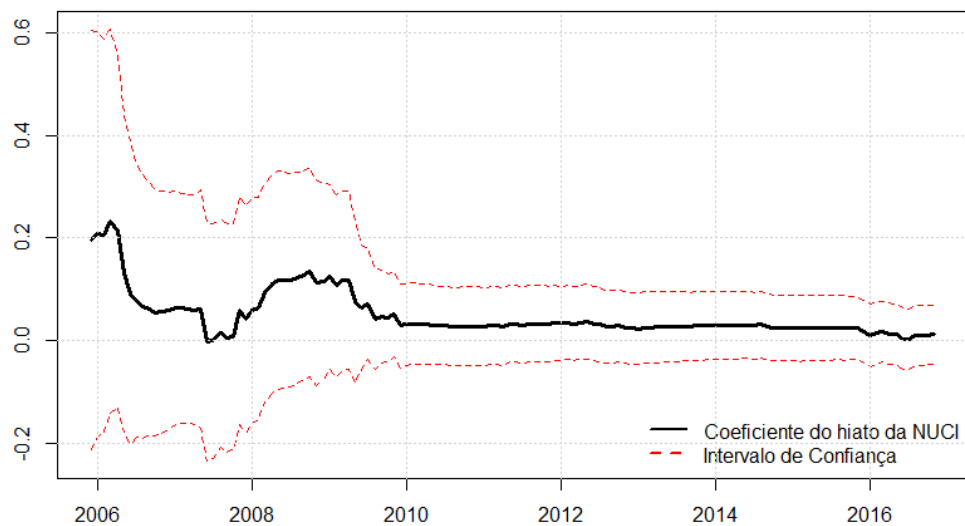


5.3.3. Coeficiente de Hiato

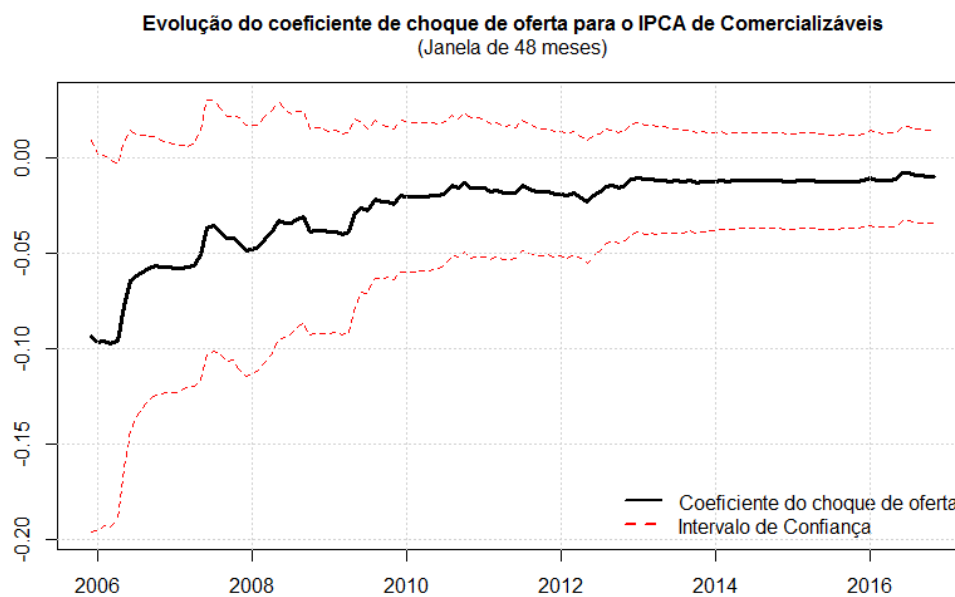
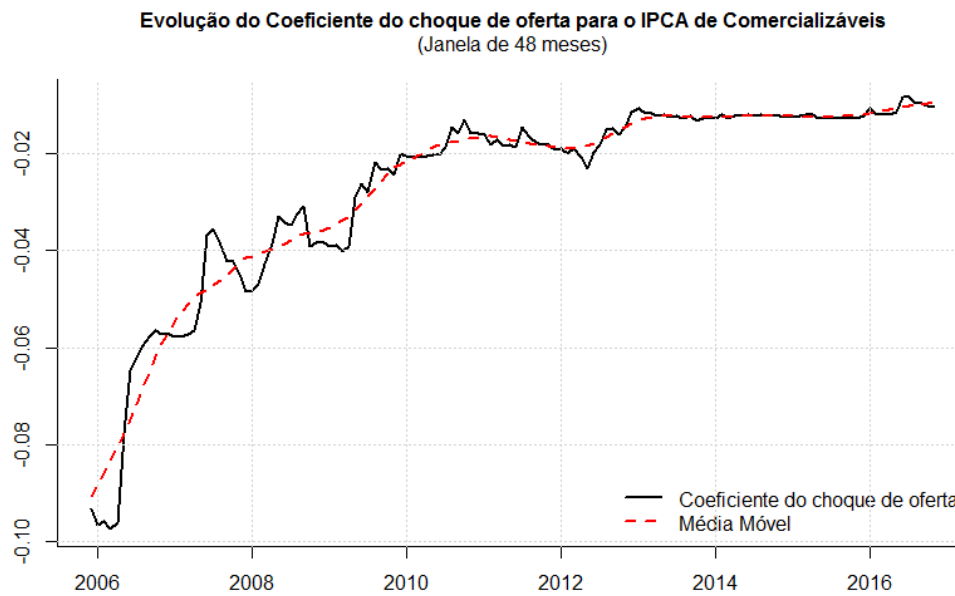
Evolução do Coeficiente de hiato para o IPCA de Comercializáveis
(Janela de 48 meses)



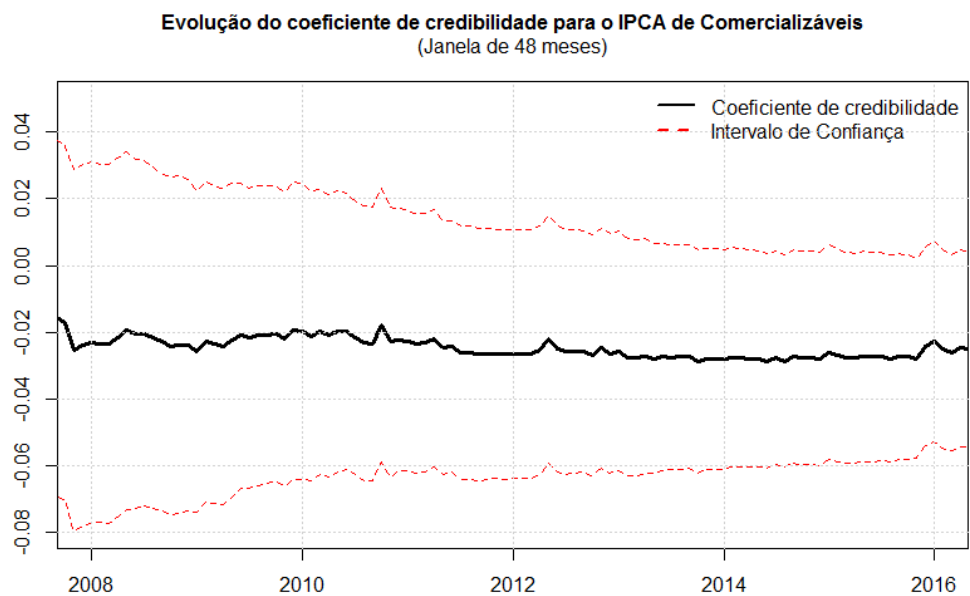
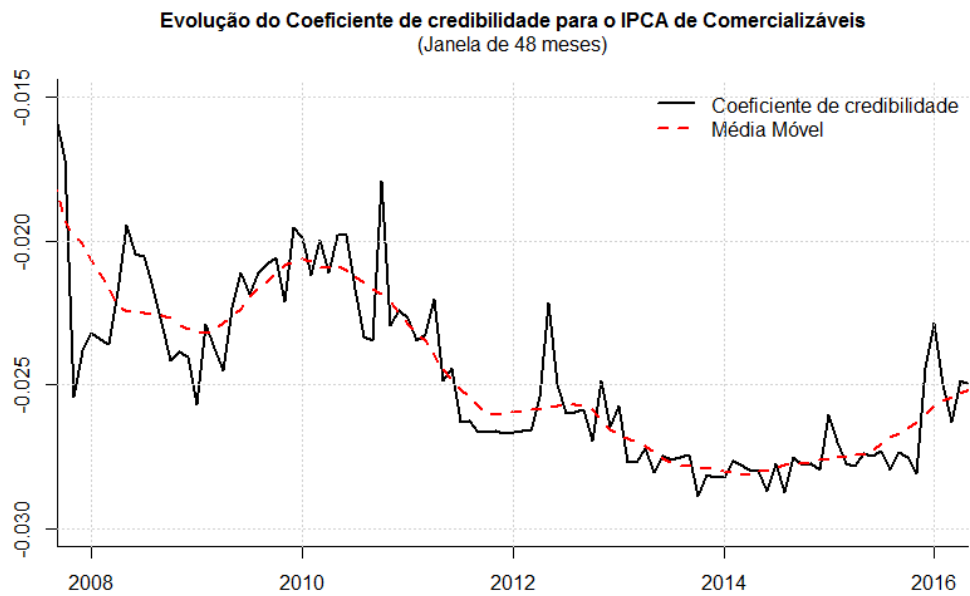
Evolução do coeficiente de hiato para o IPCA de Comercializáveis
(Janela de 48 meses)



5.3.4. Coeficiente de Choque de Oferta



5.3.5. Coeficiente de Credibilidade



Os coeficientes referentes a nossa Curva de Phillips de bens comercializáveis pouco divergiram dos encontrados anteriormente. O coeficiente de expectativas subiu ao longo da década, sobretudo a partir de 2010. A média deste ficou acima da de bens não-comercializáveis, mas ligeiramente abaixo da de preços livres.

O coeficiente de inflação externa teve uma diminuição modesta no período e, como esperado, apresentou uma média maior do que a dos preços livres e não-comercializáveis. No entanto, é válido notar que o repasse externo que encontramos para os comercializáveis apresentou uma divergência ainda maior que os demais na comparação com o que observamos na literatura. Alves e Correa, por exemplo, encontram um repasse médio de 0,08, acima do obtido nesse trabalho, 0,02.

O hiato da NUCI apresentou a esperada relação positiva com a inflação, mas novamente não obtivemos significância estatística. O coeficiente também apresenta queda no começo do período, mas mostra estabilidade a partir de 2010.

O coeficiente referente ao choque de oferta não apresentou uma relação estatisticamente significativa com a inflação no caso dos bens comercializáveis. Além disso, seu coeficiente caminhou para perto de zero ao longo do período.

Incluímos na análise dos bens comercializáveis o coeficiente da nossa proxy para credibilidade, já que essa se mostrou significativo para esse setor, ao contrário de livres e não-comercializáveis. A relação de credibilidade e inflação se mostrou negativa e crescentemente importante, o que evidencia que a guinada à ortodoxia na política econômica ajudou na recente queda da inflação.

6 Curva de Phillips Com Expectativas Racionais

A versão do modelo apresentada anteriormente nesse trabalho sofre com o problema de endogeneidade em função da dependência mútua da inflação corrente e da expectativa de inflação para o mês seguinte. A saída convencional para enfrentar essa questão é a utilização do Método Generalizado dos Momentos com variáveis instrumentais. O seguinte conjunto de instrumentos foi utilizado na estimação do GMM para as três aberturas do IPCA: as três primeiras defasagens da própria inflação (componente AR), uma defasagem do IPCA cheio, a quinta e sexta defasagem do spread entre a TJLP e o CDI de 30 dias, a terceira defasagem do Hiato, a quarta defasagem do CRB, a primeira defasagem da proxy de choque de oferta e a primeira defasagem do índice de credibilidade. No caso dos bens comercializáveis, incluímos também a primeira defasagem do IPCA de bens não comercializáveis¹⁵.

Dentro desse arcabouço, estimamos uma versão do modelo sob a hipótese de expectativas racionais. Para tanto, substituímos a variável de expectativa retirada do relatório Focus pela inflação realizada, reproduzindo o exercício de Galí e Gertler (1999). Além disso, fizemos uma versão do modelo em que as expectativas são modeladas a partir de um VAR, replicando a metodologia de Schwartzman (2006). incluímos na estimativa desse VAR defasagens da NUCI, do IPCA, do IGP, da depreciação cambial multiplicada pelo PPI americano, além de dummies sazonais. Por fim, uma estimação do GMM com os mesmos instrumentos e com o uso do Focus como variável de expectativa também foi realizada com o objetivo de distinguirmos as diferenças que decorrem da técnica de estimação e as que são fruto da escolha da variável de expectativa. A comparação desses quatro modelos pode ser feita através das tabelas abaixo.

¹⁵ A questão das escolhas de modelagem é detalhada no apêndice 9.4.

Tabela 6: Preços Livres

	Variável Dependente: $IPCA_t^{livres}$			
	OLS	GMM Focus	GMM VAR	GMM Racionais
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-0.148 (0.161)	-0.173 (0.155)	-0.300* (0.168)	-0.029 (0.079)
$IPCA_{t-1}^{livres}$	0.415*** (0.077)	0.435*** (0.074)	0.387*** (0.067)	0.452*** (0.045)
$Expectativa_t^{Focus}$	0.484*** (0.150)	0.524*** (0.161)		
$Expectativa_t^{VAR}$			0.381*** (0.092)	
$Expectativa_t^{Racionais}$				0.618*** (0.073)
CRB_{t-3}	0.011 (0.020)	-0.002 (0.029)	-0.017 (0.020)	-0.024* (0.012)
$Hiato_{t-2}$	0.050 (0.183)	-0.224 (0.412)	-0.045 (0.161)	-0.052 (0.114)
Des_t	0.021** (0.010)	0.020** (0.009)	0.034*** (0.010)	-0.001 (0.005)
$Cred_t$	0.036 (0.080)	0.049 (0.071)	-0.022 (0.066)	-0.015 (0.070)
d1	0.146 (0.092)	0.102 (0.089)	0.008 (0.069)	0.130** (0.062)
d2	-0.088 (0.093)	-0.155 (0.105)	-0.238*** (0.091)	-0.212** (0.090)
d3	-0.025 (0.091)	0.029 (0.096)	-0.149* (0.076)	0.086 (0.075)
d4	-0.028 (0.090)	-0.017 (0.076)	-0.262*** (0.066)	0.051 (0.060)
d5	-0.192** (0.085)	-0.153* (0.083)	-0.309*** (0.075)	-0.028 (0.085)
d6	-0.169* (0.086)	-0.119 (0.086)	-0.232*** (0.070)	-0.010 (0.076)
d7	-0.142 (0.091)	-0.111 (0.096)	-0.153** (0.077)	0.067 (0.072)
d8	-0.127 (0.087)	-0.041 (0.096)	-0.176** (0.079)	-0.007 (0.073)
d9	-0.050 (0.079)	-0.013 (0.078)	-0.121** (0.061)	0.024 (0.057)
d10	-0.072 (0.079)	-0.061 (0.083)	-0.088 (0.066)	-0.029 (0.087)
J-Test		11.48	20.16	13.38
J-Test (p-valor)		0.32	0.04	0.27
DW Test		1.8	1.81	2.73
Observations	160	160	160	160
R ²	0.587			
Adjusted R ²	0.540			
Residual Std. Error	0.196 (df = 143)			
F Statistic	12.686*** (df = 16; 143)			

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 7: Preços Comercializáveis

	Variável Dependente: $IPCA_t^{Comercializáveis}$			
	OLS	GMM Focus	GMM VAR	GMM Racionais
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0.072 (0.223)	0.099 (0.189)	-0.032 (0.171)	0.037 (0.143)
$IPCA_{t-1}^{Comercializáveis}$	0.767*** (0.077)	0.785*** (0.067)	0.744*** (0.051)	0.550*** (0.061)
$IPCA_{t-2}^{Comercializáveis}$	-0.233*** (0.075)	-0.233*** (0.068)	-0.224*** (0.076)	-0.180*** (0.057)
$Expectativa_t^{Focus}$	0.364* (0.204)	0.559*** (0.196)		
$Expectativa_t^{VAR}$			0.432*** (0.064)	
$Expectativa_t^{Racionais}$				0.708*** (0.079)
CRB_{t-2}	0.022*** (0.005)	0.022*** (0.003)	0.015*** (0.004)	-0.00001 (0.004)
$Hiato_{t-6}$	0.0002 (0.029)	0.005 (0.023)	0.008 (0.021)	-0.002 (0.014)
Des_t	0.003 (0.013)	-0.009 (0.013)	0.002 (0.014)	0.0005 (0.010)
$Cred_t$	-0.099** (0.045)	-0.067*** (0.024)	-0.101*** (0.028)	-0.015 (0.034)
d1	-0.308*** (0.114)	-0.290** (0.130)	-0.315*** (0.110)	0.062 (0.121)
d2	-0.339*** (0.119)	-0.307*** (0.102)	-0.372*** (0.081)	-0.340*** (0.085)
d3	0.082 (0.124)	0.119 (0.112)	0.030 (0.092)	0.015 (0.118)
d4	-0.068 (0.128)	0.004 (0.128)	-0.088 (0.099)	-0.142 (0.094)
d5	0.024 (0.136)	0.111 (0.121)	-0.077 (0.091)	0.125 (0.080)
d6	-0.270** (0.123)	-0.185 (0.119)	-0.300*** (0.099)	-0.131 (0.098)
d7	-0.160 (0.125)	-0.045 (0.133)	-0.177* (0.090)	-0.037 (0.092)
d8	-0.069 (0.119)	-0.011 (0.112)	-0.111 (0.085)	-0.150* (0.088)
d9	-0.027 (0.116)	0.017 (0.109)	-0.055 (0.094)	-0.110 (0.095)
d10	0.023 (0.113)	0.023 (0.111)	-0.030 (0.093)	-0.065 (0.094)
d11	-0.090 (0.113)	-0.114 (0.120)	-0.171* (0.095)	-0.147 (0.119)
J-Test		4.04	4.09	5.4
J-Test (p-valor)		0.26	0.25	0.15
DW Test		1.97	1.97	2.87
Observations	172	172	172	172
R ²	0.715			
Adjusted R ²	0.682			
Residual Std. Error	0.295 (df = 153)			
F Statistic	21.341*** (df = 18; 153)			

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 8: Preços Não Comercializáveis

	Variável Dependente: $IPCA_t^{NãoComercializáveis}$			
	OLS	GMM Focus	GMM VAR	GMM Racionais
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0.006 (0.172)	-0.046 (0.175)	-0.106 (0.203)	-0.058 (0.184)
$IPCA_{t-1}^{NãoComercializáveis}$	0.170** (0.082)	0.223*** (0.070)	0.184*** (0.064)	0.260*** (0.065)
$Expectativa_t^{Focus}$	0.425** (0.192)	0.623*** (0.241)		
$Expectativa_t^{VAR}$			0.341** (0.141)	
$Expectativa_t^{Racionais}$				0.536* (0.279)
CRB_{t-3}	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	0.004 (0.005)	-0.003 (0.008)
$Hiato_{t-2}$	0.354 (0.708)	0.574 (0.621)	0.385 (0.604)	-0.173 (0.385)
Des_t	0.027** (0.011)	0.020* (0.011)	0.034*** (0.011)	0.005 (0.011)
$Cred_t$	0.005 (0.039)	0.015 (0.038)	0.004 (0.033)	-0.014 (0.025)
d1	0.256** (0.099)	0.253*** (0.096)	0.202** (0.092)	0.025 (0.176)
d2	0.647*** (0.117)	0.713*** (0.121)	0.637*** (0.117)	0.758*** (0.115)
d3	-0.084 (0.121)	-0.168 (0.116)	-0.247** (0.105)	-0.095 (0.148)
d4	-0.099 (0.106)	-0.038 (0.096)	-0.155* (0.088)	0.206 (0.178)
d5	-0.240** (0.112)	-0.176* (0.101)	-0.375*** (0.078)	0.069 (0.213)
d6	-0.293*** (0.107)	-0.253** (0.112)	-0.382*** (0.089)	0.015 (0.233)
d7	-0.301*** (0.108)	-0.239*** (0.083)	-0.376*** (0.098)	0.021 (0.207)
d8	-0.231** (0.105)	-0.171* (0.101)	-0.300*** (0.089)	0.070 (0.236)
d9	-0.301*** (0.101)	-0.263*** (0.083)	-0.380*** (0.090)	-0.023 (0.168)
d10	-0.223** (0.098)	-0.182** (0.092)	-0.271*** (0.095)	0.010 (0.157)
d11	-0.108 (0.096)	-0.072 (0.075)	-0.129* (0.072)	0.044 (0.133)
J-Test		3.3	4.44	5.71
J-Test (p-valor)		0.65	0.49	0.34
DW Test		2.03	1.96	2.36
Observations	160	160	160	160
R ²	0.671			
Adjusted R ²	0.632			
Residual Std. Error	0.243 (df = 142)			
F Statistic	17.074*** (df = 17; 142)			

O primeiro resultado interessante é que o coeficiente de inércia, que é o foco desse trabalho, mostrou pouca sensibilidade tanto para a técnica de estimação, quanto para a variável de expectativa escolhida. Nas três aberturas de inflação investigadas a mudança no componente *backward-looking* do modelo é praticamente irrelevante. O componente *forward-looking*, por sua vez, apresentou uma maior sensibilidade às mesmas mudanças no modelo. A importância do termo de expectativas mostrou-se maior para o modelo de expectativas racionais, o que contradiz os resultados observados por Gehringer (2015) para a inflação de preços livres. Os preços não comercializáveis foram os únicos a mostrarem um coeficiente maior de expectativas no modelo Focus, em linha com Gehringer.

Além disso, replicamos a metodologia da quarta seção desse trabalho para tentar investigar a dinâmica do coeficiente de inércia com essa segunda versão do modelo. Contudo, o segundo modelo parece não ter estabilidade em janelas amostrais menores e os resultados oferecem pouca interpretação econômica¹⁶. Para termos alguma intuição da dinâmica da inércia, estimamos a segunda versão do modelo em duas subamostras: o período pré-crise, de janeiro de 2003 até setembro de 2008, e o período pós-crise, de dezembro de 2008 até dezembro de 2016. Os resultados foram apresentados nas tabelas abaixo.

¹⁶ Os resultados foram reportados no Apêndice 9.5.

Tabela 9: Preços Livres

	Variável Dependente: $IPCA_t^{Livres}$	
	Pré-Crise	Pós-Crise
	(1)	(2)
Constante	-0.683 (0.674)	-0.143 (0.165)
$IPCA_{t-1}^{Livres}$	0.478*** (0.137)	0.514*** (0.042)
$Expectativa_t^{Racionais}$	-0.196 (0.246)	0.476*** (0.092)
CRB_{t-3}	-0.004 (0.006)	0.003 (0.005)
$Hiato_{t-2}$	-0.156 (0.146)	-0.044** (0.017)
Des_t	0.079 (0.058)	0.011 (0.011)
$Cred_t$	-0.153 (0.104)	-0.027 (0.033)
d1	0.294** (0.123)	0.036 (0.099)
d2	-0.145 (0.214)	0.129* (0.067)
d3	-0.150 (0.371)	-0.329*** (0.109)
d4	-0.549* (0.305)	-0.003 (0.087)
d5	0.075 (0.272)	0.090 (0.070)
d6	-0.207 (0.214)	-0.098 (0.086)
d7	0.117 (0.141)	-0.120 (0.095)
d8	-0.037 (0.137)	-0.047 (0.085)
d9	0.070 (0.229)	0.033 (0.097)
d10	0.216 (0.218)	0.020 (0.062)
d11	0.042 (0.093)	-0.029 (0.110)
J-Test	25.81	7.32
J-Test (p-valor)	0	0.69
DW Test	2.61	1.9
Observations	62	96

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 10: Preços Comercializáveis

	Variável Dependente: $IPCA_t^{Comercializáveis}$	
	Pré-Crise	Pós-Crise
	(1)	(2)
Constante	-0.449 (0.362)	-0.139 (0.328)
$IPCA_{t-1}^{Comercializáveis}$	0.579*** (0.076)	0.429*** (0.109)
$IPCA_{t-2}^{Comercializáveis}$	-0.289*** (0.077)	-0.112 (0.087)
$Expectativa_t^{Racionais}$	0.646*** (0.068)	0.730*** (0.165)
CRB_{t-2}	0.006 (0.004)	0.006 (0.010)
$Hiato_{t-6}$	0.001 (0.044)	-0.024 (0.024)
Des_t	0.044 (0.031)	0.019 (0.017)
$Cred_t$	-0.096 (0.073)	0.015 (0.033)
d1	0.138** (0.067)	-0.080 (0.212)
d2	-0.484*** (0.084)	-0.305** (0.122)
d3	0.266 (0.167)	-0.217* (0.125)
d4	-0.319*** (0.109)	-0.110 (0.112)
d5	0.126 (0.107)	0.087 (0.162)
d6	-0.174 (0.138)	-0.076 (0.176)
d7	0.057 (0.077)	-0.201 (0.133)
d8	-0.040 (0.122)	-0.350*** (0.125)
d9	-0.082 (0.111)	-0.240* (0.136)
d10	-0.124 (0.145)	-0.040 (0.128)
d11	-0.185* (0.097)	-0.284* (0.168)
J-Test	1.57	7.84
J-Test (p-valor)	0.67	0.05
DW Test	2.68	2.75
Observations	62	97

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 11: Preços Não Comercializáveis

	Variável Dependente: $IPCA_t^{NãoComercializáveis}$	
	Pré-Crise	Pós-Crise
	(1)	(2)
Constante	-0.291 (0.810)	0.848* (0.478)
$IPCA_{t-1}^{NãoComercializáveis}$	0.365 (0.293)	0.217* (0.113)
$Expectativa_t^{Racionais}$	-1.182 (1.189)	-0.148 (0.196)
CRB_{t-3}	0.014 (0.016)	0.006 (0.007)
$Hiato_{t-2}$	4.218 (5.102)	-0.179 (1.036)
Des_t	0.142* (0.080)	-0.006 (0.025)
$Cred_t$	-0.161 (0.146)	-0.051 (0.061)
d1	0.876 (0.612)	0.215 (0.156)
d2	0.435 (0.509)	0.372** (0.145)
d3	-0.951 (0.907)	-0.388** (0.170)
d4	-1.068 (0.827)	-0.140 (0.188)
d5	-1.241 (0.914)	-0.466** (0.204)
d6	-1.235 (0.798)	-0.534** (0.230)
d7	-0.799 (0.554)	-0.670** (0.271)
d8	-1.046 (0.768)	-0.491** (0.214)
d9	-0.881 (0.577)	-0.418** (0.180)
d10	-0.540 (0.456)	-0.344* (0.181)
d11	-0.512 (0.397)	-0.266** (0.119)
J-Test	4.81	7.7
J-Test (p-valor)	0.44	0.17
DW Test	2.27	1.8
Observations	62	96

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Analisando as tabelas acima, podemos perceber que no caso dos bens comercializáveis e dos não comercializáveis o coeficiente de inércia apresentou queda na subamostra mais recente em relação ao período pré-crise. Já nos preços livres, nenhuma mudança relevante no coeficiente de inércia pode ser observada.

7 Conclusão

O presente trabalho propõe uma investigação da inércia inflacionária na última década no Brasil através de uma Curva de Phillips Novo Keynesiana. Embora existam muitos trabalhos que apresentam alguma versão desse modelo, poucos focaram na dinâmica da persistência da inflação, sobretudo de uma forma desagregada. Outro diferencial desse estudo é contar com um período que registra uma tendência de alta na taxa de desemprego sem precedentes, o que parece ter implicações importantes na dinâmica dos bens não-comercializáveis. Os dados brasileiros apresentam alguns problemas que limitam o período amostral, obstáculo que tentamos contornar ao construir uma série artificial do desemprego com mais observações do que as demais disponíveis. Mesmo com essas limitações, encontramos alguns resultados interessantes na nossa análise.

Um resultado geral encontrado é que houve um aumento da inércia inflacionária ao longo da última década. Essa dinâmica é mais clara nos nossos modelos multivariados, o que expõe as limitações dos modelos ARs, muito utilizados para mensuração de persistência pela sua simplicidade e praticidade para trabalhos que comparam a inércia de diversos países. O aumento da inércia é compatível com a teoria, pois é mais uma externalidade negativa das políticas exageradamente expansionistas do último governo. Argumentamos que a inércia tem um componente estrutural, oriundo da indexação histórica na economia brasileira, e um componente cíclico, que apresentou deterioração em parte do período analisado em função do viés político supracitado.

Além disso, encontramos uma queda recente da persistência inflacionária em todas as aberturas estudadas. O fenômeno ocorre principalmente nos preços não-comercializáveis, que já reverteram boa parte da deterioração observada ao longo dessa década. Embora nosso foco seja a trajetória, vale mencionar que assim como Alves e Correa (2013), encontramos uma inércia média maior nos preços comercializáveis, um resultado que é contra intuitivo. Ademais, os bens comercializáveis foram os únicos a guardarem uma relação estatisticamente significativa com o nosso índice de credibilidade, um resultado que também surpreende.

Os outros componentes da nossa curva de Phillips apresentaram, em geral, resultados compatíveis com a literatura internacional e brasileira. Observamos um aumento na importância das expectativas e uma diminuição na relevância do coeficiente de hiato ao longo da década, o que é compatível com os fatos estilizados da literatura internacional (Mishkin, 2007). No caso do hiato, contudo, não encontramos uma relação estatisticamente significativa com a inflação, apesar de termos usado variáveis específicas para cada um dos setores. Além disso, estimamos uma diminuição do coeficiente referente a inflação externa em todos nossos modelos, o que também está de acordo com boa parte da evidência empírica internacional e brasileira. Mas vale ressaltar que esse encaixe com a teoria se deu em parte pelo processo de escolhas de modelagem em que um dos critérios foi a própria razoabilidade dos resultados.

O modelo com expectativas racionais e estimado através do Método Generalizado dos Momentos deu robustez aos nossos resultados anteriores encontrando coeficientes de inércia muito parecidos para todas as aberturas da inflação. De fato, a maior diferença entre o modelo que utiliza as expectativas do Focus com o de expectativas racionais, se encontra no componente *forward-looking*. Além disso, vale ressaltar que no modelo com expectativas racionais, o coeficiente de inércia estimado no subperíodo mais recente (pós-crise) apresentou declínio no caso dos bens comercializáveis e não comercializáveis e estabilidade para os bens livres em relação ao período pré-crise.

Uma extensão interessante desse trabalho seria a realização de uma análise mais detalhada da dinâmica dos demais determinantes da inflação nesse mesmo período. No caso do hiato, seria recomendável uma abordagem mais parecida com a de Alves e Correa (2013), que obtém o hiato do produto através de um Filtro de Kalman, já que o Filtro HP, provavelmente em função de um erro de medida, gera um hiato pouco significativo, como pudemos ver nesse trabalho. Outra abordagem interessante seria o estudo da inércia em um período mais longo, mas isso traria desafios em função da limitação dos dados econômicos brasileiros e a necessidade de modelar o impacto da mudança de regime monetário em 1999, do Plano Real em 1994, além de outros choques no período.

8

Referências Bibliográficas

ABREU, M. P. **A ordem do progresso- Cem anos de política econômica republicana 1889-1989**, Ed. Campus, Brasil, 1989.

ALVES, S. A. L.; MUINHOS, M K. **Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy**, *Working Paper Series 64*, Central Bank of Brazil, 2003.

ALVES, S. A. L.; CORREA, A. S. **Um conto de três hiatos: desemprego, utilização da capacidade instalada da indústria e produto**, Trabalho para Discussão No.339, Banco Central do Brasil, 2013

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Revisão dos modelos de projeção de pequeno porte**, Boxe do Relatório de Inflação, dezembro 2015.

BLANCHARD, O.; GALI, J. **Labor markets and monetary policy: a new Keynesian model with unemployment**, *American Economic Journal: Macroeconomics 2(2)*, 1-30.

BOGDANSKI, A.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. **Implementing inflation targeting in brazil**, *Working Paper Series 1*, Central Bank of Brazil, 2000.

CECHETTI, S. G.; DEBELLE, G. **Has the inflation process changed?** *Economic Policy*, 21:311-352, 2006.

CORREA, A. S.; MINELLA, A. **Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A phillips curve model with threshold for brazil**, *Revista Brasileira de Economia 64 (3)*, 231-243, 2010.

FRANCO, G., **A propósito do inflacionismo: Os termos de troca entre desenvolvimento e estabilidade**, Capítulo 8 de *O Desafio Brasileiro: ensaios sobre globalização, desenvolvimento e moeda*, 1999.

FRANCO, G., **Auge e declínio do inflacionismo no Brasil**, Departamento de Economia PUC-RJ, Texto para Discussão 487, 1999.

GALÍ, J.; GERTLER, M. **Inflation Dynamics: a structural econometric analysis**, *Journal of Monetary Economics 44*, pp. 195-222, 1999.

GEHRINGER, M. E. Y. K. **Dinâmica da inflação no Brasil**, Manuscrito, Insper, 2015.

GOMES, C.; LEME, M. C. S. **An analysis of the degree of persistence of inflation, inflation expectations and real interest rate in Brazil**, *Revista Brasileira de Economia*, 65:289-302, 2011.

GOMES, C.; LOPES, D. T.; REBELO, A. M. **Persistência inflacionária: comparações entre três economias emergentes**, *Revista de Economia e Administração*, 10:152-167, 2011.

GOMES, C.; VIERA, F. V. **Persistência inflacionária regional brasileira: uma aplicação dos modelos ARIMA**, *Economia Aplicada*, 17:117-136, 2013.

MACHADO, V. G.; PORTUGAL, M. S. **Measuring inflation persistence in Brazil using a multivariate model**, Rio de Janeiro, RBE 2014.

MATHESON, T.; STAVREV, E. **The Great Recession and the inflation puzzle**, *IMF Working Paper No. 13/124*, 2013.

MAVROEIDIS, S.; PLAGBORG-MOLLER, M.; STOCK, J. H. **Empirical evidence on inflation expectations in the new Keynesian Phillips curve**, *Journal of Economic Literature*, 52(1), 124-88, 2014.

MISHKIN, F. S. **Inflation dynamics**, *NBER Working Paper Series No. E31, E50*, 2007.

NETO, F. A. F. **Persistência inflacionária e curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil**, *Revista de Economia Política*, vol.30, pp.310-328, abril 2010.

OLIVEIRA, F.N.; PETRASSI, M. **Is inflation persistence over?** *BCB Working Paper 230*, Banco Central do Brasil, 2010.

ORENG, M. **Inflation Dynamics in Brazil: An empirical approach**, Manuscrito, EPGE, 2002.

PIVETTA, F.; REIS, R. **The persistence of inflation in the United States**, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31:1326-1358, 2007.

ROACHE, S. K. **Inflation persistence in Brazil- a cross country comparison**, *IMF Working Paper No. 14/55*, 2014.

SCHWARTZMAN, F. F. **Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados**, *Economia Aplicada* 10, 1413-8050, 2006.

SACHSIDA, A. **Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a Curva de Phillips no Brasil**, Texto para discussão, IPEA, 2013.

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. **The recent Brazilian disinflation process and costs**, *Working Paper Series 64*, Central Bank of Brazil, 2006.

9 Apêndice

9.1. PME Sintética

A série do desemprego da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), usada na maior parte dos trabalhos recentes acadêmicos sobre Brasil, foi interrompida em fevereiro de 2016. O IBGE a substituiu pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Mensal (PNAD), que tem seu início em março de 2012. O período reduzido da PNAD e o encerramento da PME antes de um interessante período de alta do desemprego nos motivou a criar uma série sintética da PME.

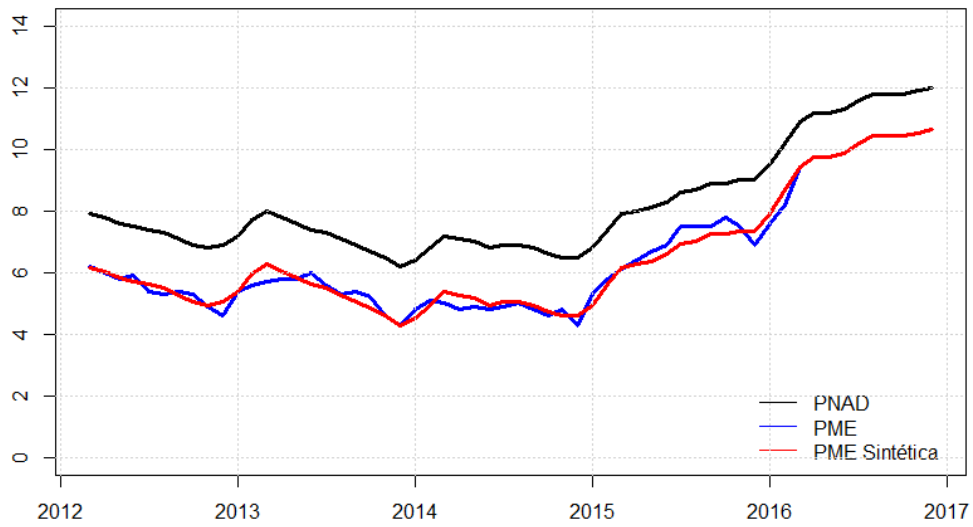
Através de uma regressão simples em MQO com a PNAD como variável explicativa, construímos a série da PME desde março de 2016 até o presente momento. Uma outra opção natural era reconstruir a PNAD para trás com base na PME, mas isso geraria um maior período artificial e os possíveis erros dessa série teriam um impacto maior nas nossas estimações.

Tabela 12: PME vs. PNAD

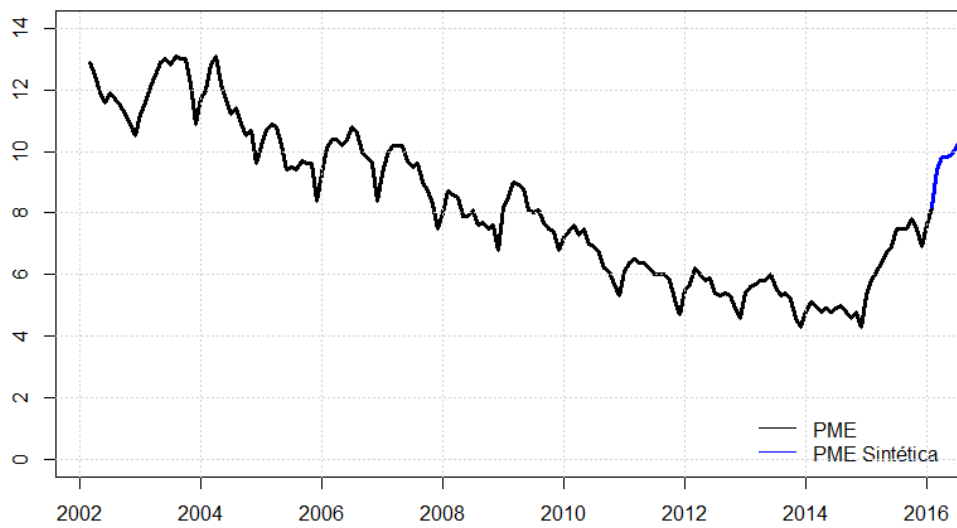
Variável Dependente: PME	
OLS	
Constante	-2.493*** (0.169)
PNAD	1.095*** (0.020)
Observations	58
R ²	0.981
Adjusted R ²	0.981
Residual Std. Error	0.265 (df = 56)
F Statistic	2,953.505*** (df = 1; 56)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Taxa de Desemprego (%)



PME Sintética (%)



9.2. Índice de Credibilidade

Um dos problemas mais comuns em modelos na forma reduzida é o viés de variáveis omitidas. No caso Curva de Phillips, é fácil supor que existem variáveis não observáveis que afetam tanto a inflação quanto as variáveis explicativas. A credibilidade é um exemplo claro desse caso e sua omissão é especialmente prejudicial, pois temos mudanças de regimes da autoridade monetária ao longo do tempo que podem impactar as expectativas significativamente. Para atenuar esse problema, incluímos uma variável *proxy* para credibilidade, $Cred_t$, no nosso modelo.

Essa variável foi construída através do desvio da meta da expectativa anual de inflação três anos à frente¹⁷. A hipótese que valida a *proxy* é que o horizonte em questão é distante o suficiente para não ser afetado pelos determinantes tradicionais da inflação de médio prazo como, política monetária, câmbio e inflação corrente, entre outros. Esse horizonte também está imune a expectativas de reajustes elevados de preços monitorados de médio prazo, como ocorreu em 2014. Nesse ano havia uma inflação represada, contagiando a expectativa do ano seguinte.¹⁸ Nesse horizonte, portanto, a formação da crença dos agentes depende exclusivamente da credibilidade do Banco Central. Se houver a crença que o BC irá perseguir a meta com seriedade a expectativa estará ancorada para esse período, pois sem quaisquer informações relevantes adicionais a meta será a melhor projeção.

A variável pode ser descrita como:

$$Cred_{t=} - K_t^2 ,$$

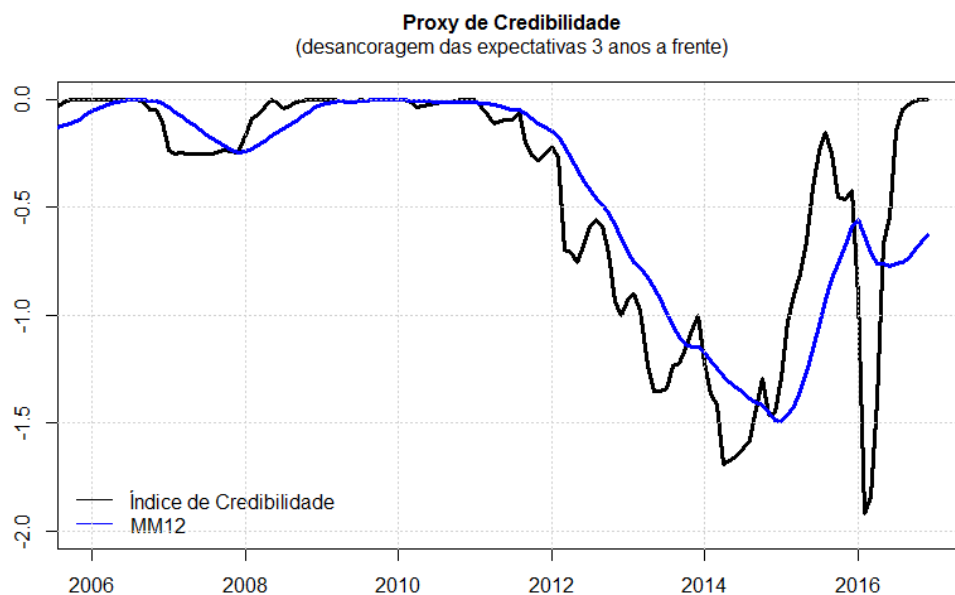
$$\text{Onde, } K_t = E_t \pi_{t+3} - Meta_{t+3},$$

¹⁷ Para evitar a descontinuidade da série citada construímos uma série móvel em t+3. Trata-se de uma combinação entre a expectativa anual em t+2 e t+3, com pesos crescentes para t+3 a medida que nos aproximamos do final do ano. Em dezembro, a expectativa em t+2 tem peso zero. Em janeiro, a expectativa em t+3 tem peso 1/12.

¹⁸ Em 2014 o governo aumentou seu grau de interferência impedindo o reajuste de diversos setores para manter a inflação baixa. Sabia-se que a contenção artificial dos preços administrados era insustentável, pois trazia problemas para diversos setores da economia. A principal distorção se deu no preço de energia elétrica, que foi reduzido em 20% em 2014 e normalizado no ano seguinte, tornando-se o item de maior contribuição para a inflação em 2015.

Ou seja, o desvio da expectativa anual três anos à frente no período.

O sinal negativo serve para que a variável tenha uma relação inversa com a inflação, caso contrário teria que ser interpretada como uma *proxy* para falta de credibilidade. A elevação ao quadrado do desvio da meta serve para tratar desvios para baixo (embora raros no Brasil) e para cima da mesma forma.



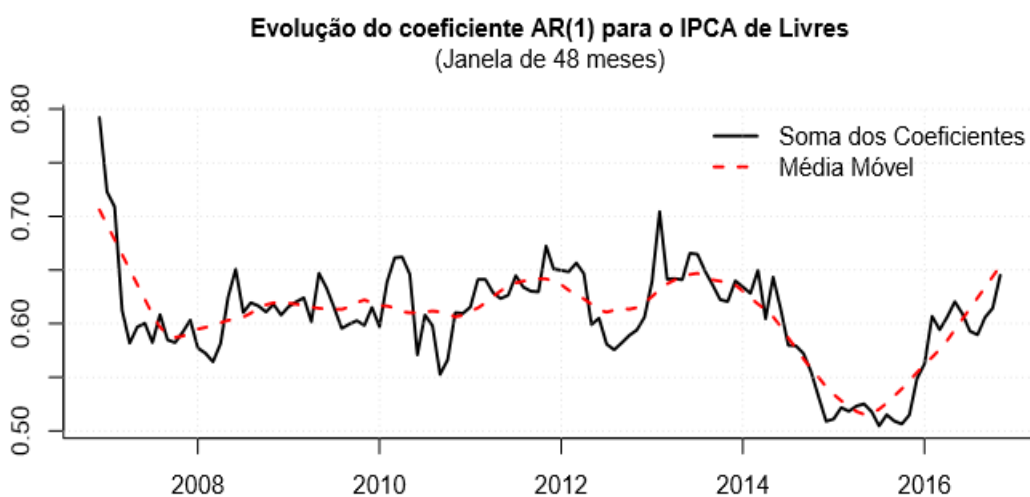
Vale notar a grande perda de credibilidade a partir de 2010 e a recuperação obtida desde 2014. O gráfico também revela uma recuperação efêmera da credibilidade em 2015, com a entrada do novo Ministro da Fazenda, Joaquim Levy e a expectativa de guinada à ortodoxia, que se perde rapidamente ao longo do ano. Por fim, fica clara a recuperação da credibilidade com a entrada do novo governo e da nova equipe econômica no início de 2016.

9.3. Modelos Univariados

Um dos métodos mais comuns para avaliar a variação da inércia é através de modelos univariados. Realizamos regressões em MQO com janelas móveis de 48 meses para avaliar a variação da soma dos coeficientes AR ao longo do tempo. Em geral, a literatura costuma usar um modelo AR(1) para analisar a variação da inércia. Esse modelo tem muitas vezes uma performance razoável e obviamente a vantagem da simplicidade. Optamos, porém, por focar em modelos ARIMA com dummies sazonais. Essa abordagem é mais flexível e nos permite capturar uma diversidade mais rica de padrões inerciais.

Preços Livres

O modelo que melhor captura o processo da série dos preços livres é o ARIMA (1,0,1)¹⁹. Estimando o modelo com sub períodos de 48 meses observamos a seguinte evolução do coeficiente AR(1).



A queda abrupta no início da amostra reflete a saída do efeito da eleição do Lula da janela amostral²⁰. Esse efeito é melhor controlado no nosso modelo

¹⁹ A escolha de todos os modelos dessa seção foi feita através da função `auto.arima` do R, que minimiza critérios de informação.

²⁰ No final de 2002, à medida que a vitória do presidente Lula ia se tornando mais clara, tivemos uma forte desvalorização do real, que levou a inflação a níveis bem acima do seu padrão no final de 2002 e em parte de 2003.

multivariado. No resto da amostra, podemos notar um aumento modesto do coeficiente até 2014, mas no período como um todo a aparência é de estabilidade.

Preços Não-Comercializáveis

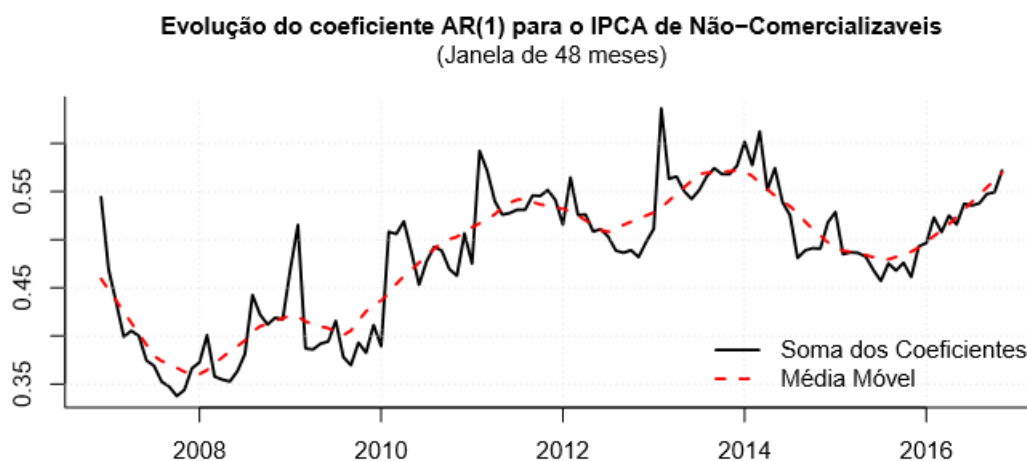
O modelo que melhor captura o processo da série dos preços não-comercializáveis é o ARIMA (2,0,0). Repetindo o processo da última seção encontramos a seguinte trajetória.



O “efeito Lula” é ainda maior nos comercializáveis, provavelmente porque esses bens são os mais sensíveis à variação cambial, omitida pelo modelo. No resto da amostra podemos observar uma queda inicial da soma dos coeficientes autoregressivos até 2010 e um aumento desses no resto da amostra.

Preços Não-Comercializáveis

O modelo que melhor captura o processo da série dos preços comercializáveis é o ARIMA (1,0,0). A evolução da soma dos coeficientes AR pode ser observada abaixo.



No caso dos preços não-comercializáveis, o problema do início da amostra volta a ocorrer. Vemos uma queda abrupta com a saída de 2003 da amostra. O resto do período, contudo, mostra uma trajetória clara de alta até 2014 e uma queda a partir desse ano. Vemos que a trajetória, nesse caso, não diverge muito do que observaremos através da nossa curva de Phillips.

9.4. Escolhas de Modelagem

Uma das grandes dificuldades desse trabalho se deu nas escolhas para a formação dos modelos, por exemplo, o número de defasagens, instrumentos e demais variáveis utilizadas, entre outras. O primeiro critério usado foi o de aproximar o máximo possível nosso modelo aos que compuseram nossa base teórica para esse trabalho, principalmente os modelos de Alves e Correa (2013) e Oreg (2002). Esse processo, porém, é dificultado pela falta de um consenso na literatura brasileira em respeito a diversas dessas escolhas, questão que é evidenciada por Schwartzman (2006), que explicita as nove principais escolhas de modelagem e estimação da Curva de Phillips e as numerosas abordagens utilizadas.

Um agravante desse problema é que o modelo se mostra extremamente sensível para essas escolhas. Pequenas mudanças de defasagem ou na escolha de instrumentos altera significativamente os resultados. Nossos resultados evidenciam isso, visto que o modelo foi calibrado ao redor das suas

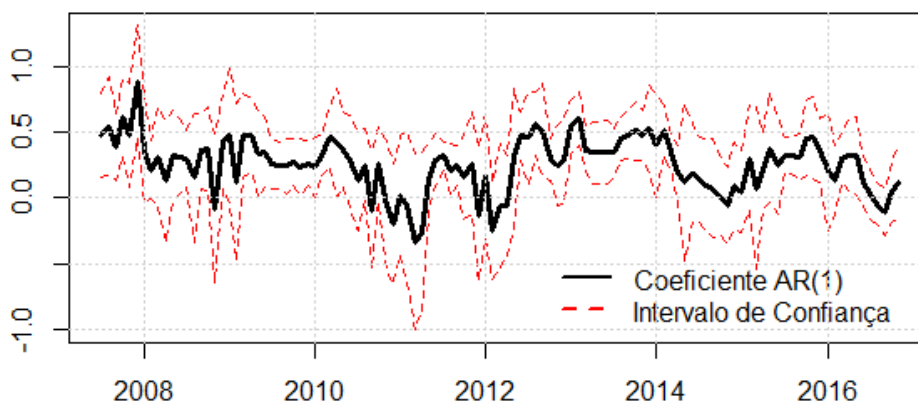
três primeiras versões e ao replicarmos essas escolhas para a metodologia clássica do modelo de expectativas racionais boa parte das variáveis perdeu a significância, exibindo a fragilidade supracitada. A boa notícia, porém, é que o coeficiente de inércia, que é exatamente o objeto de interesse desse trabalho, foi a exceção à regra, e mostrou-se bastante robusto.

9.5. GMM Com Expectativas Racionais e Janelas Móveis

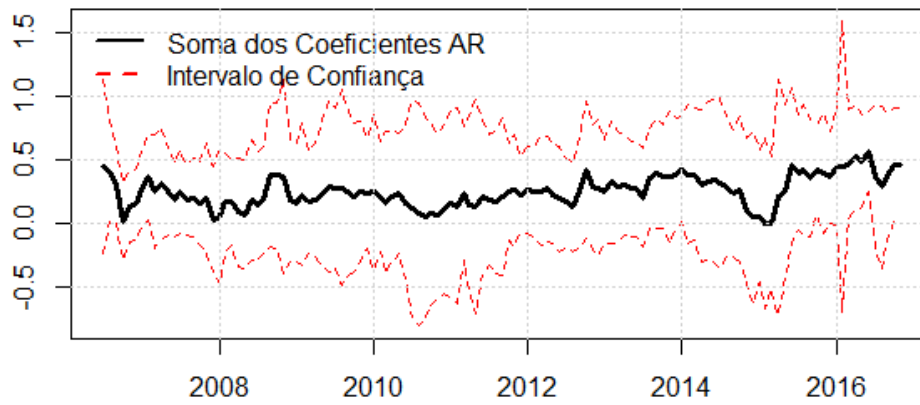
Embora tenhamos encontrado poucas diferenças no coeficiente médio ao longo da amostra toda, a dinâmica da inércia do modelo GMM de expectativas racionais difere da observada no modelo em MQO. Utilizando a mesma metodologia empregada no modelo da quarta seção desse trabalho, estimamos o modelo com janelas móveis de 48 meses para observar o comportamento da inércia ao longo do tempo.

De modo geral, o modelo de expectativas racionais com GMM apresentou muita volatilidade e resultados de difícil interpretação econômica no que se refere a trajetória do coeficiente de inércia. Em alguns casos, tivemos períodos de inércia negativa, o que diverge totalmente da evidência empírica brasileira. O único setor que apresentou a tendência observada nos demais modelos desse trabalho, com aumento da inércia ao longo da década e queda nos anos mais recentes foi o de bens não comercializáveis.

Evolução do coeficiente da Inércia para o IPCA de Livres
(Janela de 48 meses)



Soma dos Coeficientes AR para o IPCA de Comercializáveis
(Janela de 48 meses)



Evolução do coeficiente da Inércia para o IPCA de Não Comercializáveis
(Janela de 48 meses)

