

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

RAFAEL ZANDERER

**Assimetria da distribuição da mudança de preços relativos e inflação:
evidências para o Brasil**

Rio de Janeiro

2016

RAFAEL ZANDERER

Assimetria da distribuição da mudança de preços relativos e inflação:
evidências para o Brasil

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito parcial ao título de Mestre em Economia.

Orientador: Professora Dra. Viviane Luporini

Coorientador: Professor Dr. Luciano Vereda

RIO DE JANEIRO

2016

FICHA CATALOGRÁFICA

Z27 Zanderer, Rafael.

Assimetria da distribuição da mudança de preços relativos e inflação: evidências para o Brasil / Rafael Zanderer. - 2016.

52 f. ; 31 cm.

Orientadora: Viviane Luporini

Coorientador: Luciano Vereda

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia, 2016.

Referências: f. 44-45.

1. Inflação. 2. Assimetria. 3. Preços relativos. I. Luporini, Viviane, orient.

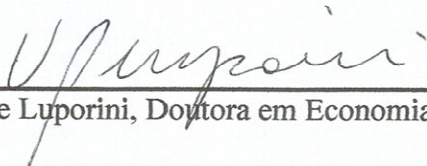
RAFAEL ZANDERER

Assimetria da distribuição da mudança de preços relativos e inflação:
evidências para o Brasil

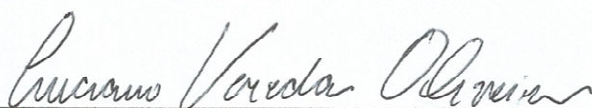
Dissertação de Mestrado apresentada ao
Programa de Pós-Graduação em Economia
da Indústria e Tecnologia, Instituto de
Economia, Universidade Federal do Rio de
Janeiro, como requisito parcial ao título de
Mestre em Economia.

Aprovada em:

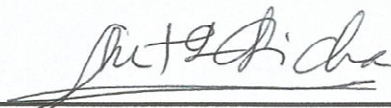
Banca Examinadora:



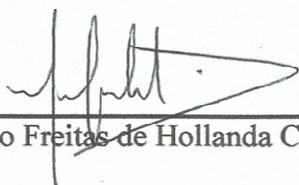
(Viviane Luporini, Doutora em Economia, Instituto de Economia/UFRJ)



(Luciano Vereda, Doutor em Economia, Instituto de Economia/UFF)



(Antonio Luis Licha, Doutor em Economia, Instituto de Economia/UFRJ)



(Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti, Doutor em Economia, IPEA)

Resumo

ZANDERER, Rafael. *Assimetria da distribuição da mudança de preços relativos e inflação: evidências para o Brasil*. 2016. 43 f. Dissertação (Mestrado em Economia da Indústria e Tecnologia) – Faculdade de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

A motivação deste trabalho é avaliar a relação vaticinada no modelo teórico apresentado por Ball e Mankiw (1995) para o caso brasileiro. Entre os critérios que o índice de inflação deve atender para a realização da pesquisa, destacamos a necessidade de podermos observá-lo na sua forma mais desagregada. Do contrário, pode-se especular sobre a possibilidade da agregação dos dados despontar como uma possível fonte de deterioração da qualidade das medidas que pretendemos estimar

Desta forma, trabalharemos com um índice de inflação ao produtor desagregado a dois e quatro dígitos e frequência mensal e tentaremos oferecer uma medida para o prejuízo que a utilização de dados desagregados a dois dígitos traz à nossa pesquisa.

Os resultados encontrados indicam que a nossa medida de assimetria pode responder por movimentos na taxa de inflação. Adicionalmente, mostramos que a utilização de dados desagregados a dois dígitos pode nos conduzir a conclusões equivocadas a respeito da relação entre assimetria e inflação.

Palavras-chave: Inflação. Assimetria. Preços relativos. Dados desagregados a dois dígitos. Dados desagregados a quatro dígitos.

Abstract

ZANDERER, Rafael. *Asymmetric distribution of relative price changes and inflation: evidence for Brazil*. 2016. 43 f. Dissertação (Mestrado em Economia da Indústria e Tecnologia) – Faculdade de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

This paper aims to test the relationship between asymmetric distribution of price changes and inflation brought out by Ball and Mankiw (1995) for Brazilian data. One of the most important criteria that price index must meet to achieve this goal is high degree of disaggregation otherwise we could speculate how low degree disaggregation could rise as a possible source of deterioration of the measures we want to estimate.

We work with a producer price index at the two-digit and four-digit level and monthly frequency so that we can offer a measure of the harm working with two-digit level can do to our research.

We find that that our measure of asymmetry can account for movements in inflation and that the utilization of a low disaggregated producer price index can lead to misleading conclusions about the true relationship between asymmetry and inflation.

Key words: Inflation. Asymmetry. Relative Prices. Two-digit disaggregated data. Four-digit disaggregated data

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Regressões das correlações parciais a dois dígitos: assimetria	19
Tabela 2 - Regressões das correlações parciais a dois dígitos: assimetria ponderada.....	20
Tabela 3 – Curva de Phillips a dois dígitos	22
Tabela 4 - Média do estimador da assimetria para DP1: média ponderada.....	27
Tabela 5 - Média do estimador da assimetria para DP2: média ponderada.....	27
Tabela 6 - Média do estimador da assimetria para DP3: média ponderada.....	27
Tabela 7 - Média do estimador da assimetria para DP1: IPA	28
Tabela 8 - Média do estimador da assimetria para DP2: IPA	28
Tabela 9 - Média do estimador da assimetria para DP3: IPA	28
Tabela 10- Média do estimador do desvio padrão para DP1: média ponderada	31
Tabela 11 - Média do estimador do desvio padrão para DP2: média ponderada	31
Tabela 12 - Média do estimador do desvio padrão para DP3: média ponderada	31
Tabela 13 - Regressões das correlações parciais a quatro dígitos: assimetria	34
Tabela 14 - Regressões das correlações parciais a quatro dígitos: assimetria ponderada	36
Tabela 15 - Curva de Phillips a quatro dígitos	37
Tabela 16 - Teste da qualidade da simulação	39
Tabela 17 – IPA por setores e por itens	47
Tabela 18 – Inflação, assimetria, desvio padrão, assimetria ponderada, desvio padrão ponderado (%).....	49
Tabela 19 - Tamanho do viés do estimador do desvio padrão	52
Tabela 20 – Tamanho do viés do estimador da assimetria.....	53

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Choque assimétrico à direita sem tendência inflacionária	14
Figure 2 – Choque simétrico com tendência inflacionária.....	17
Figura 3 – Fator de escala da assimetria	29
Figura 4 – Distribuição da mudança de preços relativos para dois casos extremos dentro da amostra	33

Sumário

1	Introdução.....	9
2	Revisão do modelo teórico	14
3	Medidas de assimetria.....	17
4	Resultados obtidos a partir dos dados desagregados a dois dígitos.....	18
4.1	Correlações parciais	18
4.2	Resultados obtidos a partir da estimação de uma Curva de Phillips.....	21
5	Simulação	23
5.1	Introdução	23
5.2	Construção da simulação	24
5.2.1	Agregação dos dados a partir de uma distribuição pré-determinada.....	24
5.2.2	Sobre a distribuição de entrada.....	25
5.2.3	Viés do estimador e resultados	26
6	Resultados obtidos a partir dos dados desagregados a quatro dígitos.....	32
6.1	Correlações parciais	32
6.2	Resultados obtidos a partir da estimação de uma Curva de Phillips.....	36
7	Conciliando os resultados observados a dois e quatro dígitos	37
8	Crítica de Bryan e Checcetti	40
9	Conclusão	42
10	Referências bibliográficas.....	45
11	Anexo	47

1 Introdução

Neste trabalho, estaremos interessados em avaliar o impacto que choques de oferta - entendidos como choques que desencadeiam mudanças nos preços relativos - exercem sobre o nível geral de preços. Pode-se argumentar, a princípio, ser logicamente falaciosa a tentativa de estabelecer uma relação entre uma mudança nos preços relativos e a inflação. Preços relativos deveriam refletir fatores reais da economia, enquanto a demanda, em particular à moeda, restaria a determinação do nível geral de preços. É ilustrativo que Milton Friedman, à época do primeiro choque do petróleo, tenha se perguntado “*why should the average level of all prices be affected significantly by changes in the prices of some things relative to others?*”¹.Adiante, Friedman atribui à superioridade da taxa de expansão monetária nominal relativamente ao ritmo de crescimento do produto o principal motor da inflação observada, sem deixar de considerar, contudo, que uma possível rigidez de preços fosse merecedora de atenção ao afirmar que “*thanks to delays in adjustment, the rapid rises in oil and food prices may have temporarily raised the rate of inflation somewhat*”.

As ideias de Friedman nos remetem a uma forma de pensamento pré-keynesiana. Desde então, muitos economistas trabalham com a possibilidade de existência de algum grau de rigidez nominal na economia. Se houvesse uma teoria capaz de justificar essa rigidez, ela nos serviria de suporte para afirmar que choques de oferta podem afetar o nível geral de preços no curto-prazo.

Vining e Elwertowski (1976) apontaram para a existência de uma possível relação entre a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos e o nível geral de preços, sem, contudo, desenvolver uma teoria capaz de explicá-la. Observaram os autores que “*the shape of the distribution of individual price changes [...] is generally highly skewed and asymmetrical; and there are at least suggestions in the data that the direction of skew is the same as the direction of change in the rate of inflation*”.

Mais recentemente, Ball e Mankiw (1995) ofereceram uma explicação para a existência daquela relação e sugeriram haver uma relação de causalidade que correria da assimetria da distribuição da mudança de preços relativos para a inflação. A teoria, à qual se atribuiu o nome de “custos de menu”, é intuitivamente simples e se apoia na ideia segundo a qual os ofertantes de bens e serviços somente reajustam seus preços

¹ “*Perspective on Inflation*”, por Milton Friedman, *Newsweek*, 24 de Junho de 1974.

quando existem incentivos para tanto. Como, em última instância, os empresários estão preocupados com o resultado financeiro dos seus negócios, eles somente o farão quando os ganhos decorrentes do realinhamento de preços forem superiores às perdas de manter-se inerte diante do aumento ou diminuição da demanda ou diante de um choque de oferta. Na ausência de restrições ao processo de reajuste de preços, um choque de oferta deveria levar algumas firmas a reajustar seus preços para cima, outras tantas a reajustar seus preços para baixo, de modo que o efeito líquido sobre o nível geral de preços seria nulo. É exatamente a introdução de restrições ao processo de reajuste de preços que serve de chave para explicarmos o motivo pelo qual alterações nos preços relativos afetarão a inflação.

De certo, suponhamos que a entressafra da produção de alimentos estenda-se por um período suficientemente grande para tornar sua oferta relativamente escassa à demanda, pressionando para cima o preço dos alimentos agrícolas (PA). A queda na renda disponível das famílias decorrente do aumento dos preços dos alimentos agrícolas deveria exercer, por sua vez, uma pressão baixista sobre os preços dos outros bens (PO), mantendo o nível de preços, definido como $P = \theta PA + (1 - \theta) PO$, estável, a despeito da mudança nos preços relativos. Contudo, assumindo certo grau de rigidez nos preços dos outros bens, não há razão para crer que o choque de oferta não afetará a inflação, isto é, se ao aumento do preço dos alimentos agrícolas não se seguir uma diminuição (proporcional) do preço dos outros bens, o choque de oferta deverá impactar positivamente a inflação.

Concluirmos pela existência de relação entre alterações nos preços relativos – mais precisamente, a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos, conforme veremos mais a frente – e inflação nos ofereceria um indício que apontaria para a existência de rigidezes nominais na economia estudada. Isto é particularmente interessante para o caso brasileiro. Após a realização de uma pesquisa de campo, afirma o Banco Central, no Relatório de Inflação do mês de dezembro do ano de 2015 que “considerando a média da economia, os dados sugerem que há importante rigidez nominal no Brasil”.

Desde a inauguração da teoria que propõe que a direção da causalidade entre a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos e a inflação vai da primeira para a segunda, é possível mapear na literatura sobre o tema diversos estudos que se empenharam em aferir empiricamente a relação predita pelo modelo.

Com dados desagregados a quatro dígitos da inflação de preços ao produtor (PPI na sigla em inglês) para as indústrias americanas, cujo número variou entre 213, em 1949, ano inicial da amostra, e 343, em 1989, ano final da amostra, Ball e Mankiw (1995) encontraram fortes evidências para a existência de relação positiva entre inflação e assimetria da distribuição da mudança de preços relativos. Este resultado é válido para simples correlações entre inflação e assimetria, controlando-se para a presença de inércia inflacionária, bem como dentro de um contexto de estimação de uma Curva de Phillips. Outros trabalhos empíricos dão suporte adicional às conclusões realizadas em Ball e Mankiw (1995).

Para reparar a crítica feita por Bryan e Cecchetti (1996) à teoria desenvolvida por Ball e Mankiw (1995), qual seja, que a média e a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos aos produtores estariam relacionadas por construção, Amano e Macklem (1997) empregam, ao invés da tradicional medida de inflação ao produtor, o deflator implícito do PIB como variável dependente na Curva de Phillips e também concluem haver fortes indícios de uma relação positiva entre a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos aos produtores - medida através do índice de preços ao produtor industrial (IPPI na sigla em inglês) para um número de indústrias que variou entre 77 no primeiro intervalo da amostra (1962 a 1971) e 119 no último intervalo (1982 a 1994) - e a inflação canadense.

Aucremanne *et al.* (2002) e Caraballo *et al.* (2009) chegam a conclusões que vão na mesma direção para a economia belga e para a economia espanhola, respectivamente.

Enquanto alguns autores tendem a enfatizar a direção de causalidade da assimetria para a inflação, Rátfai (2004) estima um modelo VAR estrutural (SVAR) bivariado para a inflação e assimetria para controlar para a possibilidade da assimetria não ser exógena à variação da inflação. Dispondo de dados desagregados ao nível individual, o autor estima um SVAR bivariado para cada um dos 27 itens que compõe sua amostra e conclui que a assimetria responde por uma parcela significativa da flutuação da inflação húngara com uma defasagem de 2 a 5 meses.

Encontramos na literatura econômica brasileira estudos que pretendem testar a relação da inflação com a inflação passada, com a variabilidade da taxa de inflação, bem como com a dispersão dos preços relativos². Não encontramos, contudo, estudos brasileiros que tenham se proposto a analisar a relação entre a assimetria da distribuição

² Ver Moura da Silva e Kadota (1982), Landau e Peixoto (1992) e Matos (2010).

da mudança de preços relativos e a inflação. Abaixo, propomos realizar esse teste para o caso brasileiro.

A motivação deste trabalho é avaliar a relação vaticinada no modelo teórico apresentado por Ball e Mankiw (1995), isto é, a existência de relação entre a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos e a inflação para o Brasil. Idealmente, desejamos obter um índice de inflação que atenda a três critérios: (i) deve refletir as mudanças nos preços de oferta do país, pois são os produtores que primeiro recebem o choque econômico; (ii) o índice deve estar disponível para o maior número de indústrias possível, ou seja, de forma bastante desagregada e abrangente, para que a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos estimada possa espelhar de forma segura a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos ao produtor da economia e; (iii) deve cobrir um período razoavelmente longo para que os dados possam variar.

No Brasil, os índices que melhor atendem ao primeiro critério são o Índice de Preços ao Produtor (IPP), divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA), divulgado pelo Instituto Brasileiro de Economia (IBRE). O primeiro índice, contudo, não atende a contento aos segundo e terceiro critérios mencionados. De fato, o ponto inicial da série do IPP é dezembro de 2009 e abrange apenas a indústria de transformação. Adicionalmente, os dados só estão disponíveis a dois dígitos.

O IPA, por sua vez, atende aos três critérios. Acontece, no entanto, que a informação do índice em sua forma mais desagregada não é pública, o que dificulta o acesso aos dados desejados. Desta forma, trabalharemos com dados desagregados a dois e quatro dígitos e frequência mensal e tentaremos oferecer uma medida para o prejuízo que a utilização de dados desagregados a dois dígitos traz à nossa pesquisa.

Ademais, a relação positiva entre assimetria e inflação se deve a existência de rigidezes nominais tais que ajustes de preços decorrentes de algum choque sofrido pela economia não são completos no curto-prazo. Por tratar-se, portanto, de rigidezes que prevalecem no curto-prazo, a disponibilidade de dados de frequência mensal pode configurar uma vantagem relativamente aos dados de frequência anual. No entanto, a ausência de dados a níveis de desagregação mais elevados pode suscitar a dúvida sobre a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos estimada refletir fidedignamente a assimetria real.

Impossibilitados de obter um índice de inflação que atendesse simultaneamente aos três critérios citados, alguns autores se utilizaram de índices de inflação que combinaram ao menos dois critérios. Döpke e Pierdzioch (2001), já citados, utilizaram o IPPI alemão que abrangeu entre 28 e 32 indústrias entre 1969 e 2000. Assarsson (2004), por sua vez, optou por utilizar o índice de preços ao consumidor sueco (CPI, na sigla em inglês) para avaliar a relação predita, muito provavelmente para privilegiar a desagregação do índice. Assim também o fizeram mais recentemente Caraballo e Usabiaga (2009) com dados de frequência mensal para o caso espanhol.

A utilização de índices de preço ao consumir para fins de estimação da assimetria da distribuição não vai, no entanto, sem algumas complicações. Se a assimetria observada da distribuição da mudança de preços relativos ao produtor de fato exerce alguma influência sobre a inflação ao produtor, então é razoável supormos que a mesma assimetria também deve exercer influência sobre a inflação ao consumidor. Amano e Macklem (1997) estimam que os efeitos da assimetria da distribuição da mudança de preços relativos ao produtor tendem a ser mais sutis à medida que nos afastamos de índices de inflação ao produtor e caminhamos para índices que medem a variação de preços de bens finais, uma vez que a parcela das despesas com insumos no custo total tende a diminuir.

Não é óbvio, contudo, o motivo pelo qual a assimetria na distribuição da mudança de preços ao produtor acarretaria em uma assimetria na distribuição da mudança de preços ao consumidor. Portanto, aqueles que optam por fazer uso de um índice de preços ao consumidor para o cálculo da medida de assimetria devem enfrentar um trade-off entre dados mais desagregados, por um lado, e dados que espelham menos fielmente a assimetria do choque que se distribui pela economia.

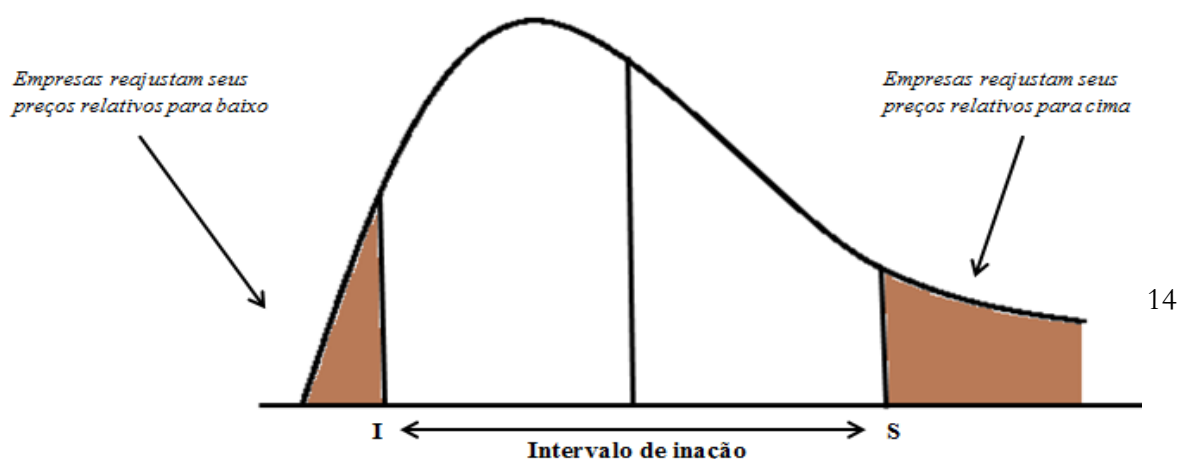
Este trabalho se organiza da seguinte maneira. A seção 2 oferece uma revisão do modelo teórico proposto por Ball e Mankiw (1995) que prevê que a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos pode responder por movimentos na taxa de inflação. Assim como no trabalho seminal, avaliamos, inicialmente, a relação entre assimetria e inflação através de correlações simples entre inflação e assimetria, controlando para a presença de inércia inflacionária, e evoluímos para a estimação de uma Curva de Phillips. Para fins de estimação da Curva de Phillips, Ball e Mankiw (1995) utilizam o desemprego involuntário como *proxy* para a medida de ciclo econômico. Neste trabalho, utilizamos o hiato do produto como *proxy* para o ciclo.

Adicionalmente, a frequência dos dados utilizados neste trabalho é mensal, enquanto que a frequência dos dados utilizados no trabalho seminal é anual. A terceira seção discorre brevemente sobre os dados utilizados e a medida de assimetria que utilizaremos para avaliar a relação predita pelo modelo teórico. A seção 3 expõe os resultados obtidos a partir da utilização dos dados desagregados a dois dígitos. Realizamos, na quarta seção, uma simulação que pretende oferecer uma medida para o prejuízo que a utilização dos dados desagregados a dois dígitos provocam à nossa pesquisa. A quinta seção expõe os resultados obtidos a partir da utilização dos dados desagregados a quatro dígitos, enquanto que a sexta seção concilia os resultados obtidos a partir da utilização dos dados a dois e quatro dígitos. A sétima seção, por sua vez, discorre sobre a crítica realizada por Bryan e Cecchetti (1996) à teoria desenvolvida por Ball e Mankiw e responde até que ponto a crítica pode ser aplicada a este trabalho. Finalmente, a oitava seção conclui a pesquisa.

2 Revisão do modelo teórico

Para desenvolvermos a intuição que reside por trás do modelo teórico, suponhamos que a economia receba um choque de oferta cuja distribuição é assimétrica à direita, conforme podemos observar na **Figura 1**. Na ausência de rigidezes nominais, algumas firmas reajustariam seus preços relativos para cima, outras tantas reajustariam seus preços relativos para baixo, ambos os movimentos se compensariam e o impacto do choque sobre a inflação seria nulo. A existência de rigidezes nominais, por sua vez, estabelece um intervalo dentro do qual algumas empresas manter-se-ão inertes diante do choque, isto é, optarão por não reajustar seus preços relativos. Uma vez que o número de firmas que reajustam seus preços relativos para cima é superior ao número de firmas que reajustam seus preços relativos para baixo, a assimetria à direita do choque deveria exercer efeito positivo sobre a inflação. Fosse o choque assimétrico à esquerda, esperar-se-ia que seu efeito sobre a inflação fosse negativo.

Figura 1 – Choque assimétrico à direita sem tendência inflacionária



Formalmente, no modelo teórico desenvolvido por Ball e Mankiw (1995), a economia é dividida em um contínuo de indústrias que compreendem, cada uma, um contínuo de firmas monopolistas. Assume-se que as firmas de uma mesma indústria desejam todas o mesmo preço. Suponhamos que a economia receba um choque ε (poderíamos imaginá-lo como um choque de oferta, um choque de preferências, etc.) que motiva as firmas de uma indústria a desejarem um novo preço, em logaritmo natural, igual a ε , compatível com seus esforços de lucrar, que vigoraria não fosse a necessidade de empenhar recursos para mudá-lo. Representaremos por Z os custos que devem ser incorridos pelas firmas para mudar de preço. O choque ε se distribui entre as indústrias conforme uma função densidade de probabilidade dada por $f(\varepsilon)$ com média igual a zero. Assume-se, portanto, que o impacto do choque sobre o nível geral de preços é nulo quando os preços são flexíveis, isto é, não existe tendência inflacionária.

Adicionalmente, o preço anterior ao choque cobrado pelas indústrias é, em logaritmo natural, igual a zero, quando normalizado. Desta forma, ε , a inflação desejada em cada indústria após o choque, passa a ser o argumento da função de perda da firma que não reajuste seu preço. Assume-se que essa função é quadrática e igual a ε^2 . A firma reajustará seu preço sempre que $\varepsilon^2 > Z$ ou quando $|\varepsilon| > \sqrt{Z}$. Dito de outra forma, a firma reajustará seu preço sempre que os custos de manter-se inerte diante de um choque forem maiores que os custos relacionados ao reajuste. Os custos incorridos pelas firmas para reajustar seus preços são, contudo, distribuídos de forma heterogênea dentro de uma indústria e têm função de distribuição acumulada igual a $H_{\sqrt{Z}}(z) = P(\sqrt{Z} \leq z)$, o que implica que nem todas as firmas dentro de uma indústria reajustarão seus preços diante do choque sofrido pela economia. A inflação em uma determinada indústria é, por sua vez, igual ao preço desejado por ela após o choque multiplicado pelo percentual de firmas que reajustarão seus preços, isto é, $\varepsilon * H_{\sqrt{Z}}(|\varepsilon|) = \varepsilon * P(\sqrt{Z} \leq |\varepsilon|)$. A inflação da economia será a soma das inflações em cada indústria ponderada pela probabilidade de observá-las:

$$\pi = \int_{-\infty}^{+\infty} \varepsilon P(\sqrt{Z} \leq |\varepsilon|) f(\varepsilon) d\varepsilon$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{-\infty}^0 \varepsilon P(\sqrt{Z} \leq -\varepsilon) f(\varepsilon) d\varepsilon \\
&\quad + \int_0^{+\infty} \varepsilon P(\sqrt{Z} \leq \varepsilon) f(\varepsilon) d\varepsilon \\
&= \int_0^{+\infty} -\varepsilon P(\sqrt{Z} \leq \varepsilon) f(-\varepsilon) d\varepsilon \\
&\quad + \int_0^{+\infty} \varepsilon P(\sqrt{Z} \leq \varepsilon) f(\varepsilon) d\varepsilon = \int_0^{+\infty} \varepsilon P(\sqrt{Z} \leq \varepsilon) [f(\varepsilon) - f(-\varepsilon)] d\varepsilon
\end{aligned}$$

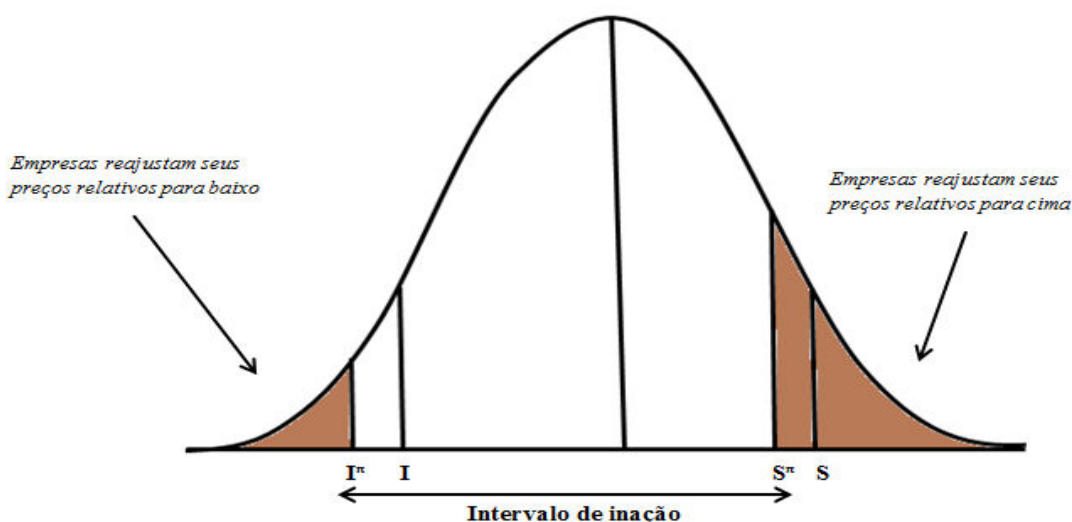
Quando todas as firmas reajustam seus preços diante do choque ou, equivalentemente, quando $P(\sqrt{Z} \leq |\varepsilon|) = 1$, a inflação reduz-se a $\pi = \int_{-\infty}^{+\infty} \varepsilon f(\varepsilon) d\varepsilon$ que, por hipótese, é igual a zero. Quando, no entanto, a necessidade de se incorrer em despesas impõe uma restrição ao processo de reajuste de preços por parte das firmas de modo que vale $P(\sqrt{Z} \leq |\varepsilon|) < 1$, deve estar claro pela última igualdade acima que a inflação será positiva quando a função densidade de probabilidade do choque for assimétrica à direita, negativa quando a função de distribuição for assimétrica à esquerda e zero quando a distribuição do choque for simétrica.

Resumidamente, *espera-se que a inflação seja diferente de zero toda vez que o choque recebido pela economia não for simétrico em um contexto onde as firmas devem pagar para reajustar seus preços. A variância do choque, apesar de não exercer efeito independente sobre a inflação, amplificaria os efeitos da assimetria sobre a inflação* (Mankiw e Ball, 1995). Essas hipóteses serão testadas neste trabalho.

É possível, ainda, adicionarmos tendência inflacionária ao modelo (Mankiw e Ball, 1994). Conforme salientam Amano e Macklem (1997), a introdução de tendência inflacionária positiva faz com que a distribuição da mudança de preços relativos seja naturalmente assimétrica. A intuição é simples e pode ser visualizada na **Figura 2**. Na presença de inflação, as firmas que desejam ajustar seus preços relativos para cima têm mais incentivos para fazê-lo do que firmas que desejam ajustar seus preços relativos para baixo, uma vez que a inflação faz parte do trabalho para as últimas. Desta forma, a quantidade de firmas que ajustam seus preços relativos para cima é maior que a quantidade de firmas que ajustam seus preços relativos para baixo na presença de inflação, mesmo que o choque recebido pela economia seja simétrico. O aumento da variância da distribuição das mudanças de preços relativos amplia a diferença entre o número de empresas que ajustam seus preços relativos para baixo e o número de

empresas que ajustam seus preços relativos para cima. A variância da distribuição da mudança de preços relativos exerceria, neste caso, efeito independente sobre a inflação. Essa hipótese também será testada.

Figure 2 – Choque simétrico com tendência inflacionária



3 Medidas de assimetria

Valemo-nos do Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) disponível a dois e quatro dígitos para construirmos nossa medida de assimetria. A amostra contempla um período que se inicia em janeiro de 2000, primeiro ano de vigência integral do Regime de Metas para Inflação, adotado formalmente em 30 de junho do ano anterior, e termina em dezembro de 2014. A frequência dos dados é mensal, o que é particularmente propício à teoria que desejamos testar, qual seja, que choques de oferta assimétricos recebidos pela economia afetam a inflação no curto-prazo quando estão presentes rigidezes que oferecem obstáculo ao processo de reajuste de preços.

O número de setores contemplados pelos dados apresentados a dois dígitos é sempre igual a 26 dentro do período amostral e compreende as indústrias extrativa, a indústria de transformação e a indústria de produção agropecuária. São exemplos encontrados nos dados a dois dígitos os setores de produtos alimentícios e bebidas, produtos do fumo, produtos têxteis, etc.³ O número de itens contemplados pelos dados apresentados a quatro dígitos, maior nível de desagregação para o qual se calculam números índices, variou entre 226 em janeiro do ano 2000 e dezembro de 2007, 312

³ Ver anexo estatístico para a lista dos 26 setores contemplados pelo IPA.

entre janeiro de 2008 e março de 2010 e 316 entre abril de 2010 e dezembro de 2014. São exemplos encontrados nos dados a quatro dígitos itens como tomate, gasolina automotiva, celulose, etc.⁴

São duas as medidas que utilizaremos para medir a assimetria. A primeira, à qual nos referiremos como assimetria, é dada por:

$$m^3/s^3,$$

tal que $m^3 = \sum_i (x_i - \mu)^3/n$, $s = \sqrt{\frac{\sum_i (x_i - \mu)^2}{n-1}}$ e μ é a média amostral. O desvio padrão será medido por s .

A segunda, à qual nos referiremos como assimetria ponderada, é dada por:

$$z^3/w^3,$$

tal que $z^3 = \sum_i \omega_i (x_i - \mu)^3/n$, $w = \sqrt{\frac{\sum_i \omega_i (x_i - \mu)^2}{n-1}}$, μ é a média amostral e ω_i o peso que cada indústria i exerce no índice de inflação. O desvio padrão ponderado será medido por w .

As estatísticas calculadas para a assimetria, desvio padrão, assimetria ponderada, desvio padrão ponderado, bem como a inflação calculada pelo IPA, podem ser visualizadas no anexo estatístico.

4 Resultados obtidos a partir dos dados desagregados a dois dígitos

Nesta seção, exporemos os resultados obtidos a partir da utilização dos dados desagregados a dois dígitos. Daqui para frente, tentaremos oferecer uma resposta à seguinte pergunta: a assimetria pode explicar movimentos na taxa de inflação mensal? Para tanto, faremos, inicialmente, uma análise da correlação entre a inflação, desvio padrão e assimetria, a fim de iniciarmos o teste sobre a validade da teoria que estamos a investigar. Posteriormente, estimamos uma Curva de Phillips e adicionamos o hiato do produto às análises de correlação.

4.1 Correlações parciais

Apresentamos, na **Tabela 1**, os resultados obtidos a partir da utilização dos dados desagregados a dois dígitos, bem como da medida de assimetria não ponderada. A

⁴Ver anexo estatístico para a lista dos 340 itens contemplados pelo IPA.

primeira coluna apresenta nossa equação de *benchmark* que regride a inflação mensal medida pelo IPA contra a inflação registrada no período imediatamente anterior. As equações 2 e 3 adicionam à primeira equação, respectivamente, as variáveis explicativas desvio padrão e assimetria, enquanto que a equação quatro adiciona ambas as variáveis à inflação defasada em um período. As equações 3 e 4 confirmam aquilo que esperávamos, isto é, uma relação estatisticamente significativa entre a assimetria do choque recebido pela economia e a inflação. A segunda e quarta equações sugerem haver uma relação positiva entre o segundo momento do choque recebido pela economia e a inflação ao produtor, muito embora o desvio padrão seja estatisticamente significativo a 5% em apenas uma das ocasiões.

Tabela 1 – Regressões das correlações parciais a dois dígitos: assimetria

Variável dependente: inflação						
Assimetria						
	eq01	eq02	eq03	eq04	eq05	eq06
C	-0.000672 (0.0020)	-0.003167 (0.0022)	-0.001582 (0.0019)	-0.002797 (0.0021)	-0.001637 (0.0019)	-0.005546 (0.0031)*
INF(-1)	0.679382 (0.0537)***	0.663242 (0.0529)***	0.642406 (0.0520)***	0.639133 (0.0519)***	0.642602 (0.0522)***	0.627617 (0.0582)***
DP		0.138990 (0.0486)***		0.075149 (0.0512)		0.286214 (0.1596)*
ASSIMETRIA			0.001589 (0.0004)***	0.001355 (0.0004)***	0.001448 (0.0005)***	0.002376 (0.0006)***
DP*ASSIMETRIA					0.004972 (0.0129)	-0.058942 (0.0354)*
<i>Observações:</i>	179	179	179	179	179	179
<i>R² Ajustado:</i>	0.5608	0.5791	0.5996	0.6024	0.5975	0.6104
<i>Estatística F:</i>	18.4832	18.4932	20.0368	18.9769	18.6140	18.4288
<i>LM(12):</i>	0.2546	0.2095	0.2173	0.2012	0.2978	0.0758
<i>ARCH(12):</i>	0.6998	0.5471	0.6723	0.5723	0.6684	0.3479

OBS1: (***)p-valor inferior a 1% (**p-valor inferior a 5% (*p-valor inferior a 10%

OBS2: erros-padrão em parênteses.

OBS3: a partir desta tabela, LM(12) se refere à aplicação do teste LM com defasagem igual a 12 para o diagnóstico da presença de correlação serial e ARCH(12) se refere à aplicação do teste ARCH com defasagem igual a 12 para o diagnóstico da presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva. Quando rejeitamos a hipótese de ausência de correlação serial e/ou heterocedasticidade, estimamos a matriz de variância e covariância a partir da utilização do estimador de Newey-West (1987). O número de defasagens escolhido para a realização de ambos os testes é igual à periodicidade dos dados. A fim de minimizarmos as chances de aceitarmos as hipóteses nulas, o nível de significância estabelecido é igual a 10%.

Todas as regressões deste trabalho foram estimadas com *dummies* mensais e com uma *dummie* para Novembro de 2002, período que antecede a chegada de Luiz Inácio Lula da Silva à presidência.

À primeira equação, adicionamos a assimetria e uma variável que interage a assimetria e o desvio-padrão. Esta última variável pretende aferir a possibilidade dos efeitos da assimetria sobre a inflação serem amplificados pelo tamanho do desvio padrão do choque. Os resultados estão dispostos na quinta equação. O sinal da variável

é o previsto pela teoria. No entanto, a variável não é estatisticamente significativa. Finalmente, a equação 6 projeta a taxa de inflação sobre todas as variáveis explicativas utilizadas nas cinco equações anteriores. Os resultados desta equação reforçam a conclusão segundo à qual a assimetria pode contribuir para explicar os movimentos da taxa de inflação. A contribuição para a qualidade do ajuste da regressão da inclusão do desvio-padrão, da assimetria e da interação entre os dois na equação de *benchmark* é modesta, em torno de 5 pontos percentuais.

Perguntamo-nos se os resultados obtidos acima resistem ao peso que cada indústria exerce no índice de inflação⁵. Para respondermos a essa questão, apresentamos, na **Tabela 2**, os resultados obtidos a partir da utilização dos dados desagregados a dois dígitos, bem como da medida de assimetria e desvio-padrão ponderados. A leitura da Tabela 2 deve ser realizada de forma idêntica à leitura da tabela que a precede.

Os resultados são muito semelhantes àqueles encontrados na Tabela 1. Aparentemente, a relação estatística que queremos observar resiste à medida alternativa de assimetria. É este o resultado que observamos na terceira, quarta, quinta e sexta equações. Adicionalmente, o desvio padrão ponderado é significativo em duas de três ocasiões, enquanto que o estimador associado à variável que interage o desvio padrão ponderado e a assimetria ponderada nos fornece um sinal contrário àquele que esperávamos. Por fim, a contribuição para a qualidade do ajuste da regressão da inclusão do desvio-padrão ponderado, da assimetria ponderada e da interação entre os dois vetores na equação de *benchmark* é superior à registrada pelos momentos não ponderados, em torno de 10 pontos percentuais.

Tabela 2 - Regressões das correlações parciais a dois dígitos: assimetria ponderada

Variável dependente: inflação						
Assimetria ponderada						
	eq01	eq02	eq03	eq04	eq05	eq06
C	-0.000672 (0.0020)	-0.004064 (0.0021)*	-0.001791 (0.0018)	-0.003427 (0.0020)*	-0.001790 (0.0019)	-0.006181 (0.0024)***
INF(-1)	0.679382 (0.0537)***	0.656019 (0.0516)***	0.604419 (0.0498)***	0.602654 (0.0493)***	0.604305 (0.0741)***	0.592019 (0.0643)***
DP_POND		0.233137 (0.0564)***		0.123364 (0.0570)**		0.336368 (0.1160)***

⁵ Os pesos atribuídos a cada indústria foram obtidos junto às notas de alteração de ponderações do IPA publicadas pelo IBRE. As alterações de peso de cada indústria ao longo do período observado foram respeitadas.

ASSIMETRIA_POND			0.002253 (0.0004)***	0.001934 (0.0004)***	0.002280 (0.0005)***	0.003211 (0.0005)***
DP_POND*ASSIMETRIA_POND					-0.000964 (0.0090)	-0.064086 (0.0222)***
<i>Observações:</i>	179	179	179	179	179	179
<i>R² Ajustado:</i>	0.5608	0.5998	0.6437	0.6515	0.6415	0.6675
<i>Estatística F:</i>	18.4832	20.0556	23.9671	23.1847	22.2339	23.3328
<i>LM(12):</i>	0.2546	0.2206	0.2205	0.1370	0.2211	0.0693
<i>ARCH(12):</i>	0.6998	0.4497	0.9740	0.8978	0.9744	0.6475

OBS1: (***)p-valor inferior a 1% (**)p-valor inferior a 5% (*)p-valor inferior a 10%

OBS2: erros-padrão em parênteses.

4.2 Resultados obtidos a partir da estimação de uma Curva de Phillips

Nesta seção, adicionamos ao nosso modelo o controle habitualmente encontrado na literatura empírica para uma regressão tal que a variável dependente é a taxa de inflação, isto é, incluímos uma medida de ciclo econômico (também chamado de hiato do produto). Diferentemente do trabalho seminal, em que a *proxy* utilizada para a medida de ciclo foi o desemprego, empregaremos, neste estudo, o filtro HP (1996) sobre o monitor do PIB dessazonalizado, série divulgada pelo IBRE. Se encararmos a inflação passada como uma *proxy* para as expectativas de inflação, então poderemos interpretar a assimetria, depois de incluída a variável de ciclo, como uma possível medida para um choque de oferta, que desloca a curva que nos informa o *trade-off* entre inflação e desemprego. Os resultados são expostos na **Tabela 3**.

Repetimos, por conveniência, na primeira coluna, a equação de *benchmark*. A segunda equação adiciona nossa medida de ciclo à primeira equação. O sinal do coeficiente é, como esperado, positivo e significativo. A terceira e quarta equações regridem a inflação contra a inflação passada, a medida de ciclo, a assimetria, no caso na terceira, e a assimetria ponderada, no caso da quarta. Os coeficientes são, mais uma vez, significativos e os sinais os esperados.

As equações 5 e 6 endossam a avaliação feita até o momento. Regredimos, na quinta equação, a inflação contra a inflação passada, segundo e terceiro momentos do choque, medidos sem ponderação, a variável de interação entre os dois, bem como o hiato do produto. Mais uma vez, a assimetria é significativa. Assinalamos que o coeficiente associado ao desvio padrão também é significativo e apresenta o sinal esperado. A média da assimetria observada dentro da amostra de dados desagregados a dois dígitos é igual a 0.53. Para o coeficiente estimado para a assimetria, esta média

adicionaria 0.12 pontos percentuais à inflação ou 17% da inflação média observada no período.

Repetimos, na sexta equação, o exercício realizado na quinta equação, agora levando em consideração os pesos que cada indústria exerce no índice de inflação. Mais uma vez, a assimetria é estatisticamente significativa. Também o é o desvio-padrão, que apresenta o sinal que esperávamos.

Assinalamos que o sinal associado a variável de interação é negativo e estatisticamente significativo nas duas últimas equações, contrariando o que é previsto pela teoria.

Tabela 3 – Curva de Phillips a dois dígitos

Variável dependente: inflação						
Assimetria e assimetria ponderada						
	eq01	eq02	eq03	eq04	eq05	eq06
C	-0.000672 (0.0020)	0.000114 (0.0020)	-0.000848 (0.0019)	-0.001216 (0.0018)	-0.005403 (0.0028)*	-0.005989 (0.0023)**
INF(-1)	0.679382 (0.0537)***	0.611780 (0.0559)***	0.595010 (0.0543)***	0.569637 (0.0519)***	0.569105 (0.0645)***	0.602497 (0.0770)***
CICLO		0.137917 (0.0414)***	0.106987 (0.0409)***	0.084018 (0.0392)**	0.126194 (0.0377)***	0.079837 (0.0378)**
ASSIMETRIA			0.001372 (0.0004)***		0.002230 (0.0005)***	
ASSIMETRIA_POND				0.002060 (0.0004)***		0.003234 (0.0005)***
DP					0.337466 (0.1501)**	
DP*ASSIMETRIA					-0.068422 (0.0334)**	
DP_POND						0.424944 (0.1261)***
DP_POND*ASSIMETRIA_POND						-0.078925 (0.0220)***
<i>Observações:</i>	179	179	179	179	179	179
<i>R² Ajustado:</i>	0.5608	0.5862	0.6133	0.6513	0.6302	0.6731
<i>Estatística F:</i>	18.4832	19.0102	19.8221	23.1681	18.8474	74.3108
<i>LM(12):</i>	0.2546	0.2696	0.2059	0.1410	0.0632	0.0670
<i>ARCH(12):</i>	0.6998	0.8527	0.8095	0.9877	0.7028	0.6588

OBS1: (***)p-valor inferior a 1% (**)p-valor inferior a 5% (*)p-valor inferior a 10%

OBS2: erros-padrão em parênteses.

Os resultados expostos até o momento foram obtidos a partir da utilização dos dados desagregados a dois dígitos. Perguntamo-nos: o fato dos dados não estarem disponíveis no seu nível de desagregação mais elevado oferece algum risco às estimativas que obtivemos? Serão as conclusões a que chegamos seguras? Tentaremos responder a essas questões nas duas próximas seções.

5 Simulação

5.1 Introdução

É desejável que os índices de preço utilizados para a realização do experimento econométrico estejam disponíveis em sua forma mais desagregada. Do contrário, pode-se especular sobre a possibilidade da agregação dos dados despontar como uma possível fonte de deterioração da qualidade das medidas que pretendemos estimar.

Os dados relativos ao IPA utilizados nos exercícios econométricos acima realizados foram apresentados a dois dígitos, isto é, ao nível da indústria. Assim sendo, nos perguntamos: é possível que a utilização dos dados a dois dígitos comprometa a qualidade daquilo que se pretende estimar? Mais especificamente, as estimativas relacionadas à variável assimetria e à variável desvio padrão podem ser espúrias? Pode a agregação dos dados a dois dígitos nos fazer concluir que em determinado mês a assimetria assume sinal contrário ao sinal que assumiria caso a medida de interesse fosse estimada a partir da utilização de dados a quatro dígitos, isto é, ao nível do produto? Pode a agregação dos dados a dois dígitos nos levar a conclusões equivocadas a respeito do desvio padrão? Finalmente, é possível que a utilização dos dados a dois dígitos conduza-nos a conclusões equivocadas relativamente aos estimadores de MQO relacionados às variáveis de interesse deste estudo?

Adiante, realizaremos alguns exercícios de simulação para tentarmos responder as questões acima levantadas. As simulações nos permitirão argumentar que:

① A agregação dos dados a dois dígitos não altera, em média, o sinal das medidas que gostaríamos de obter. Se o choque recebido pela economia apresenta assimetria à direita (à esquerda), então a medida de assimetria do choque calculada a partir dos dados agregados nos fornecerá um choque igualmente assimétrico à direita (à esquerda). O mesmo vale para o desvio padrão;

- ② A agregação dos dados a dois dígitos tende a subestimar, em média, o valor da assimetria que gostaríamos de encontrar;
- ③ A agregação dos dados a dois dígitos também tende a subestimar, em média, o valor do desvio padrão que gostaríamos de observar e;
- ④ O impacto decorrente da agregação dos dados sobre os estimadores de MQO é similar ao impacto decorrente de uma alteração nos fatores de escala das variáveis explicativas.

Abaixo, discorremos sobre o exercício de simulação proposto.

5.2 Construção da simulação

A realização dos exercícios de simulação pretende oferecer uma medida dos prejuízos que a agregação dos dados a dois dígitos provocam à nossa pesquisa. A ideia consiste em compararmos a assimetria e o desvio padrão populacionais de uma distribuição previamente determinada – que desempenhará o papel da distribuição das taxas de inflação a quatro dígitos que gostaríamos de observar - com as médias da assimetria e do desvio padrão das distribuições resultantes de um processo de agregação que realizaremos. Estas últimas distribuições desempenharão o papel das distribuições das taxas de inflação a dois dígitos que observamos. Abaixo, discorremos mais detalhadamente sobre a construção da simulação.

5.2.1 Agregação dos dados a partir de uma distribuição pré-determinada

A simulação divide-se em três etapas.

Na primeira etapa, sorteamos 340 taxas de inflação (número de itens que compõem a última atualização do IPA) a partir de uma distribuição *skew-normal*, previamente determinada, que permite a existência de simetria ou assimetria a depender dos parâmetros estipulados. Esta é a distribuição de entrada das taxas de inflação.

Na segunda etapa, iniciamos a agregação dos dados. Inicialmente, alocamos as 340 taxas de inflação entre os 26 setores que compõem o índice a dois dígitos. Se o setor “x” é composto por 10 itens, então alocaremos 10 taxas de inflação no setor “x”. Se, por sua vez, o setor “y” é composta por 25 itens, ele receberá 25 taxas de inflação. A alocação das 340 taxas de inflação entre os 26 setores é completamente randômica e obedece somente ao número de produtos que cada setor abrange no índice de preços.

Na terceira etapa, calculamos as taxas de inflação para cada um dos 26 setores. Para este cálculo, utilizaremos dois métodos distintos.

O primeiro método utiliza a média ponderada para calcular a inflação de cada setor. Se o setor “c” recebeu 15 taxas de inflação referentes aos 15 itens que possui, então a inflação do setor “c” será a média das inflações ocorridas em seus 15 itens ponderada pelo peso que cada um exerce dentro do setor. O vetor de pesos que multiplica as inflações ocorridas nos itens que pertencem a um determinado setor soma sempre a unidade e foi recolhido da última atualização das ponderações utilizadas no cálculo do IPA. Ao empregarmos este método, obteremos 26 taxas de inflação referentes a cada um dos 26 setores que compõem o índice. Esta é a distribuição de saída das taxas de inflação para o primeiro método.

O segundo método pretende mimetizar a maneira como a inflação é calculada pelo IBRE e aproximar a simulação à realidade. Neste caso, a inflação calculada pelo índice para uma determinada indústria no período $t+1$ depende, ao contrário do primeiro método, das inflações ocorridas em seus itens em $t+1$, bem como das inflações ocorridas em seus itens nos períodos precedentes. Para atingirmos nosso objetivo de observar a distribuição das taxas de inflação dos 26 setores que compõem o índice, procedemos da seguinte maneira: estabelecemos um marco inicial $t+0$ em que as inflações dos 26 setores são calculadas exatamente como no primeiro método, isto é, como uma média ponderada das inflações ocorridas em seus itens. Em $t+1$, as inflações dos 26 setores serão calculadas com base nas inflações ocorridas em seus itens em $t+1$ – sorteadas da distribuição de entrada em $t+1$ – e nas inflações ocorridas em seus itens em $t+0$ – sorteadas da distribuição de entrada em $t+0$. Esse procedimento será realizado até $t+11$. No final deste experimento, obteremos 26 taxas de inflação referentes aos 26 setores para cada um dos doze períodos. Esta é a distribuição de saída das taxas de inflação para o segundo método.

Realizaremos essa simulação n vezes para os dois métodos de cálculo das taxas de inflação. Nosso objetivo consiste em compararmos a assimetria da distribuição de entrada, determinada previamente, com a média das n assimetrias e n desvios-padrão calculados a partir das n distribuições de saída.

5.2.2 Sobre a distribuição de entrada

Sorteamos as 340 taxas de inflação de uma distribuição *skew-normal* - descrita formalmente por Azzalini (1985) -, que permite a existência de simetria ou assimetria a depender dos parâmetros estipulados. Os parâmetros de escala, localização e formato foram definidos de forma a garantir que a média, o desvio padrão e a (a)simetria da

distribuição de entrada correspondessem às médias das séries observadas durante o período analisado para os dados desagregados a dois dígitos.

Desta forma, a distribuição de entrada tem média igual à inflação média observada no período. Permitiremos ao desvio padrão variar entre seu valor mínimo, máximo e médio observados no período. A (a)simetria, por sua vez, variará entre a média da assimetria calculada no período e a mesma média com sinal oposto.

5.2.3 Viés do estimador e resultados

As simulações foram realizadas para cinco valores distintos de assimetria, quais sejam, -0.53, -0.05, 0, 0.05 e 0.53, permitindo à distribuição de entrada a possibilidade de ser simétrica (caso em que assume distribuição normal) ou assimétrica⁶. Para cada valor estipulado para a assimetria, permitiu-se à mesma distribuição de entrada assumir três desvios-padrão distintos, quais sejam, 0.0057, 0.0168 e 0.1345.

Para cada uma das 15 combinações entre assimetria e desvio-padrão, realizou-se 1.000, 10.000, 30.000 e 40.000 simulações com o intuito de garantirmos que os números que observamos são estáveis à quantidade de estimações. Perguntamo-nos se a regra que agrega os dados e nos fornece uma estimativa da assimetria é um estimador viesado. Será que o cálculo da assimetria a partir dos dados agregados a dois dígitos nos fornece uma estimativa que é, em média, igual a assimetria da distribuição das taxas de inflação desagregadas?

A performance do nosso estimador da assimetria para a aplicação do primeiro método de cálculo das taxas de inflação concernentes aos 26 setores pode ser visualizada a partir das **Tabela 4**, **Tabela 5** e **Tabela 6** abaixo, que se aplicam, respectivamente, aos desvios-padrão mínimo (DP1), médio (DP2) e máximo (DP3) observados nos dados disponíveis. As linhas de cada tabela indicam o número de simulações realizadas, enquanto que as colunas indicam a assimetria da distribuição de entrada em ordem crescente. Cada elemento da tabela consiste na média das assimetrias calculadas para cada uma das n simulações. Desta forma, o elemento a_{11} da primeira tabela nos informa a média do nosso estimador para a aplicação do primeiro método de cálculo quando o número de simulações realizadas é igual a 1.000, a assimetria da distribuição de entrada é igual a -0.53 e o seu desvio padrão igual a 0.0057. Similarmente, o elemento a_{45} da terceira tabela nos informa o desempenho do nosso

⁶ A distribuição *skew-normal* converge para a distribuição normal quando sua assimetria é igual a zero.

estimador para quando o número de simulações realizadas é igual a 40.000, a assimetria da distribuição de entrada é igual a 0.53 e o seu desvio padrão igual a 0.1345.

Tabela 4 - Média do estimador da assimetria para DP1: média ponderada

	Método: Média ponderada				
	-0.53	-0.05	0	0.05	0.53
1.000	-0.27	-0.02	-0.03	0.03	0.25
10.000	-0.29	-0.04	0.01	0.02	0.30
30.000	-0.29	-0.03	0.00	0.02	0.30
40.000	-0.28	-0.03	0.01	0.02	0.30

Tabela 5 - Média do estimador da assimetria para DP2: média ponderada

	Método: Média ponderada				
	-0.53	-0.05	0	0.05	0.53
1.000	-0.30	-0.06	-0.06	0.01	0.36
10.000	-0.29	-0.04	0.01	0.02	0.30
30.000	-0.28	-0.02	0.00	0.02	0.30
40.000	-0.29	-0.03	-0.01	0.03	0.29

Tabela 6 - Média do estimador da assimetria para DP3: média ponderada

	Método: Média ponderada				
	-0.53	-0.05	0	0.05	0.53
1.000	-0.31	-0.02	0.04	0.05	0.30
10.000	-0.29	-0.02	-0.01	0.04	0.29
30.000	-0.29	-0.04	0.00	0.03	0.30
40.000	-0.29	-0.03	0.00	0.03	0.29

OBS1: os números dispostos nas três tabelas acima consistem na média das assimetrias das distribuições de saída das n simulações e foram arredondados até a segunda casa decimal. Para cada simulação, o estimador da assimetria é dado por m^3/s^3 , tal que $m^3 = \sum_i (x_i - \mu)^3/n$, s é a raiz da variância amostral e μ a média amostral.

OBS2: o estimador da assimetria apresenta viés negativo para 26 observações. Cabe notar, no entanto, que o processo de agregação expande o tamanho do viés. Ver anexo.

Idealmente, gostaríamos que os valores calculados para as 15 situações propostas convergissem para o vetor (-0.53, -0.05, 0.00, 0.05, 0.53). Isto não é, contudo, o que observamos. As tabelas acima dispostas nos informam que o vetor para o qual o exercício de simulação converge é algo próximo a (-0.29, -0.03, 0.00, 0.03, 0.29). Portanto, o exercício de simulação proposto fornece indícios que sinalizam que o cálculo da assimetria da distribuição de preços relativos a partir de dados agregados a dois dígitos subestima, em média, o valor da assimetria que encontraríamos do cálculo realizado a partir dos dados disponíveis a quatro dígitos.

Convém observar, adicionalmente, que o alargamento do desvio padrão estipulado para a distribuição de entrada parece não oferecer prejuízos extras ao cálculo

da assimetria a partir dos dados a dois dígitos. Os números simulados para o maior desvio padrão observado em nossa amostra (DP3), presentes na terceira tabela, não sugerem qualquer agravamento do quadro analisado⁷.

Finalmente, também observamos que a simulação realizada fornece amparo para concluirmos que o cálculo da assimetria a partir dos dados agregados não nos faria errar o sinal da assimetria calculada, isto é, se a assimetria relativa aos dados desagregados é positiva (negativa), então a assimetria relativa aos dados agregados é, em média, também positiva (negativa).

Adiante, apresentamos o desempenho do estimador para o segundo método de cálculo das taxas de inflação. A leitura das **tabelas 7, 8 e 9** deve ser realizada de forma idêntica à leitura realizada nas três tabelas que as precedem. A única característica que as distingue das três tabelas precedentes é o método utilizado para o cálculo das taxas de inflação das 26 indústrias que compõem o índice.

Tabela 7 - Média do estimador da assimetria para DP1: IPA

	Método: IPA				
	-0.53	-0.05	0	0.05	0.53
1.000	-0.30	-0.02	-0.01	0.02	0.29
10.000	-0.29	-0.02	0.00	0.02	0.29
30.000	-0.29	-0.03	0.00	0.02	0.29
40.000	-0.29	-0.03	0.00	0.03	0.29

Tabela 8 - Média do estimador da assimetria para DP2: IPA

	Método: IPA				
	-0.53	-0.05	0	0.05	0.53
1.000	-0.29	-0.03	0.01	0.03	0.29
10.000	-0.29	-0.02	0.00	0.03	0.29
30.000	-0.29	-0.03	0.00	0.03	0.29
40.000	-0.29	-0.03	0.00	0.03	0.29

Tabela 9 - Média do estimador da assimetria para DP3: IPA

	Método: IPA				
	-0.53	-0.05	0	0.05	0.53
1.000	-0.30	-0.03	-0.01	0.03	0.29
10.000	-0.29	-0.03	0.00	0.03	0.29
30.000	-0.29	-0.02	0.00	0.03	0.29
40.000	-0.29	-0.03	0.00	0.02	0.29

OBS: os números dispostos nas três tabelas acima consistem na média das médias das assimetrias encontradas para cada t e foram arredondados até a segunda casa decimal.

⁷ Também foram realizados testes para outros três valores de desvio padrão mais altos, quais sejam, 1, 2.5 e 5, escolhidos arbitrariamente. A realização dos testes pretendia examinar a possibilidade de desvios-padrões mais elevados da distribuição de entrada engendrarem prejuízos adicionais às nossas estimativas. Os resultados obtidos, no entanto, são muito semelhantes aos resultados ora apresentados.

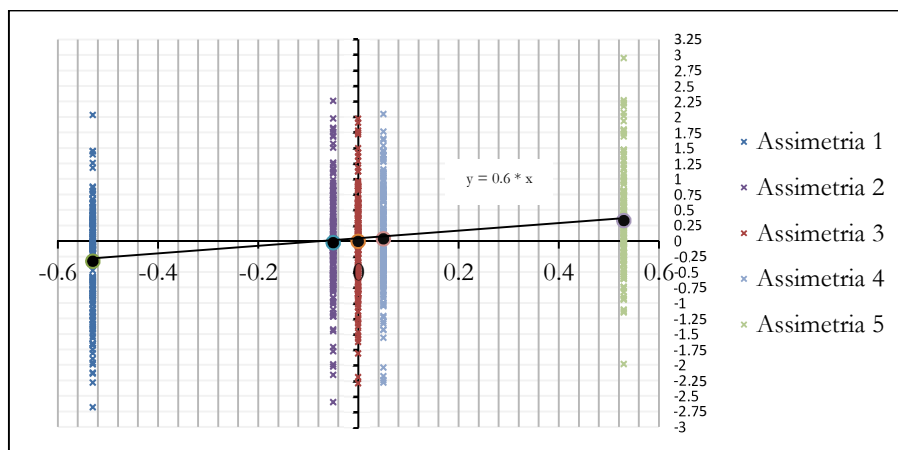
Neste caso, temos 12 estimadores referentes a $t+0$, $t+1$, etc. até $t+11$. A cada simulação realizada, obteremos 12 assimetrias. Para n simulações, obteremos n vetores compostos por 12 assimetrias. Calculamos para cada t a média das assimetrias encontradas em cada uma das n simulações e apresentamos, nas três tabelas acima, a média das médias encontrada para cada t .

Os números encontrados a partir da aplicação do segundo método muito se assemelham aos números encontrados a partir da aplicação do primeiro método de cálculo das taxas de inflação, oferecendo robustez adicional à conclusão a que chegamos anteriormente. Com efeito, nosso estimador subestima os valores de assimetria que gostaríamos de observar, muito embora sempre acerte o seu sinal. Por fim, a ampliação do desvio padrão da distribuição de entrada também parece não causar maiores danos a nossas estimativas.

As seis tabelas expostas acima nos permitem incrementar as conclusões até agora realizadas. Notamos que a agregação dos dados nos fornece, para os dois métodos de cálculo empregados, uma medida de assimetria que assume valor que equivale, em média, a 60% do valor da assimetria que gostaríamos de observar.

Com efeito, a **Figura 3** lança luz sobre o nosso argumento.

Figura 3 – Fator de escala da assimetria



OBS: Para cada uma das cinco assimetrias estipuladas, realizamos 180 agregações para obtermos a média dos erros decorrentes da agregação dos dados. O erro foi medido como a diferença entre a assimetria da distribuição das taxas de inflação após a realização da agregação e a assimetria estipulada previamente para a distribuição das taxas de inflação desagregadas. Para todas as simulações, o desvio padrão estipulado foi de 0.0057.

No eixo horizontal, encontram-se dispostas as cinco assimetrias atribuídas à distribuição previamente determinada. *Assimetria 1* refere-se a menor assimetria estipulada para a distribuição de entrada, isto é, -0.53, *Assimetria 2* refere-se a -0.05 e

assim por diante. Para cada uma das assimetrias estabelecidas a priori, dispomos, no eixo vertical, as assimetrias que resultam do exercício de agregação dos dados, bem como sua média. A linha preta une as médias das assimetrias calculadas a partir das distribuições de saída. A figura deve deixar clara a conclusão a que chegamos: existe uma relação linear entre as assimetrias que gostaríamos de observar, dispostas no eixo horizontal, e a média das assimetrias que observamos após a agregação dos dados, dispostas no eixo vertical. Mais particularmente, a agregação dos dados multiplica a assimetria que gostaríamos de observar pelo fator de escala aproximadamente igual a 0.6.

Adiante, nos perguntamos se os resultados a que chegamos para a assimetria também são válidos para o desvio padrão. Será que o cálculo do desvio padrão a partir dos dados agregados também nos fornece uma estimativa que é, em média, inferior àquela que gostaríamos de observar?

O expediente utilizado para respondermos a essa pergunta é o mesmo que utilizamos para o caso da assimetria. Dada a assimetria da distribuição de entrada (que assume os mesmos cinco valores anteriores), calculamos a média dos desvios-padrão das n distribuições de saída das taxas de inflação. As médias são reportadas nas **tabelas 10,11 e 12** para o caso em que as taxas de inflação das indústrias são calculadas pela aplicação da média ponderada. As linhas e colunas das três tabelas obedecem à mesma organização das tabelas anteriores. Desta forma, o elemento a_{11} da primeira tabela nos informa, por exemplo, a média dos desvios-padrão de 1.000 simulações para o caso em que a assimetria estipulada para a distribuição de entrada é igual a -0.53 e o desvio padrão igual a 0.0056. Da mesma forma, o elemento a_{45} da terceira tabela nos informa a média dos desvios-padrão de 40.000 simulações para o caso em que a assimetria da distribuição de entrada é positiva e igual a 0.53 e o desvio padrão igual a 0.1319. Idealmente, gostaríamos que os valores observados na primeira tabela convergissem para 0.0056, os valores observados na segunda tabela convergissem para 0.0165 e os valores observados na terceira tabela convergissem para 0.1319. Os valores presentes nas três tabelas indicam, contudo, um cenário diferente. O processo de agregação dos dados diminui os valores dos desvios-padrão que gostaríamos de observar e indica que o nosso estimador assume, em média, metade do valor dos desvios-padrão populacionais⁸.

⁸ O mesmo experimento foi realizado para outros três valores de desvio padrão mais altos, quais sejam, 1, 2.5 e 5, escolhidos arbitrariamente. A realização dos testes pretendia examinar a possibilidade de desvios-padrão mais elevados da distribuição de entrada agravarem os resultados encontrados para desvios-padrão mais

Tabela 10- Média do estimador do desvio padrão para DP1: média ponderada

	Método: Média ponderada				
	-0.53	-0.05	0	0.05	0.53
1.000	0.0030	0.0031	0.0030	0.0031	0.0031
10.000	0.0030	0.0030	0.0030	0.0030	0.0030
30.000	0.0030	0.0030	0.0030	0.0030	0.0030
40.000	0.0030	0.0030	0.0030	0.0030	0.0030

Tabela 11 - Média do estimador do desvio padrão para DP2: média ponderada

	Método: Média ponderada				
	-0.53	-0.05	0	0.05	0.53
1.000	0.0091	0.0090	0.0090	0.0090	0.0089
10.000	0.0090	0.0089	0.0090	0.0090	0.0089
30.000	0.0089	0.0090	0.0090	0.0090	0.0089
40.000	0.0089	0.0090	0.0090	0.0089	0.0089

Tabela 12 - Média do estimador do desvio padrão para DP3: média ponderada

	Método: Média ponderada				
	-0.53	-0.05	0	0.05	0.53
1.000	0.0712	0.0718	0.0715	0.0721	0.0713
10.000	0.0716	0.0716	0.0716	0.0719	0.0715
30.000	0.0716	0.0717	0.0717	0.0718	0.0715
40.000	0.0716	0.0718	0.0717	0.0717	0.0717

OBS1: os números dispostos nas três tabelas acima consistem na média dos desvios padrão das n simulações e foram arredondados até a quarta casa decimal. Para cada simulação, o estimador do desvio padrão é dado por $\sqrt{\frac{\sum_i (x_i - \mu)^2}{n-1}}$, tal que μ é a média amostral.

OBS2: o estimador do desvio padrão apresenta viés negativo para 26 observações e equivale a aproximadamente 1,5% do desvio padrão populacional. Ver anexo.

Adicionalmente, o alargamento da assimetria estipulada para a distribuição de entrada parece não alterar o prejuízo que a agregação dos dados acarreta à estimativa dos desvios padrão. Em cada tabela, as médias observadas são invariantes à assimetria estipulada inicialmente.

Podemos, ainda, avaliar o impacto que a agregação dos dados exerce sobre as estimativas dos desvios-padrão através da utilização do segundo método de cálculo das taxas de inflação para as 26 indústrias que compõem o índice. Os resultados confirmam as conclusões encontradas para a aplicação do primeiro método.

Finalmente, pode-se afirmar haver também forte correlação entre o desvio-padrão estipulado para a distribuição de entrada e o desvio padrão que observamos. A agregação dos dados multiplica o desvio-padrão que gostaríamos de observar pelo fator de escala 0.54.

baixos. Os resultados, contudo, também apontam que o nosso estimador assume, em média, metade do valor que gostaríamos de observar.

6 Resultados obtidos a partir dos dados desagregados a quatro dígitos

Continuamos investigando a possibilidade da nossa medida de assimetria poder responder por movimentos na taxa de inflação. Desta vez, no entanto, utilizaremos os dados desagregados a quatro dígitos. O acesso a esses dados nos permitirá responder a três perguntas:

- ① Será que a relação encontrada entre inflação e assimetria a partir da utilização dos dados a dois dígitos também é verificada a partir da utilização dos dados a quatro dígitos?;
- ② A utilização dos dados a quatro dígitos altera as conclusões a que chegamos até agora, especialmente aquelas realizadas na terceira seção? e;
- ③ De que forma a simulação que construímos e expusemos na seção anterior pode contribuir para explicar uma eventual diferença nos resultados?

A organização desta seção se assemelha àquela apresentada na seção 3. Exporemos, primeiramente, os resultados obtidos a partir das correlações parciais, bem como os resultados obtidos a partir da estimação de uma Curva de Phillips. Feito isto, comparamos as conclusões a que chegamos a partir da utilização dos dados a dois dígitos com as conclusões realizadas a partir da utilização dos dados a quatro dígitos. Na seção seguinte, mostramos de que forma as simulações realizadas podem explicar o que acontece.

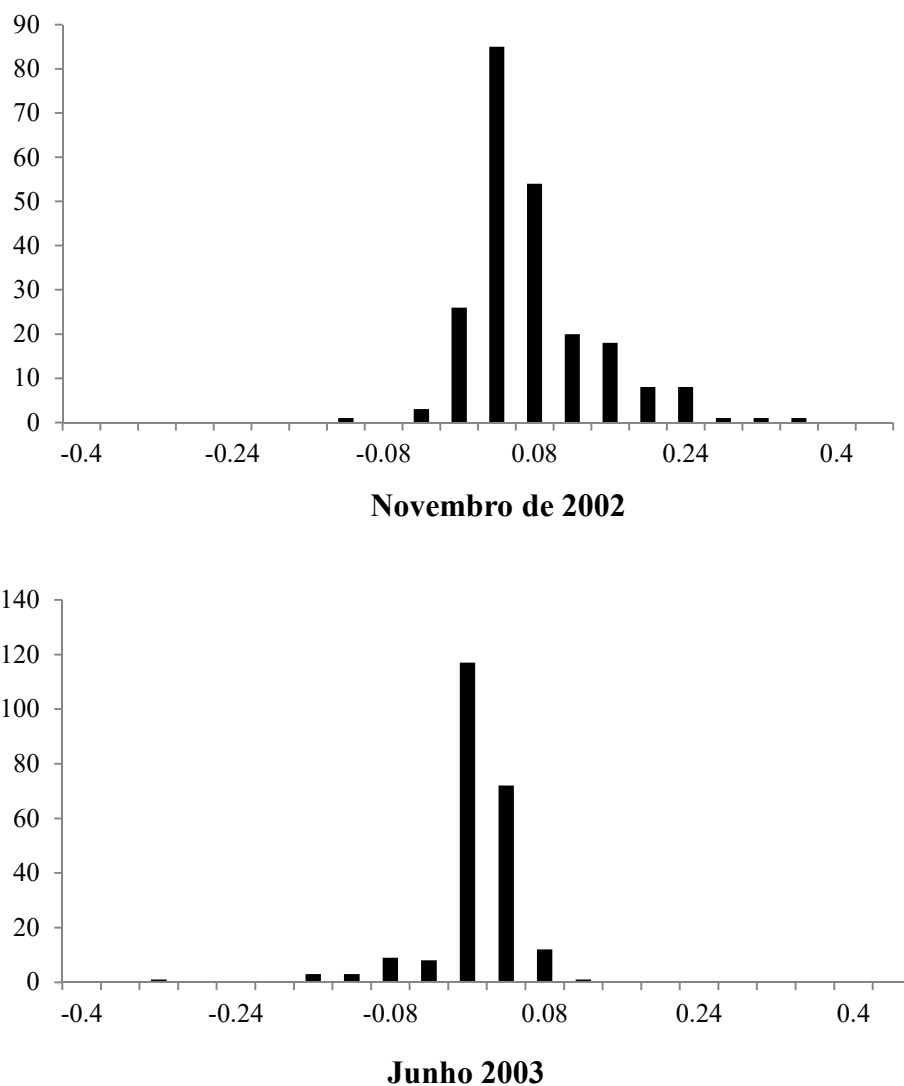
6.1 Correlações parciais

A observação dos dados desagregados a quatro dígitos nos fornece um primeiro indício da possibilidade de existência de relação entre assimetria e inflação. Para orientarmos graficamente a discussão, retiramos da nossa amostra dois registros extremos de variação de preços, isto é, as maiores inflação e deflação do período amostral analisado. Segundo a teoria aqui testada, deveríamos esperar que a assimetria da distribuição das mudanças de preços relativos do mês que registrou a maior taxa de inflação fosse positiva, enquanto que deveríamos esperar que a assimetria da distribuição das mudanças de preços relativos do mês que registrou a maior taxa de deflação fosse negativa. Tecnicamente, queremos que a distribuição das mudanças de

preço realizadas no mês de maior inflação tenha uma cauda direita mais longa que a cauda esquerda e o contrário para o mês de maior deflação.

Os meses de maior deflação e inflação são, respectivamente, junho de 2003 e novembro de 2002. Esta última data foi o teto de uma trajetória iniciada em maio de 2002 de aumento consistente da taxa de inflação medida pelo IPA, coincidente com uma trajetória também consistente de depreciação da taxa de câmbio nominal iniciada no mesmo mês. A **Figura 4** confirma aquilo que esperávamos. A distribuição da mudança de preços para o mês de maior inflação é assimétrica à direita. Por sua vez, a distribuição da mudança de preços ocorrida em maio de 2002 é assimétrica à esquerda.

Figura 4 – Distribuição da mudança de preços relativos para dois casos extremos dentro da amostra



Continuamos nossa investigação apresentando, na **Tabela 13**, os resultados obtidos a partir da utilização dos dados desagregados a quatro dígitos, bem como da medida de assimetria não ponderada.

A segunda equação da tabela adiciona à nossa equação de *benchmark* a variável desvio-padrão. O sinal do coeficiente é positivo, mas a variável não é significativa. Quando adicionamos a variável assimetria à equação de *benchmark*, observamos o resultado esperado, isto é, o sinal do coeficiente é positivo e a variável é significativa. Na quarta equação, observamos a adição das variáveis desvio-padrão e assimetria à primeira equação. Os coeficientes associados às duas variáveis são positivos, enquanto que apenas a variável assimetria é significativa. Na quinta equação, projetamos a inflação sobre o espaço vetorial gerado pela combinação linear dos vetores inflação passada, assimetria e a variável que interage a assimetria e o desvio-padrão. Desta vez, a variável assimetria só é significativa a 10%, enquanto que a variável de interação apresenta sinal oposto àquele que esperávamos e não é significativa. Na sexta e última equação, projetamos a inflação contra todas as variáveis explicativas anteriores. A variável desvio-padrão permanece não significativa, enquanto que a variável assimetria apresenta significância a 10%. A variável de interação também permanece não significativa e seu coeficiente apresenta, mais uma vez, sinal negativo. A contribuição para a qualidade do ajuste da regressão da inclusão do desvio-padrão, da assimetria e da interação entre os dois na equação de *benchmark* também é modesta neste caso, em torno de 5 pontos percentuais.

Tabela 13 - Regressões das correlações parciais a quatro dígitos: assimetria

Variável dependente: inflação						
Assimetria						
	eq01	eq02	eq03	eq04	eq05	eq06
C	-0.000672 (0.0020)	-0.003129 (0.0028)	-0.000522 (0.0020)	-0.000980 (0.0028)	-0.000537 (0.0020)	-0.002733 (0.0031)
INF(-1)	0.679382 (0.0537)***	0.655060 (0.0569)***	0.640533 (0.0538)***	0.637094 (0.0560)***	0.641244 (0.0538)***	0.625268 (0.0566)***
DP		0.080030 (0.0626)		0.014794 (0.0655)		0.070567 (0.0780)
ASSIMETRIA			0.000573 (0.0002)***	0.000557 (0.0002)***	0.001234 (0.0007)*	0.001563 (0.0008)*
DP *ASSIMETRIA					-0.014921 (0.0154)	-0.024015 (0.0184)

Variável dependente: inflação						
Assimetria						
	eq01	eq02	eq03	eq04	eq05	eq06
<i>Observações:</i>	179	179	179	179	179	179
<i>R² Ajustado:</i>	0.5608	0.5625	0.5830	0.5805	0.5828	0.5824
<i>Estatística F:</i>	18.4832	17.3458	18.7734	17.4238	17.5784	16.5125
<i>LM(12):</i>	0.2546	0.2009	0.2782	0.2627	0.2783	0.2455
<i>ARCH(12):</i>	0.6998	0.4468	0.7064	0.6530	0.8419	0.7067

OBS1: (***)p-valor inferior a 1% (**)p-valor inferior a 5% (*)p-valor inferior a 10%

OBS2: erros-padrão em parênteses.

Novamente, perguntamo-nos se os resultados expostos acima estão sujeitos a mudanças quando introduzimos nas nossas medidas de segundo e terceiro momentos o peso que cada item exerce sobre o índice de inflação⁹. Para respondermos a essa questão, apresentamos, na **Tabela 14**, os resultados obtidos a partir da utilização dos dados desagregados a quatro dígitos, bem como da medida de assimetria e desvio-padrão ponderados. A leitura da Tabela 14 deve ser realizada de forma idêntica à leitura da tabela que a precede.

As colunas (2) a (4) introduzem a variável desvio-padrão ponderado, assimetria ponderada e as duas variáveis ao mesmo tempo. Desvio-padrão ponderado e assimetria ponderada apresentam os sinais esperados e são significativos nas equações em que aparecem separados. A inclusão das duas variáveis na regressão anula suas significâncias estatísticas. As colunas (5) e (6) acrescentam a variável de interação entre o desvio-padrão ponderado e a assimetria ponderada. Desta vez, a assimetria ponderada é significativa nas duas equações, enquanto que o coeficiente da variável de interação apresenta, da mesma forma que o observado nas regressões realizadas sem ponderação, sinal contrário ao esperado.

Por fim, a contribuição para a qualidade do ajuste da regressão da inclusão do desvio-padrão ponderado, da assimetria ponderada e da interação entre os dois vetores na equação de *benchmark* é superior à registrada pelos momentos não ponderados, em torno de 7 pontos percentuais.

⁹ Os pesos de cada item são referentes à alteração de ponderações do IPA que passou a vigorar a partir de Janeiro de 2013.

Tabela 14 - Regressões das correlações parciais a quatro dígitos: assimetria ponderada

Variável dependente: inflação						
Assimetria ponderada						
	eq01	eq02	eq03	eq04	eq05	eq06
C	-0.000672 (0.0020)	-0.005926 (0.0027)**	-0.000614 (0.0020)	-0.004374 (0.0031)	-0.000531 (0.0021)	-0.004286 (0.0039)
INF(-1)	0.679382 (0.0537)***	0.630533 (0.0633)***	0.664663 (0.0525)***	0.638571 (0.0548)***	0.623182 (0.0819)***	0.597126 (0.0709)***
DP_POND		0.163446 (0.0500)***		0.115912 (0.0727)		0.115783 (0.0989)
ASSIMETRIA_POND			0.000197 (0.0001)***	0.000083 (0.0001)	0.001265 (0.0002)***	0.001150 (0.0003)***
DP_POND*ASSIMETRIA_POND					-0.007713 (0.0016)***	-0.007712 (0.0017)***
<i>Observações:</i>	179	179	179	179	179	179
<i>R² Ajustado:</i>	0.5608	0.5876	0.5831	0.5870	0.6275	0.6316
<i>Estatística F:</i>	18.4832	19.1175	18.7841	17.8662	20.9882	20.0768
<i>LM(12):</i>	0.2546	0.0866	0.2276	0.1029	0.0313	0.0252
<i>ARCH(12):</i>	0.6998	0.3631	0.7970	0.4787	0.7353	0.4005

OBS1: (***)p-valor inferior a 1% (**)p-valor inferior a 5% (*)p-valor inferior a 10%

OBS2: erros-padrão em parênteses.

6.2 Resultados obtidos a partir da estimação de uma Curva de Phillips

Nesta seção, realizamos o mesmo exercício exposto na terceira seção. Adicionamos uma medida de ciclo econômico às regressões parciais realizadas acima e nos perguntamos se a assimetria ainda pode responder por movimentos na taxa de inflação.

As colunas (1) e (2) são conhecidas do leitor. Ateremos nossa atenção às colunas subsequentes.

A terceira e quarta colunas adicionam a assimetria e a assimetria ponderada, respectivamente, à equação 2. Nos dois casos, a assimetria é significativa e o sinal do coeficiente é positivo em conformidade com o que esperávamos. As colunas (5) e (6) acrescentam a variável desvio padrão e desvio padrão ponderado, respectivamente, bem como a variável de interação entre as duas às duas colunas anteriores. Os resultados endossam a conclusão a que chegamos até agora, isto é, nossa medida de assimetria é variável explicativa estatisticamente significativa para a inflação ao produtor.

A média da assimetria observada dentro da amostra de dados desagregados a quatro dígitos é igual a 1.41. Para o coeficiente estimado para a assimetria, esta média

adicionaria 0.21 pontos percentuais à inflação ou algo próximo a 30% da inflação média observada no período.

Como podemos conciliar os resultados obtidos nesta seção com os resultados obtidos na terceira seção? Na próxima seção, respondemos a esta pergunta.

Tabela 15 - Curva de Phillips a quatro dígitos

Variável dependente: inflação						
Assimetria e assimetria ponderada						
	eq01	eq02	eq03	eq04	eq05	eq06
C	-0.000672 (0.0020)	0.000114 (0.0020)	0.000232 (0.0019)	0.000124 (0.0019)	-0.003785 (0.0030)	-0.003800 (0.0028)
INF(-1)	0.679382 (0.0537)***	0.611780 (0.0559)***	0.576656 (0.0557)***	0.601762 (0.0547)***	0.541197 (0.0598)***	0.539150 (0.0543)***
CICLO		0.137917 (0.0414)***	0.133318 (0.0403)***	0.130222 (0.0405)***	0.146019 (0.0417)***	0.121035 (0.0381)***
ASSIMETRIA			0.000551 (0.0002)***		0.001463 (0.0008)*	
ASSIMETRIA_POND				0.000185 (0.0001)***		0.001085 (0.0002)***
DP					0.131184 (0.0774)*	
DP*ASSIMETRIA					-0.023721 (0.0178)	
DP_POND						0.121834 (0.0668)*
DP_POND*ASSIMETRIA_POND						-0.007369 (0.0017)***
<i>Observações:</i>	179	179	179	179	179	179
<i>R² Ajustado:</i>	0.5608	0.5862	0.6068	0.6056	0.6095	0.6512
<i>Estatística F:</i>	18.4832	19.0102	19.3099	19.2235	17.3410	20.5460
<i>LM(12):</i>	0.2546	0.2696	0.2491	0.1872	0.2354	0.0329
<i>ARCH(12):</i>	0.6998	0.8527	0.8289	0.8920	0.9021	0.6746

OBS1: (***)p-valor inferior a 1% (**)p-valor inferior a 5% (*)p-valor inferior a 10%

OBS2: erros-padrão em parênteses.

7 Conciliando os resultados observados a dois e quatro dígitos

Concluimos, na seção em que realizamos a simulação, que a agregação dos dados a dois dígitos compactaria nossas medidas de assimetria e desvio-padrão. Particularmente, afirmamos que o estimador da assimetria assumiria, em média, valor equivalente a 60% do valor que observaríamos caso estivessem disponíveis os dados

desagregados a quatro dígitos. O estimador do desvio padrão, por sua vez, assumiria, em média, valor equivalente a 54% do valor que observaríamos nos dados desagregados a quatro dígitos. Também argumentamos que o impacto da agregação dos dados sobre os nossos estimadores em muito se assemelharia ao impacto sobre os estimadores de MQO da realização de uma mudança de escala.

A disponibilidade dos dados desagregados a quatro dígitos nos permitirá testar até que ponto as simulações que foram realizadas podem nos ajudar a compreender as diferenças que observamos entre os resultados a dois e os resultados a quatro dígitos.

Para testarmos a validade das conclusões a que chegamos a partir das simulações realizadas, transformamos os dados disponíveis a quatro dígitos de forma a mimetizar uma mudança de escala. O vetor que contém as informações relativas à assimetria será multiplicado pelo fator de escala 0.6, enquanto que o vetor que contém as informações relativas ao desvio-padrão será multiplicado pelo fator de escala 0.54. Se for verdade que o impacto sobre os estimadores de MQO decorrente da agregação dos dados se assemelha ao impacto decorrente de uma mudança de escala, então os resultados que observamos a partir da utilização dos dados desagregados a dois dígitos deverão ser semelhantes aos resultados que observamos quando empreendemos a mudança de escala nos dados desagregados a quatro dígitos.

Os principais resultados podem ser visualizados na **Tabela 16**. Dispomos, nas colunas (2), (4) e (6) os principais resultados obtidos a partir da utilização dos dados desagregados a dois dígitos e comentados na segunda e terceira seções deste trabalho. Nesta seção, chamamos o estimador da assimetria obtido a partir dos dados desagregados a dois dígitos de ASSIMETRIA_II, enquanto que nos referimos ao estimador da assimetria obtido a partir dos dados desagregados a quatro dígitos e multiplicado pelo fator de escala como ASSIMETRIA_FE. O mesmo vale para a medida de desvio-padrão.

Conforme observamos, esperamos que o coeficiente associado à assimetria e obtido a partir dos dados desagregados a quatro dígitos e reescalados seja numericamente próximo do coeficiente obtido a partir dos dados desagregados a dois dígitos.

Os resultados para a assimetria, tingidos de vermelho, indicam que a qualidade da resposta que a simulação oferece para a discrepância dos resultados observados a dois e quatro dígitos aumenta conforme adicionamos os controles na estimação da

Curva de Phillips. A saber, quando adicionamos a assimetria à equação de *benchmark* nas colunas 2 e 3, o coeficiente da assimetria reescalada equivale a aproximadamente 60% ($0.000954 \div 0.001589$) do coeficiente obtido a partir dos dados desagregados a dois dígitos. Ao controlarmos o efeito da assimetria sobre a inflação para a *proxy* do hiato do produto, essa proporção sobe para aproximadamente 67% ($0.000918 \div 0.001372$) nas colunas 3 e 4. Quando incluímos todos os controles, quais sejam, hiato do produto, desvio-padrão e a variável de interação entre assimetria e desvio-padrão nas colunas 6 e 7, a proporção sobe para aproximadamente 109% ($0.002438 \div 0.002230$).

Os resultados obtidos para a medida de desvio-padrão, tingidos em verde, e para a variável de interação, tingidos em azul, também são bastante satisfatórios. O coeficiente associado ao desvio-padrão da regressão realizada com os dados reescalados equivale a aproximadamente 78% ($0.262369 \div 0.337466$) do coeficiente associado ao desvio padrão da regressão realizada com os dados desagregados a dois dígitos. Para a variável de interação, essa proporção atinge 116% ($-0.079069 \div -0.068422$), aproximadamente.

Tabela 16 - Teste da qualidade da simulação

Variável dependente: inflação							
Assimetria a dois dígitos e assimetria a quatro dígitos reescalada							
	eq1	eq02	eq03	eq04	eq05	eq06	eq07
C	-0.000672 (0.0020)	-0.001582 (0.0019)	-0.000522 (0.0020)	-0.000848 (0.0019)	0.000232 (0.0019)	-0.005403 (0.0028)*	-0.003785 (0.0030)
INF(-1)	0.679382 (0.0537)***	0.642406 (0.0520)***	0.640533 (0.0538)***	0.595010 (0.0543)***	0.576656 (0.0557)***	0.569105 (0.0645)***	0.541197 (0.0598)***
ASSIMETRIA_II		0.001589 (0.0004)***		0.001372 (0.0004)***		0.002230 (0.0005)***	
ASSIMETRIA_FE			0.000954 (0.0003)***		0.000918 (0.0003)***		0.002438 (0.0013)*
CICLO				0.106987 (0.0409)***	0.133318 (0.0403)***	0.126194 (0.0377)***	0.146019 (0.0417)***
DP_II						0.337466 (0.1501)**	
DP_II*ASSIMETRIA_II						-0.068422 (0.0334)**	
DP_FE							0.262369 (0.1548)*
DP_FE*ASSIMETRIA_FE							-0.079069 (0.0592)
<i>Observações:</i>	179	179	179	179	179	179	179

Variável dependente: inflação							
Assimetria a dois dígitos e assimetria a quatro dígitos reescalada							
	eq1	eq02	eq03	eq04	eq05	eq06	eq07
R^2 Ajustado:	0.5608	0.5996	0.5830	0.6133	0.6068	0.6302	0.6095
<i>Estatística F</i> :	18.4832	20.0368	18.7734	19.8221	19.3099	18.8474	17.3410
<i>LM</i> (12):	0.2546	0.2173	0.2782	0.2059	0.2491	0.0632	0.2304
<i>ARCH</i> (12):	0.6998	0.6723	0.7064	0.8095	0.8289	0.7028	0.7767

OBS1: (***)p-valor inferior a 1% (**)p-valor inferior a 5% (*)p-valor inferior a 10%

OBS2: erros-padrão em parênteses.

Por quais motivos a capacidade da nossa simulação de responder às discrepâncias dos resultados observados a dois e quatro dígitos aumenta conforme incluímos novos controles para a assimetria? A assimetria que observamos a partir dos dados foi extraída do mundo real e descreve a forma da distribuição que gerou os dados. Essa distribuição, por sua vez, está muito possivelmente sujeita a mudanças decorrentes da sua interação com outras variáveis que estão presentes na natureza. Ao controlarmos para essas variáveis, nos aproximamos de um experimento puro e, portanto, controlado, muito semelhante à simulação que realizamos na quarta seção.

Podemos concluir que o pesquisador que pretende aferir a relação entre a assimetria da distribuição do choque recebido pela economia e a inflação deve dirigir especial atenção ao grau de desagregação dos seus dados. Conforme pudemos observar, dados demasiado agregados podem nos conduzir a conclusões gravemente equivocadas a respeito do tamanho do estimador associado à variável de interesse.

8 Crítica de Bryan e Checcetti

Bryan e Checcetti (1996) argumentam que a relação verificada entre assimetria e inflação pode ser espúria. O experimento que realizam para dar suporte a essa conclusão é simples. Os autores definem uma distribuição que tem média zero e é simétrica. Desta maneira, espera-se que não haja qualquer relação entre média e assimetria. Na prática, no entanto, não é o que acontece. Sorteando algumas dezenas de observações daquela distribuição, pode-se calcular a média e a assimetria dos dados sorteados. Repetindo este procedimento outras dezenas de vezes, obteremos um vetor de médias e um vetor de assimetrias. Será que a correlação observada entre esses dois vetores é inexistente conforme esperaríamos? A resposta é um enfático não. Ademais, a correlação verificada seria mais forte quão maior fosse a curtose da distribuição.

Qual o real perigo que essa crítica oferece à nossa pesquisa? São as relações entre assimetria e inflação encontradas neste trabalho espúrias? Nesta breve seção, argumentaremos que não.

Para respondermos adequadamente às perguntas levantadas, realizaremos um breve exercício de simulação. Especificamente, queremos responder à seguinte pergunta: podem os dados que observamos na nossa amostra estar sendo gerados por uma função simétrica e com média zero? Se a resposta para esta pergunta é positiva, corremos então o risco de estarmos observando uma relação meramente espúria entre assimetria e inflação, conforme resultado encontrado por Bryan e Checcetti (1996). Se a resposta é negativa, então não estaremos correndo o risco de estarmos observando uma relação entre assimetria e média construída a partir de uma distribuição simétrica.

Sortearemos 316 itens de uma variável cuja distribuição, definida pelos autores, é dada por:

$$s*N(0,1) + (1-s)*U(-A,A)$$

onde $\Pr(s=1)=p$.

Desta forma, sorteamos cada item de uma variável que assume distribuição normal com probabilidade p ou distribuição uniforme com probabilidade $1-p$. Definiremos A de tal forma que a curtose da distribuição seja igual a curtose média observada nos dados desagregados a quatro dígitos, isto é, igual a aproximadamente 30.

Para cada sorteio, calculamos a média e a assimetria das 316 observações sorteadas. A média, naturalmente, cumpre o papel da inflação. Repetimos esse procedimento 180 vezes, número de observações da nossa amostra. Feito isto, obteremos dois vetores de dimensão 180 por 1, relativos à média e assimetria das observações sorteadas. Calculamos a média dos dois vetores.

Repetimos 500 vezes a simulação descrita acima. Será que, em média, os vetores da inflação e assimetria são tais que não excluem a possibilidade dos nossos dados terem sido gerados pela distribuição acima?

A inflação média que obtivemos a partir da simulação realizada é igual a zero até a segunda casa decimal com desvio-padrão igual a 0.0013, implicando um intervalo de confiança de 95% de aproximadamente (-0.0026,0.0026). A assimetria média obtida, por sua vez, é igual a 0.08 com desvio-padrão igual a 0.1352, implicando um intervalo de confiança de 95% de aproximadamente (-0.1850,0.3450). Como a média das inflações observadas no período é igual a 0.0069 e a média da assimetria dos dados

desagregados a quatro dígitos é igual a 1.41, podemos rejeitar a hipótese segundo a qual nossos dados foram gerados por uma distribuição simétrica com média igual a zero como a definida acima. É importante salientar que o exercício acima realizado somente afasta a possibilidade dos nossos dados estarem sendo gerados pela distribuição acima especificada.

9 Conclusão

Ao longo deste trabalho, procuramos testar a teoria segundo a qual a assimetria da mudança de preços relativos poderia responder por movimentos na taxa de inflação. Em primeiro lugar, procuramos entender qual a repercussão que a utilização de dados muito agregados traria à qualidade daquilo que pretendíamos estimar. A partir da realização de simulações que pretendiam mimetizar o processo de agregação dos dados, concluímos que os impactos sobre os estimadores de MQO decorrentes da agregação em muito se assemelhariam a uma mudança de escala. A comparação dos resultados obtidos a partir dos dados a dois dígitos e dos resultados obtidos a partir dos dados a quatro dígitos reescalados – os vetores do desvio padrão e assimetria foram multiplicados por 0.54 e 0.6, respectivamente – sugere que a simulação realizada na seção 5 deste trabalho foi bem sucedida em explicar o que a agregação dos dados provoca a este tipo de pesquisa. Concluímos, portanto, que o pesquisador que pretende aferir a relação entre a assimetria da distribuição da mudança de preços relativos e a inflação deve dirigir especial atenção ao grau de desagregação dos seus dados. Conforme tivemos oportunidade de mostrar, dados demasiado agregados podem nos conduzir a conclusões equivocadas a respeito do tamanho do estimador associado à variável de interesse. Deve-se, portanto, olhar com cautela para resultados que fizeram uso de dados muito pouco desagregados¹⁰.

O exercício de simulação realizado sorteou 340 taxas de inflação – referentes, cada uma, aos 340 itens que compõem a versão do IPA desagregado a quatro dígitos- a partir de uma distribuição previamente determinada e as distribuiu de forma randômica entre os 26 setores que compõem o IPA desagregado a dois dígitos. Para aumentarmos a qualidade da simulação proposta, podemos inserir, adicionalmente ao choque comum a todos os setores, um choque setorial idiossincrático, a fim de levarmos em consideração

¹⁰ Este é o caso de Döpke e Pierdzioch (2001), que computam o terceiro momento da distribuição através da utilização de um número de sub-índices que variou entre 28 e 32 entre 1969 e 2000.

a possibilidade das taxas de inflação de um mesmo setor estarem correlacionadas entre si. O aprimoramento sugerido aqui para a simulação realizada será objeto de pesquisa futura.

A teoria subjacente à pesquisa previa que a taxa de inflação deveria responder positivamente a assimetria e ao desvio padrão. Existiria, ainda, um suposto canal através do qual o desvio padrão amplificaria o efeito da assimetria sobre a inflação. Para testarmos essas hipóteses, construímos, em primeiro lugar, correlações entre a inflação e a assimetria, bem como entre a inflação e o desvio-padrão, controlando para a presença de inércia inflacionária. Realizamos o mesmo exercício para as nossas medidas de assimetria ponderada e desvio-padrão ponderado, que levam em consideração o peso que cada item exerce no índice geral de preços. Em todas as ocasiões, a assimetria revelou-se estatisticamente significativa a níveis de confiança satisfatórios. Os resultados obtidos para o desvio-padrão foram menos contundentes.

Seguimos com a nossa pesquisa para avaliar se a significância estatística da assimetria resistia à inclusão de controles habitualmente encontrados em regressões tal que a variável explicativa é a taxa de inflação. Em particular, avaliamos se a assimetria poderia responder por movimentos na taxa de inflação em um contexto de estimação de uma Curva de Phillips. Mais uma vez, realizamos essa tarefa para as duas medidas de assimetria utilizadas neste trabalho, bem como para as duas medidas de desvio-padrão. Novamente, o coeficiente associado à assimetria revelou-se estatisticamente significativo a níveis de confiança satisfatórios. A inclusão do hiato do produto, por sua vez, tornou o coeficiente associado ao desvio padrão também estatisticamente significativo, o que é revelador da importância da inclusão daquela variável. Outra forma, poderíamos estar incorrendo no problema conhecido como viés da variável omitida. A variável de interação entre assimetria e inflação, por sua vez, revelou-se não significativa para a medida não ponderada e estatisticamente significativa e com sinal contrário ao que esperávamos na regressão com momentos ponderados.

Alguns avanços podem ser empreendidos no sentido de aprimorar os resultados que obtivemos até o momento. Em primeiro lugar, pode-se comparar a medida de choque de oferta aqui proposta com outras medidas de choque de oferta tradicionalmente utilizadas na literatura empírica, como o preço de alimentos e energia. Será que o desempenho da nossa medida de choque de oferta é melhor que as medidas de choque de oferta tradicionalmente utilizadas na literatura empírica? Em segundo

lugar, pode-se argumentar que a utilização de dados mensais para a aferição da relação estatística pretendida pode nos conduzir a conclusões pouco robustas, uma vez que dados mensais estão sujeitos a muitos ruídos. Para contornarmos essa crítica, podemos, por exemplo, usar como medida para a assimetria de um determinado mês a média observada nos 12 meses precedentes, a fim de suavizarmos as estatísticas observadas. Ademais, pode-se questionar se a variação do desvio-padrão é exógeno à inflação. A utilização de outros métodos de estimação pode endereçar com clareza esse ponto. Essas questões governam o rumo que esta pesquisa deverá tomar.

10 Referências bibliográficas

AMANO, R.A.; MACKLEM, R.T. (1997): “**Menu Costs, Relative Prices, and Inflation: Evidence for Canada**”. *Bank of Canada Working Paper* 97-14.

ASSARSSON, B. (2004): “**Inflation and Relative-Price Changes in the Swedish Economy**”. *Sveriges Riskbank Economic Review*, 3, 43-61.

AZZALINI, A. (1985): “**A Class of Distributions Which Includes the Normal Ones**”. *Scandinavian Journal of Statistics*, XII, 171-178.

BALL, L.; MANKIW, G.N. (1995): “**Relative-price Changes as Aggregate Supply Shocks**”. *Quarterly Journal of Economics* 100:161-193.

_____ (1994): “**Asymmetric price adjustment and economic fluctuations**”. *Economic Journal* 104:247-261.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB (2015): “**Formação de Preços no Brasil**”. Relatório de Inflação, dezembro. Disponível em www.bcb.gov.br.

BRYAN, M.F.; CECCHETTI, S.G. (1996): “**Inflation and the distribution of prices changes**”. *NBER Working Paper* 5793 Cambridge, MA.

CARABALLO, M.A.; USABIAGA, C. (2009): “**The Relevance of Supply Shocks for Inflation: the Spanish Case**”. *Applied Economics, Taylor & Francis (Routledge)*: SSH Titles, 41 (06), 753-764.

DÖPKE, J.; PIERDZIOCH, C. (2001): “**Inflation and the Skewness of the Distribution of Relative Price Changes: Empirical Evidence for Germany**”. *Kiel Working Paper* N0. 1059.

HODRICK, R.J.; PRESCOTT, E.C. (1996): “**Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation**”. *Journal of Money, Credit, and Banking* (29), 1-16.

LANDAU, E.; PEIXOTO, S.S. (1992): “**Inflação, Indexação e Preços Relativos: Novas Evidências para o Brasil**”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, V.22, N0. 1.

MATOS, S.M. (2010): “**Micro Evidence on Brazilian Price Stickiness and its Consequences for Sectoral Real Exchange Rate and Inflation Persistence**”. *Tese de Doutorado em Economia*, FGV-EPGE.

NEWKEY, W.; WEST, K.D. (1987): “**A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix**”. *Econometrica* 55, 206-221.

RÁTFAL, A. (2004): “**Inflation and Relative Price Asymmetry**”. *European Central Bank Working Paper Series* N0. 301.

SILVA, A.M.; Kadota, D,K. (1982): “**Inflação e preços relativos: medidas de dispersão**”. *Pesquisa e Planejamento Econômico* V.12, N0. 1.

VINING, R.; ELWERTPSKI, T. (1976): “**The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level**”. *American Economic Review*,66,699-708.

11 Anexo estatístico

11.1 Lista de setores e itens que compõem o IPA a dois e quatro dígitos

Dispomos, abaixo, na **Tabela 17**, a relação dos 26 setores que compõem o IPA desagregado a dois dígitos, bem como relacionamos os itens que compõem o IPA desagregado a quatro dígitos.

Tabela 17 – IPA por setores e por itens

1. Lavouras Temporárias: abacaxi, algodão (em caroço), arroz (em casca), batata-inglesa, cana-de-açúcar, feijão (em grão), fumo (em folha), mandioca (aipim), milho (em grão), soja (em grão), tomate e trigo (em grão).

2. Lavouras Permanente: banana, cacau, café (em grão), coco-da-baía, laranja, maçã, mamã e uva.

3. Pecuária: aves, bovinos, leite in natura, ovos e suínos.

4. Carvão Mineral: carvão mineral.

5. Mineraiis Metálicos: minério de ferro, minério de alumínio e minério de cobre.

14. Produtos derivados do petróleo e álcool: álcool etílico anidro, álcool etílico hidratado, asfalto, gás liquefeito de petróleo (GLP), gasolina automotiva, naftas para petroquímica, óleo combustível, óleo diesel, óleos lubrificantes e querosene de aviação.

15. Produtos Químicos: ácido nítrico, ácido sulfúrico, adesivos e selantes, aditivos de uso industrial, adubos e fertilizantes compostos, amoníaco (amônia), benzeno, carvão vegetal, catalisadores, chapas, filmes e papéis fotográficos, creme dental, desodorantes corporais e antiperspirantes, elastômeros, esmaltes e lacas, etileno (eteno), etilenoglicol (etanodiol), fibras e filamentos sintéticos, formicidas e acaricidas, fosfato monoamônico (MAP), fungicidas, gases industriais, herbicidas, hidróxido de sódio (soda cáustica) sólido, impermeabilizantes e solventes, inseticidas, intermediários para resinas e fibras, materiais para usos médicos, hospitalares e odontológicos, medicamentos para uso humano, medicamentos para uso veterinário, misturas de alquibenzenos ou de alquilnaftalenos, negros de fumo, policloreto de vilina (PVC), poliestireno (PS), polietileno de alta densidade (PEAD), polietileno de baixa densidade (PEBD), polipropileno (PP), produtos de limpeza e polimento, propeno (propileno), resinas termofixas, sabões, sabonetes e detergentes, silício metálico, superfosfatos duplos e triplos, superfosfatos simples, tereftalato de polietileno (PET), tintas de impressão, tintas e vernizes dissolvidos em meio aquoso, tintas e vernizes dissolvidos em meio não-aquoso, uréia e xampus e condicionadores para cabelos

16. Artigos de borracha e de material plástico: artigos de plástico para uso doméstico, conexões juntas, cotovelos e outros aces. de plásticos para tubos, embalagens de plástico para produtos alimentícios ou bebidas, espumas de poliuretano, garrações, garrafas e frascos de plástico, laminados planos e tubulares de material de plástico, peças e acessórios de borracha para máquinas e veículos automotivos, peças e acessórios de plástico para a indústria eletroeletrônica, peças e acessórios de plástico para veículos automotores, pneus para automóveis, pneus para ônibus e caminhões, protetores, bandas de rodagem e flaps de borracha, rolas, tampas e cápsulas de plástico, sacos ou sacolas de plástico para embalagens, tubos, canos e mangueiras de borracha e tubos, canos e mangueiras de plástico.

17. Produtos de mineiras não-metálicos: argamassas e outros concretos não-refratários, artigos de cimento e concreto para construção, artigos de fibrocimento para construção, artigos de vidro, cal extinta, hidráulica ou virgem, caulim beneficiado, cimentos portland comuns (CP-I e CP-II), cimentos portland de alto-forno (CP-III), cimentos portland pozolânicos (CP-IV), cimentos argamassas e concretos refratários, garrafas, garrações e frascos de vidro para embalagem, ladrilhos e placas de cerâmica para pavimentação ou revestimento, massa de concreto preparado para construção, pastilhas e lonas de freios, pedras ornamentais para construção, pias, banheiras e vasos para uso sanitário, telhas e tijolos cerâmicos não-refratários, tijolos, placas, ladrilhos e outras peças cerâmicas refratárias, vidro de segurança e vidro plano.

18. Metalurgia básica: aço semi-acabado ao carbono, aço semi-acabado especial/ligado, alumina calcinada, alumínio não ligado em formas brutas, arames de aço ao carbono, artefatos e peças de ferro fundido, barras de aço ao carbono, barras de aço ligado, inclusive inoxidável, barras, perfis ou vergalhões de alumínio, barras, perfis ou vergalhões de

6. Minerais não-metálicos: pedra britada.

7. Produtos alimentícios e bebidas: açúcar cristal, açúcar refinado, açúcar VHP (very high polarization), água mineral, aguardente-de-cada-de-açúcar, amidos e féculas, arroz beneficiado, aves abatidas e frigorificadas, balas, confeitos e gomas de mascar, bebidas alcóolicas destiladas (exceto cana-de-açúcar), biscoitos e bolachas, café solúvel, café torrado e moído, carne bovina, carne suína, carnes e miúdos (secos ou salgados), castanhas e amendoins beneficiados, cerveja e chope, chocolate, concentrados de tomate, conservas de legumes, creme de leite, doces de frutas (calda u pasta), farelo de soja, farinha de milho e derivados, farinha de trigo, iogurte, leite condensado, leite em pó, manteiga, manteiga de cacau, margarina, massas alimentícias cozidas, recheadas ou preparadas, molhos e condimentos, óleo de soja em bruto, óleo de soja refinado, óleos vegetais refinados (exceto óleo de soja), outros derivados do trigo, pães e bolos industrializados, pescados industrializados, produtos industrializados de carne, queijos, rações balanceadas para animais, refrigerantes, sal mineralizado, sorvetes, sucos concentrados de laranja, sucos de frutas prontos para consumo e vinhos e espumantes.

8. Produtos do fumo: cigarros e fumo processado industrialmente.

9. Produtos têxteis: artefatos de tapeçaria, fios de algodão, fios de fibras artificiais e sintéticas, meias, roupas de cama, mesa e banho, sacos para embalagens de origem têxtil, tecidos de algodão, tecidos de fios artificiais e sintéticos, tecidos de malha e tecidos especiais, inclusive não tecidos.

10. Artigos do vestuário: bermudas e shorts, calças compridas, calcinhas e sutiãs, camisas, blusas e camisetas de tecido plano, conjuntos de malha, cuecas e vestidos e saias.

11. Couros e calçados: calçados de borracha, calçados de couro, calçados de plástico, couro wet blue, couros semi-acabados e tênis

12. Produtos de madeira: artigos de madeira para construção, folhas de madeira, madeira compensada, madeira serrada e desdobrada, madeira densificada (compactada) e painéis de madeira.

13. Celulose, papel e produtos de papel: absorventes higiênicos, artefatos de papel, papelão, cartolina e cartão para escritório, caixas de papelão ondulado, inclusive chapas, caixas e cartonagens dobráveis de cartão ou cartolina, celulose, embalagem de papel, formulários contínuos, fraldas descartáveis, papel higiênico, papel para embalagem, papel para escrita e impressão e papel liso, cartolina e cartão.

cobre e de ligas de cobre, bobinas a frio de aço ao carbono, bobinas ou chapas de aço inoxidável, bobinas ou chapas de aço zincadas, bobinas ou chapas grossas de aço ao carbono, chapas e tiras de alumínio, ferro gusa, ferro-ligas, fio-máquina de aço ao carbono, folhas de alumínio, folhas-de-flandres, ligas de alumínio em forma bruta, níquel e lias de níquel em formas brutas, ouro semi-faturado, outros tubos e conexões de ferro e aço, perfis de aço ao carbono, laminados a quente, relaminados de aço, tubos de aço com costura, tubos, canos ou perfis ocos de aço sem costura, vergalhões de aço ao carbono e zinco e ligas de zinco em formas brutas.

19. Produtos de metal: artefatos de trafilados, artefatos estampados de metal, artigos de cutelaria, artigos de metal de uso doméstico, artigos de serralheria – exceto esquadrias, esquadrias de metal, estruturas metálicas, ferramentas manuais, latas de alumínio para embalagem, latas de ferro e aço para embalagens e rolas, tampas e cápsula de plástico.

20. Máquinas e equipamentos: aparelhos de ar-condicionado, aparelhos de refrigeração e ventilação de uso industrial, aparelhos para projetar, pulverizar ou irrigar para uso agrícola, balanças para pesagem, dosagem ou contagem, bombas hidráulicas, carregadoras-transportadoras para terraplanagem e pavimentação, compressões de ar ou gás, compressores para aparelhos de refrigeração, elevadores para transporte de pessoas, escavadeiras, fogões de cozinha, lavadoras e secadoras de roupas, máquinas e equipamentos para as indústrias alimentares e de bebidas, máquinas e equipamentos para transporte e elevação de carga, máquinas para as indústrias de celulose, papel e papelão, máquinas para colheita, máquinas para embalar, máquinas-ferramenta, motoniveladores, motores a diesel, exceto para veículos rodoviários, outros aparelhos domésticos, refrigeradores e congeladores (freezers), rolamentos, semeadores, plantadeiras, ou adubadores, silos metálicos para cereais, tratores agrícolas, turbinas e todas hidráulicas, válvulas, torneiras e registros.

21. Equipamentos de Informática: computadores, computadores portáteis, impressoras, monitores de vídeo para computadores e peças e acessórios para computadores.

22. Máquinas, aparelhos e materiais elétricos: aparelhos e equip. para distribuição e controle de energia elétrica, baterias e acumuladores para veículos, conversores elétricos, fios, cabos e condutores elétricos isolados, geradores de corrente contínua ou alternada, lâmpadas, materiais elétricos para instalações em circuito de consumo, material elétrico para veículos – exceto baterias, motores elétricos e transformadores.

23. Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicação: aparelhos de comutação para telefonia, aparelhos de DVD, aparelhos de som, aparelhos de som para automóveis, capacitor (condensador), circuito impresso, circuito impresso montado para telefonia, modem, telefones celulares, televisores a cores e transmissores ou receptores de telefonia celular.

24. Veículos automotores, reboques, carrocerias e autopeças: automóveis para passageiros, cabines, carrocerias e reboques para caminhão, caminhão-trator para reboques e semi-reboques, carrocerias para ônibus, chassis com motor para ônibus, motores a diesel para ônibus e caminhões, motores para automóveis, exceto diesel, outras peças e acessórios para veículos automotores, peças e aces. para os sistemas de marcha e transmissão de veíc. autom., peças e aces. para sistemas de direção e suspensão de veíc. autom., peças e acessórios para o sistema de freios de veículos automotores, peças e acessórios para o sistema de motor de veículos automotores, veículos para o transporte de mercadorias, carga não superior a 5T e veículos para o transporte de mercadorias, carga superior a 5T.

25. Outros equipamentos de transporte: bicicletas, motocicletas e peças e acessórios para motocicletas.

26. Móveis e artigos do mobiliário: armários e estantes de madeira, camas de madeira, colchões, guarda-roupas de madeira, mesas e assentos de madeira, móveis com predominância de metal, partes e peças de madeira para móveis e poltronas e sofás de madeira.

11.2 Estatísticas descritivas da inflação, assimetria, desvio padrão, assimetria ponderada, desvio padrão ponderado a dois e quatro dígitos

Notamos que os meses de inflação muito alta (acima de 2%) são também meses cuja distribuição da mudança de preços relativos apresentou assimetria à direita. Ainda, meses de deflação muito alta (acima de 1%) são também meses cuja distribuição da mudança de preços relativos apresentou assimetria à esquerda.

Tabela 18 – Inflação, assimetria, desvio padrão, assimetria ponderada, desvio padrão ponderado (%)

Mês de referência	Inflação	Dois dígitos				Quatro dígitos			
		Assimetria	DP	Assimetria ponderada	DP ponderado	Assimetria	DP	Assimetria ponderada	DP ponderado
2000.01	1,29	-11,66	1,24	88,18	1,01	145,52	4,40	100,73	3,44
2000.02	0,41	-5,69	2,29	-59,27	1,61	391,47	4,52	236,83	4,24
2000.03	-0,06	-44,82	1,32	29,46	1,74	349,87	4,51	175,36	4,54
2000.04	0,04	45,24	1,00	-15,83	0,88	138,10	4,43	26,02	3,91
2000.05	0,20	101,43	1,12	81,94	1,35	-493,72	4,54	-330,65	4,00
2000.06	1,25	286,81	1,36	276,93	1,85	-175,97	2,92	-59,95	3,31
2000.07	1,98	143,85	2,80	182,83	3,99	252,38	4,47	269,15	5,29
2000.08	3,10	149,28	2,08	150,86	3,14	219,60	4,50	306,59	4,92
2000.09	1,81	138,94	1,46	202,66	2,06	744,11	6,29	515,09	5,43
2000.10	0,59	294,38	1,91	300,35	1,58	324,90	2,94	114,81	2,59
2000.11	0,36	34,62	1,10	43,43	1,01	-120,02	2,60	-60,90	2,52
2000.12	0,66	212,45	1,45	226,33	2,10	-33,71	3,63	3,45	4,84
2001.01	0,66	-10,78	1,58	-48,33	1,53	65,29	5,43	55,67	5,05
2001.02	0,08	232,75	2,20	332,71	1,71	348,19	4,93	71,56	4,33
2001.03	0,65	128,24	1,48	181,27	1,44	397,50	4,11	147,05	3,26
2001.04	1,24	174,90	1,77	206,72	2,14	323,85	4,15	198,67	4,16
2001.05	0,79	-9,45	1,01	-111,73	1,05	-251,35	3,59	-135,82	3,22
2001.06	1,31	6,69	1,87	121,71	2,34	90,45	4,38	250,29	4,94
2001.07	1,73	58,02	1,34	128,69	1,80	434,64	5,63	271,27	5,64
2001.08	1,75	-145,68	1,94	181,40	1,99	-29,52	3,69	62,38	3,60
2001.09	0,34	51,68	1,39	-83,21	1,44	-361,15	3,66	-102,15	3,44
2001.10	1,53	53,07	1,55	83,86	1,14	141,59	3,55	128,21	3,65
2001.11	1,30	14,05	1,53	114,63	0,99	153,11	4,51	46,06	3,64
2001.12	-0,08	-95,15	1,34	-18,14	1,26	113,08	4,06	76,06	3,53
2002.01	0,14	-136,06	1,90	-136,31	2,15	-86,23	3,66	-117,59	3,76
2002.02	-0,09	168,53	1,45	-62,28	1,33	130,41	3,53	-117,98	3,71
2002.03	-0,14	-111,84	1,01	-159,59	1,43	-41,29	3,37	-303,67	4,26
2002.04	0,52	188,34	2,24	167,05	3,01	379,54	5,03	305,99	5,18
2002.05	0,81	-31,08	1,30	79,67	1,51	17,51	3,81	70,16	4,27
2002.06	2,31	98,41	1,94	168,63	2,10	78,42	5,01	234,72	5,40
2002.07	2,66	182,29	2,41	185,95	2,20	183,01	3,95	213,69	4,07
2002.08	3,20	17,28	2,05	114,48	2,06	13,58	4,66	35,81	4,91
2002.09	3,43	183,62	3,35	213,09	3,13	240,11	5,09	231,83	4,97
2002.10	5,62	134,54	4,08	170,92	3,80	159,23	6,00	188,22	6,10
2002.11	6,73	74,72	3,94	168,37	5,13	129,72	6,60	173,38	6,61
2002.12	4,45	24,22	1,83	77,78	1,36	-137,77	4,82	-36,47	4,39
2003.01	2,55	61,33	2,10	97,32	2,44	293,92	5,33	88,30	5,03
2003.02	2,64	38,80	1,54	112,95	1,67	626,40	5,13	448,71	4,38
2003.03	1,72	233,19	3,69	185,18	2,58	546,73	5,52	347,29	5,18
2003.04	0,80	-77,73	2,03	-96,78	1,34	-60,97	3,95	-101,22	4,62
2003.05	-1,11	-109,31	2,45	-98,26	2,87	535,10	7,56	171,58	6,10
2003.06	-1,67	-48,35	2,09	-107,75	1,87	-296,91	4,46	-207,99	3,90
2003.07	-0,75	-42,69	1,43	-112,37	1,94	-226,43	3,69	-186,29	3,56
2003.08	0,20	-79,99	2,42	301,77	1,41	848,10	5,41	295,64	4,09
2003.09	1,54	143,80	1,37	190,53	1,76	222,80	2,95	414,19	3,68
2003.10	0,36	331,17	2,32	-81,48	1,42	-268,17	4,80	88,69	5,42

Mês de referência	Inflação	Dois dígitos				Quatro dígitos			
		Assimetria	DP	Assimetria ponderada	DP ponderado	Assimetria	DP	Assimetria ponderada	DP ponderado
2003.11	0,57	144,46	1,16	95,47	1,20	249,29	2,87	295,15	3,42
2003.12	0,64	137,92	1,68	62,90	1,27	376,50	3,48	197,77	3,12
2004.01	0,98	121,75	2,23	65,37	2,23	495,49	5,01	246,75	4,07
2004.02	0,79	32,04	2,26	-86,50	2,37	79,53	4,21	1,95	3,87
2004.03	1,33	97,30	2,66	-91,32	2,74	476,87	5,24	158,54	4,83
2004.04	1,65	61,11	1,93	24,73	1,79	99,24	3,92	110,66	3,89
2004.05	1,52	170,19	1,25	114,58	0,95	541,31	4,49	367,65	3,88
2004.06	1,73	-46,04	2,06	-51,23	3,24	13,18	4,33	-145,32	5,16
2004.07	1,58	-93,42	1,74	1,48	2,02	137,25	4,04	-18,09	4,68
2004.08	1,42	94,80	1,97	148,49	2,32	403,30	5,86	220,81	5,24
2004.09	0,90	-78,16	1,48	50,37	1,21	-258,64	4,20	-223,39	3,40
2004.10	0,44	44,63	2,39	18,32	2,68	-203,38	4,51	-209,33	4,43
2004.11	0,99	45,35	1,82	26,99	1,99	35,75	3,11	-10,93	3,12
2004.12	0,81	69,70	1,47	28,65	1,37	-208,40	3,20	-67,69	3,30
2005.01	0,20	1,59	2,43	-16,61	2,18	114,39	3,90	128,56	3,91
2005.02	0,20	49,66	1,96	127,50	1,40	499,34	3,83	501,23	4,31
2005.03	0,94	141,29	1,87	162,96	2,05	246,69	3,87	413,30	4,56
2005.04	0,96	367,31	3,23	344,64	2,25	284,35	4,64	1289,36	7,47
2005.05	-0,77	-21,05	2,20	-22,40	1,59	-56,37	4,27	-15,91	4,28
2005.06	-1,00	103,82	1,57	-126,49	1,24	-384,43	3,47	-241,89	3,11
2005.07	-0,65	-167,29	2,46	0,09	1,57	311,60	4,57	111,05	3,62
2005.08	-0,88	-145,37	1,41	-142,16	1,34	-86,43	3,87	-172,74	3,52
2005.09	-0,76	9,09	1,54	72,93	2,22	47,34	3,15	-5,74	3,48
2005.10	0,72	64,37	1,74	146,07	2,00	-45,65	2,85	109,29	3,11
2005.11	0,40	-46,11	1,89	123,87	1,53	623,06	6,44	446,63	5,63
2005.12	-0,27	273,33	2,40	27,46	1,86	355,81	4,35	218,38	4,08
2006.01	1,10	95,22	2,76	59,19	2,54	-148,35	4,75	-82,46	4,95
2006.02	-0,06	-119,57	1,13	-75,96	0,85	54,47	3,65	-1,54	3,56
2006.03	-0,48	-116,45	1,58	-136,59	1,89	-94,84	3,32	-218,14	3,83
2006.04	-0,77	-4,79	1,54	-21,99	1,22	686,81	5,37	454,53	4,77
2006.05	0,43	129,74	3,68	134,73	2,62	41,81	4,80	71,86	4,89
2006.06	1,11	307,14	2,71	273,09	2,06	-69,95	4,28	-67,24	4,29
2006.07	0,21	294,51	1,33	325,58	0,91	274,63	3,00	218,75	3,10
2006.08	0,46	268,76	2,10	170,10	2,18	486,93	4,65	189,24	4,21
2006.09	0,36	64,87	1,11	19,02	0,95	-134,74	2,97	9,47	2,83
2006.10	0,65	-112,57	2,59	155,92	2,83	68,35	3,84	210,68	4,25
2006.11	1,02	27,02	1,97	102,60	2,73	158,85	3,37	357,10	4,55
2006.12	0,29	-62,10	0,69	-40,35	0,76	-184,07	3,06	-12,76	3,07
2007.01	0,40	58,76	1,45	28,90	0,93	655,03	5,88	454,80	5,07
2007.02	0,21	190,53	1,18	222,57	1,56	143,98	3,29	342,07	3,62
2007.03	0,33	5,23	0,89	28,97	0,95	221,34	3,39	148,54	3,33
2007.04	-0,14	-26,36	1,64	-119,19	1,80	-53,84	4,77	-104,82	4,26
2007.05	-0,09	-122,69	1,84	-171,35	1,52	-129,45	4,14	-178,93	3,84
2007.06	0,01	111,50	1,43	217,07	1,74	147,23	4,02	-1,31	4,00
2007.07	0,26	139,57	1,66	210,28	2,10	42,04	3,09	108,07	3,60
2007.08	1,31	189,79	2,02	184,34	2,94	189,14	4,32	272,63	4,54
2007.09	1,83	244,27	2,21	232,39	3,23	287,77	3,51	525,97	4,49
2007.10	1,42	118,17	1,28	211,58	1,57	471,65	4,83	447,17	4,85
2007.11	0,97	16,96	1,99	195,51	2,46	147,01	5,00	361,41	6,08
2007.12	2,36	-14,36	1,91	151,12	2,30	62,84	3,90	211,29	4,19
2008.01	1,24	-63,88	1,24	88,71	1,45	633,92	4,30	570,75	4,20
2008.02	0,64	177,16	1,77	-37,17	1,04	115,16	3,82	65,23	4,36
2008.03	0,96	233,38	1,64	217,72	1,36	602,85	4,50	523,98	4,58
2008.04	0,65	170,50	2,93	163,11	2,24	417,67	5,11	282,11	5,75
2008.05	2,01	23,60	2,89	9,60	2,64	132,85	4,56	205,24	5,00
2008.06	2,27	65,95	2,08	140,83	2,51	164,48	3,51	497,67	4,78
2008.07	2,20	-66,89	1,51	103,81	1,29	109,22	3,18	75,96	2,74
2008.08	-0,74	94,23	1,45	69,03	1,69	-345,40	4,74	-538,47	5,50
2008.09	0,04	-163,35	2,25	-193,33	3,55	-201,20	3,82	-159,21	3,92
2008.10	1,24	302,14	3,53	295,50	2,74	34,38	4,48	91,91	4,93
2008.11	0,30	115,08	1,88	-12,64	1,83	385,85	5,71	143,66	4,93
2008.12	-0,42	130,43	2,02	-62,77	1,87	-168,53	3,99	-0,79	3,50

Mês de referência	Inflação	Dois dígitos				Quatro dígitos			
		Assimetria	DP	Assimetria ponderada	DP ponderado	Assimetria	DP	Assimetria ponderada	DP ponderado
2009.01	-0,95	-4,12	2,20	32,03	3,01	-169,63	6,45	53,15	5,84
2009.02	0,20	53,38	1,43	-78,61	1,45	-285,11	4,34	16,25	3,53
2009.03	-1,24	10,14	1,81	-135,91	2,09	354,99	4,40	43,84	4,30
2009.04	-0,44	134,29	2,23	25,11	1,72	11,84	3,95	62,30	3,62
2009.05	-0,30	-119,02	1,80	-106,73	1,71	-294,00	3,77	-85,08	3,75
2009.06	-0,45	-219,13	2,44	-100,76	2,33	-182,92	3,51	-170,64	3,96
2009.07	-0,85	-296,03	2,44	-277,39	2,16	-151,18	3,98	-299,80	4,74
2009.08	-0,61	-94,53	1,48	-45,93	1,31	703,09	4,20	591,83	4,06
2009.09	0,53	-109,75	1,22	-42,66	1,44	172,59	3,40	192,91	3,69
2009.10	0,04	-83,82	1,50	-22,05	1,40	-291,71	3,88	-62,15	3,79
2009.11	0,08	113,41	1,12	13,61	1,26	275,29	3,22	183,83	3,17
2009.12	-0,50	34,63	0,95	-65,62	1,11	-251,92	2,76	-309,00	2,86
2010.01	0,51	14,48	1,23	107,87	1,43	21,77	4,32	43,37	4,42
2010.02	1,42	293,27	2,86	258,93	2,75	549,79	5,59	565,01	6,13
2010.03	1,07	49,98	1,57	7,91	1,53	782,55	5,37	736,26	5,89
2010.04	0,72	-179,65	1,85	-80,99	1,99	238,41	4,06	239,88	4,57
2010.05	1,49	449,00	13,45	534,06	11,43	865,74	5,23	11212,72	15,14
2010.06	1,09	206,07	1,56	131,49	1,55	-214,35	3,07	-251,69	3,18
2010.07	0,20	255,19	2,30	219,98	3,32	-617,88	3,83	-528,11	4,19
2010.08	1,24	226,92	2,55	61,70	2,94	213,05	3,62	441,44	4,86
2010.09	1,60	135,71	1,85	160,26	2,62	179,48	3,40	599,58	4,61
2010.10	1,30	9,24	1,77	117,85	2,38	182,81	3,84	352,02	4,44
2010.11	1,84	-13,63	2,47	89,34	3,27	192,70	3,55	343,03	5,11
2010.12	0,63	159,60	0,81	169,88	0,66	-338,13	3,12	-434,74	3,68
2011.01	0,76	131,87	2,10	85,14	1,95	249,65	3,25	244,60	3,77
2011.02	1,20	200,22	1,73	233,73	1,55	338,72	3,30	388,66	3,77
2011.03	0,65	68,50	1,12	79,82	1,19	245,64	3,11	255,82	3,48
2011.04	0,29	-36,81	1,63	-106,11	1,46	161,35	4,30	117,16	4,96
2011.05	0,03	151,78	2,52	105,81	2,35	-274,34	3,85	-355,12	4,53
2011.06	-0,45	-122,83	1,40	-133,54	1,27	-88,37	2,83	-245,02	2,97
2011.07	-0,22	13,81	0,84	37,94	1,04	-259,05	2,79	-239,70	2,86
2011.08	0,57	111,89	0,96	144,29	1,27	115,17	2,50	261,25	2,84
2011.09	0,74	131,87	1,43	145,47	1,55	142,04	2,35	345,25	2,95
2011.10	0,68	251,15	1,21	150,97	1,27	274,60	2,75	119,90	2,65
2011.11	0,52	57,76	0,92	107,38	1,03	327,19	2,87	250,94	2,86
2011.12	-0,48	-330,37	1,55	-367,33	1,35	45,54	2,03	-160,56	2,49
2012.01	-0,07	16,00	1,76	36,50	2,11	120,27	3,40	199,42	3,95
2012.02	-0,26	-175,94	0,83	-142,55	0,80	-372,15	3,46	-342,21	3,12
2012.03	0,42	14,38	0,80	125,26	1,02	108,55	2,71	478,74	3,76
2012.04	0,97	-75,79	1,35	30,07	1,63	71,03	2,66	361,05	3,65
2012.05	1,17	216,09	2,28	30,09	1,57	690,94	4,50	677,58	4,76
2012.06	0,74	-118,66	1,12	-57,81	1,16	425,31	3,60	298,53	3,51
2012.07	1,81	277,65	1,84	212,75	2,96	1065,92	5,64	1190,90	6,96
2012.08	1,99	119,44	1,79	156,80	2,58	466,87	3,43	833,87	4,71
2012.09	1,25	-142,33	1,29	14,33	1,57	281,52	3,94	315,30	4,44
2012.10	-0,20	-139,15	1,73	-141,33	1,93	-52,96	2,25	-373,18	3,37
2012.11	-0,19	-140,40	1,26	-34,63	1,09	-279,83	2,14	-309,82	2,40
2012.12	0,73	-9,20	0,68	166,93	0,71	284,87	2,41	341,31	2,81
2013.01	0,11	35,23	1,44	-110,12	1,83	843,76	4,41	695,77	5,49
2013.02	0,21	42,20	1,14	-46,61	1,59	-40,44	2,78	17,84	3,52
2013.03	0,01	170,51	1,64	57,62	1,93	267,27	2,97	73,59	3,62
2013.04	-0,12	143,40	2,09	7,23	2,32	-42,62	2,48	-272,41	3,68
2013.05	-0,30	-12,50	1,00	-55,96	1,14	125,39	2,71	-79,45	3,48
2013.06	0,68	-154,85	1,45	18,86	1,81	22,76	2,73	648,80	4,04
2013.07	0,30	-133,48	1,21	-72,38	1,51	-515,71	3,62	-550,07	3,54
2013.08	0,14	96,56	0,96	20,86	1,10	283,55	2,38	267,52	2,67
2013.09	2,11	93,12	1,25	156,53	1,47	-128,91	2,83	28,90	3,70
2013.10	1,09	83,73	1,48	150,98	1,42	733,40	3,54	754,42	3,76
2013.11	0,17	-58,15	0,72	-70,10	0,95	65,03	2,33	16,79	2,59
2013.12	0,63	275,15	1,56	246,51	1,59	-159,44	2,45	-183,24	3,11
2014.01	0,31	-12,31	1,29	-101,89	1,78	-45,38	2,17	-378,58	3,17
2014.02	0,27	359,33	2,02	406,75	1,76	353,71	2,65	672,24	3,35

Mês de referência	Inflação	Dois dígitos				Quatro dígitos			
		Assimetria	DP	Assimetria ponderada	DP ponderado	Assimetria	DP	Assimetria ponderada	DP ponderado
2014.03	2,20	194,77	2,20	171,88	2,41	784,42	4,47	969,15	5,50
2014.04	0,79	-97,14	1,43	-46,47	1,50	363,48	2,85	269,65	2,98
2014.05	-0,65	-185,52	1,68	-218,60	1,60	-159,66	3,23	-219,14	3,52
2014.06	-1,44	-166,28	1,76	-185,91	1,78	-419,82	2,99	-576,90	3,40
2014.07	-1,11	-266,85	1,60	-208,18	2,19	-742,52	2,54	-913,78	3,24
2014.08	-0,45	-23,77	1,49	-77,39	1,45	-162,32	2,33	-3,24	2,76
2014.09	0,13	-247,25	1,28	-212,11	1,48	-190,98	2,43	-307,29	3,22
2014.10	0,23	26,39	1,65	-33,28	1,51	369,73	2,47	273,84	2,63
2014.11	1,26	-73,80	1,49	52,66	2,09	1045,00	4,04	1093,99	4,92
2014.12	0,63	432,25	8,49	684,79	3,89	957,43	3,74	935,74	4,13
Média	0,70	53,10	1,68	58,95	1,90	141,39	3,92	195,60	4,17
Desvio padrão	1,12	143,38	1,16	147,08	1,01	324,24	1,01	888,39	1,24

11.3 Tendência dos estimadores da assimetria e desvio padrão

Os estimadores do desvio padrão e a da assimetria, deduzidos, respectivamente, das fórmulas $s = \sqrt{\frac{\sum_i(x_i - \mu)^2}{n-1}}$ e m^3/s^3 , tal que $m^3 = \sum_i(x_i - \mu)^3/n$ e μ é a média amostral, são estimadores tendenciosos quando o tamanho da amostra é igual a 26. Para avaliarmos o tamanho do viés dos dois estimadores, realizamos a seguinte simulação:

① Sorteamos 26 observações de uma distribuição *skew-normal*, cujos parâmetros foram definidos conforme a descrição realizada na seção 2.2.2. Calculamos s e m^3/s^3 e;

② Repetimos 40.000 vezes este procedimento e tiramos a média das assimetrias e desvios-padrões calculados no item acima.

O tamanho dos vieses dos dois estimadores pode ser visualizado nas **Tabelas 19 e 20**.

Definida a assimetria da distribuição *skew-normal*, o viés do estimador do desvio padrão é calculado para três desvios-padrões populacionais distintos. A **tabela 19** nos informa que o estimador do desvio padrão tende a subestimar seu valor populacional, muito embora o viés seja quase insignificante.

Tabela 19 - Tamanho do viés do estimador do desvio padrão

	DP = 0.0057	DP = 0.0168	DP = 0.01345
Assimetria = -0.53	-0.0001	-0.0002	-0.0017
Assimetria = -0.05	0.0001	-0.0002	-0.0015
Assimetria = 0	-0.0001	-0.0002	-0.0014
Assimetria = 0.05	-0.0001	-0.0002	-0.0013
Assimetria = 0.53	-0.0001	-0.0002	-0.0016

OBS: Os números dispostos na tabela acima foram arredondados até a quarta casa decimal.

Definido o desvio-padrão da distribuição *skew-normal*, o viés do estimador da assimetria é calculado para cinco assimetrias populacionais distintas. A **tabela 20** nos informa que o estimador da assimetria tende a subestimar seu valor populacional quando a distribuição é assimétrica.

Tabela 20 – Tamanho do viés do estimador da assimetria

	DP = 0.0057	DP = 0.0168	DP = 0.01345
Assimetria = -0.53	0.13	0.13	0.13
Assimetria = -0.05	0.01	0.01	0.01
Assimetria = 0	0.00	0.00	0.00
Assimetria = 0.05	-0.01	-0.01	-0.01
Assimetria = 0.53	-0.13	-0.13	-0.13

OBS: Os números dispostos na tabela acima foram arredondados até a segunda casa decimal.

Cabe notar, no entanto, que o tamanho do viés do estimador da assimetria é inferior ao viés que observamos a partir da agregação dos dados (ver tabelas 1,2 e 3), indicando que esta oferece prejuízo adicional à qualidade da medida que pretendemos estimar.