



**BANCO CENTRAL DO BRASIL**

# Trabalhos para Discussão **209**

**Produção Industrial no Brasil:  
uma análise de dados em tempo real**

*Rafael Tiecher Cusinato, André Minella e Sabino da Silva Pôrto Júnior*

Maio, 2010

ISSN 1519-1028  
CGC 00.038.166/0001-05

|                          |          |        |      |      |         |
|--------------------------|----------|--------|------|------|---------|
| Trabalhos para Discussão | Brasília | n° 209 | maio | 2010 | p. 1-58 |
|--------------------------|----------|--------|------|------|---------|

# *Trabalhos para Discussão*

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: [workingpaper@bcb.gov.br](mailto:workingpaper@bcb.gov.br)

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: [benjamin.tabak@bcb.gov.br](mailto:benjamin.tabak@bcb.gov.br)

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: [jane.sofia@bcb.gov.br](mailto:jane.sofia@bcb.gov.br)

Chefe do Depep: Adriana Soares Sales – *E-mail*: [adriana.sales@bcb.gov.br](mailto:adriana.sales@bcb.gov.br)

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão n° 209.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

## **Controle Geral de Publicações**

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Cogiv

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 1º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-3626

*E-mail*: [editor@bcb.gov.br](mailto:editor@bcb.gov.br)

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

*The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.*

*Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.*

## **Central de Atendimento ao Público**

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF – Brazil

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

# Produção Industrial no Brasil: uma análise de dados em tempo real\*

Rafael Tiecher Cusinato\*\*  
André Minella\*\*\*  
Sabino da Silva Pôrto Júnior\*\*\*\*

## Resumo

*Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.*

A recente literatura sobre análise de dados em tempo real tem mostrado que diversas medidas de atividade econômica passam por importantes revisões de dados ao longo do tempo, implicando limitações relevantes para o uso dessas medidas. Organizamos um conjunto de dados mensais de produção industrial (PI) em tempo real para o Brasil e avaliamos a extensão na qual as séries de crescimento, aceleração e hiato da PI são revisadas. Mostramos que as revisões de crescimento mensal e da média móvel trimestral são substanciais (com revisão absoluta média de 0,9 p.p. e 0,4 p.p., respectivamente), embora essas revisões tornem-se menos importantes à medida que o período de agregação aumenta (por exemplo, crescimento em doze meses). Além disso, mostramos que as revisões da aceleração da PI (variação da taxa de crescimento) são também importantes. Para analisar as revisões do hiato da PI, utilizamos três métodos de extração de tendência: o filtro de Hodrick-Prescott, a tendência linear e a tendência quadrática. Todos os métodos apresentaram revisões de magnitude elevada, com revisão absoluta média entre 1,3 p.p. e 3,2 p.p. Em dois dos três métodos, a revisão implicou mudança do sinal do hiato em 30% ou mais das vezes. Em geral, tanto a revisão de dados da PI como o aumento da amostra mostraram-se fontes relevantes das revisões do hiato, embora os resultados sugiram predominância das revisões provenientes do aumento da amostra.

**Palavras-chave:** Dados em tempo real; Produção industrial; Hiato do produto; Ciclo econômico; Brasil.

**Classificação JEL:** C82; E32.

---

\* Agradecemos os comentários de Cláudio D. Shikida, Roberto Camps de Moraes e Ronald O. Hillbrecht.

\*\* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. Email: rafael.cusinato@bcb.gov.br (autor correspondente).

\*\*\* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. Email: andre.minella@bcb.gov.br.

\*\*\*\* Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Email: sabino@ppge.ufrgs.br.

## 1. Introdução

A produção industrial (PI) é considerada uma das medidas mais importantes do nível de atividade econômica no Brasil. Ainda que o Produto Interno Bruto (PIB) seja o principal “termômetro” da economia, a produção industrial apresenta um importante diferencial. Enquanto o PIB é uma medida trimestral, divulgada com uma defasagem um pouco superior a dois meses, a PI é mensal e é divulgada com uma defasagem de aproximadamente um mês.<sup>1</sup> Além disso, o componente cíclico da PI é bem correlacionado com o ciclo econômico brasileiro. Assim, a PI é uma alternativa natural tanto para trabalhos de pesquisa que utilizam dados mensais quanto para análises efetuadas pelos agentes econômicos, que tomam decisões em tempo real e precisam obter informações recentes sobre o estado da economia. De fato, embora os agentes econômicos utilizem um grande conjunto de informações de frequência mensal para tomar suas decisões, a PI é, em geral, considerada o principal indicador mensal.

Entretanto, assim como acontece com outras variáveis de atividade econômica, os dados de produção industrial estão sujeitos a revisões. Isso significa que, potencialmente, a primeira divulgação de um dado de PI pode levar os agentes econômicos a tomarem decisões diferentes do que tomariam se tivessem acesso a divulgações posteriores do mesmo dado. Essa possibilidade é potencialmente relevante se as revisões de PI forem de fato relativamente grandes. Nesse caso, poder-se-ia apontar limitações importantes à capacidade de essa variável auxiliar na tomada de decisão.

A existência de revisões de dados de magnitude elevada é uma preocupação central da recente literatura sobre dados em tempo real. Croushore e Stark (2000, 2001) elaboraram um conjunto de dados em tempo real para os Estados Unidos e encontraram revisões de crescimento de PIB relevantes para a economia norte-americana. Orphanides e van Norden (2002) construíram diversas séries históricas em tempo real do hiato do produto para os Estados Unidos e calcularam vários indicadores de revisão. Os autores encontraram revisões substanciais e sugeriram que as estimativas de hiato do produto em tempo real tendem a ser pouco confiáveis. McKenzie e Park (2006) analisaram as revisões de produção industrial para os países da OCDE, da área do Euro,

---

<sup>1</sup> As revisões de PIB (e do correspondente hiato do produto) foram analisadas em Cusinato, Minella e Pôrto Júnior (2010).

e para o Brasil, Índia, África do Sul e Rússia. Os autores concluíram que, em tempo real, as estimativas de crescimento mensal de PI não podem ser consideradas um indicador confiável da variação de curto prazo do volume de produção industrial. Além disso, concluíram que quase todos os países analisados apresentaram magnitudes não negligenciáveis de revisões de estimativas de crescimento anual (mês/mesmo mês do ano anterior) da produção industrial.

Neste artigo, organizamos um conjunto de dados de produção industrial em tempo real para o Brasil. O conjunto de dados é formado por 127 séries de dados mensais, que contêm todas as divulgações de PI compreendidas no período entre 1998:4 e 2008:10. Os dados de cada série iniciam no primeiro mês de 1991. A partir desses dados, estudamos mais detalhadamente as revisões de dados de PI no Brasil.<sup>2</sup> Além disso, analisamos as revisões de estimativas do hiato da produção industrial implicadas pelas séries de PI em tempo real, obtidas pela aplicação de três métodos de extração de tendência: filtro de Hodrick-Prescott, tendência linear e tendência quadrática.

Assumindo que a nossa última série de dados (referente a 2008:10) é a melhor estimativa que possuímos, calculamos vários indicadores sobre as revisões de crescimento da PI, da aceleração da PI e do hiato da produção industrial. Assim, dada a suposição de que as revisões melhoram as estimativas, parcela do erro de medida da PI e do hiato da PI em tempo real é corrigida por meio das revisões. No caso do hiato da produção industrial, decompomos as revisões em duas partes: (i) revisões do hiato provenientes da própria revisão dos dados da PI e (ii) revisões do hiato provenientes da inclusão de novas observações de PI na amostra.

Analisando os indicadores de revisão, nosso objetivo é investigar a relevância das revisões da produção industrial e do hiato da PI. Mostramos que as revisões de crescimento da PI (mês/mês anterior) e da média móvel trimestral da PI são substanciais (revisão absoluta média do crescimento mensal de 0,9 p.p. e do crescimento da média móvel trimestral de 0,4 p.p.), embora essas revisões tornem-se menos importantes à

---

<sup>2</sup> Para o Brasil, McKenzie e Park (2006) utilizaram as séries entre 2000:10 e 2004:11 do “*OECD Main Economic Indicators Original release data and revisions database*” e calcularam alguns indicadores de revisões. Na maioria dos casos, apresentaram os indicadores brasileiros apenas em gráficos que também continham os mesmos indicadores para vários países, sem analisar separadamente o caso brasileiro. Em nosso trabalho, além de utilizar uma amostra maior, calculamos vários indicadores adicionais e analisamos detalhadamente as revisões de PI no Brasil e de algumas medidas de hiato da produção industrial.

medida que o período de agregação aumenta (por exemplo, crescimento em doze meses). Além disso, mostramos que as revisões da aceleração da PI (variação da taxa de crescimento da PI) são também importantes (revisão absoluta média da aceleração mensal de 1,5 p.p. e da aceleração da média móvel trimestral de 0,4 p.p.).

Na análise do hiato da PI, encontramos que todos os métodos apresentam revisões de magnitude elevada. A revisão absoluta média dos diferentes hiatos foi de 1,3 p.p. a 3,2 p.p. Em dois dos três métodos analisados, a revisão implicou mudança do sinal do hiato em 30% ou mais das vezes. Em geral, tanto a revisão de dados da PI como o aumento da amostra mostraram-se fontes relevantes das revisões do hiato da PI, embora os resultados sugiram predominância das revisões provenientes do aumento da amostra.

O artigo é organizado da seguinte maneira. Na seção 2, fazemos uma breve introdução à literatura e aos conceitos da área de análise de dados em tempo real. Na seção 3, esclarecemos alguns aspectos sobre a elaboração do conjunto de dados de produção industrial em tempo real para o Brasil e analisamos as revisões do crescimento e da aceleração da PI. Na seção 4, apresentamos os métodos utilizados para calcular os hiatos da PI, a metodologia para decompor as revisões dos hiatos e a análise das revisões. Na seção 5, concluímos.

## **2. Dados em tempo real**

A literatura de análise de dados em tempo real está relacionada a análises nas quais a revisão de dados é relevante ou o próprio momento no qual os dados são divulgados tem importância. Os trabalhos na área têm estudado as propriedades das revisões de dados, o impacto da revisão de dados sobre a pesquisa macroeconômica e a política monetária, e o efeito da revisão de dados sobre previsões econômicas.

Diebold e Rudebush (1991), por exemplo, estudaram a capacidade de indicadores antecedentes de prever os movimentos da produção industrial. Eles perceberam que o índice de indicadores de antecedentes calculados com dados em tempo real apresentava um desempenho muito inferior ao mesmo índice calculado com os dados já revisados.

Embora o surgimento da literatura de análise em tempo real possa ser datado da década de 1950, a literatura ganhou consistência, efetivamente, com o desenvolvimento de um grande conjunto de dados em tempo real para a economia norte-americana. Esse conjunto de dados foi desenvolvido por Dean Croushore e Tom Stark em meados da década de 1990 e disponibilizado na *internet* a partir de 1999.<sup>3</sup> Este conjunto de dados é ainda atualizado e conta com a cooperação do *Federal Reserve Bank* da Filadélfia e da Universidade de Richmond.

O tema subjacente a toda esta literatura é: as revisões de dados são suficientemente grandes em termos econômicos para nos preocupar?<sup>4</sup> A revisão de dados gera algumas dificuldades para a análise de previsões e de política monetária. Por exemplo, pode ser inadequado utilizar o último conjunto de dados disponível para confrontar previsões de um novo modelo a outras previsões efetuadas em tempo real. Nesse caso, enquanto as previsões em tempo real teriam sido efetuadas com dados não-revisados, as previsões do novo modelo teriam o benefício de utilizar dados já revisados, provavelmente mais precisos. Outro exemplo: revisões de dados de magnitude elevada implicam dificuldades para os formuladores de política, pois, nesse caso, suas decisões são baseadas em dados que revelam uma “fotografia” não muito fidedigna do estado da economia.

A existência de revisões de dados é um fato da realidade e não deve ser entendida como uma crítica ao trabalho das instituições que produzem os dados. Basicamente, há três razões por que os dados são revisados ao longo do tempo: (i) o conjunto de informação disponível para estimar determinado dado aumenta, permitindo melhorar a estimativa da variável; (ii) os fatores sazonais (quando há ajuste sazonal) são reestimados, modificando a série histórica; (iii) periodicamente, visando aprimorar a qualidade dos dados, há uma mudança metodológica de cálculo da variável, e a série histórica é reconstruída.

De fato, as instituições que produzem dados se defrontam com um *trade-off* entre rapidez de divulgação dos dados e precisão. Por um lado, a instituição pode produzir dados melhores ao esperar que seu conjunto de informação aumente; por outro, os formuladores de política e agentes econômicos, que precisam tomar decisões, demandam certa rapidez pela disponibilidade dos dados.

---

<sup>3</sup> <http://www.philadelphiafed.org/research-and-data/real-time-center/real-time-data/>.

<sup>4</sup> Cf. Croushore (2008).

Um dado em tempo real pode ser definido como um dado que é tal como existia antes de uma revisão.<sup>5</sup> Seguindo Croushore e Stark (2000, 2001), utilizamos o termo “*vintage*” para designar o conjunto de informação disponível de uma variável em uma data particular (a última série disponível na data, com as revisões mais atualizadas daquele momento). À coleção dessas *vintages*, chamamos de “conjunto de dados em tempo real”.

Para ilustrar esses conceitos, na tabela 1, mostramos um conjunto de dados em tempo real, em número índice, da produção industrial do Brasil com ajuste sazonal. Na segunda coluna (*vintage* 2008:5), temos os dados disponíveis para os agentes econômicos na ocasião da (primeira) divulgação do dado referente a maio de 2008; na terceira coluna (*vintage* 2008:6), temos os dados disponíveis para os agentes econômicos na ocasião da (primeira) divulgação do dado referente a junho de 2008; e assim por diante. Note que todas as *vintages* iniciam com dados a partir do mesmo período – nesse caso, a partir de setembro de 2007. Tomando o conjunto de dados de uma coluna qualquer, obtemos a mais recente série histórica disponível em uma determinada data. Por outro lado, tomando o conjunto de dados de uma linha qualquer, podemos observar como um dado particular foi revisado ao longo do tempo. Por exemplo, o dado de 2008:5 foi inicialmente divulgado como 125,54. Um mês depois, este dado foi revisado para 125,80. Cinco meses após a divulgação inicial, na *vintage* de 2008:10, o dado de 2008:5 foi revisado para 125,47.

A diagonal inferior da tabela 1, apresentada na coluna A da tabela 2, é chamada de *série de dados em tempo real*. A série de dados em tempo real é uma série que contém os dados tais como foram inicialmente calculados ao longo do tempo. Note que a série de dados em tempo real inicia na data da primeira *vintage* e termina na data da última *vintage*. Note também que essa série possui um dado de cada *vintage*. Na coluna B da tabela 2, apresentamos a *série de dados final*. A série de dados final é uma série que possui os dados referentes ao mesmo período da série de dados em tempo real, mas os dados são os mais recentes disponíveis no momento da pesquisa. Assim, todos os dados dessa série são provenientes da última *vintage* (nesse caso, da *vintage* de 2008:10). Na coluna C da tabela 2, apresentamos a *série de revisão de dados*. A série de revisão de dados é obtida pela diferença entre a série de dados final e a série de dados

---

<sup>5</sup> Cf. Stark (2002).

em tempo real. A série de revisão de dados revela quanto foi a revisão total de cada dado, tendo como referências a primeira *vintage* em que cada dado foi calculado e a última *vintage* disponível.

Tabela 1  
Conjunto de Dados em Tempo Real - Produção Industrial com Ajuste Sazonal  
(em número índice)

| Período | <i>Vintage</i> |        |        |        |        |         |
|---------|----------------|--------|--------|--------|--------|---------|
|         | 2008:5         | 2008:6 | 2008:7 | 2008:8 | 2008:9 | 2008:10 |
| 2007:9  | 122,99         | 122,94 | 122,88 | 122,98 | 122,70 | 122,36  |
| 2007:10 | 127,16         | 127,19 | 127,16 | 127,23 | 127,12 | 127,60  |
| 2007:11 | 124,66         | 124,71 | 124,68 | 124,77 | 124,71 | 124,96  |
| 2007:12 | 123,68         | 123,92 | 123,91 | 123,98 | 123,93 | 124,15  |
| 2008:1  | 125,96         | 126,16 | 126,15 | 126,16 | 126,14 | 126,29  |
| 2008:2  | 125,34         | 125,59 | 125,64 | 125,67 | 125,67 | 125,74  |
| 2008:3  | 125,90         | 126,20 | 126,32 | 126,44 | 126,45 | 126,43  |
| 2008:4  | 126,19         | 126,60 | 126,59 | 126,66 | 126,71 | 126,66  |
| 2008:5  | 125,54         | 125,80 | 125,70 | 125,59 | 125,68 | 125,47  |
| 2008:6  |                | 129,17 | 129,29 | 129,19 | 129,39 | 129,23  |
| 2008:7  |                |        | 130,64 | 131,03 | 131,04 | 131,02  |
| 2008:8  |                |        |        | 129,28 | 129,49 | 129,09  |
| 2008:9  |                |        |        |        | 131,66 | 131,01  |
| 2008:10 |                |        |        |        |        | 128,79  |

Fonte: IBGE (Ver seção 3.1).

Tabela 2  
Séries de Dados em Tempo Real, Final e de Revisão de Dados  
Produção Industrial com Ajuste Sazonal (em número índice)

|         | Tempo Real | Final  | Revisão de dados |
|---------|------------|--------|------------------|
|         | (A)        | (B)    | (C)=B-A          |
| 2008:5  | 125,54     | 125,47 | -0,07            |
| 2008:6  | 129,17     | 129,23 | 0,06             |
| 2008:7  | 130,64     | 131,02 | 0,38             |
| 2008:8  | 129,28     | 129,09 | -0,19            |
| 2008:9  | 131,66     | 131,01 | -0,65            |
| 2008:10 | 128,79     | 128,79 | 0,00             |

Fonte: IBGE (Ver seção 3.1).

### 3. Produção Industrial

#### 3.1. *Elaboração de um conjunto de dados de produção industrial em tempo real*

Utilizando publicações do *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística* (IBGE),<sup>6</sup> digitamos e organizamos um conjunto de dados de produção industrial em tempo real para o Brasil. Os dados são mensais e com ajuste sazonal. Os dados iniciam em 1991:1 e a primeira *vintage* do conjunto de dados é referente a 1998:4<sup>7</sup>. A última *vintage* é de 2008:10.

Em todas as *vintages* publicadas pelo IBGE, os dados não retrocedem até 1991:1 – constam apenas os dados do ano corrente (*a*) e do ano anterior (*a-1*). Para preencher as entradas em branco, aproveitamos uma característica metodológica dos dados da produção industrial. Sempre que o IBGE faz a primeira divulgação do dado de PI referente ao mês de dezembro do ano *a*, ele divulga também os dados “definitivos” referentes aos meses do ano *a-1*. Esses dados do ano *a-1* não são mais alterados, exceto quando há uma mudança metodológica. Assim, os dados de cada mês são potencialmente revisados de 12 a 23 vezes, dependendo do mês a que se refere. No período compreendido pela nossa amostra de *vintages*, houve apenas uma mudança metodológica, implementada a partir do dado de fevereiro de 2004.

#### 3.2. *Análises das revisões da produção industrial*

Embora nossas *vintages* de produção industrial sejam em número índice, analisaremos a revisão de dados a respeito do crescimento da PI (variação percentual em relação ao *i*-ésimo mês anterior), calculado da seguinte maneira:<sup>8</sup>

$$\Delta PI_{n,t} = 100 \cdot \log \left( \frac{PI_{n,t}}{PI_{n,t-i}} \right), \quad (1)$$

---

<sup>6</sup> “Indicadores IBGE – Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física – Brasil”. As publicações utilizadas neste trabalho estão disponíveis no sítio do IBGE: [http://www.ibge.gov.br/servidor\\_arquivos\\_est/](http://www.ibge.gov.br/servidor_arquivos_est/).

<sup>7</sup> Refere-se à primeira *vintage* disponível no sítio do IBGE.

<sup>8</sup> Utilizamos a aproximação logarítmica pela conveniência analítica que ela oferece. Por exemplo, a taxa de crescimento acumulada da PI em relação ao *i*-ésimo trimestre anterior pode ser facilmente decomposta em *i* parcelas aditivas. Para nos certificar de que a aproximação é razoável, fizemos também os cálculos sem a aproximação, e os resultados foram muito semelhantes.

onde  $PI_{n,t}$  é o índice da produção industrial para o período  $t$ , segundo a *vintage*  $n$ , e  $\Delta PI_{n,t}$  é o crescimento da produção industrial para o período  $t$ , segundo a *vintage*  $n$ , e  $\log$  é o logaritmo natural.

A figura 1 apresenta o crescimento da PI nos conceitos final (última *vintage* disponível) e em tempo real.<sup>9</sup> Embora as taxas sejam bem correlacionadas, as diferenças podem ser substanciais. A importância das revisões de dados da PI é mais clara na figura 2, onde apresentamos o crescimento da PI de abril de 1998 tal como evoluiu ao longo das revisões (escolhemos esse dado de PI porque foi divulgado inicialmente na *vintage* mais antiga que dispomos). Quando o dado foi inicialmente divulgado (*vintage* de 1998:4), o crescimento da PI de 1998:4 era -0,99%. Um mês depois, na *vintage* de 1998:5, o dado foi revisado para -0,76%. O valor mínimo ocorreu na *vintage* de 1999:7 (-1,40%). A diferença entre o valor máximo e mínimo antes da revisão metodológica foi 0,64 p.p. Na *vintage* de 2004:2, com a introdução de uma mudança metodológica, o valor do dado foi alterado para 0,82% e manteve-se constante a partir de então.

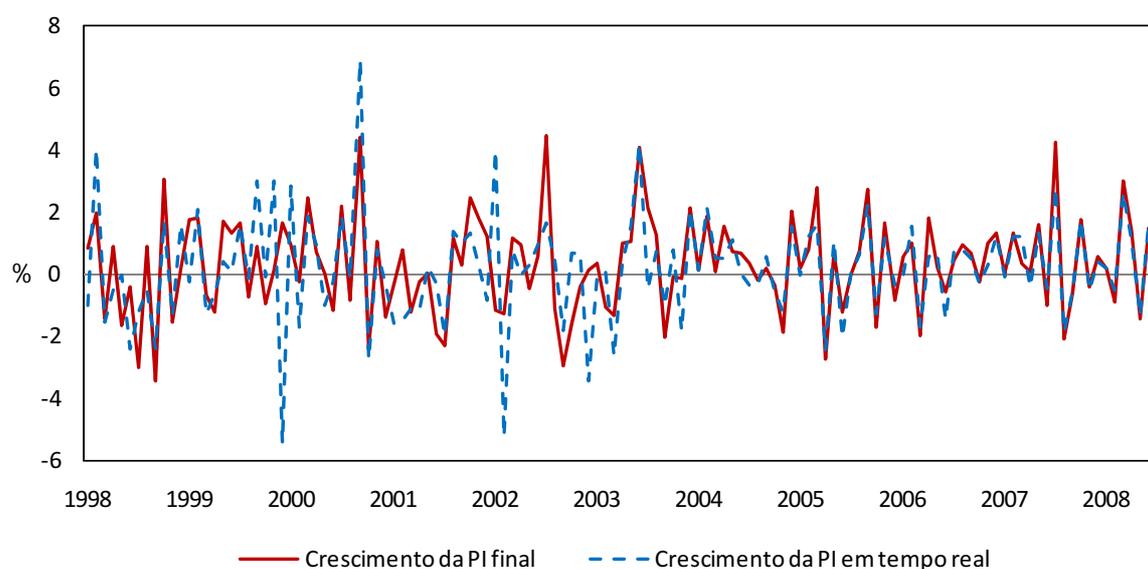


Figura 1 – Crescimento da PI final e em tempo real (%)  
(Trimestre/trimestre anterior)

<sup>9</sup> O Apêndice traz o gráfico da PI em nível.

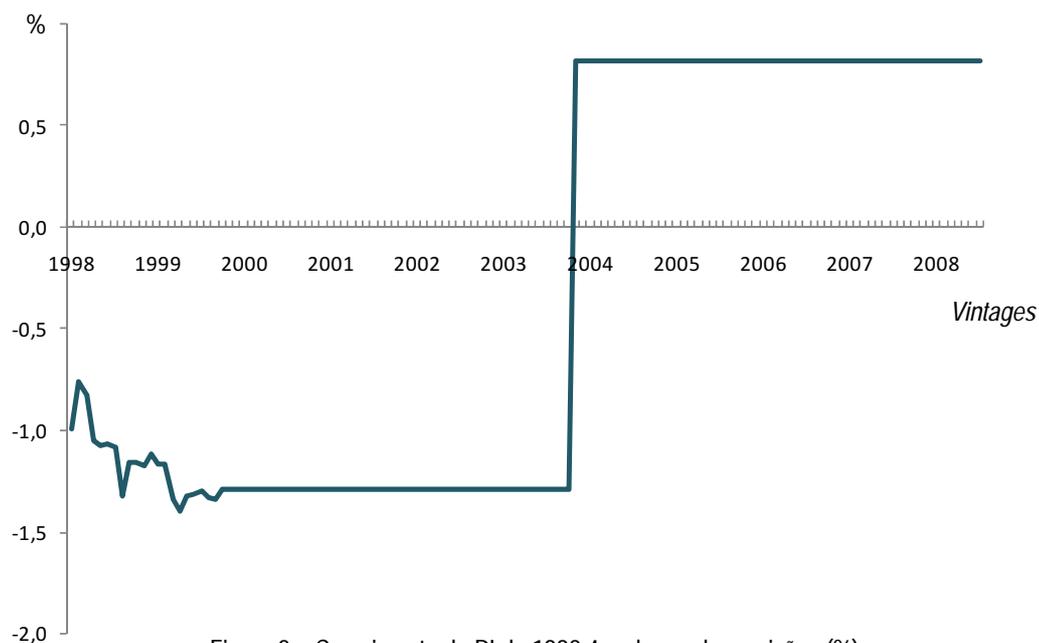


Figura 2 – Crescimento da PI de 1998:4 ao longo das revisões (%)  
(Mês/mês anterior)

A figura 2 sugere que há uma magnitude importante de revisões do crescimento da PI. Mas estamos analisando o comportamento de apenas um dado ao longo do tempo. Assim, apresentamos a frequência relativa dos valores das revisões da PI na figura 3. O gráfico mostra que somente em aproximadamente 23% das vezes as revisões foram próximas de zero (entre -0,25 p.p. e +0,25 p.p.). Em 33% das vezes, a magnitude de revisão foi superior a 1 p.p. Na figura 4, podemos observar todos os valores de PI tomados em tempo real (eixo das abscissas) e os respectivos valores finais (eixo das ordenadas). Sempre que a observação da produção industrial estiver exatamente sobre a linha de 45°, isto significa que a revisão da PI foi zero. Observações acima da linha de 45° indicam revisões positivas e observações abaixo indicam revisões negativas. Observações que estão nos 2° e 4° quadrantes revelam troca de sinal depois das revisões, fato que ocorreu em 19% das vezes.

Na tabela 3, apresentamos estatísticas para as séries de crescimento da produção industrial (mês/mês anterior) em tempo real, final e de revisão de dados, utilizando a amostra completa de *vintages*. Podemos observar que o crescimento médio da PI em tempo real foi 0,18%, enquanto da PI final foi 0,28%. A revisão média foi 0,10 p.p. (a revisão positiva de maior magnitude foi 7,07 p.p. e a negativa de maior magnitude foi -5,19 p.p.). Embora a revisão média seja muito útil como um indicador do viés das

revisões, ela é limitada como um indicador da magnitude das revisões, uma vez que revisões negativas contrabalançam revisões positivas e vice-versa.

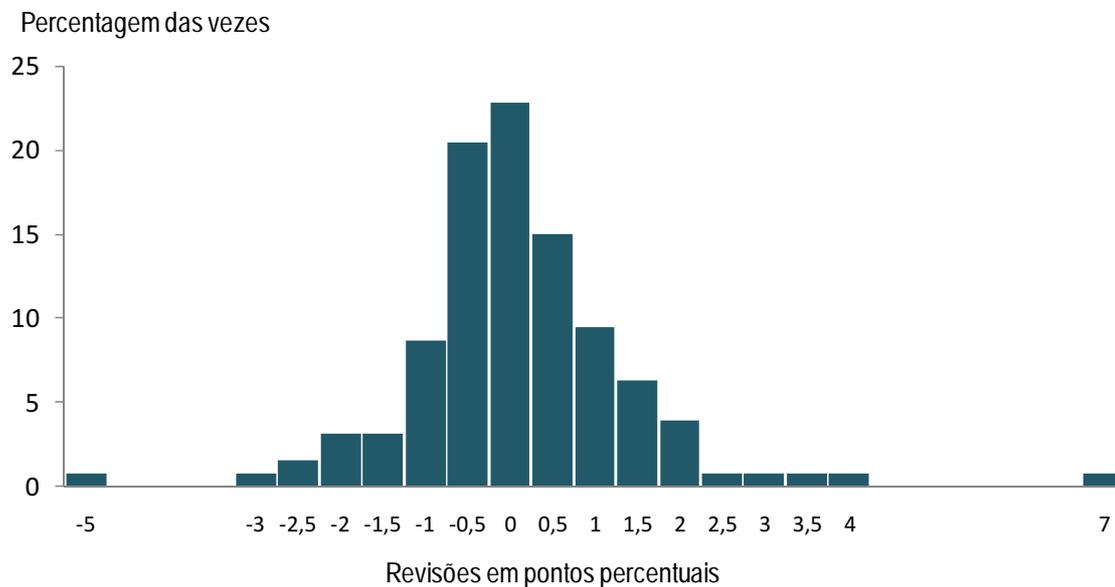


Figura 3 – Frequência relativa dos valores das revisões da produção industrial

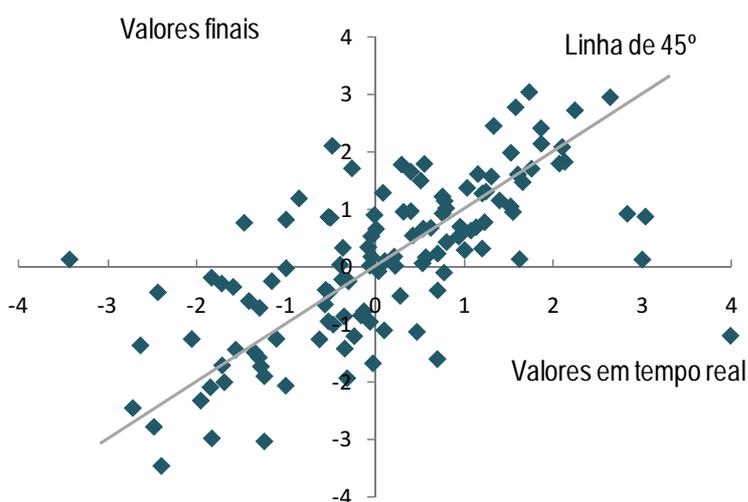


Figura 4 – Valores da produção industrial (tempo real versus finais)

Tabela 3  
Crescimento da Produção Industrial  
(Variação % sobre o mês anterior) - 1998:4-2008:10

| Dados      | Média | Desvio-Padrão | Valor Mínimo | Valor Máximo |
|------------|-------|---------------|--------------|--------------|
| Tempo real | 0,18  | 1,71          | -5,44        | 6,92         |
| Final      | 0,28  | 1,55          | -3,46        | 4,43         |
| Revisão    | 0,10  | 1,37          | -5,19        | 7,07         |

Notas: Série de produção industrial mensal com ajuste sazonal.

Assim, a tabela 4 apresenta alguns indicadores adicionais de revisão. Dois indicadores são particularmente adequados para capturar a magnitude das revisões: a revisão absoluta média (RAM) e a raiz da revisão quadrática média (RRQM). Podemos observar que a revisão absoluta média foi 0,91 p.p. Em termos absolutos, isso significa que, em média, o crescimento da produção industrial foi revisado em 0,91 p.p. acima ou abaixo do valor inicialmente divulgado. O indicador raiz da revisão quadrática média é similar à revisão absoluta média, porém “penaliza” mais fortemente as revisões de maior magnitude. Segundo a tabela 4, a RRQM foi 1,37 p.p.

As séries de PI em tempo real e final apresentam uma correlação de 0,65. Isso significa que a série em tempo real explica 43% da variância da série final. A tabela 4 mostra também os indicadores R/S, SIOP, FRMA e AR. R/S é uma *proxy* para a razão ruído-sinal, obtida pela razão entre a RRQM e o desvio-padrão da estimativa final do crescimento da PI. Essa medida captura a magnitude das revisões em relação ao desvio-padrão da série final. Conforme a tabela 4, temos uma R/S de 0,88.

SIOP (sinal oposto) é a frequência na qual o crescimento da produção industrial em tempo real tem sinal oposto ao do crescimento da produção industrial final. Conforme a tabela 4, temos uma SIOP de 0,19. Portanto, em 19% dos casos, o dado de crescimento da PI é revisado de tal forma que o seu sinal é alterado. E, finalmente, FRMA (frequência maior) é a frequência na qual a revisão do crescimento da PI é maior do que o crescimento da PI final, ambos em valores absolutos. A tabela 4 indica uma FRMA de 0,33, implicando que a magnitude da revisão é maior do que a própria magnitude do dado final em 33% dos casos.

Tabela 4  
Indicadores de Revisão - Crescimento da Produção Industrial  
(Variação % sobre o mês anterior) - 1998:4-2008:10

| Revisão Média | RAM  | RRQM | CORR | R/S  | SIOP | FRMA | AR    |
|---------------|------|------|------|------|------|------|-------|
| 0,10          | 0,91 | 1,37 | 0,65 | 0,88 | 0,19 | 0,33 | -0,37 |

Notas: Série de produção industrial mensal com ajuste sazonal.

RAM é a revisão absoluta média.

RRQM é a raiz da revisão quadrática média.

CORR é a correlação entre o crescimento da produção industrial em tempo real e o crescimento da produção industrial final. R/S é uma proxy da razão ruído-sinal (obtida pela razão entre RRQM e o desvio-padrão da estimativa final do crescimento da produção industrial).

SIOP é a frequência na qual o crescimento da produção industrial em tempo real tem sinal oposto do crescimento da produção industrial final.

FRMA é a frequência na qual a revisão do crescimento da produção industrial é maior do que o crescimento da produção industrial final, ambos em valores absolutos.

AR é a correlação serial de primeira ordem da série de revisão.

Os indicadores de revisão sugerem que as revisões de crescimento da produção industrial são elevadas. Porém, há um atenuante – a correlação serial de primeira ordem da série de revisão (AR) é negativa: -0,37. Isso revela que revisões positivas de um mês são usualmente seguidas por revisões negativas no mês seguinte e vice-versa. Portanto, ao se agregar a série de revisões, por exemplo, em doze meses, as revisões devem perder parte de sua importância.

Para verificar se isso de fato ocorre, calculamos também as revisões da taxa de crescimento da produção industrial em relação ao *i*-ésimo mês anterior. Para obter a taxa, comparamos a PI do mês corrente com os valores da PI de um, três, seis ou doze meses atrás. Como podemos observar na tabela 5, há uma forte melhora de todos indicadores à medida que a agregação aumenta. Há uma redução acentuada da revisão absoluta média (RAM/mês) e da raiz da revisão quadrática média (RRQM/mês), ambas expressas em pontos percentuais por mês.<sup>10</sup> Além disso, ao longo do aumento da agregação, há uma forte redução da razão ruído-sinal (R/S), da SIOP e da FRMA. Finalmente, há também um aumento da correlação da série de PI em tempo real com a série de PI final. Assim, podemos concluir que as revisões da PI tornam-se menos importantes quando o período de agregação aumenta.

<sup>10</sup> A RAM/mês é obtida pela divisão da RAM pelo número de meses em análise. A RRQM/mês é obtida pela divisão da RRQM pelo número de meses em análise.

Tabela 5  
Indicadores de Revisão - Crescimento da Produção Industrial  
(Variação % em relação ao  $i$ -ésimo mês anterior) - 1998:4-2008:10

| Taxa de crescimento acumulada em | Revisão Média/mês | RAM/mês | RRQM/mês | AR    | R/S  | CORR | SIOP | FRMA |
|----------------------------------|-------------------|---------|----------|-------|------|------|------|------|
| 1 mês                            | 0,10              | 0,91    | 1,37     | -0,37 | 0,88 | 0,65 | 0,19 | 0,33 |
| 3 meses                          | 0,05              | 0,39    | 0,57     | 0,28  | 0,71 | 0,76 | 0,12 | 0,27 |
| 6 meses                          | 0,03              | 0,24    | 0,33     | 0,38  | 0,64 | 0,81 | 0,13 | 0,24 |
| 12 meses                         | 0,01              | 0,07    | 0,11     | 0,00  | 0,33 | 0,95 | 0,06 | 0,11 |

Notas: Série de produção industrial mensal com ajuste sazonal.

Revisão Média/mês é a revisão média dividida pelo número de meses em análise.

RAM/mês é a revisão absoluta média dividida pelo número de meses em análise.

RRQM/mês é a raiz da revisão quadrática média dividida pelo número de meses em análise.

AR é a correlação serial de primeira ordem da série de revisão.

R/S é uma *proxy* da razão ruído-sinal (obtida pela razão entre RRQM e o desvio-padrão da estimativa final do crescimento da produção industrial).

CORR é a correlação entre o crescimento da produção industrial em tempo real e o crescimento da produção industrial final.

SIOP é a frequência na qual o crescimento da produção industrial em tempo real tem sinal oposto do crescimento da produção industrial final.

FRMA é a frequência na qual a revisão do crescimento da produção industrial é maior do que o crescimento da produção industrial final, ambos em valores absolutos.

Alternativamente, podemos avaliar o efeito do aumento da agregação por meio da taxa de crescimento da PI acumulada em  $i$  meses em relação aos  $i$  meses anteriores. Matematicamente,<sup>11</sup>

$$\Delta PI_{n,t} = 100 \cdot \log\left(\frac{\sum_{j=0}^{i-1} PI_{n,t-j}}{\sum_{j=0}^{i-1} PI_{n,t-i-j}}\right). \quad (2)$$

Os indicadores da tabela 6 corroboram os achados da tabela 5. Há uma forte redução dos indicadores RAM/mês e RRQM/mês à medida que o período de agregação aumenta. Além disso, há uma forte melhora dos indicadores R/S, SIOP e FRMA.

Entre os agentes econômicos, é comum a percepção de que a série mensal de produção industrial apresenta muito ruído. Assim, uma medida muito utilizada para atenuar esse problema é o crescimento da média móvel trimestral da produção industrial. O crescimento da média móvel trimestral pode ser calculado da seguinte maneira:

$$\Delta PI_{n,t} = 100 \cdot \log\left(\frac{PI_{n,t} + PI_{n,t-1} + PI_{n,t-2}}{PI_{n,t-1} + PI_{n,t-2} + PI_{n,t-3}}\right). \quad (3)$$

<sup>11</sup> Note que, quando  $i=1$ , as equações (1) e (2) são equivalentes.

Tabela 6

Indicadores de Revisão - Crescimento da Produção Industrial

(Variação % da Produção Industrial acumulada em  $i$  meses em relação aos  $i$  meses anteriores)

1998:4-2008:10

| Produção Industrial acumulada em | Revisão Média/mês | RAM/mês | RRQM/mês | AR    | R/S  | CORR | SIOP | FRMA |
|----------------------------------|-------------------|---------|----------|-------|------|------|------|------|
| 1 mês                            | 0,10              | 0,91    | 1,37     | -0,37 | 0,88 | 0,65 | 0,19 | 0,33 |
| 3 meses                          | 0,03              | 0,28    | 0,40     | 0,69  | 0,63 | 0,81 | 0,09 | 0,24 |
| 6 meses                          | 0,02              | 0,12    | 0,16     | 0,78  | 0,41 | 0,92 | 0,03 | 0,09 |
| 12 meses                         | 0,00              | 0,01    | 0,02     | 0,58  | 0,07 | 0,99 | 0,02 | 0,04 |

Notas: Série de produção industrial mensal com ajuste sazonal.

Revisão Média/mês é a revisão média dividida pelo número de meses em análise.

RAM/mês é a revisão absoluta média dividida pelo número de meses em análise.

RRQM/mês é a raiz da revisão quadrática média dividida pelo número de meses em análise.

AR é a correlação serial de primeira ordem da série de revisão.

R/S é uma *proxy* da razão ruído-sinal (obtida pela razão entre RRQM e o desvio-padrão da estimativa final do crescimento da produção industrial).

CORR é a correlação entre o crescimento da produção industrial em tempo real e o crescimento da produção industrial final.

SIOP é a frequência na qual o crescimento da produção industrial em tempo real tem sinal oposto do crescimento da produção industrial final.

FRMA é a frequência na qual a revisão do crescimento da produção industrial é maior do que o crescimento da produção industrial final, ambos em valores absolutos.

Os resultados apresentados na segunda linha da tabela 5 (taxa de crescimento acumulada em 3 meses) equivalem aproximadamente aos indicadores de revisão para o crescimento da média móvel trimestral.<sup>12</sup> Por exemplo, a RAM da taxa de crescimento da média móvel trimestral é 0,39 p.p. e a razão ruído-sinal é 0,71. Assim, as revisões da média móvel trimestral, embora sejam menores do que as revisões da série mensal original, ainda mostram-se importantes.

Para comparar os indicadores de revisão da produção industrial no Brasil com as revisões do PIB brasileiro estudadas por Cusinato, Minella e Pôrto Júnior (2010), apresentamos a tabela 7. Podemos perceber que a RAM/tri da PI é maior do que do PIB para o acumulado em um e em dois trimestres.<sup>13</sup> Porém, a RAM/tri da PI torna-se menor para o acumulado em quatro trimestres. Todos os outros indicadores (R/S, CORR e

<sup>12</sup> Para  $i=3$ , o lado direito da equação (1), dividido por 3, é uma aproximação para o lado direito da equação (3), isto é,  $\frac{100}{3} \cdot \log\left(\frac{PI_{n,t}}{PI_{n,t-3}}\right) \approx 100 \cdot \log\left(\frac{PI_{n,t} + PI_{n,t-1} + PI_{n,t-2}}{PI_{n,t-1} + PI_{n,t-2} + PI_{n,t-3}}\right)$  para  $(PI_{n,t} - PI_{n,t-1})$ ,  $(PI_{n,t-1} - PI_{n,t-2})$  e  $(PI_{n,t-2} - PI_{n,t-3})$  pequenos. Efetuamos o cálculo dos indicadores também sem utilizar a aproximação, e os resultados foram virtualmente idênticos.

<sup>13</sup> A RAM/tri é obtida pela divisão da RAM pelo número de trimestres em análise.

SIOP) são mais favoráveis para o caso da produção industrial.<sup>14</sup> Em ambos os casos (PI e PIB), os indicadores de revisão tornam-se mais favoráveis à medida que o período de agregação aumenta.

Tabela 7

Indicadores de Revisão - Crescimento da Produção Industrial (PI)

Comparação com os indicadores de revisão do crescimento do PIB (\*)

(Variação % do acumulado em  $i$  trimestres em relação aos  $i$  trimestres anteriores)

| PI ou PIB acumulado em | RAM/tri |      | R/S  |      | CORR |      | SIOP |      |
|------------------------|---------|------|------|------|------|------|------|------|
|                        | PI      | PIB  | PI   | PIB  | PI   | PIB  | PI   | PIB  |
| 1 trimestre            | 0,85    | 0,67 | 0,63 | 0,79 | 0,81 | 0,67 | 0,09 | 0,16 |
| 2 trimestres           | 0,36    | 0,31 | 0,41 | 0,58 | 0,92 | 0,84 | 0,03 | 0,10 |
| 4 trimestres           | 0,03    | 0,16 | 0,07 | 0,48 | 0,99 | 0,89 | 0,02 | 0,06 |

Notas: Séries de produção industrial (PI) mensal e Produto Interno Bruto (PIB) trimestral, ambas com ajuste sazonal.

Períodos de análise: produção industrial (1998:4-2008:10); Produto Interno Bruto (1996:1-2008:2).

RAM/tri é a revisão absoluta média dividida pelo número de trimestres em análise.

R/S é uma *proxy* da razão ruído-sinal (obtida pela razão entre RRQM e o desvio-padrão da estimativa final).

CORR é a correlação entre a série em tempo real e a série final.

SIOP é a frequência na qual o crescimento em tempo real tem sinal oposto do crescimento final.

(\*) Fonte dos indicadores de revisão do crescimento do PIB: Cusinato, Minella e Pôrto Júnior (2010).

Finalmente, outra ótica relevante de análise das revisões é a aceleração da PI. Chamamos de *aceleração da PI* à variação da taxa de crescimento da PI entre um mês e o  $i$ -ésimo mês anterior. Matematicamente,

$$\Delta^2 PI_{n,t} = \Delta PI_{n,t} - \Delta PI_{n,t-i}, \quad (4)$$

onde  $\Delta^2 PI_{n,t}$  é a aceleração da produção industrial para o período  $t$ , segundo a *vintage*  $n$ , e  $\Delta PI_{n,t}$  é o crescimento da produção industrial para o período  $t$ , segundo a *vintage*  $n$ . Uma aceleração positiva significa que o crescimento da produção industrial está aumentando, o que sugere um fortalecimento da atividade econômica; enquanto uma aceleração negativa implica que o crescimento da produção industrial está diminuindo, sugerindo assim, um enfraquecimento da atividade econômica.

<sup>14</sup> Cabe ressaltar que esses achados não permitem comparar a qualidade dos dados de produção industrial com os dados de PIB. A principal razão é porque estamos medindo os erros de estimação que são corrigidos subseqüentemente (supondo que as revisões melhoram as estimativas), e não o erro total das estimativas em tempo real (desconhecemos os verdadeiros erros associados às estimativas finais de cada variável).

Os indicadores de revisão apresentados na tabela 8 indicam que a aceleração da PI apresenta revisões também elevadas. A RAM, por exemplo, foi 1,48 p.p. para a aceleração da taxa de crescimento da PI em relação ao mês anterior. Isso indica que, em termos absolutos, em média, a aceleração da PI foi revisada 1,48 p.p. acima ou abaixo do valor inicialmente divulgado. A variação da taxa de crescimento acumulada em 3 meses equivale aproximadamente à variação da taxa de crescimento da média móvel trimestral. No caso da média móvel trimestral houve uma redução da RAM para 0,43 p.p., mas não houve melhora substancial dos indicadores R/S, CORR, SIOP e FRMA (os dois últimos indicam inclusive uma piora). Assim, as revisões da aceleração da média móvel trimestral também se mostram importantes.

Tabela 8

Indicadores de Revisão - Aceleração da Produção Industrial  
(Variação do crescimento em p.p. em relação ao *i*-ésimo mês anterior) - 1998:4-2008:10

| Variação da taxa de crescimento acumulada em | Revisão Média/mês | RAM/mês | RRQM/mês | AR    | R/S  | CORR | SIOP | FRMA |
|--|-------------------|---------|----------|-------|------|------|------|------|
| 1 mês  | 0,07              | 1,48    | 2,24     | -0,63 | 0,93 | 0,63 | 0,15 | 0,34 |
| 3 meses                                      | 0,02              | 0,43    | 0,66     | -0,38 | 0,85 | 0,66 | 0,24 | 0,36 |

Notas: Série de produção industrial mensal com ajuste sazonal.

Revisão Média/mês é a revisão média dividida pelo número de meses em análise.

RAM/mês é a revisão absoluta média dividida pelo número de meses em análise.

RRQM/mês é a raiz da revisão quadrática média dividida pelo número de meses em análise.

AR é a correlação serial de primeira ordem da série de revisão.

R/S é uma proxy da razão ruído-sinal (obtida pela razão entre RRQM e o desvio-padrão da estimativa final da aceleração da produção industrial).

CORR é a correlação entre a aceleração da produção industrial em tempo real e aceleração da produção industrial final.

SIOP é a frequência na qual a aceleração da produção industrial em tempo real tem sinal oposto da aceleração da produção industrial final.

FRMA é a frequência na qual a revisão da aceleração da produção industrial é maior do que a aceleração da produção industrial final, ambas em valores absolutos.

#### 4. Hiato da produção industrial

A definição usual do hiato da produção industrial é a diferença entre a produção industrial e a produção industrial potencial (PI potencial). Em termos práticos, o hiato pode ser obtido por meio de métodos de extração de tendência e é calculado como o desvio entre a produção industrial e sua tendência.

#### 4.1. Métodos de extração de tendência

Podemos decompor a PI em um componente de tendência (PI potencial) e em um ciclo (hiato da PI):

$$y_t = y_t^* + x_t, \quad (5)$$

onde  $y_t$  é o logaritmo da PI,  $y_t^*$  é o logaritmo da PI potencial e  $x_t$  é o hiato da PI no período  $t$ .

Em nossa análise de revisões de hiato da PI, utilizamos três métodos de extração de tendência: o filtro de Hodrick-Prescott (HP), a tendência linear (TL) e a tendência quadrática (TQ).

O filtro HP foi proposto por Hodrick e Prescott (1997).<sup>15</sup> Nesse método, o componente potencial do produto é obtido por meio da minimização da seguinte função perda:

$$L = \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta y_{t+1}^* - \Delta y_t^*)^2, \quad (6)$$

onde  $\lambda$  é o parâmetro de suavização e  $T$  é o tamanho da amostra. O parâmetro  $\lambda$  é um número positivo que penaliza a variabilidade do crescimento da PI potencial. A mudança do parâmetro de suavização afeta a sensibilidade da PI potencial a variações da PI. À medida que  $\lambda \rightarrow \infty$ , a minimização gera uma taxa de crescimento constante da PI potencial (neste caso, o filtro HP equivale ao método da tendência linear). Por outro lado, à medida que  $\lambda \rightarrow 0$ , a PI potencial acompanha completamente a PI (a PI potencial é igual à PI), zerando o componente cíclico (o hiato da produção industrial). Como usual para séries mensais, utilizamos  $\lambda=14400$  para o parâmetro de suavização. Uma vez que  $y_t^*$  foi calculado por meio do filtro HP, obtêm-se os hiatos da PI a partir da equação (5).

A tendência linear é o mais simples método de obtenção do hiato. Estima-se a seguinte equação de regressão:

---

<sup>15</sup> Embora o artigo de Hodrick e Prescott tenha sido publicado em 1997, o *working paper* referente ao artigo é de 1981.

$$y_t = \alpha + \beta t + e_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (7)$$

Os valores ajustados de  $y_t$  são as PIs potenciais estimadas e os resíduos são os hiatos da PI.

A tendência quadrática é uma extensão natural da tendência linear, adicionando um termo quadrático. O procedimento de obtenção do hiato é similar ao caso da tendência linear, exceto pelo fato de que a equação estimada é

$$y_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + e_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (8)$$

#### 4.2. Componentes das revisões do hiato da produção industrial

Baseando-se na metodologia de Orphanides e van Norden (2002), analisamos o comportamento das estimativas do hiato da PI de final de amostra e a revisão dessas estimativas ao longo do tempo. Para avaliar as revisões, efetuamos três grupos de estimativas do hiato: (i) estimativas finais; (ii) estimativas em tempo real; (iii) estimativas “quase-reais”.

As *estimativas finais* dos hiatos da PI são efetuadas com a última *vintage* de dados de produção industrial utilizada no presente trabalho (2008:10). A série resultante é composta pelos *hiatos finais*. Essa é a maneira usual de calcular hiatos, utilizada em trabalhos que não levam em conta a existência da revisão de dados.

As *estimativas em tempo real* dos hiatos da PI são efetuadas em duas etapas. Em uma primeira etapa, são calculados os hiatos da PI para todas as *vintages* disponíveis. Para cada *vintage*, uma série de hiatos é estimada. Em uma segunda etapa, toma-se a última observação de cada série de hiatos. A série resultante é composta pelos *hiatos em tempo real*. Essa série contém, para cada ponto no tempo, a primeira estimativa de hiato da PI que os agentes econômicos poderiam ter efetuado.<sup>16</sup>

A revisão total dos hiatos da produção industrial estimados em cada ponto do tempo é a diferença entre os hiatos finais e os hiatos em tempo real. A revisão total dos hiatos pode ser decomposta em duas fontes: (i) as revisões provenientes das revisões

---

<sup>16</sup> Cabe ressaltar que a *vintage* e, portanto, a estimativa do hiato da PI referentes ao mês  $t$  só estarão disponíveis para os agentes econômicos no início do mês  $t+2$ .

dos dados da PI e (ii) as revisões provenientes do aumento das observações da PI (à medida que o tempo passa, o número de observações de PI aumenta, modificando as estimativas dos hiatos).<sup>17</sup> Para isolar a importância desses fatores, calculamos um terceiro grupo de estimativas de hiato: as estimativas quase-reais.

As *estimativas quase-reais* do hiato da PI são calculadas utilizando o mesmo período amostral das estimativas em tempo real, mas, em vez de utilizar os dados em tempo real, utilizam-se os dados finais, truncando a amostra em cada período relevante. Assim, inicialmente procede-se a uma estimação utilizando os dados finais até 1998:4; em um segundo momento, procede-se a uma estimação utilizando os dados finais até 1998:5; e assim, sucessivamente, até efetuar uma estimação que utilize os dados finais até 2008:10. Em seguida, toma-se a última observação de cada estimação. A série resultante é composta pelos *hiatos quase-reais*. A diferença entre os hiatos quase-reais e os hiatos em tempo real é completamente devido a revisões de dados de PI, uma vez que as estimativas das duas séries em qualquer ponto específico do tempo são realizadas com amostra de dados que cobrem exatamente o mesmo período. Por outro lado, a diferença entre as estimativas finais e quase-reais do hiato captura o efeito do aumento da amostra.

Nossa análise de revisão consiste basicamente em medir o grau no qual as estimativas de hiato variam à medida que os dados são revisados e à medida que o conjunto de informação aumenta (isto é, à medida que dados de PI referentes a novos períodos são divulgados). Implicitamente, supomos que as revisões melhoram as estimativas de hiato da produção industrial. Contudo, é razoável também assumir que algum grau de incerteza permanece na última *vintage* estimada de hiato da produção industrial. Essa *vintage* provavelmente será revisada ou, mesmo não o sendo, ela terá as limitações metodológicas de qualquer estimativa de PI. Além disso, mesmo com uma medida perfeita de PI, o hiato da PI é uma variável não-observável, implicando que qualquer estimativa sua carrega um grau de incerteza não-desprezível. Assim, a revisão total captura apenas parte do erro de medida associado aos hiatos calculados em tempo real.

Além disso, é preciso ter cautela e não comparar a adequação dos diferentes métodos de calcular os hiatos com base no tamanho de suas revisões. Supondo que as

---

<sup>17</sup> Parte do efeito de cada uma das duas fontes acima é proveniente da reestimação dos fatores sazonais.

revisões melhoram as estimativas, estamos medindo os erros de estimação que são subsequentemente corrigidos, e não o erro total das estimativas em tempo real.<sup>18</sup>

#### 4.3. Análises das revisões totais do hiato da produção industrial

A figura 5(a) mostra as três séries em tempo real de hiato da produção industrial, calculadas a partir do conjunto de dados em tempo real. A região sombreada da figura 5(b) mostra, para cada período do tempo, o intervalo no qual se encontram os hiatos calculados a partir dos diversos métodos. O intervalo pode ser interpretado como uma medida de incerteza no sentido de “*thick modeling*”.<sup>19</sup> Os três métodos apresentam correlações cruzadas positivas. A menor correlação é entre os métodos HP e TL (0,36), e a maior é entre os métodos TL e TQ (0,87).

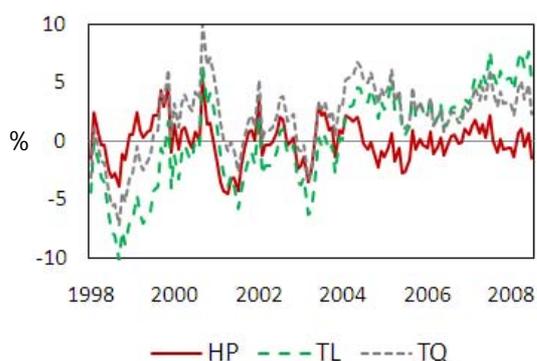


Figura 5 (a) – Hiato em tempo real

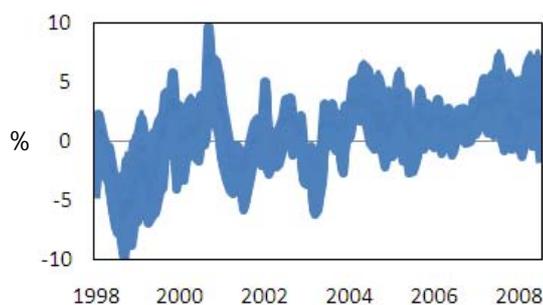


Figura 5 (b) – Hiato em tempo real – “*Thick Modeling*”

Na figura 6, temos dois gráficos análogos aos anteriores, mas apresentando as séries finais de hiato da PI, calculadas a partir da *vintage* de 2008:10. Todas as correlações cruzadas são positivas. Novamente, a menor correlação é entre os métodos HP e TL (0,61), e a maior é entre os métodos TL e TQ (0,95). Comparando as figuras 5(b) e 6(b), podemos perceber que a incerteza dos hiatos no sentido de *thick modeling* é maior nas estimativas em tempo real. De fato, as diferentes estimativas de hiato em

<sup>18</sup> Digamos que o método A apresente revisões menores do que o método B. Porém, é possível que as estimativas finais do método A sejam muito mais imprecisas do que as estimativas finais de B, e, portanto, não podemos concluir que o método A seja superior ao B.

<sup>19</sup> Ver Granger e Jeon (2004).

tempo real apresentam uma amplitude média igual a 4,21 p.p., enquanto essa amplitude é 2,57 p.p. para as estimativas finais.

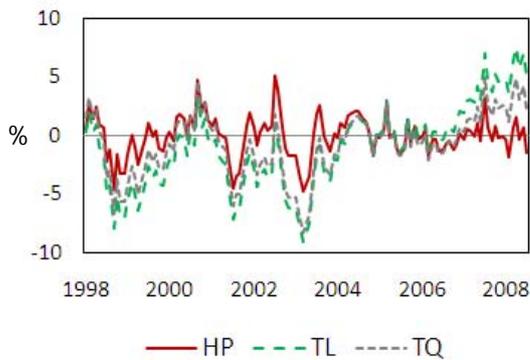


Figura 6 (a) – Hiatos finais

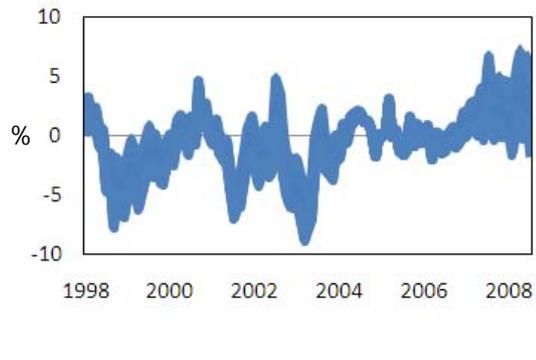


Figura 6 (b) – Hiatos finais – "Thick Modeling"

As séries de hiato em tempo real podem apresentar diferenças importantes em relação às séries finais. A figura 7 contrapõe a série de hiatos em tempo real à série final, obtidas pelo método de Hodrick-Prescott. A correlação entre ambas as séries é 0,55, e, em 30% das vezes, as observações da série em tempo real apresentam sinais opostos aos da série final.<sup>20</sup>

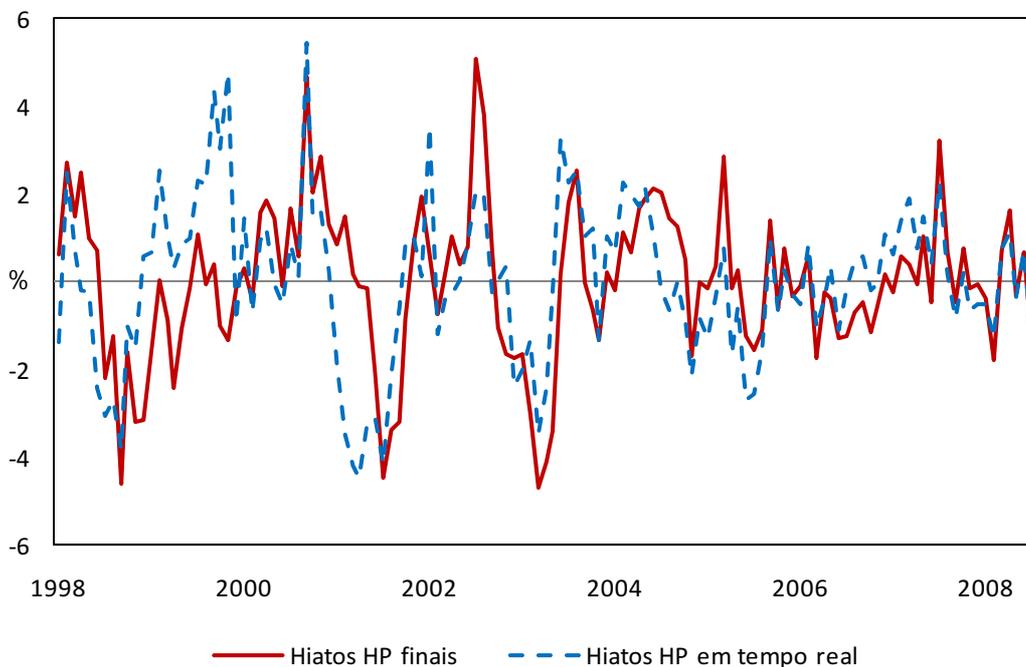


Figura 7 – Hiatos HP finais e em tempo real

<sup>20</sup> Ver apêndice, para gráficos análogos ao da figura 7, para os métodos de tendência linear e tendência quadrática.

Para ilustrar a importância da revisão das estimativas de hiato da PI, apresentamos, na figura 8, a estimativa do hiato da PI de abril de 1998, calculada pelo método do filtro HP, tal como evoluiu ao longo das revisões. Quando o hiato foi inicialmente calculado (com a *vintage* de 1998:4), ele era -1,41% da PI. Na *vintage* de 1998:7, ele foi revisado para -1,77%, atingindo seu mínimo. Na *vintage* de 2001:3, ele foi revisado para 0,02%, atingindo seu valor máximo antes da mudança metodológica de 2004:2. Na *vintage* de 2004:2, com a mudança metodológica do cálculo da produção industrial, ele foi revisado para 0,62%, mantendo-se praticamente constante a partir de então. Novamente, como no caso do crescimento da PI, a figura chama a atenção pela magnitude das revisões.

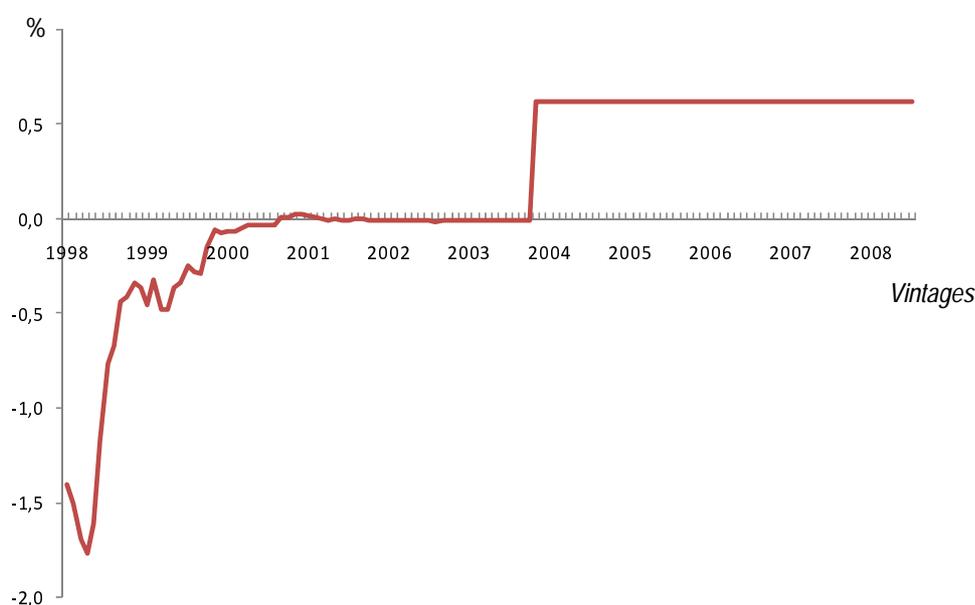


Figura 8 – Hiato da PI (Filtro HP) de 1998:4 ao longo das revisões (% da PI)

Na figura 9, podemos observar a frequência relativa dos valores das revisões do hiato HP. O gráfico mostra que em apenas 13% das vezes, as revisões foram próximas de zero (entre -0,25 p.p. e +0,25 p.p.). Em 49% das vezes, a magnitude da revisão foi superior a 1 p.p. O gráfico da figura 10 mostra todos os valores tomados pelo hiato HP em tempo real (eixo das abscissas) e os respectivos valores finais (eixo das ordenadas). Sempre que a observação do hiato estiver exatamente sobre a linha de 45°, isto significa que a revisão do hiato foi zero. Observações acima da linha de 45° indicam revisões positivas e observações abaixo indicam revisões negativas. Observações que estão nos

2º e 4º quadrantes revelam troca de sinal depois das revisões, fato que ocorreu em 30% das vezes.<sup>21</sup>

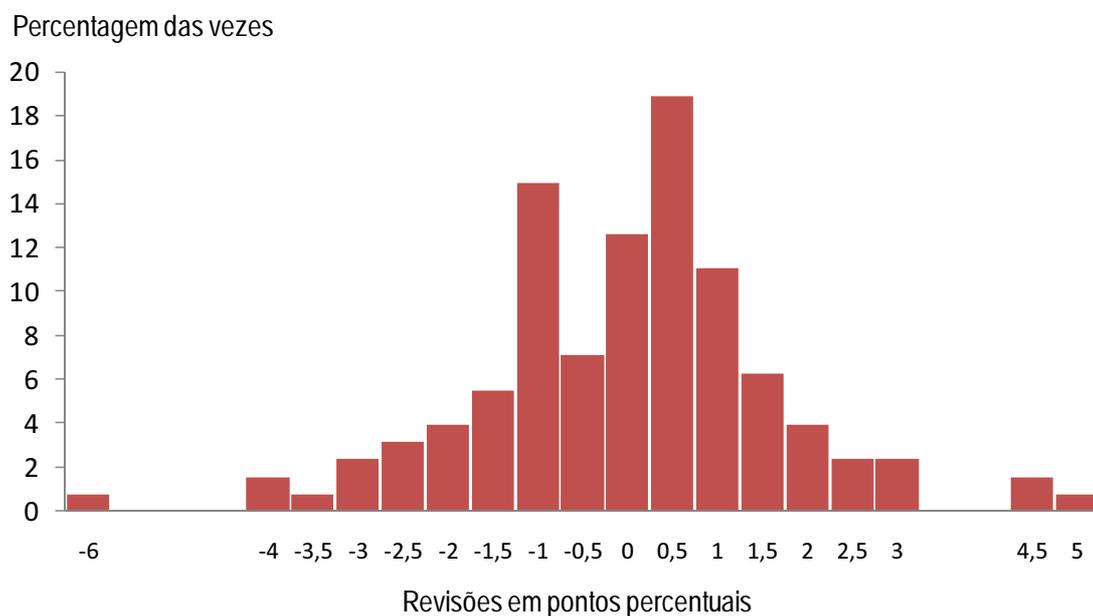


Figura 9 – Frequência relativa das revisões dos hiatos HP

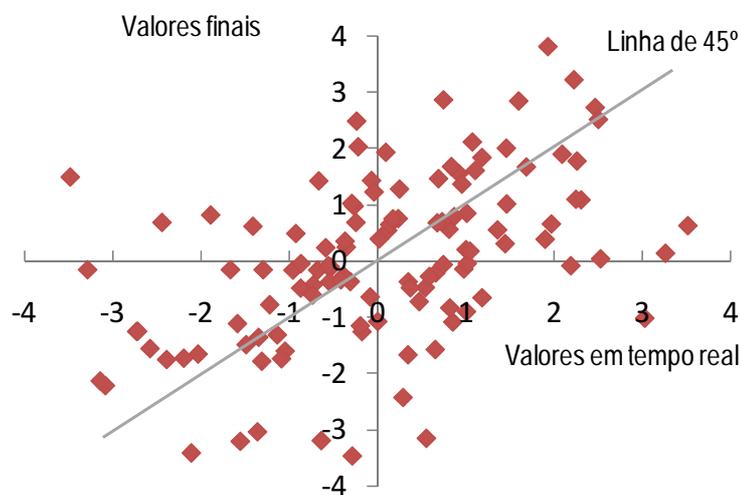


Figura 10 – Valores dos hiatos HP (tempo real versus finais)

Algumas estatísticas descritivas para as séries de hiato da PI e revisões são apresentadas na tabela 9. Como era de se esperar, as séries de hiatos calculados a partir do método de tendência linear (TL) apresentaram maior amplitude e desvio-padrão do

<sup>21</sup> Ver apêndice, para gráficos análogos aos das figuras 8 a 10, para os métodos de tendência linear e tendência quadrática.

que as séries de hiatos de Hodrick-Prescott (HP). Como o parâmetro de suavização do filtro HP é  $\lambda=14400 < \infty$ , a PI potencial acompanha mais proximamente a PI no método HP do que no TL, tendendo a gerar menor variabilidade e amplitude nas séries de hiato. A média da revisão total equivale à diferença entre a média dos hiatos finais e a média dos hiatos em tempo real. Nenhuma revisão total média foi positiva.

Tabela 9  
Hiatos da Produção Industrial (%)  
1998:4-2008:10

| Método                    | Média | Desvio-Padrão | Valor Mínimo | Valor Máximo |
|---------------------------|-------|---------------|--------------|--------------|
| Hodrick-Prescott (HP)     |       |               |              |              |
| Tempo-real                | 0,00  | 1,82          | -4,49        | 5,43         |
| Quase-real                | 0,12  | 1,75          | -4,85        | 4,33         |
| Final                     | -0,04 | 1,74          | -4,72        | 5,09         |
| Revisão total             | -0,04 | 1,69          | -6,06        | 4,98         |
| Tendência Linear (TL)     |       |               |              |              |
| Tempo-real                | 0,21  | 4,07          | -10,18       | 7,59         |
| Quase-real                | 0,36  | 3,97          | -10,14       | 8,26         |
| Final                     | -1,00 | 3,56          | -9,02        | 7,49         |
| Revisão total             | -1,21 | 2,03          | -5,90        | 4,72         |
| Tendência Quadrática (TQ) |       |               |              |              |
| Tempo-real                | 1,99  | 2,96          | -7,18        | 10,00        |
| Quase-real                | 2,18  | 2,86          | -7,18        | 7,74         |
| Final                     | -0,79 | 2,74          | -8,27        | 5,05         |
| Revisão total             | -2,78 | 2,31          | -8,85        | 4,75         |

Notas: A amostra de dados utilizada para as estimações dos hiatos inicia em 1991:1.

A tabela 10 mostra vários indicadores de revisão. A revisão média, que já constava na tabela anterior, indica os valores mais elevados (em magnitude) para os métodos TQ (-2,78 p.p.) e TL (-1,21 p.p.). Por outro lado, a revisão média foi apenas -0,04 p.p. para o método HP. Embora valores elevados de revisão média impliquem alta magnitude de revisão, valores baixos de revisão média não implicam necessariamente uma baixa magnitude de revisão, pois as revisões de sinais negativos podem contrabalançar revisões positivas e vice-versa. De fato, a revisão média mensura melhor o viés da revisão do que sua magnitude.

Para medir a magnitude da revisão, temos os mesmos indicadores utilizados anteriormente para o crescimento da PI: a revisão absoluta média (RAM) e a raiz da revisão quadrática média (RRQM). Observando esses indicadores, pode-se perceber que

os hiatos calculados por meio de todos os métodos analisados apresentam revisões substanciais. O método HP, que apresentou uma revisão média próxima de zero, apresentou uma RAM de 1,26 p.p. Em termos absolutos, isto significa que os hiatos HP foram revisados, em média, 1,26 p.p. acima ou abaixo da estimativa inicial em tempo real. O método TQ apresentou a maior RAM (3,18 p.p.), enquanto o método TL apresentou uma RAM de 2,02 p.p. Além disso, a RRQM, que “penaliza” mais fortemente as revisões de maiores magnitudes, mostra valores também elevados para todos os métodos.

Tabela 10  
Indicadores de Revisão - Hiatos da Produção Industrial (%)  
1998:4-2008:10

|                           | Revisão Média | RAM  | RRQM | AR   | R/S  | CORR | SIOP | FRMA |
|---------------------------|---------------|------|------|------|------|------|------|------|
| Hodrick-Prescott (HP)     | -0,04         | 1,26 | 1,69 | 0,68 | 0,97 | 0,55 | 0,30 | 0,49 |
| Tendência Linear (TL)     | -1,21         | 2,02 | 2,36 | 0,72 | 0,66 | 0,87 | 0,19 | 0,42 |
| Tendência Quadrática (TQ) | -2,78         | 3,18 | 3,61 | 0,78 | 1,31 | 0,68 | 0,44 | 0,69 |

Notas: A amostra de dados utilizada para as estimações dos hiatos inicia em 1991:1.

RAM é a revisão absoluta média.

RRQM é a raiz da revisão quadrática média.

AR é a correlação serial de primeira ordem da série de revisão.

R/S é uma proxy da razão ruído-sinal (obtida pela razão entre RRQM e o desvio-padrão do hiato final).

CORR é a correlação entre o hiato em tempo real e o hiato final.

SIOP é a frequência relativa na qual o hiato em tempo real tem sinal oposto do hiato final.

FRMA é a frequência relativa na qual a revisão do hiato é maior do que o hiato final, ambos em valores absolutos.

A correlação serial de primeira ordem (AR) mostra o grau de persistência das revisões. Uma persistência elevada revela que os “erros” das estimativas de hiato em tempo real (considerando-se que as estimativas finais sejam as “melhores” estimativas disponíveis) se estendem por períodos prolongados. Nesse caso, estimativas de hiato da PI em tempo real podem levar os formuladores de política e outros agentes econômicos a percepções equivocadas persistentes sobre o estado do ciclo econômico.<sup>22</sup> Entre os métodos analisados, a série de revisão do método TQ mostra a mais alta persistência

<sup>22</sup> Persistência elevada não significa que as revisões sejam previsíveis, mas implica que a informação futura afetará similarmente as estimativas dos hiatos de períodos consecutivos. Por exemplo, digamos que o hiato em tempo real para determinado período seja um valor consideravelmente positivo. Porém, digamos que o hiato final para o mesmo período acabe revelando que o hiato era na verdade negativo. Nesse caso, em tempo real, baseando-se apenas na medida de hiato, os agentes econômicos teriam uma percepção equivocada sobre o estado do ciclo econômico. Se o AR é elevado (isto é, se a série de revisão apresenta persistência elevada), isto implica que a percepção equivocada sobre o estado do ciclo econômico tende a persistir por vários períodos.

(AR=0,78). O menor AR foi do método HP (0,68). A série de revisão do método TL apresentou AR de 0,72.

A razão ruído-sinal (R/S) mostra valores próximos ou superiores a 1 para os métodos HP e TQ e 0,66 para o método TL. A correlação entre os hiatos finais e em tempo real calculados pelo método de tendência linear foi a mais elevada (0,87). Isto significa que a série em tempo real da TL explica 75% da variância da série final. O indicador mais baixo de correlação foi para o método HP, 0,55 – a série em tempo real explica 30% da variância da série final. O método TQ apresentou correlação de 0,68.

Contudo, devemos atentar que as correlações podem subestimar a importância das revisões. Isto decorre do fato de que as correlações não levam em conta o nível das séries. Assim, utilizamos também, um indicador alternativo de associação – a SIOP – que é a frequência relativa na qual o hiato em tempo real tem sinal oposto ao do hiato final. Este indicador é de particular importância para avaliar a capacidade do hiato da PI em tempo real apontar se o setor industrial está produzindo acima ou abaixo de sua produção potencial. A ausência de qualquer revisão ou mudança de sinal geraria um valor zero para a SIOP. Se substituíssemos a série em tempo real por um ruído branco gaussiano, obteríamos um valor próximo a 0,50. A tabela 10 mostra uma SIOP elevada para pelo menos dois dos três métodos: HP (0,30) e TQ (0,44). Isto significa, por exemplo, que 44% dos hiatos em tempo real calculados pelo método TQ apresentam o sinal “errado”. A TL apresentou a SIOP mais baixa (0,19).

Finalmente, a tabela 10 apresenta o indicador FRMA, que é a frequência relativa na qual a revisão do hiato é maior do que o hiato final, ambos em valores absolutos. O FRMA é aproximadamente igual ou superior a 0,50 para dois métodos: HP e TQ, indicando que, em aproximadamente 50% ou mais dos casos, a magnitude da revisão é maior do que a própria magnitude do hiato final. O hiato TL apresenta FRMA também elevada, 0,42.

#### *4.4. Análises da decomposição das revisões do hiato da produção industrial*

Como ressaltado na seção 4.2, as revisões totais do hiato da PI podem ser decompostas em dois componentes – parcela associada a revisões da PI e parcela associada ao aumento da amostra (revisões elevadas associadas ao aumento da amostra

estão principalmente relacionadas à baixa precisão das estimativas de final da amostra da tendência do produto). Os efeitos da revisão são isolados na tabela 11.<sup>23</sup>

Tabela 11  
Decomposição das Revisões dos Hiatos da Produção Industrial (%)  
1998:4-2008:10

| Método                       | Média | Desvio-Padrão | Valor Mínimo | Valor Máximo | RAM  | RRQM | R/S  | AR   |
|------------------------------|-------|---------------|--------------|--------------|------|------|------|------|
| Hodrick-Prescott (HP)        |       |               |              |              |      |      |      |      |
| Revisão total                | -0,04 | 1,69          | -6,06        | 4,98         | 1,26 | 1,69 | 0,97 | 0,68 |
| Efeito da revisão dos dados  | 0,12  | 1,06          | -3,93        | 2,74         | 0,76 | 1,06 | 0,61 | 0,29 |
| Efeito do aumento da amostra | -0,16 | 1,46          | -3,36        | 2,79         | 1,19 | 1,47 | 0,84 | 0,96 |
| Tendência Linear (TL)        |       |               |              |              |      |      |      |      |
| Revisão total                | -1,21 | 2,03          | -5,90        | 4,72         | 2,02 | 2,36 | 0,66 | 0,72 |
| Efeito da revisão dos dados  | 0,16  | 1,22          | -5,17        | 2,52         | 0,88 | 1,22 | 0,34 | 0,32 |
| Efeito do aumento da amostra | -1,37 | 1,72          | -3,50        | 3,67         | 1,93 | 2,19 | 0,62 | 0,97 |
| Tendência Quadrática (TQ)    |       |               |              |              |      |      |      |      |
| Revisão total                | -2,78 | 2,31          | -8,85        | 4,75         | 3,18 | 3,61 | 1,31 | 0,78 |
| Efeito da revisão dos dados  | 0,19  | 1,18          | -4,81        | 2,49         | 0,86 | 1,19 | 0,43 | 0,32 |
| Efeito do aumento da amostra | -2,97 | 2,11          | -6,13        | 3,70         | 3,34 | 3,64 | 1,33 | 0,96 |

Notas: A amostra de dados utilizada para as estimações dos hiatos inicia em 1991:1.  
RAM é a revisão absoluta média.  
RRQM é a raiz da revisão quadrática média.  
R/S é a razão ruído-sinal (obtida pela razão entre RRQM e o desvio-padrão do hiato final).  
AR é a correlação serial de primeira ordem da série de revisão.

No método HP, o viés positivo gerado pela revisão de dados (0,12 p.p.) é mais do que contrabalançado pelo viés negativo gerado pelo aumento da amostra (-0,16 p.p.). Os indicadores RAM, RRQM e R/S mostram que tanto a revisão de dados quanto o aumento da amostra são relevantes para explicar a magnitude das revisões totais. De fato, a RAM proveniente da revisão de dados é 0,76 p.p., enquanto que a RAM proveniente do aumento da amostra é 1,19 p.p. A razão ruído-sinal (R/S) é 0,61 para a série proveniente da revisão de dados e 0,84 para a série de revisão proveniente do aumento da amostra. A série de revisão referente ao aumento da amostra possui um AR igual a 0,84, enquanto o AR da série de revisão de dados é 0,29. Na figura 11, apresentamos as séries quase-real e em tempo real dos hiatos obtidos pelo método HP.

<sup>23</sup> Na tabela 11, a “Revisão total” refere-se às séries obtidas pela diferença entre as séries finais e em tempo real; o “Efeito da revisão dos dados” refere-se às séries obtidas pela diferença entre as séries quase-reais e em tempo real; e o “Efeito do aumento da amostra” refere-se se às séries obtidas pela diferença entre as séries finais e quase-reais.

A diferença entre ambas é a revisão dos hiatos proveniente da própria revisão de dados da PI. Na figura 12, apresentamos as séries final e quase-real dos hiatos obtidos pelo método HP. A diferença entre ambas é a revisão proveniente do aumento da amostra.<sup>24</sup> O efeito do aumento da amostra, por sua vez, inclui o problema de borda do filtro HP.<sup>25</sup>

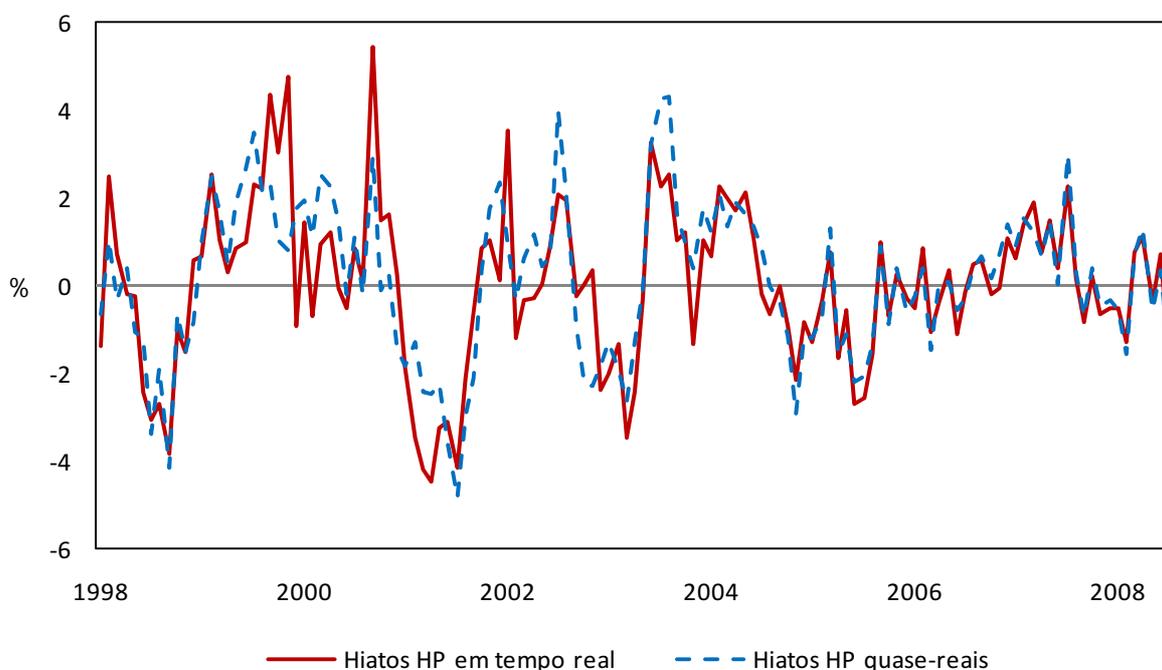


Figura 11 – Hiatos HP – séries em tempo real e quase-real

No método TL, o viés da revisão total (-1,21 p.p.) é quase todo proveniente do aumento da amostra (-1,37 p.p.). Além disso, os indicadores RAM, RRQM e R/S mostram que o efeito do aumento da amostra é também importante para explicar a magnitude da revisão total. A RAM proveniente da revisão de dados é 0,88 p.p., enquanto que a RAM proveniente do aumento da amostra é 1,93 p.p.

No método TQ, a revisão total apresenta um viés de -2,78 p.p., quase todo proveniente do aumento da amostra (-2,97 p.p.). Os indicadores RAM, RRQM e R/S mostram que o efeito do aumento da amostra é muito superior ao efeito da revisão de dados sobre a magnitude da revisão total.

<sup>24</sup> Gráficos análogos aos das figuras 11 e 12 para os métodos de tendência linear e tendência quadrática constam no apêndice.

<sup>25</sup> Próximo ao final da amostra, o filtro HP elimina ciclos de frequência maior do que se supõe que eliminaria. Ver Baxter e King (1999) e Mise, Kim e Newbold (2005).

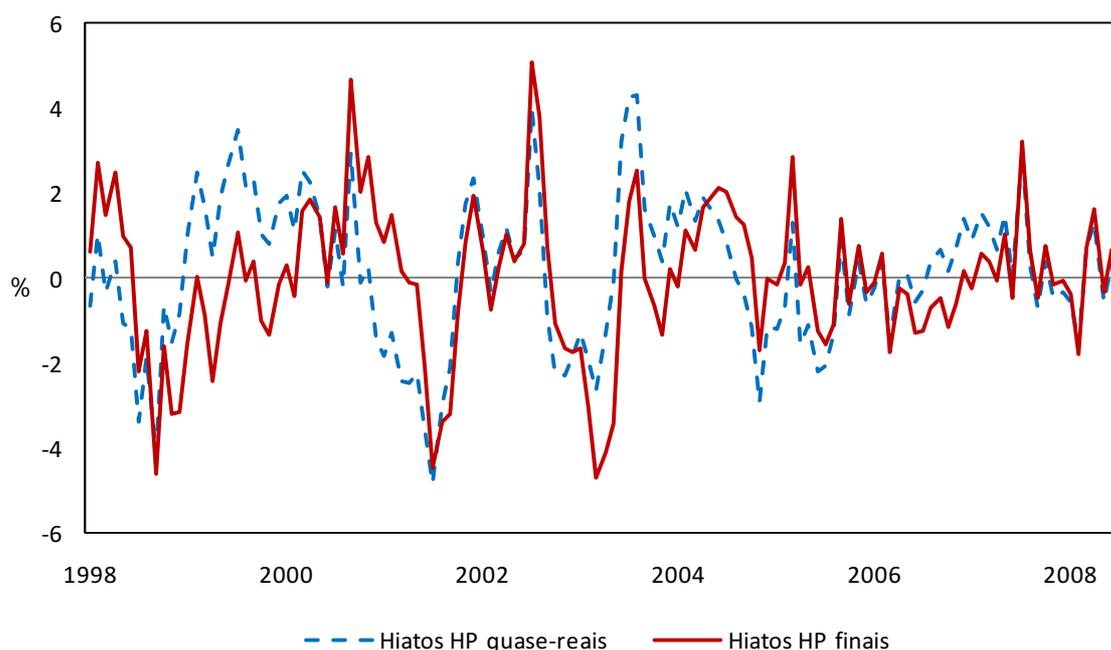


Figura 12 – Hiatos HP – séries quase-real e final

Assim, em geral, para explicar a magnitude da revisão total, tanto o efeito do aumento da amostra quanto o efeito da revisão de dados mostram-se relevantes, embora os dados sugiram predominância do efeito do aumento da amostra. Além disso, a maior parte da persistência e do viés das séries de revisão total é proveniente do aumento da amostra.

## 5. Conclusão

A partir da elaboração de um conjunto de dados de produção industrial em tempo real para o Brasil, contendo as *vintages* entre abril de 1998 e outubro de 2008, examinamos vários indicadores que visam capturar características das revisões de PI e do hiato da PI. Como não associamos aplicações específicas às revisões (previsão, análise de política monetária, etc.), nem fizemos suposições sobre a verdadeira estrutura da economia ou sobre os verdadeiros processos geradores de dados, os resultados são bastante gerais e capturam uma parcela do erro de medida dessas variáveis.

Os indicadores sugerem que as revisões de crescimento da PI (mês/mês anterior) são substanciais. Em termos absolutos, o crescimento da PI é revisado, em média, 0,91

p.p. acima ou abaixo do valor inicialmente divulgado, apresentando uma razão ruído-sinal igual a 0,88. Com a revisão da PI, o crescimento da PI mudou de sinal em 19% das vezes. Além disso, a magnitude da revisão do crescimento da PI é maior do que a própria magnitude do dado em 33% das vezes. Porém, ao aumentar o período de agregação, todos os indicadores de revisão tornam-se mais favoráveis. Por exemplo, quando a PI do mês é comparada com a PI do mesmo mês do ano anterior, a revisão em termos absolutos reduz-se para 0,07 p.p. por mês, em média (correspondendo a 0,86 p.p. ao ano). No caso do crescimento da PI acumulada em doze meses, a revisão é ainda menor (0,14 p.p. ao ano).

A análise do crescimento da média móvel trimestral da PI mostra indicadores de revisão mais favoráveis do que os indicadores do crescimento da série original (mês/mês anterior). Porém, as revisões permanecem importantes. Em termos absolutos, o crescimento da média móvel trimestral é revisado, em média, 0,39 p.p. acima ou abaixo do valor inicialmente divulgado, apresentando uma razão ruído-sinal igual a 0,71.

Em comparação com os achados de Cusinato, Minella e Pôrto Júnior (2010) para o PIB brasileiro, a revisão absoluta média do crescimento da produção industrial é maior do que a do crescimento do PIB para o acumulado em um e em dois trimestres; porém, é inferior para o acumulado em quatro trimestres. Além disso, os indicadores R/S, CORR e SIOP são mais favoráveis para o caso da produção industrial.

Os indicadores de revisão da aceleração da PI também sugerem revisões substanciais. Em termos absolutos, a aceleração da PI é revisada, em média, 1,48 p.p. acima ou abaixo do valor inicialmente divulgado, apresentando uma razão-ruído sinal igual a 0,93. Com a revisão da PI, a aceleração da PI mudou de sinal em 15% das vezes. A análise da aceleração da média móvel trimestral da PI mostra uma RAM mais favorável (0,43 p.p.), mas não houve melhora substancial dos indicadores R/S e CORR, e os indicadores SIOP e FRMA apresentaram piora.

Na análise das revisões de hiato da produção industrial, utilizamos três métodos de extração de tendência: o filtro de Hodrick-Prescott (HP), a tendência linear (TL) e a tendência quadrática (TQ). Todos os métodos apresentaram revisões de magnitude elevada. Os hiatos da PI obtidos pelos métodos HP, TL e TQ são revisados, em média, respectivamente, 1,26 p.p., 2,02 p.p. e 3,18 p.p. acima ou abaixo das suas estimativas iniciais. Os métodos TL e TQ apresentaram tanto as maiores magnitudes de revisão,

quanto os maiores vieses. Em dois dos três métodos (HP e TQ), as revisões implicam mudança de sinal do hiato em 30% ou mais das vezes, e a magnitude da revisão é maior do que a própria magnitude do hiato em aproximadamente 50% ou mais das vezes.

Em geral, tanto o efeito da revisão de dados da PI quanto o efeito do aumento da amostra são importantes para explicar as revisões totais dos hiatos da PI. Entretanto, o efeito do aumento da amostra é predominante. O fato de ambos os efeitos serem importantes, assim como a predominância do efeito do aumento da amostra, está de acordo com os achados de vários autores (para revisões de hiatos estimados a partir do PIB): Orphanides e van Norden (2002) para os Estados Unidos; Cayen e van Norden (2005) para o Canadá; e Bernhardsen, Eitrheim, Jore e Røisland (2004, 2005) para a Noruega.

Como os dados disponíveis de produção industrial são usualmente mais recentes do que os dados de PIB, uma prática comum é utilizar o último dado de PI ou a última estimativa de hiato da PI para analisar o estado da economia ou a posição da economia no ciclo econômico. Porém, nossos resultados recomendam muita cautela nesse procedimento. Em tempo real, tanto a medida de produção industrial quanto as medidas analisadas de hiatos da PI apresentam importantes limitações. Potencialmente, isso tem implicações importantes também para estudos que utilizem a PI ou o hiato da produção industrial para analisar o comportamento passado da política monetária ou para prever a inflação. No primeiro caso, dado que os formuladores de política tomam suas decisões em tempo real, nossos resultados sugerem que pode não ser adequado utilizar a última série de dados disponível para efetuar uma análise das decisões passadas. Uma alternativa é utilizar um conjunto de dados em tempo real. No segundo caso, os resultados sugerem que não é razoável comparar um novo modelo de previsão (estimado com os últimos dados disponíveis) com o desempenho de previsões de inflação realizadas em tempo real. À medida que o último conjunto de dados disponível tende a ser mais preciso, a comparação pode não ser justa.

Além disso, na mesma direção de Cusinato, Minella e Pôrto Júnior (2010), os resultados deste trabalho apontam para a importância de se utilizar um conjunto maior de séries econômicas para a análise do estado do ciclo econômico. Em princípio, a utilização de um grande conjunto de variáveis pode reduzir os riscos associados a dados sujeitos a revisões. Essa é, na verdade, uma prática comum dos bancos centrais. Por exemplo, nas atas das reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco

Central do Brasil é evidente a utilização de um grande conjunto de informações sobre a atividade econômica e suas perspectivas.

## Referências Bibliográficas

BAXTER, Marianne; KING, Robert G. (1999). Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *Review of Economics and Statistics*, v.81, n.4, 575-593.

BERNHARDBSEN, Tom; EITRHEIM, Øyvind; JORE, Sofie Anne; RØISLAND, Øistein. (2004). Real time data for Norway: challenges for monetary policy. *Discussion Paper Series 1: studies of the economic research centre*, n.26.

BERNHARDBSEN, Tom; EITRHEIM, Øyvind; JORE, Sofie Anne; RØISLAND, Øistein. (2005). Real time data for Norway: challenges for monetary policy. *North American Journal of Economics and Finance*, 16, 333-349.

CAYEN, Jean-Philippe; van NORDEN, Simon. (2005). The reliability of Canadian output-gap estimates. *North American Journal of Economics and Finance*, 16, 373-393.

CROSHOURE, Dean. (2008). Frontiers of real-time data analysis. *Working Paper*, n.08-4, Research Department, Federal Reserve Bank of Philadelphia.

CROSHOURE, Dean; STARK, Tom. (2000). A funny thing happened on the way to the data bank: a real-time data set for macroeconomists. *Business Review*, September/October. Federal Reserve Bank of Philadelphia.

CROSHOURE, Dean; STARK, Tom. (2001). A real-time data set for macroeconomists. *Journal of Econometrics*, 105, 111-130.

CUSINATO, Rafael T.; MINELLA, André; PÔRTO JÚNIOR, S. S. (2010). Hiato do produto e PIB no Brasil: uma análise de dados em tempo real. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n.203.

DIEBOLD, Francis X.; RUDEBUSCH, Glenn D. (1991). A real-time analysis. *Journal of the American Statistical Association*, v.86, n.415, 603-610.

GRANGER, Clive W.J; JEON, Yongil. (2004). Thick Modeling. *Economic Modelling*, v.21, 323-343.

HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. (1997). U.S business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, n.1, 1-16.

McKENZIE, Richard; PARK, So Young (2006). Revisions analysis of the index of industrial production for OECD countries and major non-member economies. *OECD Short-term Economic Statistics Working Party*.

MISE, Emi; KIM, Tae-Hwan; NEWBOLD, Paul. (2005). On suboptimality of the Hodrick-Prescott filter at time series endpoints. *Journal of Macroeconomics*, v.27, 53-67.

ORPHANIDES, Athanasios; van NORDEN, Simon. (2002). The unreability of output-gap estimates in real time. *The Review of Economics and Statistics*, v.84, n.4, 569-583.

STARK, Tom. (2002). A summary of the conference on real-time data analysis. *Business Review*, Q1. Federal Reserve Bank of Philadelphia.

## Apêndice – Gráficos da PI e dos hiatos TL e TQ.

### A.1. PI mensal do Brasil (em logaritmo natural)

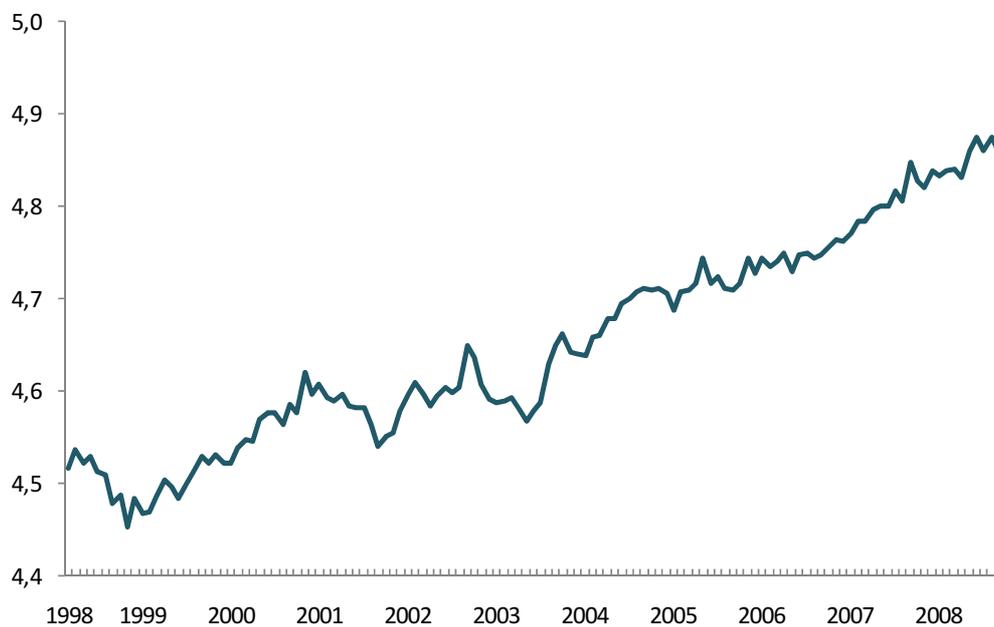


Figura A.1 – PI final (referente à *vintage* de 2008:10)

### A.2. Tendência Linear (TL)

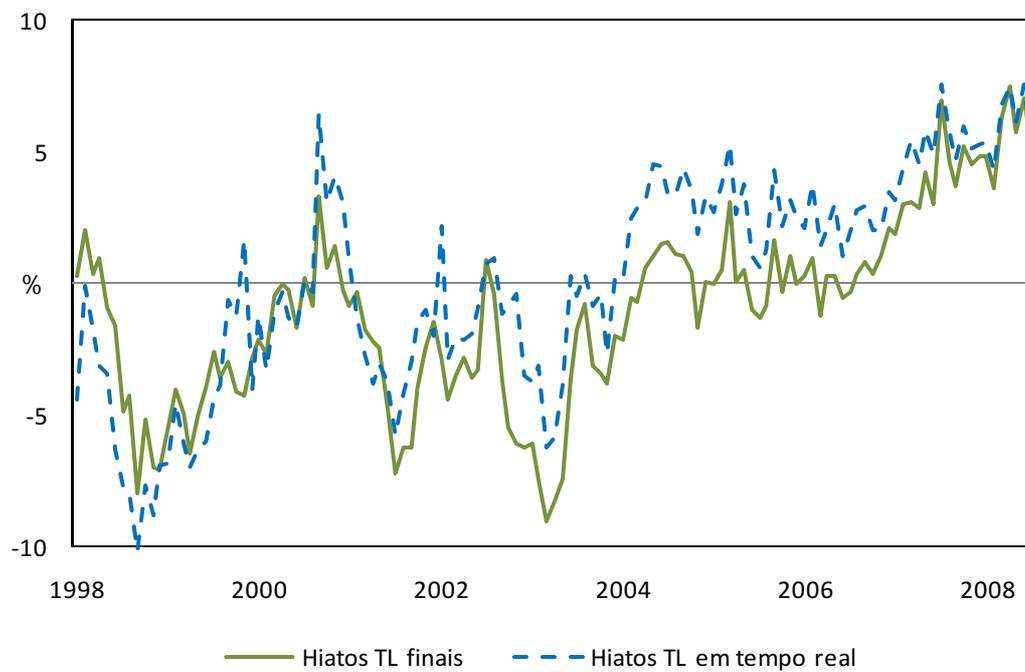


Figura A.2 – Hiatos TL finais e em tempo real

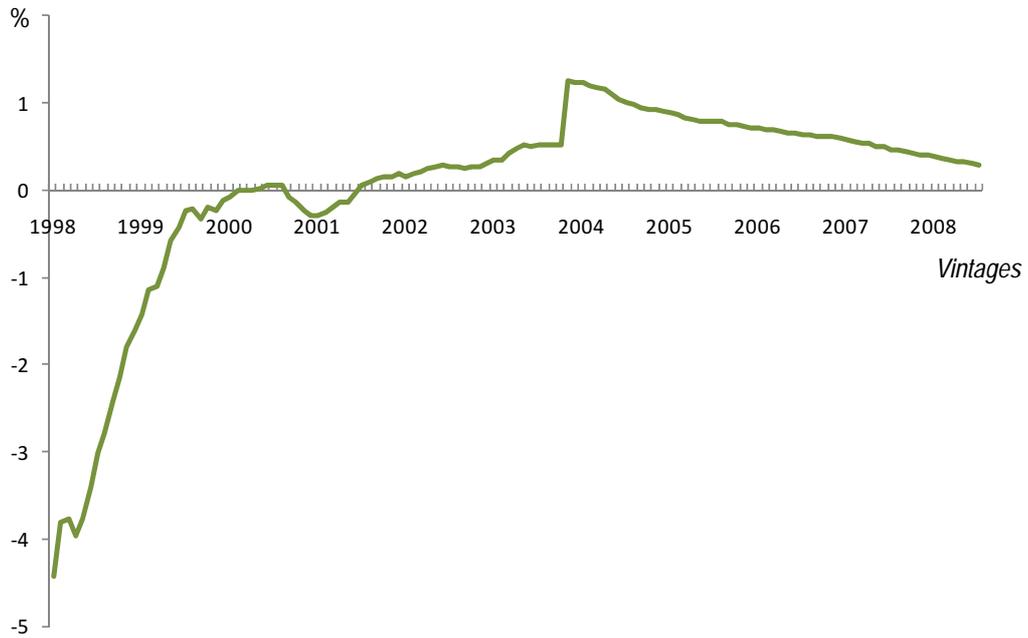


Figura A.3 – Hiato da PI (Tendência Linear) de 1998:4 ao longo das revisões (% da PI)

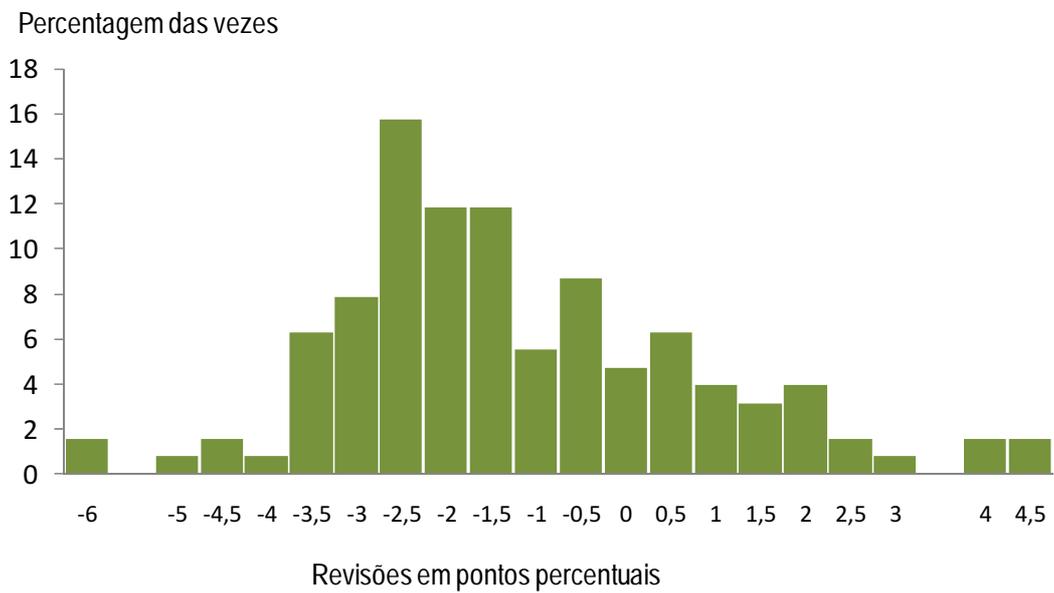


Figura A.4 – Frequência relativa dos valores das revisões dos hiatos TL

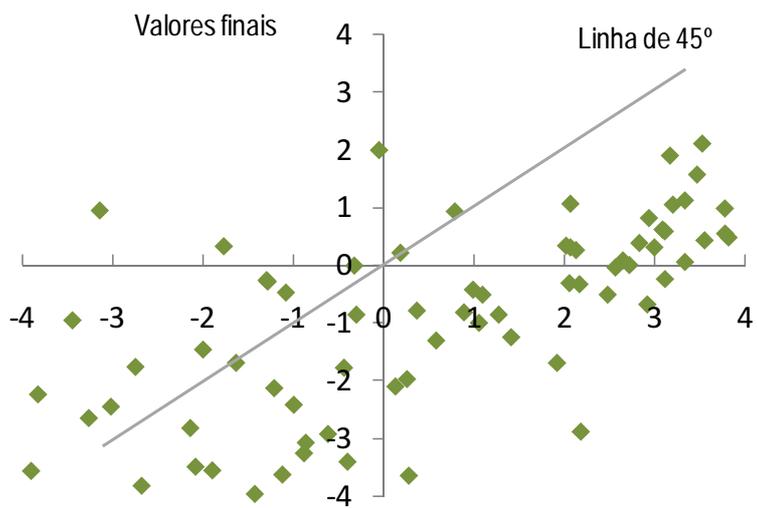


Figura A.5 – Valores dos hiatos TL (tempo real versus finais)

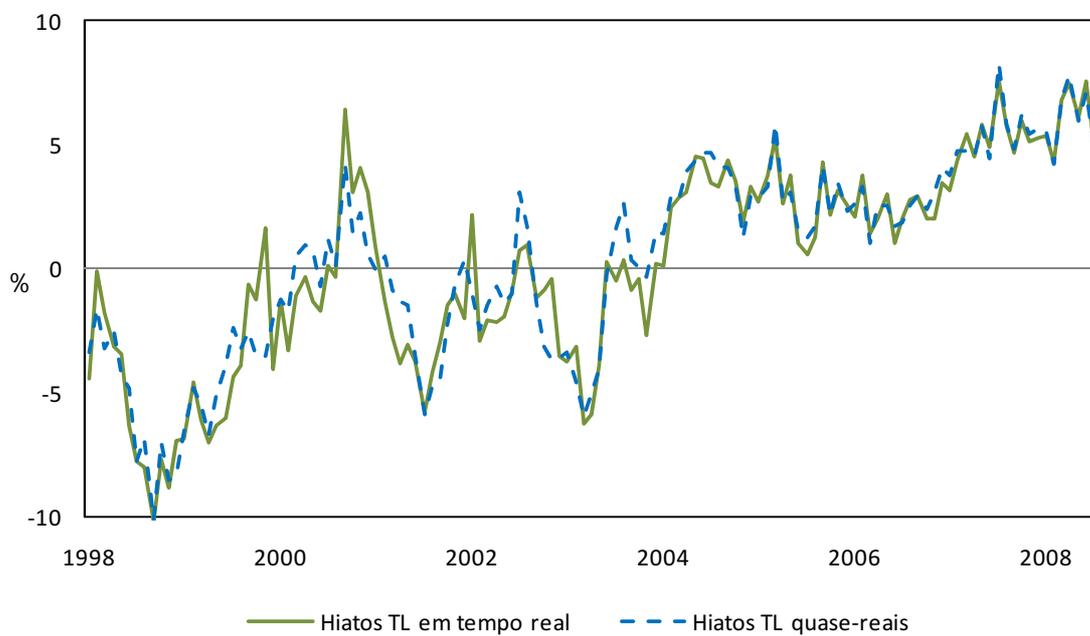


Figura A.6 – Hiatos TL – séries em tempo real e quase-real

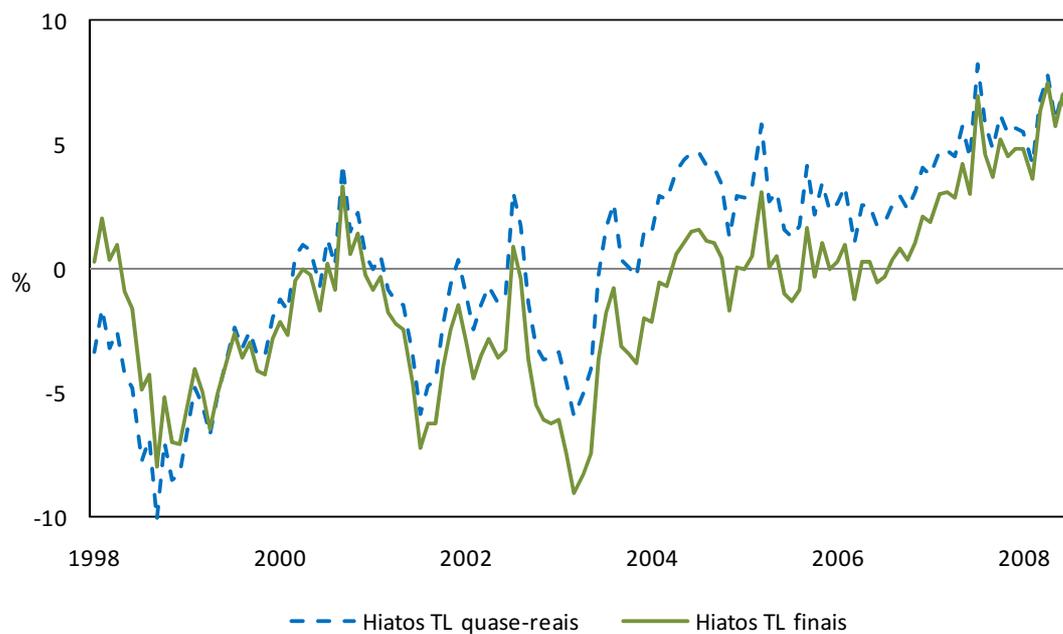


Figura A.7 – Hiatos TL – séries quase-real e final

### A.3. Tendência Quadrática (TQ)

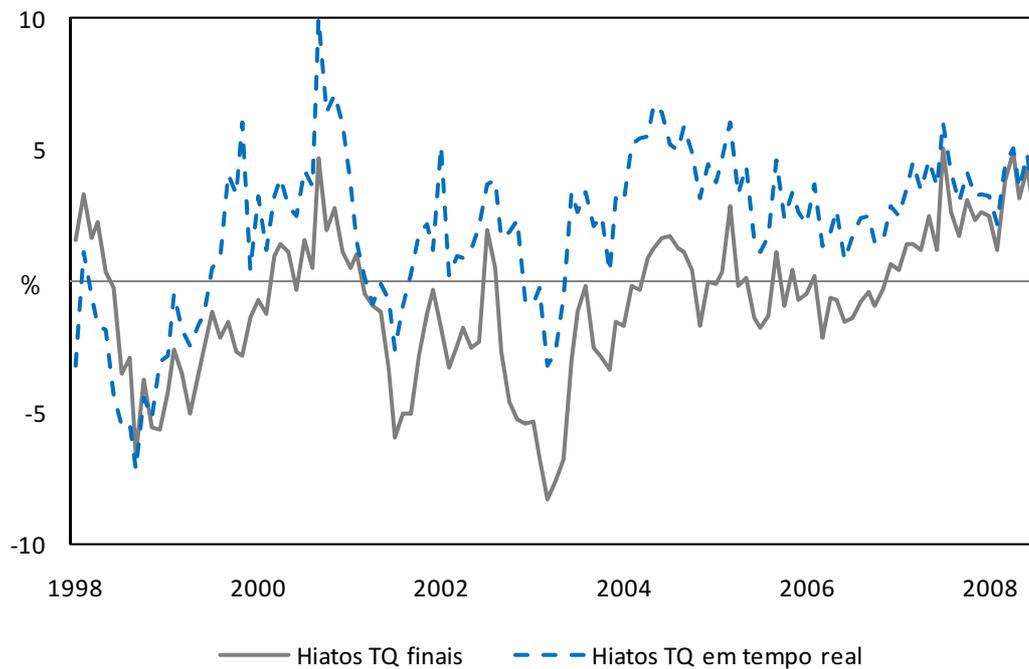


Figura A.8 – Hiatos TQ finais e em tempo real

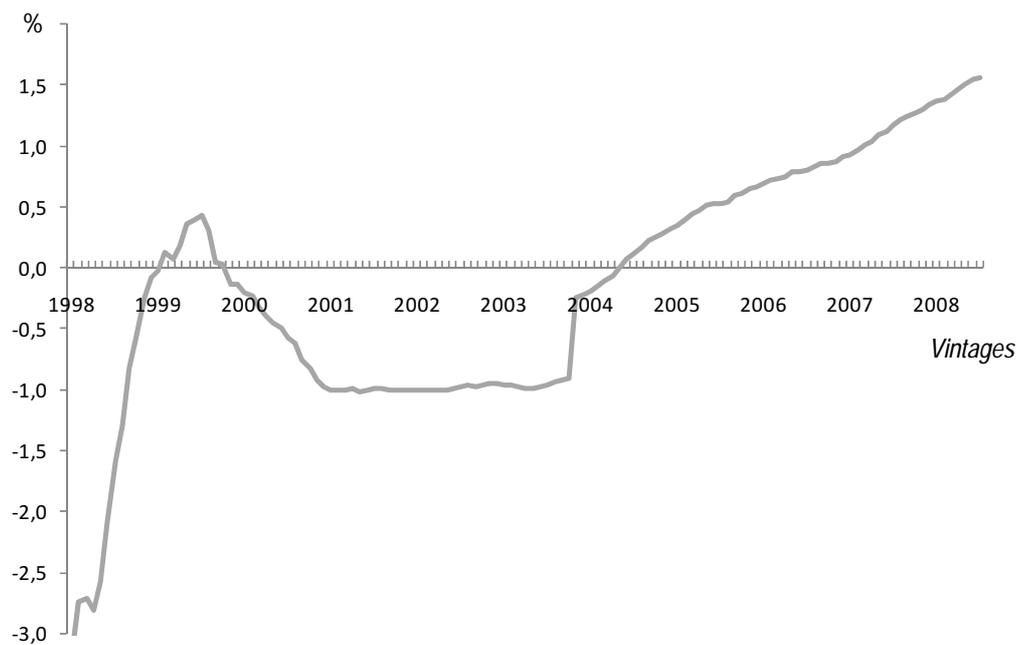


Figura A.9 – Hiato da PI (Tendência Quadrática) de 1998:4 ao longo das revisões (% da PI)

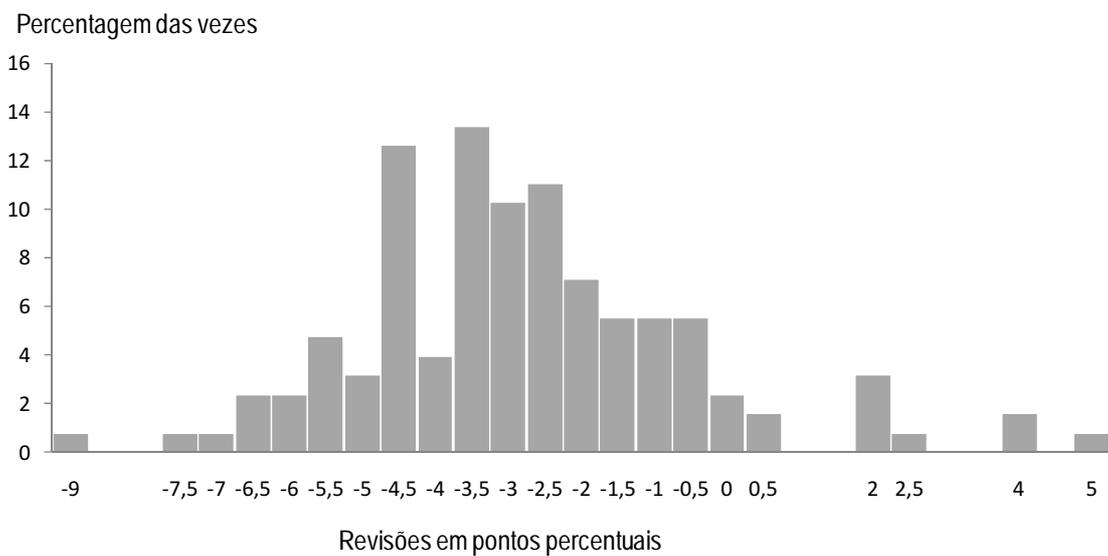


Figura A.10 – Freqüência relativa dos valores das revisões dos hiatos TQ

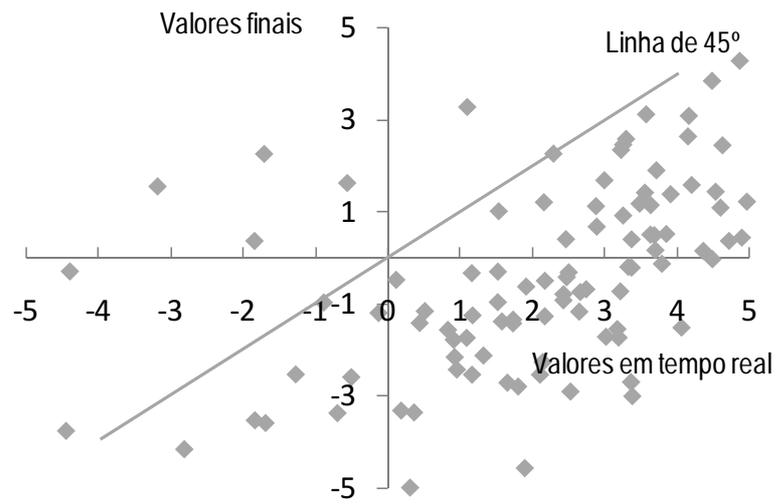


Figura A.11 – Valores dos hiatos TQ (tempo real *versus* finais)

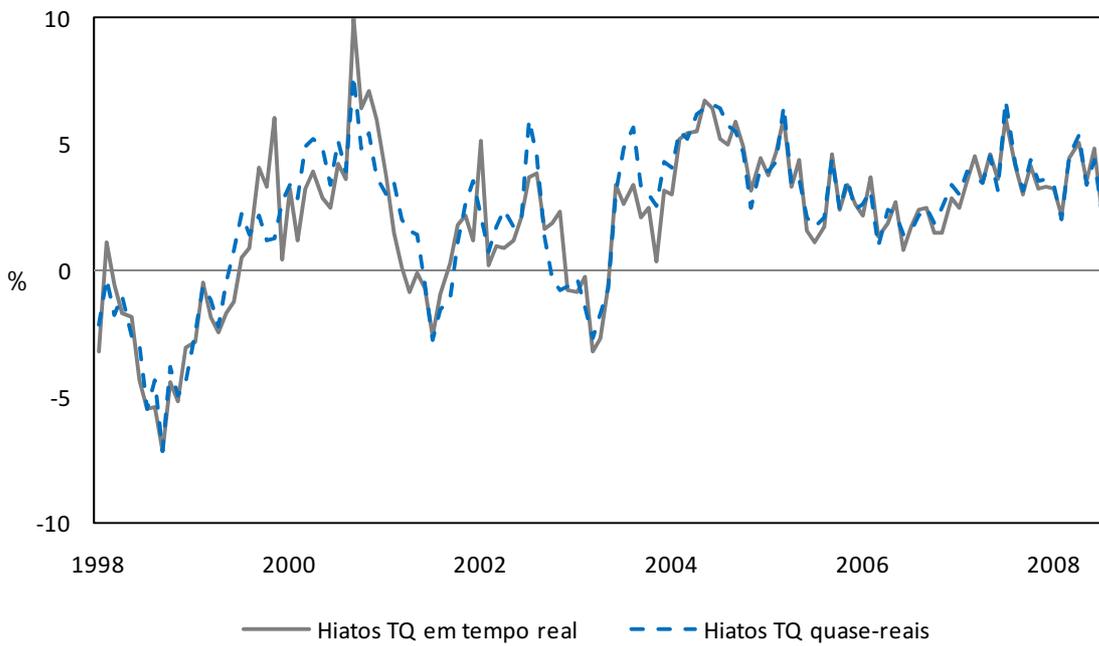


Figura A.12 – Hiatos TQ – séries em tempo real e quase-real

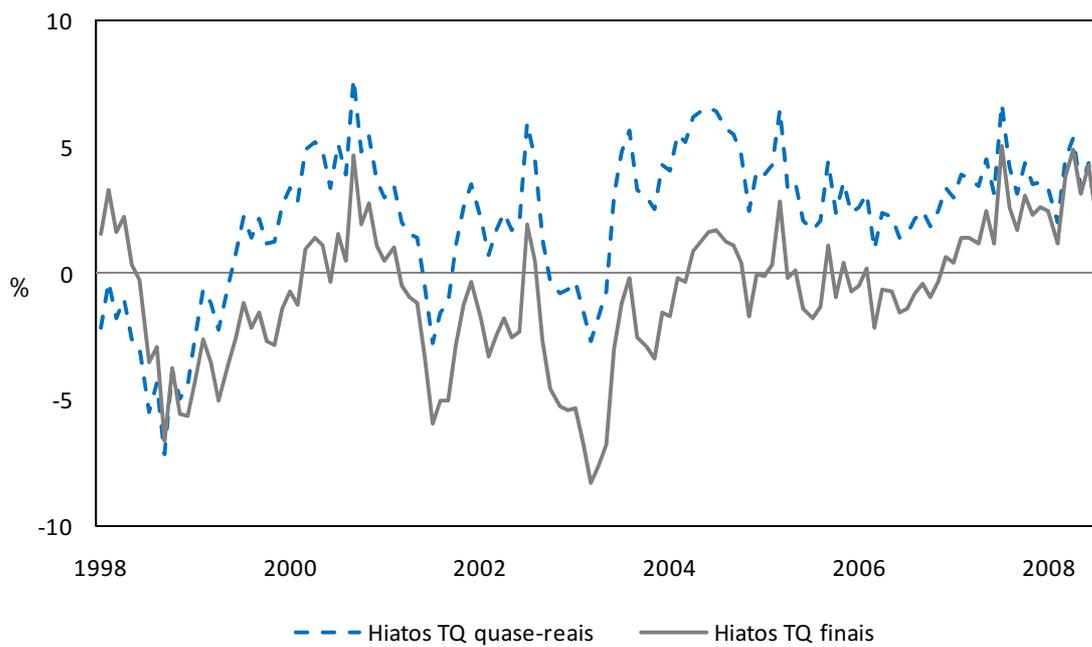


Figura A.13 – Hiatos TQ – séries quase-real e final

# Banco Central do Brasil

## Trabalhos para Discussão

*Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>*

## Working Paper Series

*Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>*

- |    |   |          |
|----|---|----------|
| 1  | <b>Implementing Inflation Targeting in Brazil</b><br><i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>   | Jul/2000 |
| 2  | <b>Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil</b><br><i>Eduardo Lundberg</i>   | Jul/2000 |
|    | <b>Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank</b><br><i>Eduardo Lundberg</i>   | Jul/2000 |
| 3  | <b>Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position</b><br><i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>  | Jul/2000 |
| 4  | <b>An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models</b><br><i>Pedro H. Albuquerque</i>  | Jul/2000 |
| 5  | <b>The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study</b><br><i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>   | Jul/2000 |
| 6  | <b>Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks</b><br><i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i>   | Jul/2000 |
| 7  | <b>Leading Indicators of Inflation for Brazil</b><br><i>Marcelle Chauvet</i>  | Sep/2000 |
| 8  | <b>The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk</b><br><i>José Alvaro Rodrigues Neto</i>   | Sep/2000 |
| 9  | <b>Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity</b><br><i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i>  | Nov/2000 |
| 10 | <b>Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia<br/>Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998</b><br><i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| 11 | <b>A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil</b><br><i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i>  | Mar/2001 |
| 12 | <b>A Test of Competition in Brazilian Banking</b><br><i>Márcio I. Nakane</i>  | Mar/2001 |

- 13 **Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil** Mar/2001  
*Marcio Magalhães Janot*
- 14 **Evaluating Core Inflation Measures for Brazil** Mar/2001  
*Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo*
- 15 **Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?** Mar/2001  
*Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak*
- 16 **Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil para a Taxa de Variação do IPCA** Mar/2001  
*Sergio Afonso Lago Alves*
- Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework** Jul/2001  
*Sergio Afonso Lago Alves*
- 17 **Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção** Abr/2001  
*Tito Nícias Teixeira da Silva Filho*
- Estimating Brazilian Potential Output: a Production Function Approach** Aug/2002  
*Tito Nícias Teixeira da Silva Filho*
- 18 **A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil** Apr/2001  
*Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos*
- 19 **Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model** May/2001  
*Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo*
- 20 **Credit Channel without the LM Curve** May/2001  
*Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane*
- 21 **Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência** Jun/2001  
*Pedro H. Albuquerque*
- 22 **Decentralized Portfolio Management** Jun/2001  
*Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak*
- 23 **Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira** Jul/2001  
*Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane*
- 24 **Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality** Aug/2001  
*Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini*
- 25 **Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00** Aug/2001  
*Pedro Fachada*
- 26 **Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil** Aug/2001  
*Marcelo Kfoury Muinhos*
- 27 **Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais** Set/2001  
*Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior*

- 28 **Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais** Nov/2001  
*Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito*
- 29 **Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil** Nov/2001  
*Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa*
- 30 **Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates** Nov/2001  
*Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade*
- 31 **Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA** Nov/2001  
*Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub*
- 32 **Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil** Nov/2001  
*Mauro Costa Miranda*
- 33 **Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation** Nov/2001  
*André Minella*
- 34 **Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises** Nov/2001  
*Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer*
- 35 **Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços** Dez/2001  
*Tio Nícias Teixeira da Silva Filho*
- 36 **Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?** Feb/2002  
*Barry Eichengreen*
- 37 **Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations** Mar/2002  
*Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein*
- 38 **Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro** Mar/2002  
*Frederico Pechir Gomes*
- 39 **Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio** Mar/2002  
*Paulo Castor de Castro*
- 40 **Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas** Apr/2002  
*Aloisio Araujo and Márcia Leon*
- 41 **Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro** Jun/2002  
*Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho*
- 42 **Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio** Jun/2002  
*Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella*
- 43 **The Effects of the Brazilian ADRs Program on Domestic Market Efficiency** Jun/2002  
*Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima*

|           |  |          |
|-----------|--|----------|
| <b>44</b> | <b>Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberação Comercial no Brasil</b><br><i>Pedro Cavalcanti Ferreira e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i> | Jun/2002 |
| <b>45</b> | <b>Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence</b><br><i>André Minella</i>   | Aug/2002 |
| <b>46</b> | <b>The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil</b><br><i>Tarsila Segalla Afanasieff, Priscilla Maria Villa Lhacer and Márcio I. Nakane</i>                | Aug/2002 |
| <b>47</b> | <b>Indicadores Derivados de Agregados Monetários</b><br><i>Fernando de Aquino Fonseca Neto e José Albuquerque Júnior</i>   | Set/2002 |
| <b>48</b> | <b>Should Government Smooth Exchange Rate Risk?</b><br><i>Ilan Goldfajn and Marcos Antonio Silveira</i>  | Sep/2002 |
| <b>49</b> | <b>Desenvolvimento do Sistema Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil: Evidências de Causalidade</b><br><i>Orlando Carneiro de Matos</i>                    | Set/2002 |
| <b>50</b> | <b>Macroeconomic Coordination and Inflation Targeting in a Two-Country Model</b><br><i>Eui Jung Chang, Marcelo Kfoury Muinhos and Joaúlio Rodolpho Teixeira</i>  | Sep/2002 |
| <b>51</b> | <b>Credit Channel with Sovereign Credit Risk: an Empirical Test</b><br><i>Victorio Yi Tson Chu</i>   | Sep/2002 |
| <b>52</b> | <b>Generalized Hyperbolic Distributions and Brazilian Data</b><br><i>José Fajardo and Aquiles Farias</i>   | Sep/2002 |
| <b>53</b> | <b>Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges</b><br><i>André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos</i>        | Nov/2002 |
| <b>54</b> | <b>Stock Returns and Volatility</b><br><i>Benjamin Miranda Tabak and Solange Maria Guerra</i>  | Nov/2002 |
| <b>55</b> | <b>Componentes de Curto e Longo Prazo das Taxas de Juros no Brasil</b><br><i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Osmani Teixeira de Carvalho de Guillén</i>     | Nov/2002 |
| <b>56</b> | <b>Causality and Cointegration in Stock Markets: the Case of Latin America</b><br><i>Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima</i>                     | Dec/2002 |
| <b>57</b> | <b>As Leis de Falência: uma Abordagem Econômica</b><br><i>Aloisio Araujo</i>   | Dez/2002 |
| <b>58</b> | <b>The Random Walk Hypothesis and the Behavior of Foreign Capital Portfolio Flows: the Brazilian Stock Market Case</b><br><i>Benjamin Miranda Tabak</i>          | Dec/2002 |
| <b>59</b> | <b>Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil</b><br><i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Thaís Porto Ferreira</i>  | Dez/2002 |
| <b>60</b> | <b>Delegated Portfolio Management</b><br><i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i>  | Dec/2002 |

|    |   |           |
|----|---|-----------|
| 61 | <b>O Uso de Dados de Alta Frequência na Estimação da Volatilidade e do Valor em Risco para o Ibovespa</b><br><i>João Maurício de Souza Moreira e Eduardo Facó Lemgruber</i>                           | Dez/2002  |
| 62 | <b>Taxa de Juros e Concentração Bancária no Brasil</b><br><i>Eduardo Kiyoshi Tonooka e Sérgio Mikio Koyama</i>  | Fev/2003  |
| 63 | <b>Optimal Monetary Rules: the Case of Brazil</b><br><i>Charles Lima de Almeida, Marco Aurélio Peres, Geraldo da Silva e Souza and Benjamin Miranda Tabak</i>   | Fev/2003  |
| 64 | <b>Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy</b><br><i>Marcelo Kfoury Muinhos and Sergio Afonso Lago Alves</i>  | Fev/2003  |
| 65 | <b>On the Information Content of Oil Future Prices</b><br><i>Benjamin Miranda Tabak</i>   | Fev/2003  |
| 66 | <b>A Taxa de Juros de Equilíbrio: uma Abordagem Múltipla</b><br><i>Pedro Calhman de Miranda e Marcelo Kfoury Muinhos</i>  | Fev/2003  |
| 67 | <b>Avaliação de Métodos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco de Mercado de Carteiras de Ações no Brasil</b><br><i>Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente</i> | Fev/2003  |
| 68 | <b>Real Balances in the Utility Function: Evidence for Brazil</b><br><i>Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane</i>  | Fev/2003  |
| 69 | <b>r-filters: a Hodrick-Prescott Filter Generalization</b><br><i>Fabio Araújo, Marta Baltar Moreira Areosa and José Alvaro Rodrigues Neto</i>   | Fev/2003  |
| 70 | <b>Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates</b><br><i>Benjamin Miranda Tabak</i>  | Fev/2003  |
| 71 | <b>On Shadow-Prices of Banks in Real-Time Gross Settlement Systems</b><br><i>Rodrigo Penaloza</i>   | Apr/2003  |
| 72 | <b>O Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras</b><br><i>Ricardo Dias de Oliveira Brito, Angelo J. Mont'Alverne Duarte e Osmani Teixeira de C. Guillen</i>           | Maio/2003 |
| 73 | <b>Análise de Componentes Principais de Dados Funcionais – uma Aplicação às Estruturas a Termo de Taxas de Juros</b><br><i>Getúlio Borges da Silveira e Octavio Bessada</i>                           | Maio/2003 |
| 74 | <b>Aplicação do Modelo de Black, Derman &amp; Toy à Precificação de Opções Sobre Títulos de Renda Fixa</b><br><i>Octavio Manuel Bessada Lion, Carlos Alberto Nunes Cosenza e César das Neves</i>      | Maio/2003 |
| 75 | <b>Brazil's Financial System: Resilience to Shocks, no Currency Substitution, but Struggling to Promote Growth</b><br><i>Ilan Goldfajn, Katherine Hennings and Helio Mori</i>                         | Jun/2003  |

- 76 **Inflation Targeting in Emerging Market Economies** Jun/2003  
*Arminio Fraga, Ilan Goldfajn and André Minella*
- 77 **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility** Jul/2003  
*André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos*
- 78 **Contornando os Pressupostos de Black & Scholes: Aplicação do Modelo de Precificação de Opções de Duan no Mercado Brasileiro** Out/2003  
*Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Antonio Carlos Figueiredo, Eduardo Facó Lemgruber*
- 79 **Inclusão do Decaimento Temporal na Metodologia Delta-Gama para o Cálculo do VaR de Carteiras Compradas em Opções no Brasil** Out/2003  
*Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Gustavo Silva Araújo, Eduardo Facó Lemgruber*
- 80 **Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina: uma Análise de Markov Switching para os Ciclos Econômicos de Brasil e Argentina** Out/2003  
*Arnildo da Silva Correa*
- 81 **Bank Competition, Agency Costs and the Performance of the Monetary Policy** Jan/2004  
*Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane*
- 82 **Carteiras de Opções: Avaliação de Metodologias de Exigência de Capital no Mercado Brasileiro** Mar/2004  
*Cláudio Henrique da Silveira Barbedo e Gustavo Silva Araújo*
- 83 **Does Inflation Targeting Reduce Inflation? An Analysis for the OECD Industrial Countries** May/2004  
*Thomas Y. Wu*
- 84 **Speculative Attacks on Debts and Optimum Currency Area: a Welfare Analysis** May/2004  
*Aloisio Araujo and Marcia Leon*
- 85 **Risk Premia for Emerging Markets Bonds: Evidence from Brazilian Government Debt, 1996-2002** May/2004  
*André Soares Loureiro and Fernando de Holanda Barbosa*
- 86 **Identificação do Fator Estocástico de Descontos e Algumas Implicações sobre Testes de Modelos de Consumo** Maio/2004  
*Fabio Araujo e João Victor Issler*
- 87 **Mercado de Crédito: uma Análise Econométrica dos Volumes de Crédito Total e Habitacional no Brasil** Dez/2004  
*Ana Carla Abrão Costa*
- 88 **Ciclos Internacionais de Negócios: uma Análise de Mudança de Regime Markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos** Dez/2004  
*Arnildo da Silva Correa e Ronald Otto Hillbrecht*
- 89 **O Mercado de Hedge Cambial no Brasil: Reação das Instituições Financeiras a Intervenções do Banco Central** Dez/2004  
*Fernando N. de Oliveira*

- 90 **Bank Privatization and Productivity: Evidence for Brazil** Dec/2004  
*Márcio I. Nakane and Daniela B. Weintraub*
- 91 **Credit Risk Measurement and the Regulation of Bank Capital and Provision Requirements in Brazil – a Corporate Analysis** Dec/2004  
*Ricardo Schechtman, Valéria Salomão Garcia, Sergio Miki Koyama and Guilherme Cronemberger Parente*
- 92 **Steady-State Analysis of an Open Economy General Equilibrium Model for Brazil** Apr/2005  
*Mirta Noemi Sataka Bugarin, Roberto de Goes Ellery Jr., Victor Gomes Silva, Marcelo Kfoury Muinhos*
- 93 **Avaliação de Modelos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco Cambial** Abr/2005  
*Claudio H. da S. Barbedo, Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente*
- 94 **Simulação Histórica Filtrada: Incorporação da Volatilidade ao Modelo Histórico de Cálculo de Risco para Ativos Não-Lineares** Abr/2005  
*Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Gustavo Silva Araújo e Eduardo Facó Lemgruber*
- 95 **Comment on Market Discipline and Monetary Policy by Carl Walsh** Apr/2005  
*Maurício S. Bugarin and Fábria A. de Carvalho*
- 96 **O que É Estratégia: uma Abordagem Multiparadigmática para a Disciplina** Ago/2005  
*Anthero de Moraes Meirelles*
- 97 **Finance and the Business Cycle: a Kalman Filter Approach with Markov Switching** Aug/2005  
*Ryan A. Compton and Jose Ricardo da Costa e Silva*
- 98 **Capital Flows Cycle: Stylized Facts and Empirical Evidences for Emerging Market Economies** Aug/2005  
*Helio Mori e Marcelo Kfoury Muinhos*
- 99 **Adequação das Medidas de Valor em Risco na Formulação da Exigência de Capital para Estratégias de Opções no Mercado Brasileiro** Set/2005  
*Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, e Eduardo Facó Lemgruber*
- 100 **Targets and Inflation Dynamics** Oct/2005  
*Sergio A. L. Alves and Waldyr D. Areosa*
- 101 **Comparing Equilibrium Real Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates** Mar/2006  
*Marcelo Kfoury Muinhos and Márcio I. Nakane*
- 102 **Judicial Risk and Credit Market Performance: Micro Evidence from Brazilian Payroll Loans** Apr/2006  
*Ana Carla A. Costa and João M. P. de Mello*
- 103 **The Effect of Adverse Supply Shocks on Monetary Policy and Output** Apr/2006  
*Maria da Glória D. S. Araújo, Mirta Bugarin, Marcelo Kfoury Muinhos and Jose Ricardo C. Silva*

- 104 **Extração de Informação de Opções Cambiais no Brasil** Abr/2006  
*Eui Jung Chang e Benjamin Miranda Tabak*
- 105 **Representing Roommate's Preferences with Symmetric Utilities** Apr/2006  
*José Alvaro Rodrigues Neto*
- 106 **Testing Nonlinearities Between Brazilian Exchange Rates and Inflation Volatilities** May/2006  
*Cristiane R. Albuquerque and Marcelo Portugal*
- 107 **Demand for Bank Services and Market Power in Brazilian Banking** Jun/2006  
*Márcio I. Nakane, Leonardo S. Alencar and Fabio Kanczuk*
- 108 **O Efeito da Consignação em Folha nas Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais** Jun/2006  
*Eduardo A. S. Rodrigues, Victorio Chu, Leonardo S. Alencar e Tony Takeda*
- 109 **The Recent Brazilian Disinflation Process and Costs** Jun/2006  
*Alexandre A. Tombini and Sergio A. Lago Alves*
- 110 **Fatores de Risco e o Spread Bancário no Brasil** Jul/2006  
*Fernando G. Bignotto e Eduardo Augusto de Souza Rodrigues*
- 111 **Avaliação de Modelos de Exigência de Capital para Risco de Mercado do Cupom Cambial** Jul/2006  
*Alan Cosme Rodrigues da Silva, João Maurício de Souza Moreira e Myrian Beatriz Eiras das Neves*
- 112 **Interdependence and Contagion: an Analysis of Information Transmission in Latin America's Stock Markets** Jul/2006  
*Angelo Marsiglia Fasolo*
- 113 **Investigação da Memória de Longo Prazo da Taxa de Câmbio no Brasil** Ago/2006  
*Sergio Rubens Stancato de Souza, Benjamin Miranda Tabak e Daniel O. Cajueiro*
- 114 **The Inequality Channel of Monetary Transmission** Aug/2006  
*Marta Areosa and Waldyr Areosa*
- 115 **Myopic Loss Aversion and House-Money Effect Overseas: an Experimental Approach** Sep/2006  
*José L. B. Fernandes, Juan Ignacio Peña and Benjamin M. Tabak*
- 116 **Out-Of-The-Money Monte Carlo Simulation Option Pricing: the Joint Use of Importance Sampling and Descriptive Sampling** Sep/2006  
*Jaqueline Terra Moura Marins, Eduardo Saliby and Josete Florencio dos Santos*
- 117 **An Analysis of Off-Site Supervision of Banks' Profitability, Risk and Capital Adequacy: a Portfolio Simulation Approach Applied to Brazilian Banks** Sep/2006  
*Theodore M. Barnhill, Marcos R. Souto and Benjamin M. Tabak*
- 118 **Contagion, Bankruptcy and Social Welfare Analysis in a Financial Economy with Risk Regulation Constraint** Oct/2006  
*Aloísio P. Araújo and José Valentim M. Vicente*

|     |   |          |
|-----|---|----------|
| 119 | <b>A Central de Risco de Crédito no Brasil: uma Análise de Utilidade de Informação</b><br><i>Ricardo Schechtman</i>   | Out/2006 |
| 120 | <b>Forecasting Interest Rates: an Application for Brazil</b><br><i>Eduardo J. A. Lima, Felipe Luduvic and Benjamin M. Tabak</i>   | Oct/2006 |
| 121 | <b>The Role of Consumer's Risk Aversion on Price Rigidity</b><br><i>Sergio A. Lago Alves and Mirta N. S. Bugarin</i>  | Nov/2006 |
| 122 | <b>Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: a Phillips Curve Model With Threshold for Brazil</b><br><i>Arnildo da Silva Correa and André Minella</i>   | Nov/2006 |
| 123 | <b>A Neoclassical Analysis of the Brazilian "Lost-Decades"</b><br><i>Flávia Mourão Graminho</i>   | Nov/2006 |
| 124 | <b>The Dynamic Relations between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence for Brazil</b><br><i>Benjamin M. Tabak</i>   | Nov/2006 |
| 125 | <b>Herding Behavior by Equity Foreign Investors on Emerging Markets</b><br><i>Barbara Alemanni and José Renato Haas Ornelas</i>   | Dec/2006 |
| 126 | <b>Risk Premium: Insights over the Threshold</b><br><i>José L. B. Fernandes, Augusto Hasman and Juan Ignacio Peña</i>   | Dec/2006 |
| 127 | <b>Uma Investigação Baseada em Reamostragem sobre Requerimentos de Capital para Risco de Crédito no Brasil</b><br><i>Ricardo Schechtman</i>   | Dec/2006 |
| 128 | <b>Term Structure Movements Implicit in Option Prices</b><br><i>Caio Ibsen R. Almeida and José Valentim M. Vicente</i>  | Dec/2006 |
| 129 | <b>Brazil: Taming Inflation Expectations</b><br><i>Afonso S. Bevilaqua, Mário Mesquita and André Minella</i>  | Jan/2007 |
| 130 | <b>The Role of Banks in the Brazilian Interbank Market: Does Bank Type Matter?</b><br><i>Daniel O. Cajueiro and Benjamin M. Tabak</i>   | Jan/2007 |
| 131 | <b>Long-Range Dependence in Exchange Rates: the Case of the European Monetary System</b><br><i>Sergio Rubens Stancato de Souza, Benjamin M. Tabak and Daniel O. Cajueiro</i>  | Mar/2007 |
| 132 | <b>Credit Risk Monte Carlo Simulation Using Simplified Creditmetrics' Model: the Joint Use of Importance Sampling and Descriptive Sampling</b><br><i>Jaqueline Terra Moura Marins and Eduardo Saliby</i>  | Mar/2007 |
| 133 | <b>A New Proposal for Collection and Generation of Information on Financial Institutions' Risk: the Case of Derivatives</b><br><i>Gilneu F. A. Vivan and Benjamin M. Tabak</i>  | Mar/2007 |
| 134 | <b>Amostragem Descritiva no Apreçamento de Opções Europeias através de Simulação Monte Carlo: o Efeito da Dimensionalidade e da Probabilidade de Exercício no Ganho de Precisão</b><br><i>Eduardo Saliby, Sergio Luiz Medeiros Proença de Gouvêa e Jaqueline Terra Moura Marins</i> | Abr/2007 |

- 135 **Evaluation of Default Risk for the Brazilian Banking Sector** May/2007  
*Marcelo Y. Takami and Benjamin M. Tabak*
- 136 **Identifying Volatility Risk Premium from Fixed Income Asian Options** May/2007  
*Caio Ibsen R. Almeida and José Valentim M. Vicente*
- 137 **Monetary Policy Design under Competing Models of Inflation Persistence** May/2007  
*Solange Gouvea e Abhijit Sen Gupta*
- 138 **Forecasting Exchange Rate Density Using Parametric Models: the Case of Brazil** May/2007  
*Marcos M. Abe, Eui J. Chang and Benjamin M. Tabak*
- 139 **Selection of Optimal Lag Length in Cointegrated VAR Models with Weak Form of Common Cyclical Features** Jun/2007  
*Carlos Enrique Carrasco Gutiérrez, Reinaldo Castro Souza and Osmani Teixeira de Carvalho Guillén*
- 140 **Inflation Targeting, Credibility and Confidence Crises** Aug/2007  
*Rafael Santos and Aloísio Araújo*
- 141 **Forecasting Bonds Yields in the Brazilian Fixed income Market** Aug/2007  
*Jose Vicente and Benjamin M. Tabak*
- 142 **Crises Análise da Coerência de Medidas de Risco no Mercado Brasileiro de Ações e Desenvolvimento de uma Metodologia Híbrida para o Expected Shortfall** Ago/2007  
*Alan Cosme Rodrigues da Silva, Eduardo Facó Lemgruber, José Alberto Rebello Baranowski e Renato da Silva Carvalho*
- 143 **Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data** Sep/2007  
*Solange Gouvea*
- 144 **The Effect of Bid-Ask Prices on Brazilian Options Implied Volatility: a Case Study of Telemar Call Options** Oct/2007  
*Claudio Henrique da Silveira Barbedo and Eduardo Facó Lemgruber*
- 145 **The Stability-Concentration Relationship in the Brazilian Banking System** Oct/2007  
*Benjamin Miranda Tabak, Solange Maria Guerra, Eduardo José Araújo Lima and Eui Jung Chang*
- 146 **Movimentos da Estrutura a Termo e Critérios de Minimização do Erro de Previsão em um Modelo Paramétrico Exponencial** Out/2007  
*Caio Almeida, Romeu Gomes, André Leite e José Vicente*
- 147 **Explaining Bank Failures in Brazil: Micro, Macro and Contagion Effects (1994-1998)** Oct/2007  
*Adriana Soares Sales and Maria Eduarda Tannuri-Pianto*
- 148 **Um Modelo de Fatores Latentes com Variáveis Macroeconômicas para a Curva de Cupom Cambial** Out/2007  
*Felipe Pinheiro, Caio Almeida e José Vicente*
- 149 **Joint Validation of Credit Rating PDs under Default Correlation** Oct/2007  
*Ricardo Schechtman*

- 150 **A Probabilistic Approach for Assessing the Significance of Contextual Variables in Nonparametric Frontier Models: an Application for Brazilian Banks** Oct/2007  
*Roberta Blass Staub and Geraldo da Silva e Souza*
- 151 **Building Confidence Intervals with Block Bootstraps for the Variance Ratio Test of Predictability** Nov/2007  
*Eduardo José Araújo Lima and Benjamin Miranda Tabak*
- 152 **Demand for Foreign Exchange Derivatives in Brazil: Hedge or Speculation?** Dec/2007  
*Fernando N. de Oliveira and Walter Novaes*
- 153 **Aplicação da Amostragem por Importância à Simulação de Opções Asiáticas Fora do Dinheiro** Dez/2007  
*Jaqueline Terra Moura Marins*
- 154 **Identification of Monetary Policy Shocks in the Brazilian Market for Bank Reserves** Dec/2007  
*Adriana Soares Sales and Maria Tannuri-Pianto*
- 155 **Does Curvature Enhance Forecasting?** Dec/2007  
*Caio Almeida, Romeu Gomes, André Leite and José Vicente*
- 156 **Escolha do Banco e Demanda por Empréstimos: um Modelo de Decisão em Duas Etapas Aplicado para o Brasil** Dez/2007  
*Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane*
- 157 **Is the Investment-Uncertainty Link Really Elusive? The Harmful Effects of Inflation Uncertainty in Brazil** Jan/2008  
*Tito Nícias Teixeira da Silva Filho*
- 158 **Characterizing the Brazilian Term Structure of Interest Rates** Feb/2008  
*Osmani T. Guillen and Benjamin M. Tabak*
- 159 **Behavior and Effects of Equity Foreign Investors on Emerging Markets** Feb/2008  
*Barbara Alemanni and José Renato Haas Ornelas*
- 160 **The Incidence of Reserve Requirements in Brazil: Do Bank Stockholders Share the Burden?** Feb/2008  
*Fábia A. de Carvalho and Cyntia F. Azevedo*
- 161 **Evaluating Value-at-Risk Models via Quantile Regressions** Feb/2008  
*Wagner P. Gaglianone, Luiz Renato Lima and Oliver Linton*
- 162 **Balance Sheet Effects in Currency Crises: Evidence from Brazil** Apr/2008  
*Marcio M. Janot, Márcio G. P. Garcia and Walter Novaes*
- 163 **Searching for the Natural Rate of Unemployment in a Large Relative Price Shocks' Economy: the Brazilian Case** May/2008  
*Tito Nícias Teixeira da Silva Filho*
- 164 **Foreign Banks' Entry and Departure: the recent Brazilian experience (1996-2006)** Jun/2008  
*Pedro Fachada*
- 165 **Avaliação de Opções de Troca e Opções de Spread Europeias e Americanas** Jul/2008  
*Giuliano Carrozza Uzêda Iorio de Souza, Carlos Patrício Samanez e Gustavo Santos Raposo*

|            |   |          |
|------------|---|----------|
| <b>166</b> | <b>Testing Hyperinflation Theories Using the Inflation Tax Curve: a case study</b><br><i>Fernando de Holanda Barbosa and Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>                        | Jul/2008 |
| <b>167</b> | <b>O Poder Discriminante das Operações de Crédito das Instituições Financeiras Brasileiras</b><br><i>Clodoaldo Aparecido Annibal</i>  | Jul/2008 |
| <b>168</b> | <b>An Integrated Model for Liquidity Management and Short-Term Asset Allocation in Commercial Banks</b><br><i>Wenersamy Ramos de Alcântara</i>  | Jul/2008 |
| <b>169</b> | <b>Mensuração do Risco Sistêmico no Setor Bancário com Variáveis Contábeis e Econômicas</b><br><i>Lucio Rodrigues Capelletto, Eliseu Martins e Luiz João Corrar</i>                     | Jul/2008 |
| <b>170</b> | <b>Política de Fechamento de Bancos com Regulador Não-Benevolente: Resumo e Aplicação</b><br><i>Adriana Soares Sales</i>  | Jul/2008 |
| <b>171</b> | <b>Modelos para a Utilização das Operações de Redesconto pelos Bancos com Carteira Comercial no Brasil</b><br><i>Sérgio Mikio Koyama e Márcio Issao Nakane</i>                          | Ago/2008 |
| <b>172</b> | <b>Combining Hodrick-Prescott Filtering with a Production Function Approach to Estimate Output Gap</b><br><i>Marta Areosa</i>   | Aug/2008 |
| <b>173</b> | <b>Exchange Rate Dynamics and the Relationship between the Random Walk Hypothesis and Official Interventions</b><br><i>Eduardo José Araújo Lima and Benjamin Miranda Tabak</i>          | Aug/2008 |
| <b>174</b> | <b>Foreign Exchange Market Volatility Information: an investigation of real-dollar exchange rate</b><br><i>Frederico Pechir Gomes, Marcelo Yoshio Takami and Vinicius Ratton Brandi</i> | Aug/2008 |
| <b>175</b> | <b>Evaluating Asset Pricing Models in a Fama-French Framework</b><br><i>Carlos Enrique Carrasco Gutierrez and Wagner Piazza Gaglianone</i>  | Dec/2008 |
| <b>176</b> | <b>Fiat Money and the Value of Binding Portfolio Constraints</b><br><i>Mário R. Páscoa, Myrian Petrassi and Juan Pablo Torres-Martínez</i>  | Dec/2008 |
| <b>177</b> | <b>Preference for Flexibility and Bayesian Updating</b><br><i>Gil Riella</i>  | Dec/2008 |
| <b>178</b> | <b>An Econometric Contribution to the Intertemporal Approach of the Current Account</b><br><i>Wagner Piazza Gaglianone and João Victor Issler</i>                                       | Dec/2008 |
| <b>179</b> | <b>Are Interest Rate Options Important for the Assessment of Interest Rate Risk?</b><br><i>Caio Almeida and José Vicente</i>  | Dec/2008 |
| <b>180</b> | <b>A Class of Incomplete and Ambiguity Averse Preferences</b><br><i>Leandro Nascimento and Gil Riella</i>   | Dec/2008 |
| <b>181</b> | <b>Monetary Channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model</b><br><i>André Minella and Nelson F. Souza-Sobrinho</i>   | Apr/2009 |

|            |   |           |
|------------|---|-----------|
| <b>182</b> | <b>Avaliação de Opções Americanas com Barreiras Monitoradas de Forma Discreta</b><br><i>Giuliano Carrozza Uzêda Iorio de Souza e Carlos Patrício Samanez</i>  | Abr/2009  |
| <b>183</b> | <b>Ganhos da Globalização do Capital Acionário em Crises Cambiais</b><br><i>Marcio Janot e Walter Novaes</i>  | Abr/2009  |
| <b>184</b> | <b>Behavior Finance and Estimation Risk in Stochastic Portfolio Optimization</b><br><i>José Luiz Barros Fernandes, Juan Ignacio Peña and Benjamin Miranda Tabak</i>   | Apr/2009  |
| <b>185</b> | <b>Market Forecasts in Brazil: performance and determinants</b><br><i>Fabia A. de Carvalho and André Minella</i>  | Apr/2009  |
| <b>186</b> | <b>Previsão da Curva de Juros: um modelo estatístico com variáveis macroeconômicas</b><br><i>André Luís Leite, Romeu Braz Pereira Gomes Filho e José Valentim Machado Vicente</i>   | Maio/2009 |
| <b>187</b> | <b>The Influence of Collateral on Capital Requirements in the Brazilian Financial System: an approach through historical average and logistic regression on probability of default</b><br><i>Alan Cosme Rodrigues da Silva, Antônio Carlos Magalhães da Silva, Jaqueline Terra Moura Marins, Myrian Beatriz Eiras da Neves and Giovanni Antonio Silva Brito</i> | Jun/2009  |
| <b>188</b> | <b>Pricing Asian Interest Rate Options with a Three-Factor HJM Model</b><br><i>Claudio Henrique da Silveira Barbedo, José Valentim Machado Vicente and Octávio Manuel Bessada Lion</i>  | Jun/2009  |
| <b>189</b> | <b>Linking Financial and Macroeconomic Factors to Credit Risk Indicators of Brazilian Banks</b><br><i>Marcos Souto, Benjamin M. Tabak and Francisco Vazquez</i>   | Jul/2009  |
| <b>190</b> | <b>Concentração Bancária, Lucratividade e Risco Sistêmico: uma abordagem de contágio indireto</b><br><i>Bruno Silva Martins e Leonardo S. Alencar</i>   | Set/2009  |
| <b>191</b> | <b>Concentração e Inadimplência nas Carteiras de Empréstimos dos Bancos Brasileiros</b><br><i>Patricia L. Tecles, Benjamin M. Tabak e Roberta B. Staub</i>  | Set/2009  |
| <b>192</b> | <b>Inadimplência do Setor Bancário Brasileiro: uma avaliação de suas medidas</b><br><i>Clodoaldo Aparecido Annibal</i>  | Set/2009  |
| <b>193</b> | <b>Loss Given Default: um estudo sobre perdas em operações prefixadas no mercado brasileiro</b><br><i>Antonio Carlos Magalhães da Silva, Jaqueline Terra Moura Marins e Myrian Beatriz Eiras das Neves</i>  | Set/2009  |
| <b>194</b> | <b>Testes de Contágio entre Sistemas Bancários – A crise do <i>subprime</i></b><br><i>Benjamin M. Tabak e Manuela M. de Souza</i>   | Set/2009  |
| <b>195</b> | <b>From Default Rates to Default Matrices: a complete measurement of Brazilian banks' consumer credit delinquency</b><br><i>Ricardo Schechtman</i>  | Oct/2009  |

- 196 The role of macroeconomic variables in sovereign risk** Oct/2009  
*Marco S. Matsumura and José Valentim Vicente*
- 197 Forecasting the Yield Curve for Brazil** Nov/2009  
*Daniel O. Cajueiro, Jose A. Divino and Benjamin M. Tabak*
- 198 Impacto dos Swaps Cambiais na Curva de Cupom Cambial: uma análise segundo a regressão de componentes principais** Nov/2009  
*Alessandra Pasqualina Viola, Margarida Sarmiento Gutierrez, Octávio Bessada Lion e Cláudio Henrique Barbedo*
- 199 Delegated Portfolio Management and Risk Taking Behavior** Dec/2009  
*José Luiz Barros Fernandes, Juan Ignacio Peña and Benjamin Miranda Tabak*
- 200 Evolution of Bank Efficiency in Brazil: A DEA Approach** Dec/2009  
*Roberta B. Staub, Geraldo Souza and Benjamin M. Tabak*
- 201 Efeitos da Globalização na Inflação Brasileira** Jan/2010  
*Rafael Santos e Márcia S. Leon*
- 202 Considerações sobre a Atuação do Banco Central na Crise de 2008** Mar/2010  
*Mário Mesquita e Mario Torós*
- 203 Hiato do Produto e PIB no Brasil: uma Análise de Dados em Tempo Real** Abr/2010  
*Rafael Tiecher Cusinato, André Minella e Sabino da Silva Pôrto Júnior*
- 204 Fiscal and monetary policy interaction: a simulation based analysis of a two-country New Keynesian DSGE model with heterogeneous households** Apr/2010  
*Marcos Valli and Fabia A. de Carvalho*
- 205 Model selection, estimation and forecasting in VAR models with short-run and long-run restrictions** Apr/2010  
*George Athanasopoulos, Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, João Victor Issler and Farshid Vahid*
- 206 Fluctuation Dynamics in US interest rates and the role of monetary policy** Apr/2010  
*Daniel Oliveira Cajueiro and Benjamin M. Tabak*
- 207 Brazilian Strategy for Managing the Risk of Foreign Exchange Rate Exposure During a Crisis** Apr/2010  
*Antonio Francisco A. Silva Jr.*
- 208 Correlação de default: uma investigação empírica de créditos de varejo no Brasil** Mai/2010  
*Antonio Carlos Magalhães da Silva, Arnildo da Silva Correa, Jaqueline Terra Moura Marins e Myrian Beatriz Eiras das Neves*