



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão **203**

**Hiato do Produto e PIB no Brasil:
uma Análise de Dados em Tempo Real**

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

Abril, 2010

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 203	abril	2010	p. 1-66
--------------------------	----------	--------	-------	------	---------

Trabalhos para Discussão

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

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: benjamin.tabak@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Adriana Soares Sales – *E-mail*: 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° 203.

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

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>

Hiato do Produto e PIB no Brasil: uma Análise de Dados em Tempo Real*

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

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.

Resumo

Os agentes econômicos tomam decisões utilizando dados em tempo real. Entretanto, a literatura recente tem mostrado que diversas medidas de atividade econômica passam por importantes revisões de dados ao longo do tempo, limitando a confiabilidade dos dados em tempo real. Elaborando um conjunto de dados de PIB em tempo real para o Brasil, avaliamos a extensão na qual as séries de crescimento do PIB e de hiato do produto são revisadas ao longo do tempo. Mostramos que as revisões de crescimento do PIB são substanciais, com uma revisão absoluta média do crescimento trimestral de 0,7 p.p., embora as revisões sejam menos importantes para a variação em quatro trimestres. Para analisar as revisões do hiato do produto, utilizamos quatro métodos de extração de tendência: o filtro de Hodrick-Prescott, a tendência linear, a tendência quadrática e o modelo de Harvey-Clark de componentes não-observáveis. Todos os métodos apresentaram revisões de magnitude elevada, com revisão absoluta média entre 0,6 p.p. e 2,3 p.p. Em três dos quatro métodos, a revisão implicou mudança do sinal do hiato em 30% ou mais das vezes. Em geral, tanto a revisão de dados do PIB como o aumento da amostra mostraram-se fontes relevantes das revisões do hiato do produto.

Palavras-chave: Dados em tempo real; Hiato do produto; Produto Interno Bruto; Ciclo econômico; Brasil.

Classificação JEL: C82; E32.

* Agradecemos os comentários de Cláudio D. Shikida, Roberto Camps de Moraes, Ronald O. Hillbrecht e de participantes do XXXVII Encontro Nacional de Economia da Anpec.

** 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 recente literatura sobre análise de dados em tempo real tem mostrado importantes diferenças entre os valores dos dados tais como são inicialmente calculados ou divulgados e seus próprios valores depois que passam por revisões. A existência de revisões é um aspecto natural da produção de dados – à medida que o tempo passa, o conjunto de informação disponível aumenta, fatores sazonais são reestimados e revisões metodológicas são implementadas. Assim, usualmente os dados tornam-se mais precisos com o decorrer do tempo. O problema é que, em geral, os agentes econômicos precisam tomar decisões em tempo real, sem o benefício da revisão de dados. Vários autores têm estudado as características das revisões de dados. Se as revisões encontradas em uma variável são relativamente grandes, este achado sugere importantes limitações à sua capacidade em auxiliar na tomada de decisão.

Entre as variáveis de grande importância para os agentes econômicos, estão o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e o hiato do produto. Elas subsidiam decisões de consumo, investimento, aplicações financeiras e, em particular, de condução da política monetária. Embora a adequada condução da política monetária requeira um grande conjunto de informações sobre o estado da economia, as mensurações de atividade econômica por meio do PIB e do hiato do produto estão entre as variáveis que mais se destacam. O PIB é a principal informação sobre o nível de atividade econômica e o hiato do produto é um conceito central nas discussões acerca da política monetária, uma vez que permite inferir se a economia está ou não crescendo acima de seu potencial. Por exemplo, um valor positivo para o hiato do produto pode indicar a necessidade de a autoridade monetária elevar a taxa de juros para conter as pressões de demanda da economia. Essa relação entre hiato do produto e taxa de juros é também importante em termos teóricos, difundida por meio de regras de política monetária, como a conhecida regra de Taylor.

Contudo, a recente literatura sobre análise de dados em tempo real tem mostrado importantes revisões das medidas de PIB e de hiato de produto. Croshore e Stark (2000, 2001) organizaram um conjunto de dados em tempo real de PIB/PNB para os Estados Unidos e encontraram revisões de crescimento de PIB/PNB de magnitudes relevantes. Orphanides e van Norden (2002) construíram diversas séries históricas em tempo real de hiato do produto para os Estados Unidos e calcularam vários indicadores de revisão. Entre outros resultados,

eles mostraram que as revisões *ex post* do hiato do produto são da mesma ordem de magnitude do que os próprios valores estimados do hiato do produto. Assim, os autores sugeriram que as estimativas de hiato em tempo real tendem a ser pouco confiáveis e que devem ser utilizadas com muita cautela.

Estudos similares foram também efetuados para outros países. Cayen e van Norden (2004) analisaram o crescimento do PIB canadense e encontraram revisões relevantes. Palis, Ramos e Robitaille (2004) encontraram que as revisões do PIB brasileiro são relativamente grandes em relação aos países industrializados. No caso de revisões de hiato do produto, Cayen e van Norden (2005) e Bernhardsen et al. (2004, 2005) estudaram, respectivamente, as economias canadense e norueguesa. Ambos os estudos encontraram indicadores de revisão de hiato do produto ainda mais desfavoráveis do que os reportados pelo estudo norte-americano. Todos os três trabalhos que analisaram o hiato do produto apontaram que tanto as revisões dos dados de PIB como a baixa precisão das estimativas de final-de-amostra da tendência do produto têm uma contribuição relevante para explicar as revisões *ex post* do hiato do produto.

Neste artigo, organizamos um conjunto de dados de PIB em tempo real para o Brasil. O conjunto de dados é formado por 51 séries de dados trimestrais, que contêm as divulgações de PIB compreendidas no período entre 1996:1 e 2008:2.¹ O primeiro dado de cada série é referente ao primeiro trimestre de 1990. A partir destes dados, investigamos o comportamento das revisões de crescimento do PIB² e das estimativas de hiato do produto, obtidas pela aplicação de quatro métodos de extração de tendência: filtro de Hodrick-Prescott, tendência linear, tendência quadrática e o modelo de Harvey-Clark de componentes não-observáveis.

Assumindo que a nossa última série de dados (referente a 2008:2) é a melhor estimativa que possuímos, calculamos vários indicadores sobre as revisões de crescimento do PIB e do hiato do produto. Assim, dada a suposição de que as revisões melhoram as

¹ Com a implementação de uma mudança metodológica no cálculo do PIB brasileiro, foram divulgadas duas séries referentes a 2006:4. Uma é calculada com a metodologia antiga e outra com a nova.

² O estudo de Palis, Ramos e Robitaille (2004) sobre as revisões do PIB brasileiro utilizou as divulgações de PIB compreendidas entre 1994:2 e 2001:4, centrando na seqüência de revisões. Dentre as análises efetuadas pelos autores, estão alguns indicadores de revisão de PIB: revisão média, revisão absoluta média e raiz da revisão quadrática média. Em nosso trabalho, além de utilizarmos uma amostra maior e mais recente, calculamos vários indicadores adicionais e também avaliamos as revisões de hiato do produto.

estimativas, parcela do erro de medida do PIB e do hiato do produto em tempo real é corrigida por meio das revisões. No caso do hiato do produto, decompomos as revisões em duas partes: (i) revisões do hiato provenientes da própria revisão dos dados de PIB; e (ii) revisões do hiato decorrentes da inclusão de novas observações de PIB na amostra.

O objetivo do trabalho é investigar a relevância das revisões e examinar se os achados empíricos da literatura internacional sobre dados em tempo real também se aplicam ao Brasil. Encontramos que as revisões de crescimento do PIB são substanciais (revisão absoluta média do crescimento trimestral de 0,7 p.p.), embora essas revisões percam parte da importância à medida que o período de agregação aumenta (por exemplo, crescimento em quatro trimestres). Na análise do hiato do produto, todos os métodos apresentaram revisões de magnitude elevada, embora os indicadores de revisão de hiato do produto brasileiros sejam, em geral, menos desfavoráveis do que os reportados pelos estudos internacionais. A revisão absoluta média dos diferentes hiatos foi de 0,6 p.p. a 2,3 p.p. Em três dos quatro métodos analisados, a revisão implicou mudança do sinal do hiato em 30% ou mais das vezes, e a magnitude de revisão foi maior do que a própria magnitude do hiato em aproximadamente 50% ou mais das vezes. Em geral, tanto a revisão de dados do PIB como o aumento da amostra mostraram-se fontes relevantes das revisões de hiato do produto.

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 PIB em tempo real para o Brasil e analisamos as revisões do crescimento do PIB. Na seção 4, apresentamos os métodos utilizados para calcular os hiatos do produto, 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, a política monetária e as previsões econômicas.

Diebold e Rudebush (1991), por exemplo, mostraram um exemplo que ilustra bem a importância da revisão de dados. Eles perceberam que, ao prever os movimentos da produção industrial, um 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 1999.³ 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?⁴ A revisão de dados gera algumas dificuldades para as análises 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; e (iii) periodicamente, visando aprimorar a qualidade dos dados, há uma mudança metodológica de cálculo da variável, e a série histórica é reconstruída.

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

⁴ Cf. Croushore (2008).

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.

Um dado em tempo real pode ser definido como um dado que é tal como existia antes de uma revisão.⁵ 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 referente ao PIB do Brasil, com ajuste sazonal e em número índice. Na segunda coluna (*vintage* 2007:1), temos os dados disponíveis para os agentes econômicos na ocasião da (primeira) divulgação do dado referente ao primeiro trimestre de 2007; na terceira coluna (*vintage* 2007:2), temos os dados disponíveis para os agentes econômicos na ocasião da (primeira) divulgação do dado referente ao segundo trimestre de 2007; e assim por diante. Note que todas as *vintages* iniciam com dados a partir do mesmo período – nesse caso, a partir do primeiro trimestre de 2005. 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 2007:1 foi inicialmente divulgado como 134,80. Um trimestre depois, este dado foi revisado para 135,00. Cinco trimestres após a divulgação inicial, na *vintage* de 2008:2, esse dado passou para 135,40.

⁵ Cf. Stark (2002).

Tabela 1
 Conjunto de Dados em Tempo Teal - PIB com Ajuste Sazonal (em número índice)

Período	Vintage					
	2007:1	2007:2	2007:3	2007:4	2008:1	2008:2
2005:1	124,60	124,60	124,80	124,80	124,80	124,90
2005:2	126,80	126,80	127,70	127,80	127,80	127,60
2005:3	126,70	126,70	126,60	126,70	126,70	126,70
2005:4	127,80	127,70	127,70	127,60	127,60	127,60
2006:1	129,40	129,50	129,70	129,50	129,50	129,70
2006:2	128,90	128,80	129,90	130,00	130,00	129,80
2006:3	132,40	132,40	132,20	132,30	132,30	132,30
2006:4	133,80	133,80	134,00	133,90	133,90	134,00
2007:1	134,80	135,00	135,50	135,20	135,20	135,40
2007:2		136,10	137,30	137,30	137,30	137,10
2007:3			139,60	139,80	139,80	139,60
2007:4				142,00	142,00	142,20
2008:1					143,00	143,30
2008:2						145,60

Fonte: IBGE (Ver seção 3.1).

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 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 o que é usualmente chamado de *série de dados final*. Essa série contém 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 2008:2). 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 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 2
Séries de Dados em Tempo Real, Final e de Revisão de Dados
PIB com Ajuste Sazonal (em número índice)

Período	Tempo Real	Final	Revisão de dados
	(A)	(B)	(C)=B-A
2007:1	134,80	135,40	0,60
2007:2	136,10	137,10	1,00
2007:3	139,60	139,60	0,00
2007:4	142,00	142,20	0,20
2008:1	143,00	143,30	0,30
2008:2	145,60	145,60	0,00

Fonte: IBGE (Ver seção 3.1).

3. Produto Interno Bruto

3.1. *Elaboração de um conjunto de dados de PIB em tempo real*

O primeiro passo do presente trabalho foi organizar um conjunto de dados de PIB real em tempo real para o Brasil. Os dados são trimestrais e com ajuste sazonal, iniciando em 1990:1. A primeira *vintage* é referente a 1996:1, e a última *vintage* é de 2008:2. Devido à mudança metodológica do PIB divulgada em 2007, há duas *vintages* referentes a 2006:4, uma referente à metodologia antiga e outra, à nova (ambas foram divulgadas em março de 2007). Todo o conjunto de dados foi digitado, tendo como fonte publicações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).⁶

No caso específico de 2006:4, o procedimento padrão foi utilizar a *vintage* calculada sob a nova metodologia, exceto quando afirmado o contrário. Essa decisão explica-se por considerarmos que a informação contida na *vintage* calculada com a nova metodologia teria sido mais relevante em tempo real para os agentes econômicos (em relação à contida na *vintage* calculada com a metodologia antiga), uma vez que a mudança metodológica significou um aperfeiçoamento no cálculo do PIB.

⁶ “Indicadores IBGE – Contas Nacionais Trimestrais e Valores Correntes” (2000:3 a 2008:2); “Indicadores IBGE – Produto Interno Bruto Trimestral” (1996:1 e 1999:1 a 2000:2); e “Indicadores IBGE – Produto Interno Bruto” (1996:2 a 1998:4). A única exceção é a *vintage* de 2006:4 referente à metodologia antiga, que foi obtida no próprio sítio de banco de dados agregados do IBGE - SIDRA, na ocasião em que a *vintage* de 2006:4 era a série de dados mais recente e, portanto, disponibilizada eletronicamente.

Quando os dados de uma *vintage* não retrocedem até 1990:1, seguimos o procedimento utilizado por Cayen e van Norden (2004, 2005). Digamos que o primeiro dado que consta na *vintage* de data n é referente ao período t . As entradas anteriores ao período t da *vintage* n são preenchidas por aquelas da *vintage* $n-1$, multiplicadas pela constante $(PIB_{n,t}/PIB_{n-1,t})$, onde $PIB_{n,t}$ é o índice do PIB para o período t , segundo a *vintage* n . Este procedimento é equivalente a proceder de tal forma que, para cada ausência de dado em uma *vintage*, o dado é calculado de tal forma a manter o crescimento percentual do PIB apresentado na última *vintage* que continha o dado.

3.2. Análises das revisões do PIB

Embora o nosso conjunto de dados de PIB em tempo real seja em nível, as nossas análises de revisões são sobre o crescimento (real) do PIB (variação percentual em relação ao i -ésimo trimestre anterior), calculado conforme abaixo:⁷

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

onde $PIB_{n,t}$ é o índice do PIB para o período t , segundo a *vintage* n , $\Delta PIB_{n,t}$ é o crescimento do PIB para período t , segundo a *vintage* n , e \log é o logaritmo natural.

O crescimento do PIB é uma variável bastante acompanhada pelos agentes econômicos e formuladores de política; em particular, pelos responsáveis pela condução da política monetária. Em geral, o último dado de PIB disponível, referente ao período mais recente, é o mais relevante para a tomada de decisão. Infelizmente, é também o mais sujeito a revisões.⁸

⁷ Utilizamos a aproximação logarítmica pela conveniência analítica que ela oferece. Por exemplo, a taxa de crescimento acumulada do PIB 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.

⁸ Segundo IBGE (2008, p.44), “as Contas Trimestrais do trimestre imediatamente anterior são revistas a cada divulgação, com a substituição de projeções anteriores pelos dados realizados e a introdução de alguma revisão

A figura 1 apresenta o crescimento do PIB nos conceitos final (última *vintage* disponível) e em tempo real.⁹ Embora as taxas sejam bastante correlacionadas, as diferenças podem ser substanciais. A importância da revisão dos dados de PIB é mais clara na figura 2, onde apresentamos o crescimento do PIB do primeiro trimestre de 1996 tal como evoluiu ao longo das revisões (escolhemos esse dado de PIB porque foi divulgado inicialmente na *vintage* mais antiga que dispomos). Quando o dado foi inicialmente divulgado (*vintage* de 1996:1), o crescimento do PIB de 1996:1 era 0,13%. Dois trimestres depois, na *vintage* de 1996:3, o dado foi revisado para -0,10%. O valor máximo do dado ocorreu na *vintage* de 2000:2 (1,27%). E o valor mínimo ocorreu na *vintage* de 2001:3 (-0,99%). Na *vintage* de 2005:3, o valor do dado foi alterado para 0,60% e manteve-se constante a partir de então.

A análise da figura 2 chama a atenção pela magnitude das revisões do crescimento do PIB e o possível impacto da revisão de dados sobre os tomadores de decisões. Mas ainda é uma caracterização bastante parcial, pois analisamos o comportamento de apenas um dado ao longo do tempo. A figura 3 apresenta a frequência relativa dos valores das revisões do PIB. O gráfico mostra que somente em 30% das vezes as revisões foram próximas de zero (entre -0,25 p.p. e +0,25 p.p.). Em 24% das vezes, a magnitude da revisão foi superior a 1 p.p. Na figura 4, podemos observar todos os valores tomados pelo PIB em tempo real (eixo das abscissas) e os respectivos valores finais (eixo das ordenadas). Sempre que a observação do PIB estiver exatamente sobre a linha de 45°, isto significa que a revisão do PIB 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 16% das vezes.

de dados fornecidos pelas pesquisas conjunturais do IBGE ou de outros órgãos. Na divulgação do terceiro trimestre de cada ano, é realizada uma revisão mais abrangente, que incorpora os novos pesos das Contas Nacionais anuais de dois anos antes, podendo também apresentar revisões em pontos da metodologia adotada. O ano anterior e o primeiro e segundo trimestres do ano corrente são recalculados, incorporando as mudanças de ponderação.” Além disso, segundo IBGE (2008, p.41), “as variações anuais calculadas a partir da série trimestral são ajustadas às variações anuais calculadas pelo Sistema de Contas Nacionais na primeira divulgação de dados após as divulgações das contas anuais. As séries são ajustadas através da minimização do quadrado da diferença entre as séries observadas e ajustadas, respeitando a restrição de que a soma dos quatro trimestres de determinado ano, na série ajustada, seja igual ao total anual do Sistema de Contas Nacionais (Método de Denton).”

⁹ O Apêndice traz o gráfico do PIB em nível.

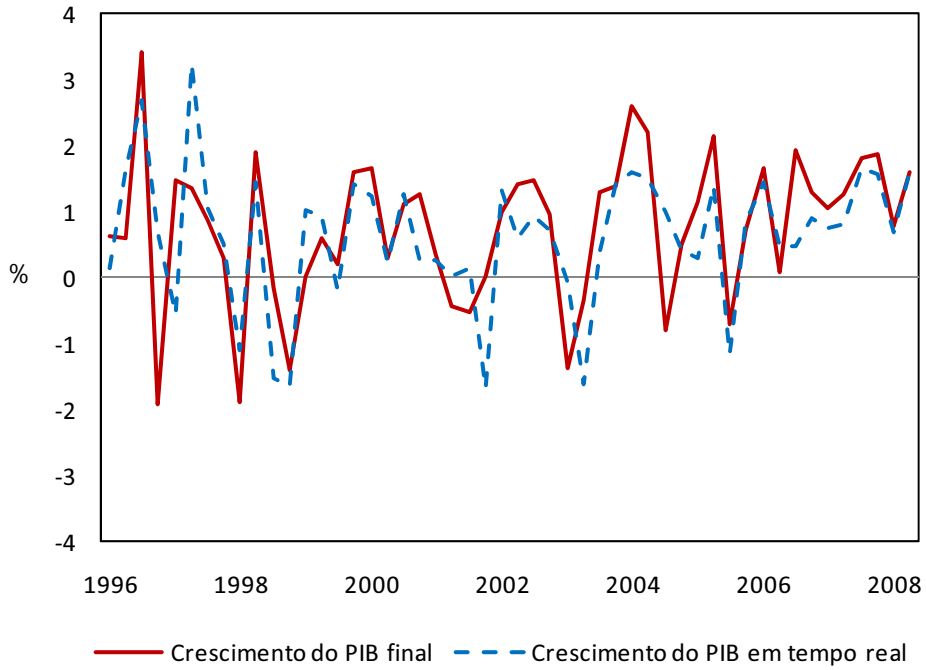


Figura 1 – Crescimento do PIB final e em tempo real (%)
(Trimestre/trimestre anterior)

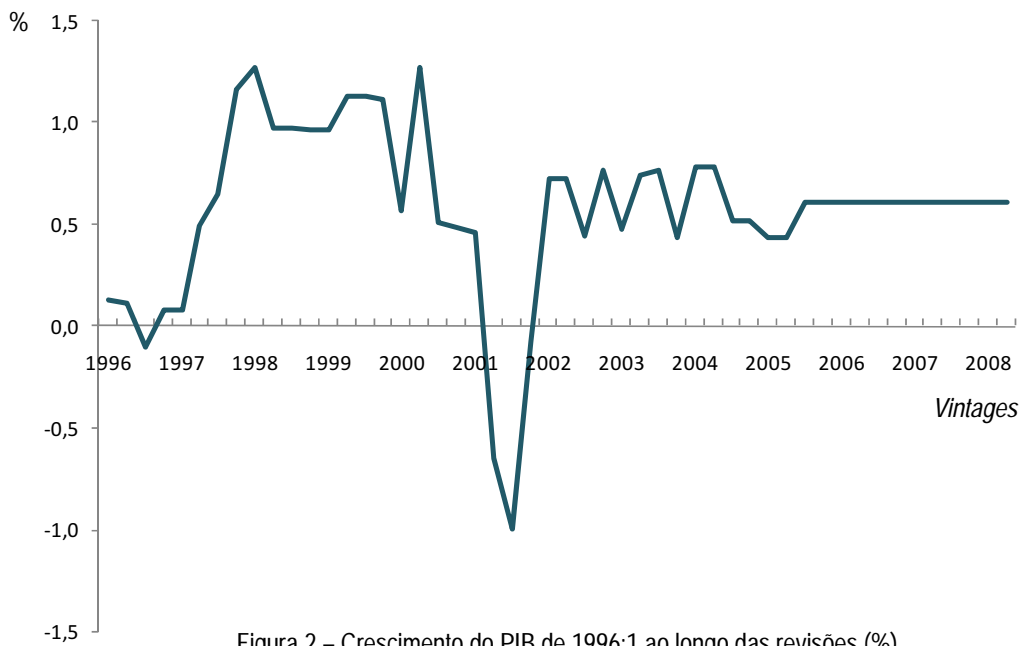


Figura 2 – Crescimento do PIB de 1996:1 ao longo das revisões (%)
(Trimestre/trimestre anterior)

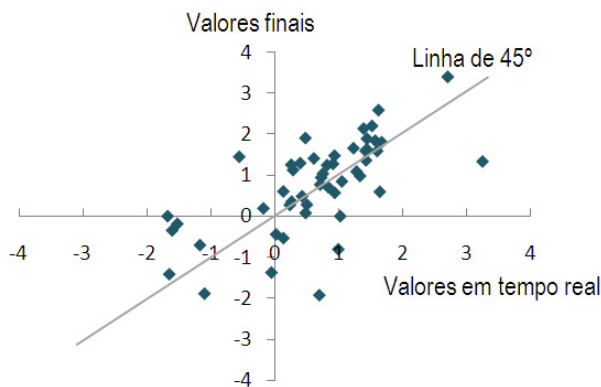
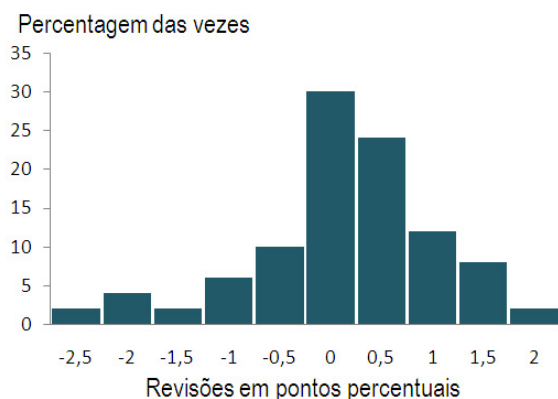


Figura 3 – Frequência relativa dos valores das revisões do PIB Figura 4 – Valores do PIB (tempo real versus finais)

Na tabela 3, apresentamos estatísticas para as séries de crescimento do PIB (trimestre/trimestre anterior) em tempo real e final e para a correspondente série de revisão de dados, utilizando a amostra completa de *vintages*. Podemos observar que o crescimento médio do PIB em tempo real foi 0,63%, enquanto o do PIB final foi 0,75%. A revisão média foi 0,13 p.p. (a revisão positiva de maior magnitude foi 2,01 p.p. e a negativa de maior magnitude foi -2,62 p.p.). A revisão média é muito útil como um indicador do viés das revisões, mas é limitada como um indicador da magnitude das revisões, uma vez que revisões negativas contrabalançam revisões positivas e vice-versa.

Tabela 3
Crescimento do PIB
(Variação % sobre trimestre anterior) - 1996:1-2008:2

Dados	Média	Desvio-Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Tempo real	0,63	1,04	-1,68	3,24
Final	0,75	1,12	-1,93	3,40
Revisão	0,13	0,89	-2,62	2,01

Notas: Série de PIB trimestral com ajuste sazonal.
Em razão do arredondamento na tabela, a soma da média do PIB em tempo real e da revisão total é diferente da média do PIB final.

A tabela 4 apresenta alguns indicadores adicionais de revisão. Dois indicadores são especialmente 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 0,67 p.p. Em termos absolutos, isso significa que, em média, o crescimento trimestral do PIB foi revisado em 0,67 p.p. acima ou abaixo do valor inicialmente divulgado.

O indicador RRQM é similar à RAM, porém “penaliza” mais fortemente as revisões de maior magnitude. Segundo a tabela 4, a RRQM foi 0,89 p.p.¹⁰

Tabela 4
Indicadores de Revisão - Crescimento do PIB
(Variação % sobre trimestre anterior) - 1996:1-2008:2

Revisão Média	RAM	RRQM	CORR	R/S	SIOP	FRMA	AR
0,13	0,67	0,89	0,67	0,79	0,16	0,26	-0,34

Notas: Série de PIB trimestral com ajuste sazonal.

RAM é a revisão absoluta média.

RRQM é a raiz da revisão quadrática média.

CORR é a correlação entre o crescimento do PIB em tempo real e o crescimento do PIB final.

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

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

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

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

Além disso, as duas séries apresentam uma correlação de 0,67, implicando que a série em tempo real explica 44% da variância da série final. A tabela 4 apresenta 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 PIB. Essa medida captura, portanto, a magnitude das revisões em relação ao desvio-padrão da série final. Conforme a tabela 4, temos uma R/S de 0,79. Nesse caso, portanto, a magnitude das revisões não é tão distante da variabilidade da série.

SIOP é a frequência na qual o crescimento do PIB em tempo real tem sinal oposto do crescimento do PIB final. Conforme a tabela 4, temos uma SIOP de 0,16. Assim, em 16% dos casos, o dado de crescimento do PIB é revisado de tal forma que o seu sinal é alterado. E, finalmente, FRMA é a frequência na qual a revisão do crescimento do PIB é maior do que o crescimento do PIB final, ambos em valores absolutos. A tabela 4 indica uma FRMA de 0,26, implicando que a magnitude da revisão é maior do que a própria magnitude do dado final em 26% dos casos.

Os indicadores de revisão sugerem que as revisões de crescimento do PIB são elevadas. Mas temos um importante atenuante: a correlação serial de primeira ordem da série

¹⁰ Palis, Ramos e Robitaille (2004) encontraram, para o crescimento do PIB brasileiro no período compreendido entre 1994:2 e 2001:4, uma revisão média de 0,13, uma RAM de 0,88 e uma RRQM de 1,11.

de revisão (AR) é negativa: -0,34. Isso revela que revisões positivas de um trimestre são usualmente seguidas por revisões negativas no trimestre seguinte e vice-versa. Portanto, ao agregar a série de revisões, por exemplo, anualmente, as revisões devem perder parte de sua importância.

Para verificar se isso de fato ocorre, calculamos também as revisões da taxa de crescimento do PIB em relação ao *i*-ésimo trimestre anterior. Em outras palavras, comparamos o PIB do trimestre corrente com os valores de um, dois, três ou quatro trimestres atrás. Como podemos observar na tabela 5, tanto a revisão absoluta média (RAM/tri) quanto a raiz da revisão quadrática média (RRQM/tri), ambas expressas em pontos percentuais por trimestre, decrescem ao longo do aumento da agregação.¹¹ Além disso, há uma redução da razão ruído-sinal (R/S) e um aumento da correlação da série de PIB em tempo real com a série de PIB final. Assim, podemos concluir que as revisões de PIB, embora permaneçam relevantes, tornam-se menos importantes quando o período de agregação aumenta. Devemos ressaltar, contudo, que não há uma melhora relevante dos indicadores SIOP e FRMA.

Tabela 5
Indicadores de Revisão - Crescimento do PIB
(Variação % em relação ao *i*-ésimo trimestre anterior) - 1996:1-2008:2

Taxa de crescimento acumulada em	Revisão Média/tri	RAM/tri	RRQM/tri	AR	R/S	CORR	SIOP	FRMA
1 trimestre	0,13	0,67	0,89	-0,34	0,79	0,67	0,16	0,26
2 trimestres	0,07	0,41	0,50	0,14	0,64	0,80	0,18	0,26
3 trimestres	0,07	0,32	0,39	0,11	0,62	0,82	0,10	0,30
4 trimestres	0,08	0,23	0,29	0,42	0,52	0,89	0,16	0,22

Notas: Série de PIB trimestral com ajuste sazonal.

Revisão Média/tri é a revisão média dividida pelo número de trimestres em análise.

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

RRQM/tri é a raiz da revisão quadrática média dividida pelo número de trimestres 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 do PIB).

CORR é a correlação entre o crescimento do PIB em tempo real e o crescimento do PIB final.

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

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

¹¹ A RAM/tri é obtida pela divisão da RAM pelo número de trimestres em análise. A RRQM/tri é obtida pela divisão da RRQM pelo número de trimestres em análise.

Alternativamente, podemos avaliar o efeito do aumento da agregação por meio da taxa de crescimento do PIB acumulado em i trimestres em relação aos i trimestres anteriores. Matematicamente,¹²

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

Nesse caso, é razoável esperar que haja uma melhora mais intensa dos indicadores de revisão à medida que o período de agregação aumenta, uma vez que, quando de sua estimativa em tempo real, apenas um dado de PIB do numerador ainda não passou por revisão alguma e o seu denominador possui dados que já passaram por mais revisões que o dado do denominador da identidade (1). Observando a tabela 6, verificamos que isso de fato ocorre. Há uma forte redução dos indicadores RAM/tri e RRQM/tri à medida que o período de agregação aumenta. De fato, a revisão absoluta média do crescimento do PIB acumulado em quatro trimestres é de 0,16 p.p. ao trimestre, equivalendo a 0,64 p.p. em termos anuais. Além disso, há uma melhora considerável dos indicadores SIOP e FRMA.

Tabela 6
Indicadores de Revisão - Crescimento do PIB
(Variação % do PIB acumulado em i trimestres em relação aos i trimestres anteriores)
1996:1-2008:2

PIB acumulado em	Revisão Média/tri	RAM/tri	RRQM/tri	AR	R/S	CORR	SIOP	FRMA
1 trimestre	0,13	0,67	0,89	-0,34	0,79	0,67	0,16	0,26
2 trimestres	0,05	0,31	0,39	0,30	0,58	0,84	0,10	0,24
3 trimestres	0,06	0,21	0,26	0,65	0,48	0,90	0,12	0,20
4 trimestres	0,04	0,16	0,21	0,82	0,48	0,89	0,06	0,14

Notas: Série de PIB trimestral com ajuste sazonal.
Revisão Média/tri é a revisão média dividida pelo número de trimestres em análise.
RAM/tri é a revisão absoluta média dividida pelo número de trimestres em análise.
RRQM/tri é a raiz da revisão quadrática média dividida pelo número de trimestres 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 do PIB).
CORR é a correlação entre o crescimento do PIB em tempo real e o crescimento do PIB final.
SIOP é a frequência na qual o crescimento do PIB em tempo real tem sinal oposto do crescimento do PIB final.
FRMA é a frequência na qual a revisão do crescimento do PIB é maior do que o crescimento do PIB final, ambos em valores

¹² Note que, quando $i=1$, as equações (1) e (2) são equivalentes.

Um fato que devemos atentar é a mudança metodológica introduzida pelo IBGE a partir da *vintage* de 2006:4.¹³ Será que essa mudança metodológica é uma fonte relevante das revisões?

Na tabela 7, buscamos isolar o efeito da mudança metodológica para as revisões do crescimento do PIB (trimestre/trimestre anterior) no período entre 1996:1 e 2006:4.¹⁴ A média do crescimento do PIB em tempo real foi 0,55% ao trimestre. Utilizando os dados constantes na *vintage* de 2006:4 com a metodologia antiga, a média de crescimento do PIB foi 0,61%, enquanto na *vintage* de 2006:4 com a metodologia nova, a média foi 0,66%.

Tabela 7
Crescimento do PIB e mudança metodológica na *vintage* de 2006:4
(Variação % sobre o trimestre anterior) - 1996:1-2006:4

	Média	Desvio- Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo	CORR	AR	RAM	RRQM
Tempo real(*)	0,55	1,07	-1,68	3,24	1,00			
Vintage de 2006:4 com metodologia antiga	0,61	1,02	-1,86	3,13	0,75			
Vintage de 2006:4 com metodologia nova	0,66	1,16	-1,93	3,40	0,62			
Decomposição da revisão em 2006:4								
Revisão com metodologia antiga	0,06	0,74	-2,75	1,61		-0,26	0,53	0,73
Revisão adicional com metodologia nova	0,05	0,72	-1,87	1,84		-0,38	0,52	0,71
Revisão total em 2006:4 com metodologia nova	0,11	0,97	-2,62	2,13		-0,40	0,75	0,97

Notas: Série de PIB trimestral com ajuste sazonal.

CORR é a correlação entre o crescimento do PIB em análise e o crescimento do PIB em tempo real até 2006:4.

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

RAM é a revisão absoluta média.

RRQM é a raiz da revisão quadrática média.

(*) O crescimento do PIB em tempo real em 2006:4 foi calculado utilizando a *vintage* de 2006:4 referente à metodologia antiga.

Na parte inferior da tabela 7 apresentamos uma decomposição da revisão do crescimento do PIB em 2006:4. A revisão média com a metodologia antiga foi 0,06 p.p. A introdução da metodologia nova gerou uma revisão média adicional de 0,05 p.p., totalizando 0,11 p.p. Isto significa que, em média, a introdução da nova metodologia aumentou as estimativas de crescimento do PIB entre 1996:1 e 2006:4. A mudança metodológica

¹³ A série trimestral do PIB também passou por outras mudanças metodológicas no passado. Ver Palis, Ramos e Robitaille (2004).

¹⁴ Nessa análise, o crescimento do PIB em tempo real em 2006:4 (primeira linha da tabela 7) foi calculado utilizando a *vintage* de 2006:4 referente à metodologia antiga.

apresentou uma revisão adicional absoluta média de 0,52 e uma raiz da revisão adicional quadrática média de 0,71, implicando uma mudança da RAM de 0,53 para 0,75, e da RRQM de 0,73 para 0,97. Assim, estes resultados sugerem que a mudança metodológica foi de fato uma fonte relevante das revisões, embora explique apenas parte da revisão total.

A tabela 8 faz a decomposição da revisão do crescimento do PIB na *vintage* de 2006:4, medido como a variação do PIB trimestral em relação ao PIB do mesmo trimestre do ano anterior. A revisão média com a metodologia antiga foi 0,18 p.p. A introdução da nova metodologia gerou uma revisão média adicional de 0,16 p.p., totalizando 0,34 p.p. Além disso, a mudança metodológica apresentou uma revisão adicional absoluta média de 0,71 e uma raiz da revisão adicional quadrática média de 0,93, implicando uma mudança da RAM de 0,56 para 1,03, e da RRQM de 0,74 para 1,25. Assim, a análise da tabela 8 reforça o achado de que a mudança metodológica foi uma fonte relevante das revisões, embora não exclua a importância de outros fatores.

Tabela 8

Crescimento do PIB e mudança metodológica na *vintage* de 2006:4
(Variação % sobre o mesmo trimestre do ano anterior) - 1996:1-2006:4

	Média	Desvio- Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo	CORR	AR	RAM	RRQM
Tempo real(*)	2,06	2,33	-2,50	6,42	1,00			
Vintage de 2006:4 com metodologia antiga	2,24	2,08	-1,98	6,05	0,95			
Vintage de 2006:4 com metodologia nova	2,40	2,13	-1,96	7,14	0,85			
Decomposição da revisão em 2006:4								
Revisão com metodologia antiga	0,18	0,72	-1,40	1,83		0,11	0,56	0,74
Revisão adicional com metodologia nova	0,16	0,93	-2,58	2,11		0,41	0,71	0,93
Revisão total em 2006:4 com metodologia nova	0,34	1,22	-2,57	2,33		0,40	1,03	1,25

Notas: Série de PIB trimestral com ajuste sazonal.

CORR é a correlação entre o crescimento do PIB em análise e o crescimento do PIB em tempo real até 2006:4.

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

RAM é a revisão absoluta média.

RRQM é a raiz da revisão quadrática média.

(*) O crescimento do PIB em tempo real em 2006:4 foi calculado utilizando a *vintage* de 2006:4 referente à metodologia antiga.

Para comparar os indicadores de revisão deste trabalho com os encontrados em outros países, utilizaremos as tabelas 9 e 10. Cabe ressaltar que essas comparações não permitem comparar a qualidade dos dados produzidos pelas diversas instituições dos diferentes países. 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 país).

A tabela 9 compara alguns indicadores de revisão do crescimento do PIB brasileiro com os obtidos em um estudo para o Canadá, realizado por Cayen e van Norden (2004). Podemos observar que o viés da revisão é mais elevado no caso canadense para a taxa de crescimento do PIB acumulada em dois e quatro trimestres. Porém, a magnitude das revisões é maior no caso brasileiro (RRQM/tri). Além disso, as séries em tempo real canadenses são um pouco mais correlacionadas com as séries finais do que no caso brasileiro. Cabe notar que, em ambos os casos, a magnitude das revisões torna-se menos importante ao longo do aumento do período de agregação. Além disso, tanto para o Brasil quanto para o Canadá, o AR é negativo para a taxa de crescimento do PIB acumulada em um trimestre e é positivo para as taxas acumuladas em dois e quatro trimestres.

Tabela 9
Indicadores de Revisão - Crescimento do PIB
Comparação com Cayen e van Norden (2004) (*)

Taxa de crescimento acumulada em	Revisão Média/tri		RRQM/tri		AR		CORR	
	Brasil	Canadá	Brasil	Canadá(^)	Brasil	Canadá	Brasil	Canadá
1 trimestre	0,13	0,13	0,89	0,62	-0,34	-0,21	0,67	0,75
2 trimestres	0,07	0,11	0,50	0,39	0,14	0,25	0,80	0,87
4 trimestres	0,08	0,11	0,29	0,26	0,42	0,60	0,89	0,92

Notas: Séries de PIB trimestral com ajuste sazonal.

Revisão Média/tri é a revisão média dividida pelo número de trimestres em análise.

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

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

CORR é a correlação entre o crescimento do PIB em tempo real e o crescimento do PIB final.

(*) Períodos de análise: Brasil: 1996:1-2008:2; Canadá: 1972:1-2003:4.

(^) Calculados no presente trabalho através das médias e dos desvios-padrão apresentados no trabalho original.

A tabela 10 compara os indicadores de revisão média e RAM brasileiros com os indicadores dos países analisados por Ahmad, Bournot e Koechlin (2007). Podemos perceber que, em geral, como no caso brasileiro, os vieses são positivos. Na maioria dos casos, a RAM é menor do que a brasileira. As exceções são o Japão, para o período 1996:1-2000:4, e o Reino Unido, para o período 1982:1-1993:4. Em que pese as limitações desse tipo de comparação, esses resultados apontam para a importância de se analisar os limites do uso de dados em tempo real no caso do Brasil.

Tabela 10
 Indicadores de Revisão - Crescimento do PIB (trimestre/trimestre anterior)
 Comparação com Ahmad, Bournot e Koechlin (2007)

País	Período	Revisão Média	RAM
Brasil	1996:1-2008:2	0,13	0,67
Canadá	1996:1-2000:4	0,20	0,28
	1980:1-1993:4	0,08	0,39
França	1996:1-2000:4	0,10	0,27
	1980:1-1993:4	0,05	0,29
Alemanha	1996:1-2000:4	-0,08	0,40
	1980:1-1993:4	0,05	0,60
Itália	1996:1-2000:4	0,13	0,39
	1987:1-1993:4	0,10	0,38
Japão	1996:1-2000:4	0,22	1,02
	1980:2-1993:4	-0,01	0,50
Reino Unido	1996:1-2000:4	0,16	0,34
	1982:1-1993:4	0,18	0,80
Estados Unidos	1996:1-2000:4	0,06	0,38
	1980:1-1993:4	0,04	0,42

Notas: Séries de PIB trimestral com ajuste sazonal.
 RAM é a revisão absoluta média.

4. Hiato do Produto

A definição usual do hiato do produto é a diferença entre o produto (PIB) e o produto potencial (PIB potencial). Em termos práticos, o hiato é usualmente obtido por meio de métodos de extração de tendência e é calculado como o desvio entre o produto e sua tendência.¹⁵

4.1. Métodos de extração de tendência

Podemos decompor o produto em um componente de tendência (PIB potencial) e em um ciclo (hiato do produto):

¹⁵ Cabe observar que essa medida não é necessariamente consistente com a definição de hiato do produto da teoria novo-keynesiana. No instrumental novo-keynesiano, o hiato do produto é o desvio entre o produto e o nível de produto que prevaleceria com plena flexibilidade de preços e salários. Embora atrativa em termos teóricos, essa definição é muito difícil de ser medida em termos práticos. Assim, a utilização de métodos de extração de tendência é a forma mais usual para a obtenção de hiatos do produto.

$$y_t = y_t^* + x_t, \quad (3)$$

onde y_t é o logaritmo do PIB, y_t^* é o logaritmo do produto potencial, e x_t é o hiato do produto no período t .

Em nossa análise de revisões de hiato do produto, utilizamos quatro métodos de extração de tendência: o filtro de Hodrick-Prescott (HP), a tendência linear (TL), a tendência quadrática (TQ) e o modelo de Harvey-Clark de componentes não-observáveis (HC).¹⁶

O filtro HP, proposto por Hodrick e Prescott (1997),¹⁷ talvez seja o método mais popular para a obtenção do hiato do produto. O componente potencial do produto é obtido por meio da minimização da seguinte função perda:

$$L = \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta y_{t+1}^* - \Delta y_t^*)^2, \quad (4)$$

onde λ é o parâmetro de suavização e T é o tamanho da amostra. O parâmetro λ é um número positivo que penaliza a variabilidade do crescimento do produto potencial. A mudança do parâmetro de suavização afeta a sensibilidade do produto potencial a variações do PIB. À medida que $\lambda \rightarrow \infty$, a minimização gera uma taxa de crescimento constante do produto potencial (neste caso, o filtro HP equivale ao método da tendência linear). Por outro lado, à medida que $\lambda \rightarrow 0$, o produto potencial acompanha completamente o PIB (o produto potencial é igual ao PIB), zerando o componente cíclico do PIB (o hiato do produto). Como usual, utilizamos o valor sugerido por Hodrick e Prescott (1997) para o parâmetro de suavização, $\lambda=1600$. Uma vez que y_t^* foi calculado por meio do filtro HP, obtêm-se os hiatos do produto a partir da equação (3).

¹⁶ Note que não incluímos o método baseado na função de produção. Essa decisão explica-se porque as principais variáveis utilizadas nesse método são as séries de taxa de desemprego e utilização da capacidade instalada. Para uma aplicação de diferentes métodos de cálculo do hiato do produto no Brasil, ver, por exemplo, Araujo e Guillén (2008).

¹⁷ Embora o artigo de Hodrick e Prescott tenha sido publicado em 1997, o *working paper* referente ao artigo é de 1981.

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

$$y_t = \alpha + \beta t + e_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (5)$$

Os valores ajustados de y_t são os produtos potenciais estimados e os resíduos são os hiatos do produto.

A tendência quadrática é uma extensão natural à 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

$$y_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + e_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (6)$$

Finalmente, o método de Harvey-Clark, proposto por Harvey (1985) e Clark (1987) utiliza um modelo de componentes não-observáveis para decompor o PIB em um componente permanente (produto potencial) e em um transitório (hiato do produto):¹⁸

$$y_t = y_t^* + x_t \quad (7)$$

$$y_t^* = \mu_{t-1} + y_{t-1}^* + v_t, \quad v_t \sim i. i. d. N(0, \sigma_v^2) \quad (8)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + w_t, \quad w_t \sim i. i. d. N(0, \sigma_w^2) \quad (9)$$

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + e_t, \quad e_t \sim i. i. d. N(0, \sigma_e^2). \quad (10)$$

A equação (7), que é idêntica à equação (3), é a decomposição do PIB em produto potencial e hiato do produto. Na equação (8), assume-se que o produto potencial segue um passeio aleatório com *drift*. Na equação (9), assume-se que o termo de *drift* segue um passeio aleatório. E, finalmente, na equação (10), assume-se que o hiato do produto segue um processo auto-regressivo de segunda ordem – AR(2). Os processos v_t, w_t e e_t são

¹⁸ Incluímos o Harvey-Clark em nossa análise porque é (provavelmente) o método mais popular de extração de tendência entre os modelos de componentes não-observáveis. Além disso, a escolha do método de Harvey-Clark (entre uma grande variedade de modelos de componentes não-observáveis) nos permite comparar os resultados com os trabalhos internacionais que analisaram as revisões de hiato do produto. Por outro lado, existem vários modelos de componentes não-observáveis de extração de tendência que incorporam uma curva de Phillips em suas especificações. Porém, a escolha de um desses métodos seria infactível porque teríamos uma amostra insuficiente para realizar as estimações recursivas, uma vez que seria necessário descartar os dados anteriores à introdução do *Real* em 1994.

mutuamente não-correlacionados. Alternativamente, o modelo pode ser representado por meio da seguinte representação espaço-estado:

$$y_t = [1 \ 1 \ 0 \ 0] \begin{bmatrix} y_t^* \\ x_t \\ x_{t-1} \\ \mu_t \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$\begin{bmatrix} y_t^* \\ x_t \\ x_{t-1} \\ \mu_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^* \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ \mu_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ e_t \\ 0 \\ w_t \end{bmatrix}, \quad (12)$$

onde y_t^* , x_t e μ_t são as variáveis não-observáveis a serem estimadas. As variâncias dos três choques e os coeficientes ϕ_1 e ϕ_2 são os cinco parâmetros a serem estimados. A estimação do modelo é efetuada por máxima verossimilhança, implementada por meio de um filtro de Kalman.¹⁹

4.2. Componentes das revisões do hiato do produto

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

As *estimativas finais* dos hiatos do produto são efetuadas com a última *vintage* de dados de PIB utilizada no presente trabalho (2008:2). A série resultante é composta pelos *hiatos finais*. Essa é a maneira usual de calcular hiatos do produto, utilizada em trabalhos que não levam em conta a existência da revisão de dados.

As *estimativas em tempo real* dos hiatos do produto são efetuadas em duas etapas. Em uma primeira etapa, são calculados os hiatos do produto para todas as *vintages* disponíveis. Para cada *vintage*, uma série de hiatos é estimada. Em uma segunda etapa, toma-

¹⁹ As estimações do modelo de Harvey-Clark foram efetuadas em *Gauss*, adaptando um código de Kim e Nelson (1999), que é disponibilizado na *internet*: <http://www.econ.washington.edu/user/cnelson/markov/prgmlist.htm>.

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 do produto que os agentes econômicos poderiam ter efetuado.²⁰

A revisão total dos hiatos do produto estimados em cada ponto do tempo é a diferença entre os hiatos finais e os hiatos em tempo real. Essa revisão total dos hiatos pode ser decomposta em duas fontes: (i) as revisões provenientes das revisões dos dados de PIB; e (ii) as revisões provenientes do aumento das observações de PIB, à medida que o tempo passa.²¹ Para isolar a importância desses fatores, calculamos um terceiro grupo de estimativas de hiato do produto: as estimativas quase-reais.

As *estimativas quase-reais* do hiato do produto são calculadas utilizando o mesmo período amostral das estimativas em tempo real, mas, em vez de se empregar os dados em tempo real, utilizam-se os dados finais, truncando a amostra em cada período considerado. Assim, inicialmente procede-se a uma estimação utilizando os dados finais até 1996:1; em um segundo momento, procede-se a uma estimação utilizando os dados finais até 1996:2; e assim, sucessivamente, até efetuar uma estimação que utilize os dados finais até 2008:2. 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 PIB, 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 variam à medida que os dados são revisados e à medida que o conjunto de informação aumenta (isto é, à medida que dados de PIB referentes a novos períodos são divulgados). Implicitamente, supomos que as revisões melhoram as estimativas de hiato do produto. Contudo, é razoável também assumir que algum grau de incerteza permanece na última *vintage* estimada de hiato do produto. Essa *vintage* provavelmente será revisada ou,

²⁰ Cabe ressaltar que a *vintage* e, portanto, a estimativa do hiato do produto referentes ao trimestre t só estarão disponíveis para os agentes econômicos no trimestre $t+1$.

²¹ Parte do efeito de cada uma das duas fontes acima é proveniente da reestimação dos fatores sazonais.

mesmo não o sendo, ela terá as limitações metodológicas de qualquer estimativa de PIB. Além disso, mesmo com uma medida perfeita de PIB, o hiato do produto é uma variável não observável, implicando que qualquer estimativa sua carrega um grau de incerteza não desprezível. Assim, a revisão total captura parte do erro de medida associado aos hiatos calculados em tempo real.

Como essa metodologia não associa as revisões a aplicações específicas (previsão, análise de política monetária, etc.) e não requer suposições sobre a verdadeira estrutura da economia ou sobre o verdadeiro processo gerador de dados do produto potencial, os resultados são bastante gerais. Porém, é preciso ter cautela e não comparar a adequação dos diferentes métodos de obtenção de hiato do produto com base no tamanho de suas revisões. Supondo que as revisões melhoram as estimativas, estamos medindo os erros de estimação que são subsequentemente corrigidos, e não o erro total das estimativas em tempo real.²²

4.3. Análises das revisões totais do hiato do produto

A figura 5(a) mostra as quatro séries em tempo real de hiato do produto, 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*”.²³ Os quatro métodos apresentam fortes co-movimentos de curto prazo, apresentando correlações cruzadas positivas. Excetuando a correlação entre a TL e a TQ, todas as correlações cruzadas são superiores a 0,70.

²² 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.

²³ Ver Granger e Jeon (2004).

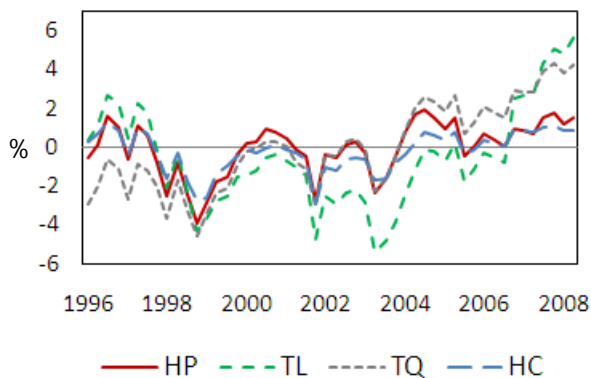


Figura 5 (a) – Hiatos em tempo real

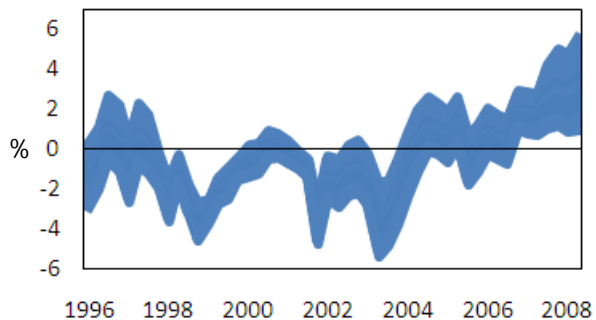


Figura 5 (b) – Hiatos em tempo real – “Thick Modeling”

Na figura 6, temos dois gráficos análogos aos anteriores, mas apresentando as séries finais de hiato do produto, calculadas a partir da *vintage* de 2008:2. Todas as correlações cruzadas são positivas e, excetuando as que envolvem o método de Harvey-Clark (HC), todas são elevadas.

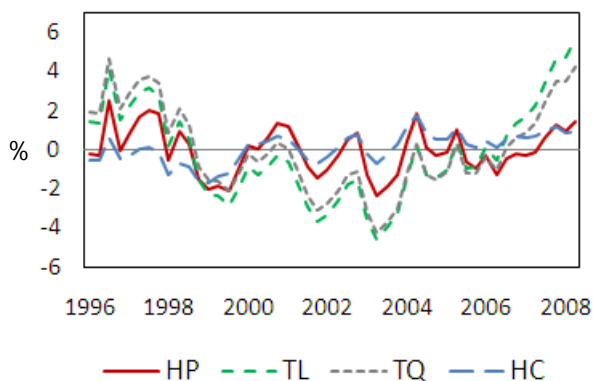


Figura 6 (a) – Hiatos finais

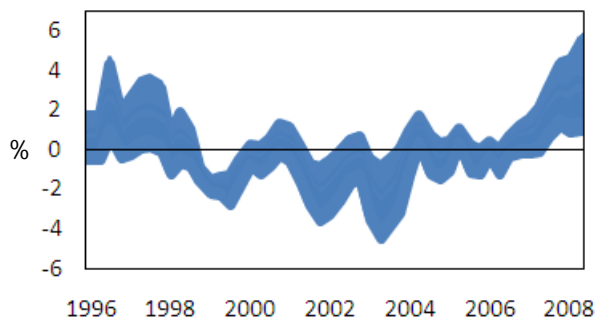


Figura 6 (b) – Hiatos finais – “Thick Modeling”

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 0,64. A série em tempo real apresenta maior variabilidade e, em 30% das vezes, as observações apresentam sinais opostos aos da série final.²⁴

²⁴ Ver apêndice para gráficos análogos ao da figura 7 para os métodos de tendência linear, tendência quadrática e Harvey-Clark.

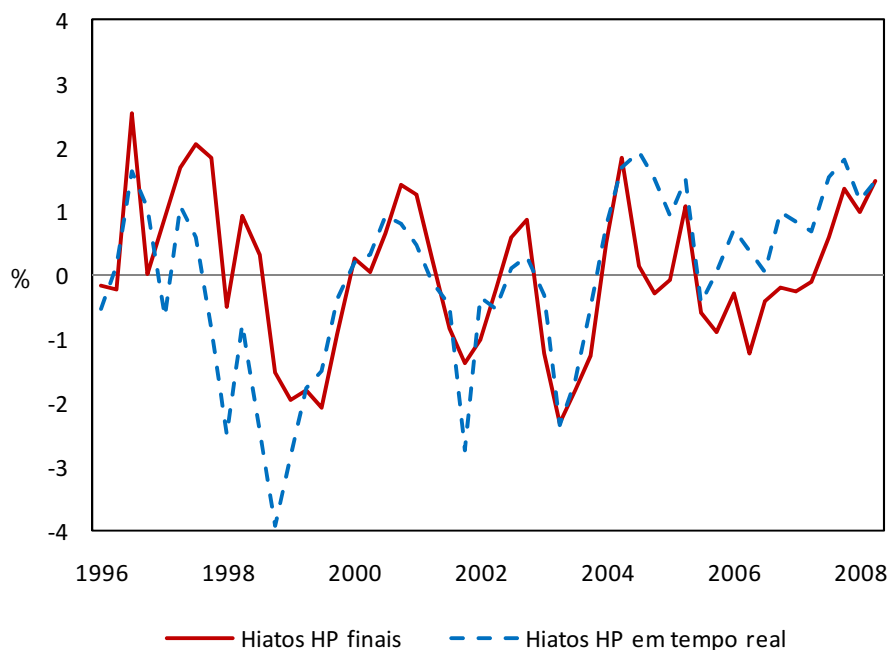


Figura 7 – Hiatos HP finais e em tempo real

Para ilustrar a importância da revisão das estimativas de hiato do produto, apresentamos, na figura 8, a estimativa do hiato do produto do primeiro trimestre de 1996, calculada pelo método do filtro HP, tal como evoluiu ao longo das revisões. Quando o hiato foi inicialmente calculado (com a *vintage* de 1996:1), ele era -0,52% do PIB. Na *vintage* de 1996:4, ele foi revisado para -1,11%, atingindo seu mínimo. Na *vintage* de 2001:1, ele passou para 0,31%, atingindo seu máximo. Na *vintage* de 2006:4, ele foi revisado para -0,16%, mantendo-se relativamente constante a partir de então. Novamente, como no caso do crescimento do PIB, a figura chama a atenção pela magnitude das revisões.

Na figura 9, podemos observar a frequência relativa dos valores das revisões do hiato HP. O gráfico mostra que em apenas 15% das vezes as revisões foram próximas de zero (entre -0,25 p.p. e +0,25 p.p.). Em 32% 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.²⁵

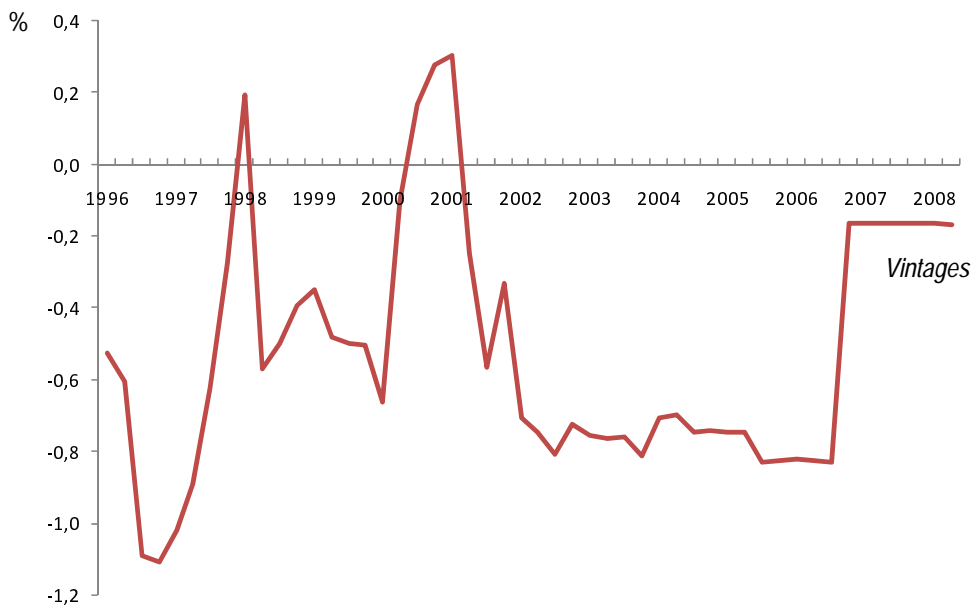


Figura 8 – Hiato do Produto (Filtro HP) de 1996:1 ao longo das revisões (% do PIB)

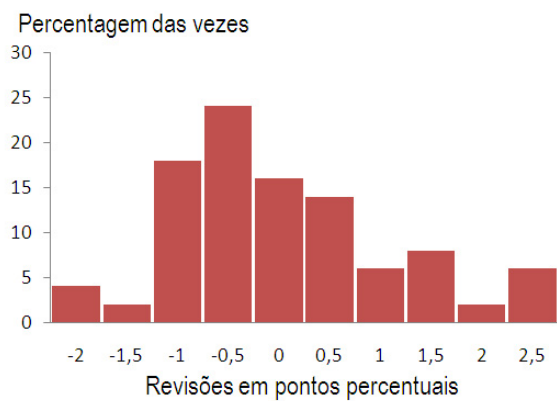


Figura 9 – Frequência relativa dos valores das revisões dos hiatos HP

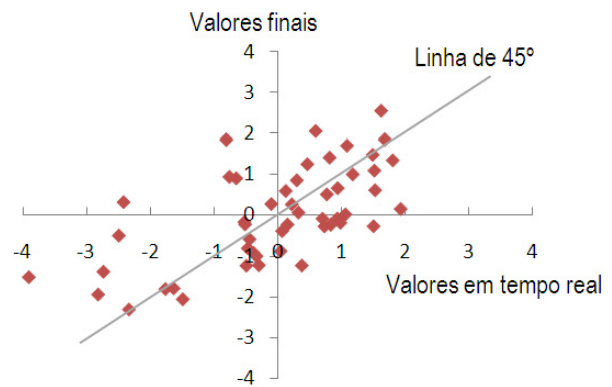


Figura 10 – Valores dos hiatos HP (tempo real versus finais)

Algumas estatísticas descritivas para as séries de hiato do produto e revisões são apresentadas na tabela 11. 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 que as séries de hiatos de Hodrick-Prescott (HP). Como o parâmetro de suavização do filtro HP é

²⁵ Ver apêndice, para gráficos análogos aos das figuras 8 a 10, para os métodos de tendência linear, tendência quadrática e Harvey-Clark.

$\lambda=1600 < \infty$, o produto potencial acompanha mais proximamente o PIB no método HP do que no TL, tendendo a gerar menor variabilidade e amplitude nas séries de hiato. Além disso, os produtos potenciais gerados pelo método de Harvey-Clark (HC) foram, entre todos os métodos, os que usualmente acompanharam mais proximamente a série de PIB,²⁶ implicando séries de hiatos com menores desvios-padrão e amplitudes. 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 negativa.

Tabela 11
Hiatos do Produto (%)
1996:1-2008:2

Método	Média	Desvio-Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Hodrick-Prescott (HP)				
Tempo-real	-0,04	1,37	-3,91	1,93
Quase-real	0,11	1,37	-3,03	3,06
Final	0,01	1,18	-2,32	2,55
Revisão total	0,04	1,09	-1,77	2,75
Tendência Linear (TL)				
Tempo-real	-0,55	2,58	-5,36	5,62
Quase-real	-0,17	2,45	-4,03	5,62
Final	-0,15	2,45	-4,54	5,62
Revisão total	0,40	1,08	-1,51	2,97
Tendência Quadrática (TQ)				
Tempo-real	0,01	2,25	-4,56	4,33
Quase-real	0,54	2,35	-3,53	4,46
Final	0,01	2,23	-4,26	4,65
Revisão total	0,00	2,80	-3,88	5,52
Harvey-Clark (HC)				
Tempo-real	-0,19	1,04	-2,89	1,31
Quase-real	0,13	0,93	-2,09	2,13
Final	0,10	0,77	-1,68	1,78
Revisão total	0,29	0,74	-1,38	2,20

Notas: A amostra de dados utilizada para as estimações dos hiatos inicia em 1990:1. Em razão do arredondamento na tabela, a soma das médias do hiato em tempo real e da revisão total pode ser diferente da média do hiato final.

A tabela 12 mostra vários indicadores de revisão. A revisão média, que já constava na tabela anterior, indica os valores mais elevados para os métodos TL (0,40 p.p.) e HC (0,29

²⁶ Note que, no caso das séries em tempo real e quase-reais, essa afirmação refere-se apenas ao PIB e produto potencial do último ponto de cada estimação, já que o hiato que entra nessas séries é sempre o último hiato de cada estimação.

p.p.). Por outro lado, a revisão média foi apenas 0,04 p.p. para o método HP, e zero para o método TQ. 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 mede melhor o viés da revisão do que sua magnitude.

Tabela 12
Indicadores de Revisão - Hiato do Produto (%)
1996:1-2008:2

	Revisão Média	RAM	RRQM	AR	R/S	CORR	SIOP	FRMA
Hodrick-Prescott (HP)	0,04	0,84	1,08	0,63	0,92	0,64	0,30	0,46
Tendência Linear (TL)	0,40	0,89	1,15	0,47	0,47	0,91	0,14	0,16
Tendência Quadrática (TQ)	0,00	2,26	2,78	0,91	1,25	0,21	0,44	0,60
Harvey-Clark (HC)	0,29	0,59	0,78	0,57	1,01	0,71	0,30	0,52

Notas: A amostra de dados utilizada para as estimações dos hiatos inicia em 1990:1.

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.

Para medir a magnitude da revisão, temos os mesmos indicadores utilizados anteriormente para o crescimento do PIB: 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 TQ, que apresentou uma revisão com média zero, foi o método que apresentou a maior RAM (2,26 p.p.). Em termos absolutos, isto significa que os hiatos TQ foram revisados, em média, 2,26 p.p. acima ou abaixo da estimativa inicial em tempo real. A menor RAM foi do método HC (0,59 p.p.). Os hiatos HP e TL apresentaram RAM de, respectivamente, 0,84 p.p. e 0,89 p.p. Além disso, a RRQM, que “penaliza” mais fortemente as revisões de maiores magnitudes, mostra valores também elevados para todos os métodos.

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 do produto em tempo real podem levar formuladores de política e outros agentes econômicos a percepções equivocadas persistentes sobre o estado do ciclo econômico.²⁷ Entre os métodos analisados, a série de revisão do método TQ mostra a mais alta persistência (0,91) e a do método TL, a menor (0,47).

A razão ruído-sinal (R/S) é uma medida importante porque considera as diferenças de variabilidade dos hiatos calculados pelos diferentes métodos. Os métodos TQ e HC apresentam valores de R/S superiores a 1, enquanto para o HP esse valor é de 0,92. No caso da tendência linear, a R/S é relativamente baixa (0,47), ao mesmo tempo em que a correlação entre os hiatos finais e em tempo real é a mais elevada (0,91). Isto significa que a série em tempo real da TL explica 81% da variância da série final. O indicador mais baixo de correlação foi para o método TQ, 0,21 – a série em tempo real explica apenas 5% da variância da série final.

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 de o hiato do produto em tempo real apontar se a política monetária está muito frouxa ou apertada. 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 12 mostra uma SIOP elevada para três dos quatro métodos: TQ (0,44), HP (0,30) e HC (0,30). Isto significa, por exemplo, que 44% dos hiatos em tempo real calculados pelo método TQ apresentam o sinal “errado”. A TL apresenta a SIOP mais baixa (0,14).

Finalmente, a tabela 12 apresenta também 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

²⁷ 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 trimestres.

FRMA é superior a 0,50 para dois métodos: TQ e HC, indicando que, em mais de 50% dos casos, a magnitude da revisão é maior do que a própria magnitude do hiato final. O hiato HP apresenta também FRMA elevada, 0,46, enquanto a menor FRMA é da TL, 0,16.

Enfatizando novamente que, baseando-se nas revisões, não podemos comparar os métodos segundo sua capacidade de calcular corretamente os hiatos (pois desconhecemos os verdadeiros erros associados às estimativas finais de cada método), fazemos algumas considerações. Embora o método da tendência quadrática não mostre viés de revisão (a revisão total média é zero), em geral, apresenta os mais desfavoráveis indicadores de revisão – as maiores RAM, RRQM, R/S e FRMA, a maior persistência, a menor correlação entre as séries em tempo real e final, e a maior frequência relativa de sinais errados (SIOP). Por outro lado, embora o método da tendência linear apresente o viés mais elevado e indicadores RAM e RRQM também elevados, apresenta os resultados mais favoráveis para os outros indicadores de revisão – a menor persistência, as menores R/S, FRMA e frequência relativa de sinais errados (SIOP), e a mais alta correlação entre as séries em tempo real e final.

Para comparar nossos indicadores com estudos de outros países, a tabela 13 apresenta os indicadores de revisão de hiato do produto calculados em estudos realizados em mais três países além do Brasil: Estados Unidos, Canadá e Noruega. Em geral, os indicadores de revisão nesses países mostram-se ainda mais desfavoráveis. Na maioria dos casos, as revisões apresentam maiores RRQM, R/S, SIOP e FRMA, maior persistência e menor correlação entre os hiatos finais e os hiatos em tempo real. Para alguns indicadores, porém, os hiatos calculados pelo método TQ para os Estados Unidos e Canadá apresentam resultados mais favoráveis do que para o Brasil.

Tabela 13
Indicadores de Revisão - Hiatos do Produto (%)
Resultados de vários estudos (*)

	Revisão Média	RAM	RRQM	AR	R/S	CORR	SIOP	FRMA
Hodrick-Prescott (HP)								
Brasil	0,04	0,84	1,08	0,63	0,92	0,64	0,30	0,46
Estados Unidos (+)	0,30	**	1,83	0,93	1,11	0,49	0,41	**
Canadá (++)	0,33	**	1,85(^)	0,93	1,23(^)	0,38	0,45	**
Noruega (+++)	0,02	**	2,13(^)	0,73	1,53	-0,01	0,53	0,75
Tendência Linear (TL)								
Brasil	0,40	0,89	1,15	0,47	0,47	0,91	0,14	0,16
Estados Unidos (+)	4,78	**	5,12	0,91	1,32	0,89	0,49	**
Canadá (++)	12,51	**	13,65(^)	0,99	1,48(^)	0,81	0,51	**
Noruega (+++)	1,79	**	2,58(^)	0,82	0,79	0,83	0,25	0,33
Tendência Quadrática (TQ)								
Brasil	0,00	2,26	2,78	0,91	1,25	0,21	0,44	0,60
Estados Unidos (+)	1,25	**	2,91	0,96	1,07	0,58	0,35	**
Canadá (++)	3,33	**	5,12(^)	0,99	1,30(^)	0,60	0,40	**
Noruega (+++)	-4,39	**	5,66(^)	0,94	1,53	0,33	0,44	0,64
Harvey-Clark (HC)								
Brasil	0,29	0,59	0,78	0,57	1,01	0,71	0,30	0,52
Estados Unidos (+)	1,17	**	1,82	0,92	0,84	0,77	0,34	**
Canadá (++)	1,62	**	2,82(^)	0,92	2,03(^)	-0,19	0,63	**
Noruega (+++)	0,58	**	3,15(^)	0,83	1,00	0,22	0,53	0,53

Notas: Início da amostra de dados utilizada para as estimações dos hiatos: Brasil: 1990:1; Estados Unidos: 1947:1; Canadá: 1947:1; Noruega: não-disponível.

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.

(*) Períodos de análise: Brasil: 1996:1-2008:2; Estados Unidos: 1966:1-1997:4; Canadá: 1972:1-2003:4;

Noruega: 1993:1-2002:1.

(**) Não-disponível.

(^) Calculados no presente trabalho através das médias e dos desvios-padrão apresentados nos trabalhos originais.

(+) Orphanides e van Norden (2002).

(++) Cayen e van Norden (2005).

(+++) Bernhardsen et al. (2004).

4.4. Análises da decomposição das revisões do hiato do produto

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

principalmente relacionadas à baixa precisão das estimativas de final-de-amostra da tendência do produto). Os efeitos da revisão são isolados na tabela 14.²⁸

Tabela 14
Decomposição das Revisões dos Hiatos do Produto (%)
1996:1-2008:2

Método	Média	Desvio-Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo	RAM	RRQM	R/S	AR
Hodrick-Prescott (HP)								
Revisão total	0,04	1,09	-1,77	2,75	0,84	1,08	0,92	0,63
Efeito da revisão dos dados	0,15	0,79	-2,49	1,73	0,60	0,80	0,68	0,39
Efeito do aumento da amostra	-0,11	1,21	-1,84	2,42	1,02	1,20	1,02	0,97
Tendência Linear (TL)								
Revisão total	0,40	1,08	-1,51	2,97	0,89	1,15	0,47	0,47
Efeito da revisão dos dados	0,38	1,47	-3,08	3,28	1,19	1,50	0,61	0,72
Efeito do aumento da amostra	0,02	1,67	-1,93	2,93	1,45	1,66	0,68	0,98
Tendência Quadrática (TQ)								
Revisão total	0,00	2,80	-3,88	5,52	2,26	2,78	1,25	0,91
Efeito da revisão dos dados	0,52	0,78	-1,66	2,12	0,69	0,93	0,42	0,36
Efeito do aumento da amostra	-0,52	3,15	-4,24	5,17	2,79	3,17	1,42	0,96
Harvey-Clark (HC)								
Revisão total	0,29	0,74	-1,38	2,20	0,59	0,78	1,01	0,57
Efeito da revisão dos dados	0,32	0,67	-1,57	1,97	0,55	0,73	0,94	0,42
Efeito do aumento da amostra	-0,03	0,33	-0,55	0,80	0,28	0,33	0,42	0,77

Notas: A amostra de dados utilizada para as estimações dos hiatos inicia em 1990:1.
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 (0,15 p.p.) é, em sua maioria, contrabalançado pelo viés negativo gerado pelo aumento da amostra (-0,11 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. Por exemplo, a RAM proveniente da revisão de dados é 0,60 p.p. e a decorrente do aumento da amostra é 1,02 p.p.

²⁸ Na tabela 14, 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 às séries obtidas pela diferença entre as séries finais e quase-reais.

Entretanto, não se pode afirmar de maneira não-ambígua que o aumento da amostra responda pela maior parte da RAM total, pois, sem o efeito do aumento da amostra, a RAM seria 0,60 p.p., próxima da RAM total, de 0,84 p.p. Isto é, na margem, o efeito do aumento da amostra elevou a RAM em 0,24 p.p. Raciocínio semelhante se aplica aos casos dos indicadores RRQM e R/S. Na figura 11, apresentamos as séries quase-real e em tempo real dos hiatos obtidos pelo método HP. A diferença entre ambas é a revisão dos hiatos proveniente da própria revisão de dados do PIB. Na figura 12, apresentamos as séries final e quase-real dos hiatos.²⁹ A diferença entre ambas é a revisão proveniente do aumento da amostra. O efeito do aumento da amostra, por sua vez, inclui o problema de borda do filtro HP.³⁰

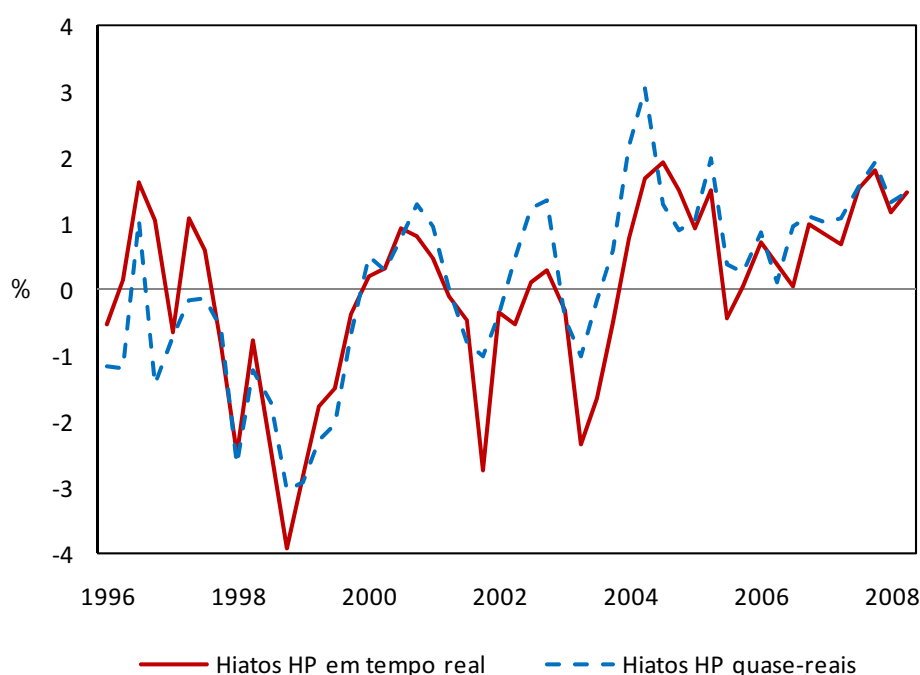


Figura 11 – Hiatos HP – séries em tempo real e quase-real

No método TL, o viés da revisão total (0,40 p.p.) é quase toda proveniente da revisão de dados (0,38 p.p.). Contudo, 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.

²⁹ Ver apêndice, para gráficos análogos aos das figuras 10 e 11, para os métodos de tendência linear, tendência quadrática e Harvey-Clark.

³⁰ 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).

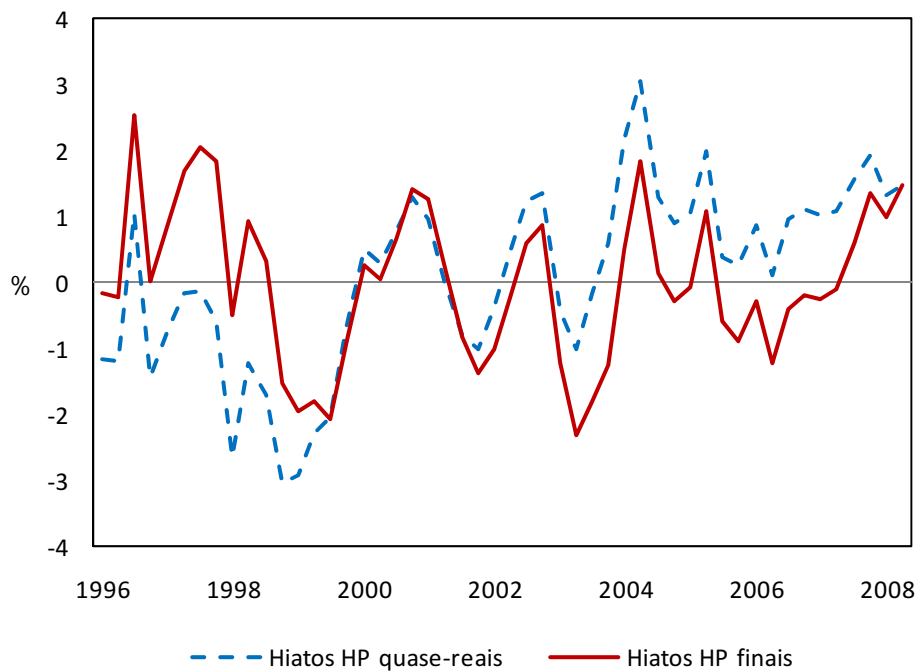


Figura 12– Hiatos HP – séries quase-real e final

No método TQ, a revisão total não apresenta viés. Contudo, isto é resultado de um viés positivo (0,52 p.p.) gerado pela revisão de dados, completamente contrabalançado por um viés negativo proveniente do aumento da amostra (-0,52 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.

No método HC, o viés da revisão total (0,29 p.p.) é quase todo proveniente da revisão de dados (0,32 p.p.), contrabalançado, em parte, pelo viés negativo gerado pelo aumento da amostra (-0,03 p.p.). Diferentemente dos métodos anteriores, os indicadores RAM, RRQM e R/S mostram que o efeito da revisão de dados é superior ao efeito do aumento da amostra sobre a magnitude da revisão total.

Portanto, 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. Porém, no método TQ o efeito do aumento da amostra é claramente mais importante, enquanto no método HC o efeito da revisão de dados é preponderante. Além disso, em todos os métodos, a maior parte da persistência das séries de revisão total é proveniente do aumento da amostra.

Por outro lado, na maioria dos casos, a maior parte do viés da revisão total é proveniente da revisão de dados. A tabela 15 sugere que isto se deve, em grande parte, à mudança metodológica do cálculo do PIB introduzida a partir da *vintage* de 2006:4. Com a metodologia antiga, em todos os métodos, a maior parte do viés da revisão total em 2006:4 era proveniente do efeito do aumento da amostra. Com a introdução da metodologia nova, passou a predominar, na maioria dos casos, o viés originado da revisão dos dados.

Tabela 15
Viés dos Hiatos do Produto na Mudança Metodológica de 2006:4
1996:1-2006:4

Método	Média	
	Metodologia antiga (*)	Metodologia nova (**)
Hodrick-Prescott (HP)		
Revisão total	0,28	0,22
Efeito da revisão dos dados	-0,01	0,13
Efeito do aumento da amostra	0,28	0,08
Tendência Linear (TL)		
Revisão total	1,59	1,25
Efeito da revisão dos dados	-0,14	0,37
Efeito do aumento da amostra	1,73	0,88
Tendência Quadrática (TQ)		
Revisão total	0,61	0,48
Efeito da revisão dos dados	0,13	0,55
Efeito do aumento da amostra	0,49	-0,07
Harvey-Clark (HC)		
Revisão total	0,05	0,32
Efeito da revisão dos dados	0,01	0,33
Efeito do aumento da amostra	0,05	-0,01

Notas: A amostra de dados utilizada para as estimações dos hiatos inicia em 1990:1.

Em razão do arredondamento na tabela, a soma do efeito da revisão dos dados e do efeito do aumento da amostra pode ser diferente da revisão total.

(*) As séries de hiatos desta coluna foram calculadas utilizando a *vintage* de 2006:4 referente à metodologia antiga.

(**) As séries de hiatos desta coluna foram calculadas utilizando a *vintage* de 2006:4 referente à metodologia nova.

Para comparar a decomposição das revisões no Brasil com os resultados encontrados em outros países, podemos observar a tabela 16, que mostra alguns indicadores da decomposição das revisões para o Brasil, Estados Unidos, Canadá e Noruega. Entre os indicadores apresentados, o mais adequado para avaliar a decomposição da magnitude da revisão total é a razão ruído-sinal (R/S). Na falta deste, pode-se observar a média – quando a

magnitude da média de um efeito é grande e muito superior à magnitude da média do outro efeito, é provável que este efeito também predomine em termos absolutos.³¹

Tabela 16
Decomposição da Revisões dos Hiato do Produto (%)
Resultados de vários estudos (*)

	Média				R/S				AR			
	Brasil	EUA	Canadá	Noruega	Brasil	EUA	Canadá	Noruega	Brasil	EUA	Canadá	Noruega
Hodrick-Prescott (HP)												
Revisão total	0,04	0,30	0,33	0,02	0,92	1,11	1,06(^)	1,53	0,63	0,93	0,93	0,73
Efeito da revisão dos dados	0,15	0,16	0,23	0,25	0,68	0,40(^)	0,37(^)	0,68	0,39	0,66	0,60	0,04
Efeito do aumento da amostra	-0,11	0,14	0,11	-0,23	1,02	0,97(^)	0,94(^)	1,27	0,97	0,97	0,98	0,96
Tendência Linear (TL)												
Revisão total	0,40	4,78	12,51	1,79	0,47	1,32	2,13(^)	0,79	0,47	0,91	0,99	0,82
Efeito da revisão dos dados	0,38	0,80	1,41	2,48	0,61	0,37(^)	0,34(^)	0,89	0,72	0,79	0,91	0,87
Efeito do aumento da amostra	0,02	3,95	11,10	-0,69	0,68	1,12(^)	1,91(^)	0,28	0,98	0,96	0,99	0,95
Tendência Quadrática (TQ)												
Revisão total	0,00	1,25	3,33	-4,39	1,25	1,07	1,11(^)	1,53	0,91	0,96	0,99	0,94
Efeito da revisão dos dados	0,52	0,23	2,03	0,99	0,42	0,39(^)	0,52(^)	0,41	0,36	0,76	0,87	0,53
Efeito do aumento da amostra	-0,52	1,00	1,30	-5,38	1,42	0,97(^)	0,81(^)	1,65	0,96	0,99	0,99	0,98
Harvey-Clark (HC)												
Revisão total	0,29	1,17	1,62	0,58	1,01	0,84	1,77(^)	1,00	0,57	0,92	0,92	0,83
Efeito da revisão dos dados	0,32	0,27	0,66	0,08	0,94	0,31(^)	0,78(^)	0,18	0,42	0,84	0,72	-0,41
Efeito do aumento da amostra	-0,03	0,90	0,96	0,50	0,42	**	**	0,98	0,77	**	**	0,91

Notas: Início da amostra de dados utilizada para as estimações dos hiato - Brasil: 1990:1; Estados Unidos: 1947:1; Canadá: 1947:1; Noruega: não-disponível.

R/S é uma proxy da 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.

(*) Períodos de análise e fontes: Brasil: 1996:1-2008:2; Estados Unidos: 1966:1-1997:4 (Orphanides e van Norden, 2002);

Canadá: 1972:1-2003:4 (Cayen e van Norden, 2005); Noruega: 1993:1-2002:1 (Bernhardsen et al., 2004).

(**) Não-disponível.

(^) Calculados no presente trabalho através das médias e dos desvios-padrão apresentados nos trabalhos originais.

Assim, podemos observar que na maioria dos casos, em acordo com os resultados encontrados neste trabalho, tanto o efeito do aumento da amostra como o efeito da revisão de dados são importantes para explicar a magnitude da revisão total, embora se possa perceber certa predominância do efeito do aumento da amostra para os demais países. Porém, diferentemente dos achados para o Brasil, na maior parte dos casos, pode-se dizer que o viés

³¹ A razão ruído-sinal é obtida por $R/S = RRQM/DP_{final}$, onde $RRQM$ é a raiz da revisão quadrática média e DP_{final} é o desvio-padrão da série final de hiato. Mas $RRQM = \sqrt{M_{rev}^2 + DP_{rev}^2}$, onde M_{rev} é a média da série de revisão e DP_{rev} é o desvio-padrão da série de revisão. Assim, quanto maior a magnitude da média da série de revisão, maior a $RRQM$ e maior a razão ruído-sinal (R/S).

da revisão proveniente do aumento da amostra predomina sobre o viés da revisão de dados (exceto para o método HP). Além disso, na maior parte dos casos, as séries de revisão de dados dos outros países apresentam maior persistência do que as séries de revisão de dados do Brasil.

5. Conclusão

Elaboramos um conjunto de dados em tempo real para o Brasil, contendo todas as *vintages* de PIB trimestral com ajuste sazonal divulgadas pelo IBGE entre 1996:1 e 2008:2. A partir deste conjunto, avaliamos a extensão na qual as séries em tempo real de crescimento do PIB e de hiato do produto são revisadas ao longo do tempo. Como não associamos aplicações específicas às revisões, 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.

Nossos resultados sugerem que as revisões de crescimento do PIB (trimestre/trimestre anterior) são substanciais. Em termos absolutos, o crescimento do PIB é revisado, em média, 0,67 p.p. acima ou abaixo do valor inicialmente divulgado. Em 16% das vezes, a revisão do crescimento do PIB implica mudança do sinal. Em 26% das vezes, a magnitude da revisão do crescimento do PIB é maior do que a própria magnitude do dado. Ao isolar os efeitos da mudança metodológica na *vintage* de 2006:4, nossa análise sugere que essa revisão metodológica no cálculo do PIB é uma fonte relevante das revisões, embora explique apenas parte delas.

Além disso, corroborando os achados de Cayen e van Norden (2004) para o PIB canadense, as revisões de crescimento do PIB brasileiro tornam-se menos importantes à medida que o período de agregação aumenta. Ao aumentar o período de agregação, vários indicadores de revisão tornam-se mais favoráveis. Por exemplo, quando o PIB do trimestre é comparado com o PIB do mesmo trimestre do ano anterior, a revisão em termos absolutos reduz-se para 0,23 p.p. por trimestre, em média (correspondendo a 0,92 p.p. ao ano). No caso do crescimento do PIB acumulado em quatro trimestres, a revisão é ainda menor (0,64 p.p. ao ano).

Para analisar as revisões de hiato do produto, utilizamos quatro métodos de extração de tendência: o filtro de Hodrick-Prescott (HP), a tendência linear (TL), a tendência quadrática (TQ) e o modelo de Harvey-Clark de componentes não-observáveis (HC). Todos os métodos apresentaram revisões de magnitude elevada. O hiato do produto obtido, por exemplo, pelo método HP, é revisado, em média, 0,84 p.p. acima ou abaixo da sua estimativa inicial. Encontramos os maiores vieses de revisão nos métodos TL e HC, e as maiores magnitudes de revisão nos métodos TL e TQ. Em três dos quatro métodos (HP, TQ e HC), as revisões implicam mudança de sinal do hiato em 30% ou mais das vezes, e a magnitude de revisão é maior do que a própria magnitude do hiato em aproximadamente 50% ou mais das vezes. Alguns indicadores mostraram resultados mais favoráveis para o método TL, apesar de possuir viés e magnitude de revisão relevantes.

Encontramos que, em geral, tanto o efeito da revisão de dados do PIB quanto o efeito do aumento da amostra são importantes para explicar as magnitudes das revisões totais dos hiatos do produto. Porém, em um método (TQ), o efeito do aumento da amostra predomina sobre o efeito da revisão de dados, revelando que as revisões nesse caso estão principalmente associadas à baixa precisão das estimativas de final-de-amostra da tendência do produto, enquanto que, em outro método (HC), o efeito da revisão de dados mostra-se mais relevante. O fato dos dois efeitos serem importantes para explicar as revisões totais está de acordo com os achados de Orphanides e van Norden (2002) para os Estados Unidos, Cayen e van Norden (2005) para o Canadá e Bernhardsen et al. (2004, 2005) para a Noruega.

Embora os indicadores de revisão de hiato do produto brasileiros sejam, em geral, menos desfavoráveis do que os reportados pelos estudos citados realizados para outros países, os indicadores brasileiros sugerem limitações relevantes às estimativas em tempo real de hiato do produto analisadas. Isso tem implicações importantes para a análise de política monetária. Em concordância com Orphanides e van Norden (2002), os resultados recomendam muita cautela na utilização dessas estimativas. Os formuladores de política devem atentar que, em tempo real, o hiato do produto tende a não ser muito confiável. Nossos resultados sugerem ainda que, para analisar decisões passadas de política monetária ou estimar uma regra de política monetária (por exemplo, uma regra de Taylor) que descreva o comportamento da autoridade monetária, pode não ser razoável utilizar o último conjunto de dados disponível. Nesses casos, uma alternativa seria utilizar um conjunto de dados em tempo real. Além disso, nossos resultados colocam em dúvida o procedimento de comparar o desempenho de

previsões de inflação realizadas em tempo real com as previsões de um novo modelo que utiliza os últimos dados disponíveis. À medida que o último conjunto de dados disponível tende a ser mais preciso, a comparação pode não ser justa.

As implicações de nossos resultados geram várias questões que podem ser estudadas mais detalhadamente para o caso brasileiro em aplicações específicas. Até que ponto decisões passadas de política monetária seriam diferentes se os formuladores de política tivessem acesso aos dados já revisados? Em que magnitude uma regra de Taylor estimada com dados em tempo real difere de uma estimada com dados finais? Qual é a forma mais adequada de estimar uma regra de política monetária (com dados em tempo real ou com dados finais)? Até que ponto um modelo de previsão de inflação melhora seu desempenho ao utilizar dados finais em vez de utilizar dados em tempo real? E, finalmente, as revisões de hiato do produto são em alguma medida previsíveis? Respostas a essas questões aumentariam a nossa compreensão a respeito das limitações nas quais os agentes econômicos se defrontam em tempo real. Por outro lado, possibilitariam obter um melhor conhecimento sobre como utilizar mais eficientemente a informação disponível.

Os resultados do trabalho também apontam para a importância de se utilizar um conjunto maior de informações quando da análise do estado do ciclo econômico, incluindo o uso de outras séries econômicas. Em princípio, o uso de um conjunto grande de informações tenderia a reduzir os riscos associados a séries sujeitas a revisão. Na verdade, em geral, os bancos centrais utilizam um conjunto amplo de informações sobre a atividade econômica e suas perspectivas.³²

³² Por exemplo, nas atas das reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil é evidente a utilização de um conjunto vasto de informações sobre a atividade econômica.

Referências Bibliográficas

AHMAD, Nadim; BOURNOT, Sophie; KOECHLIN, Francette. (2007). Revisions to quarterly GDP estimates: a comparative analysis for seven large OECD Countries. Mimeo. *OECD*.

ARAÚJO, Carlos H. V.; GUILLÉN, Osmani T. de C. (2008). Previsão de inflação com incerteza do hiato do produto no Brasil. Mimeo. XXXVI Encontro Nacional de Economia – Anpec.

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.

BERNHARDESEN, 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.

BERNHARDESEN, 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*, v.16, 333-349.

CAYEN, Jean-Philippe; van NORDEN, Simon. (2004). The reliability of Canadian output-gap estimates. *Discussion Paper Series 1: Studies of the Economic Research Centre*, n.29. Deutsche Bundesbank.

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

CLARK, Peter K. (1987). The cyclical component of U. S. economic activity. *The Quarterly Journal of Economics*, v.102, n.4, 797-814.

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*, v.105, 111-130.

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.

HARVEY, Andrew C. (1985). Trends and cycles in macroeconomic time series. *Journal of Business and Economic Statistics*, v.3, 216-227.

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.

IBGE. (2008). Contas nacionais trimestrais. *Série Relatórios Metodológicos*, n.28.

KIM, Chang-Jin; NELSON, Charles R. (1999). *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology.

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.

PALIS, Rebeca de la Rocque; RAMOS, Roberto Luis Olinto; ROBITAILLE, Patrice. (2004). News or Noise? An Analysis of Brazilian GDP Announcements. *International Finance Discussion Papers*, n. 776. Federal Reserve Board.

STARK, Tom. (2002). A summary of the conference on real-time data analysis. *Business Review*, Q1, 5-11. Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Apêndice – Gráficos para o PIB e os hiatos TL, TQ e HC.

A.1. PIB trimestral do Brasil (em logaritmo natural)

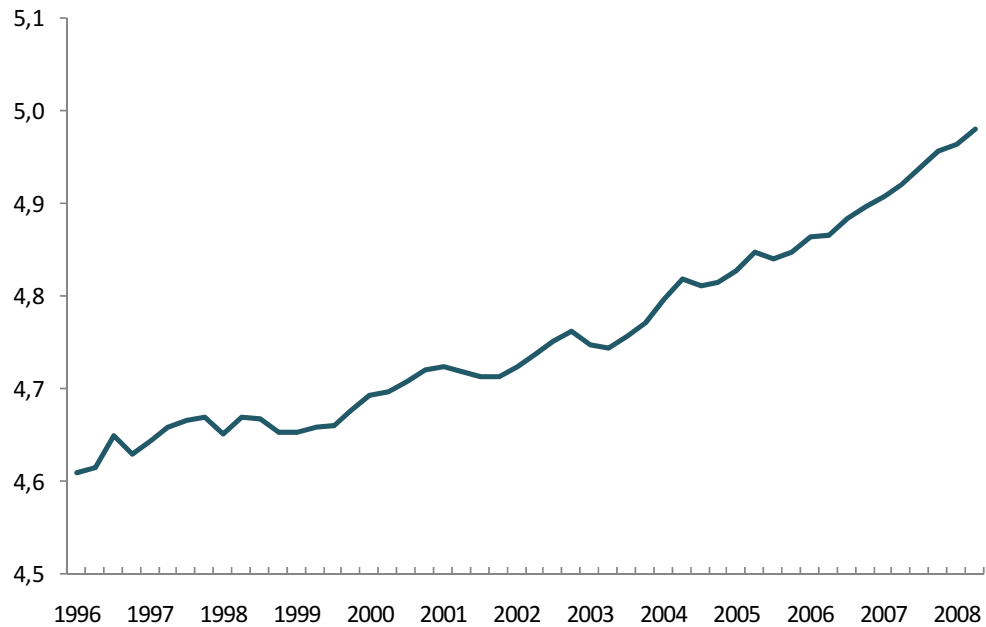


Figura A.1 – PIB final (referente à *vintage* de 2008:2)

A.2. Tendência Linear (TL)

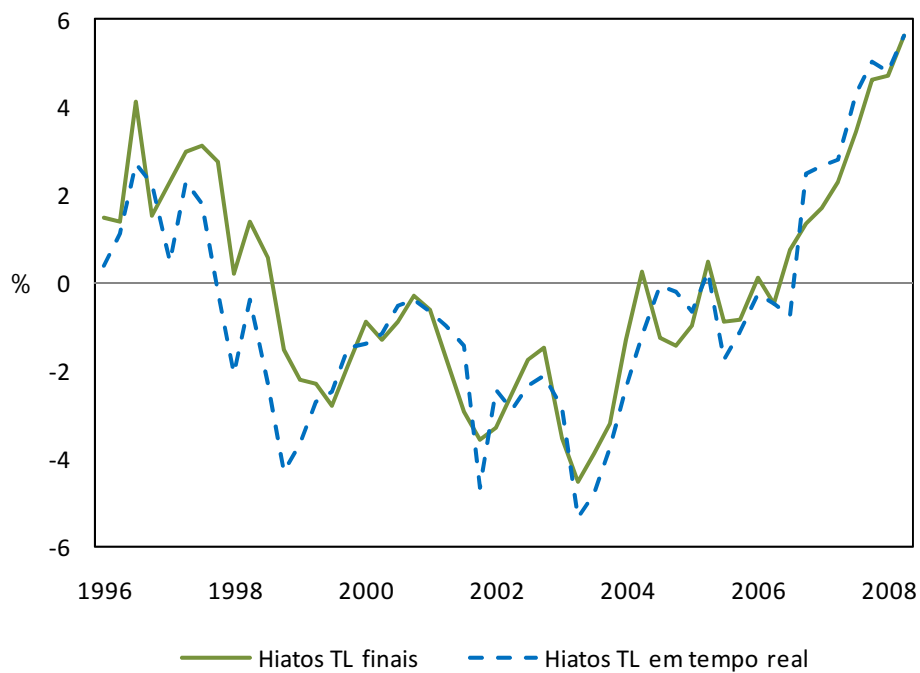


Figura A.2 – Hiatos TL finais e em tempo real

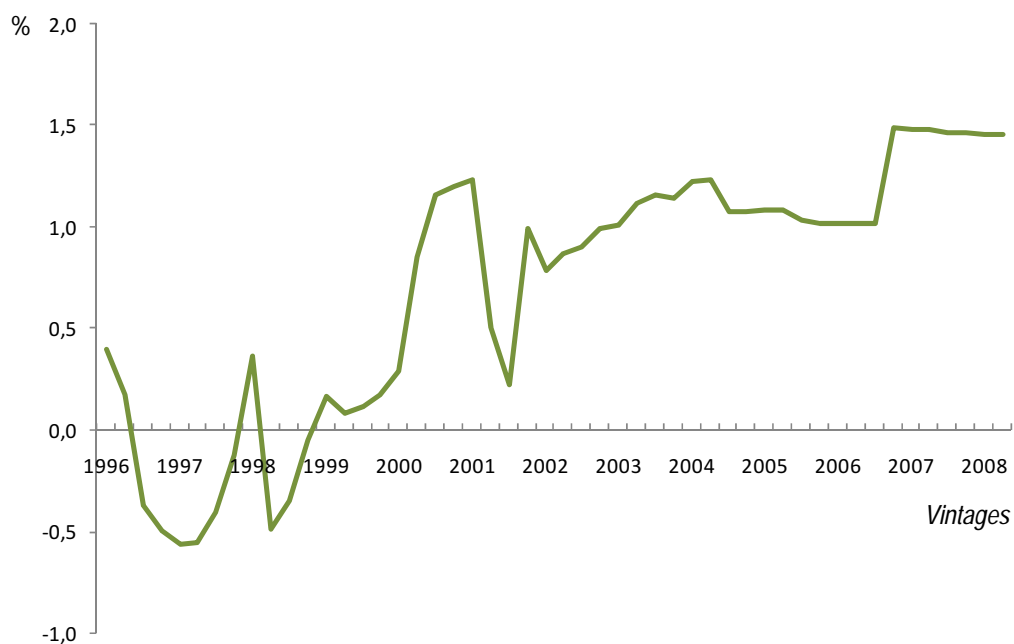


Figura A.3 – Hiato do Produto (Tendência Linear) de 1996:1 ao longo das revisões (% do PIB)

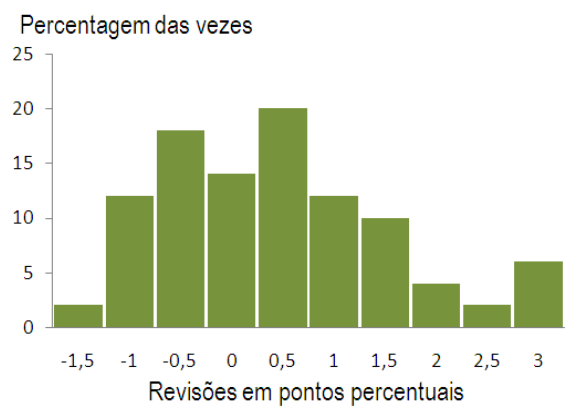


Figura A.4 – Frequência relativa das revisões dos valores dos hiatos TL

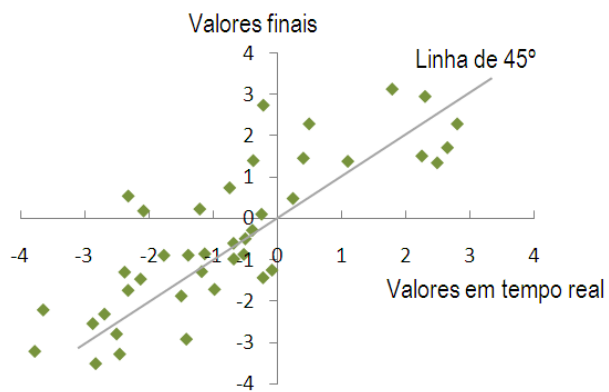


Figura A.5 – Valores dos hiatos TL (tempo real versus finais)

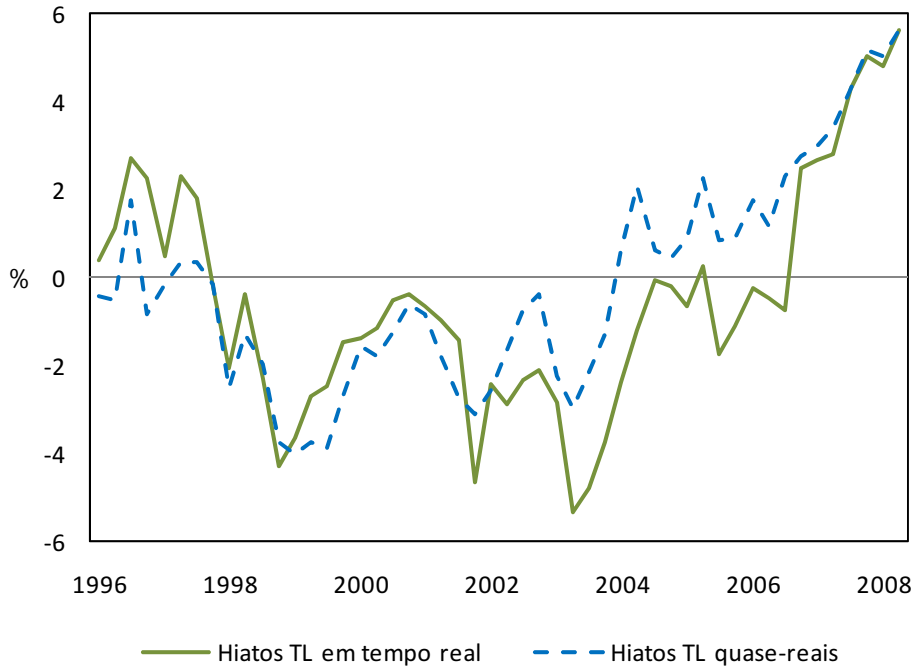


Figura A.6 – Hiatos TL – séries em tempo real e quase-real

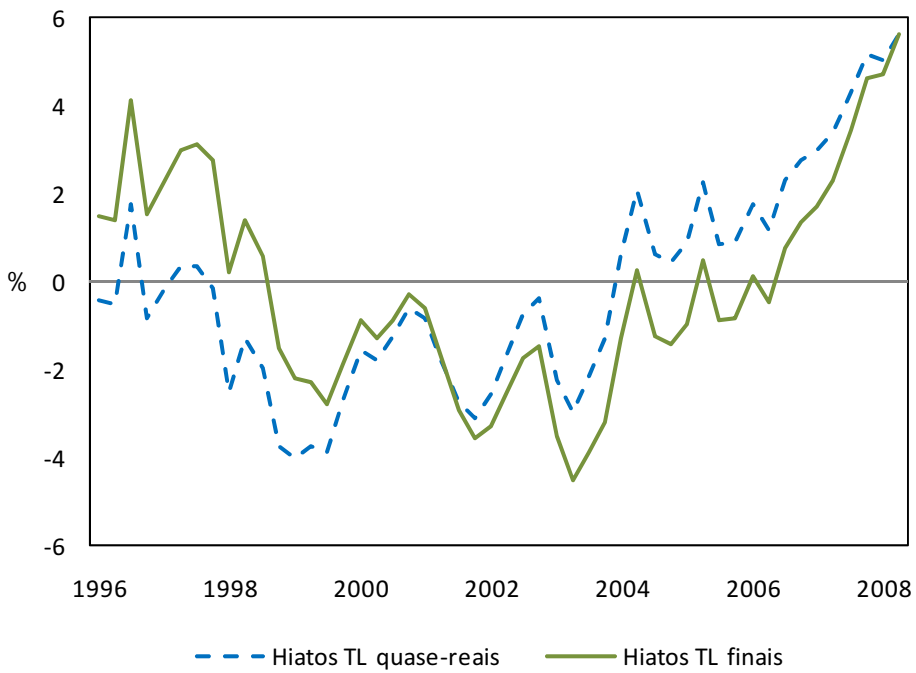


Figura A.7 – Hiatos TL – séries quase-real e final

A.3. Tendência Quadrática (TQ)

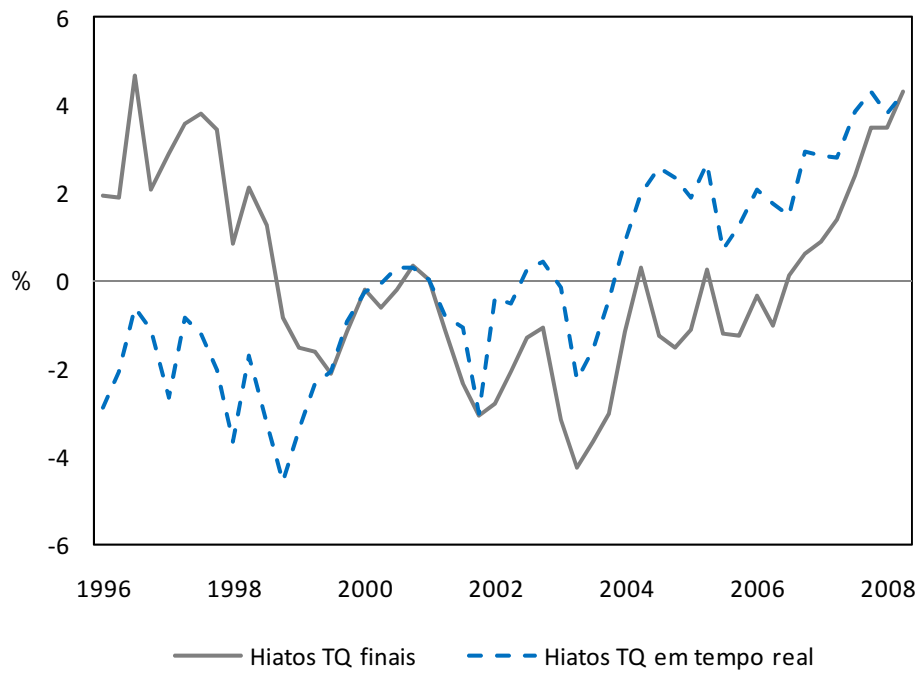


Figura A.8 – Hiatos TQ finais e em tempo real

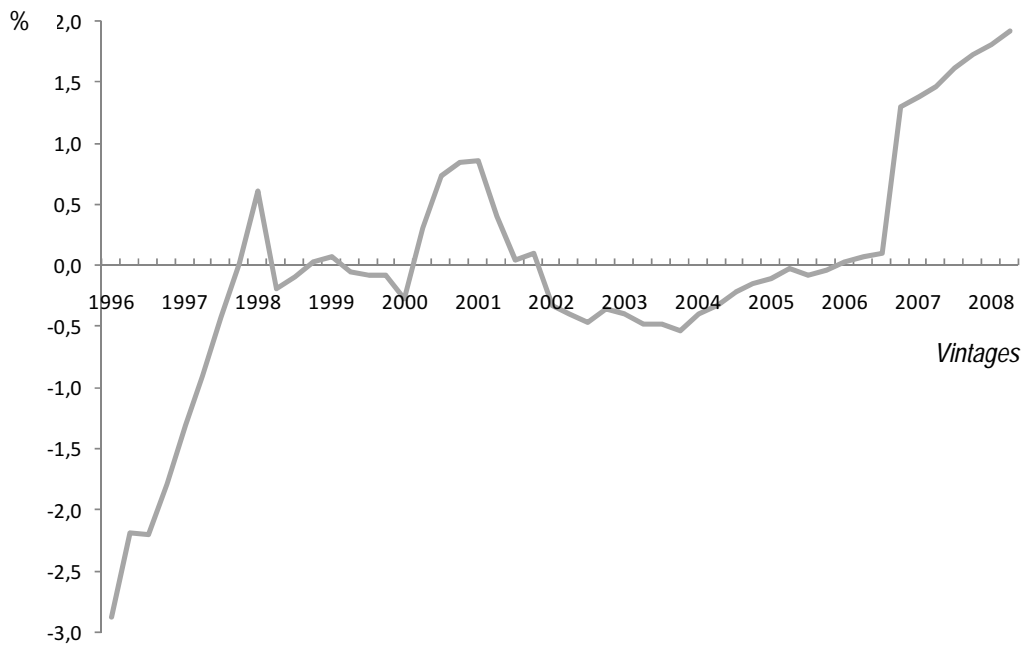


Figura A.9 – Hiato do Produto (Tendência Quadrática) de 1996:1 ao longo das revisões (% do PIB)

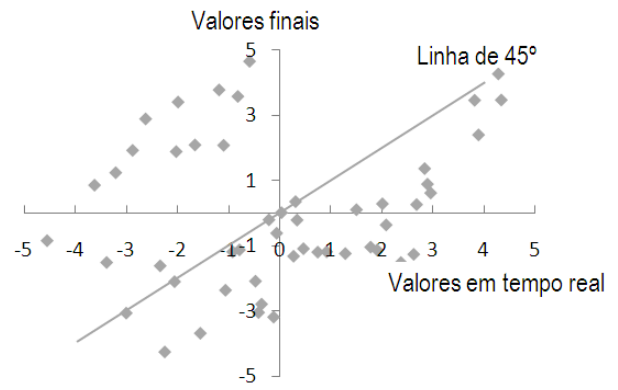
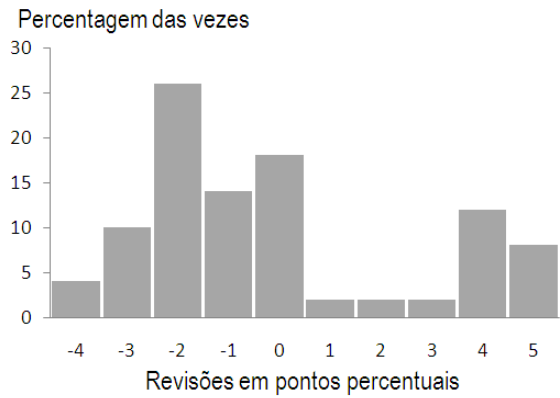


Figura A.10 – Frequência relativa das revisões dos valores dos hiatos TQ

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

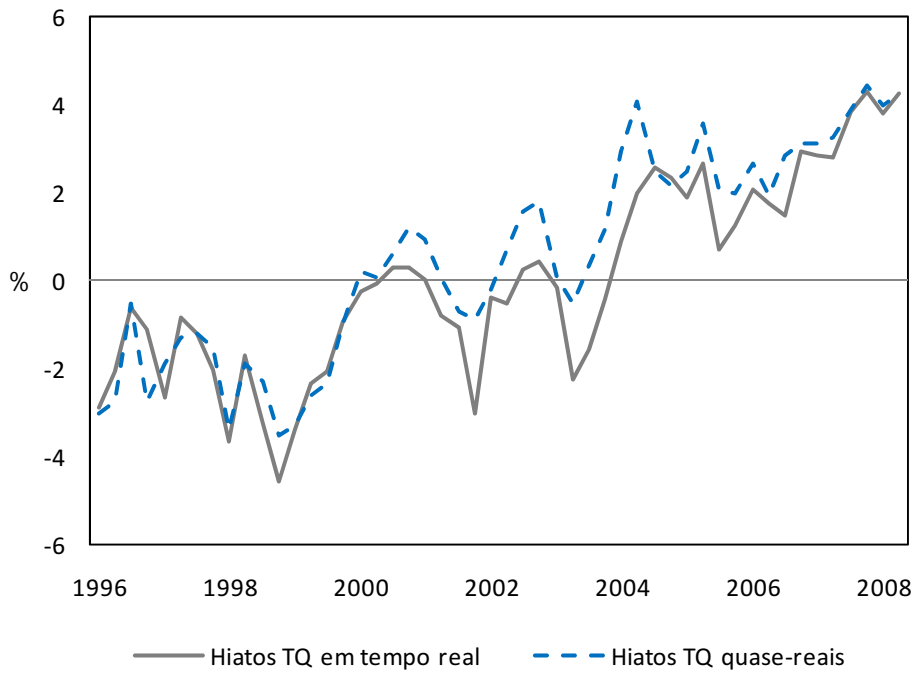


Figura A.12 – Hiatos TQ – séries em tempo real e quase-real

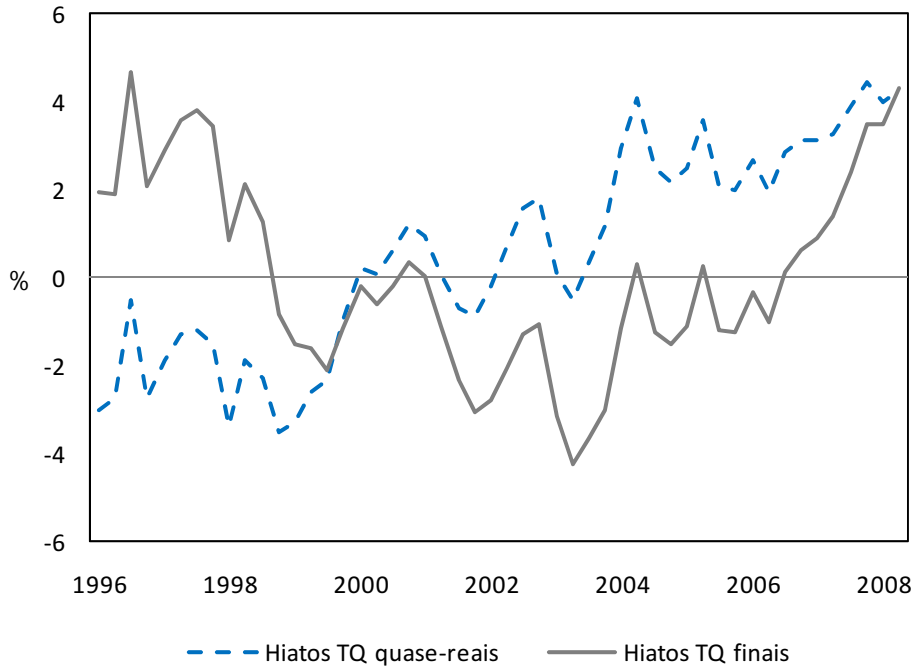


Figura A.13 – Hiatos TQ – séries quase-real e final

A.4. *Harvey-Clark (HC)*

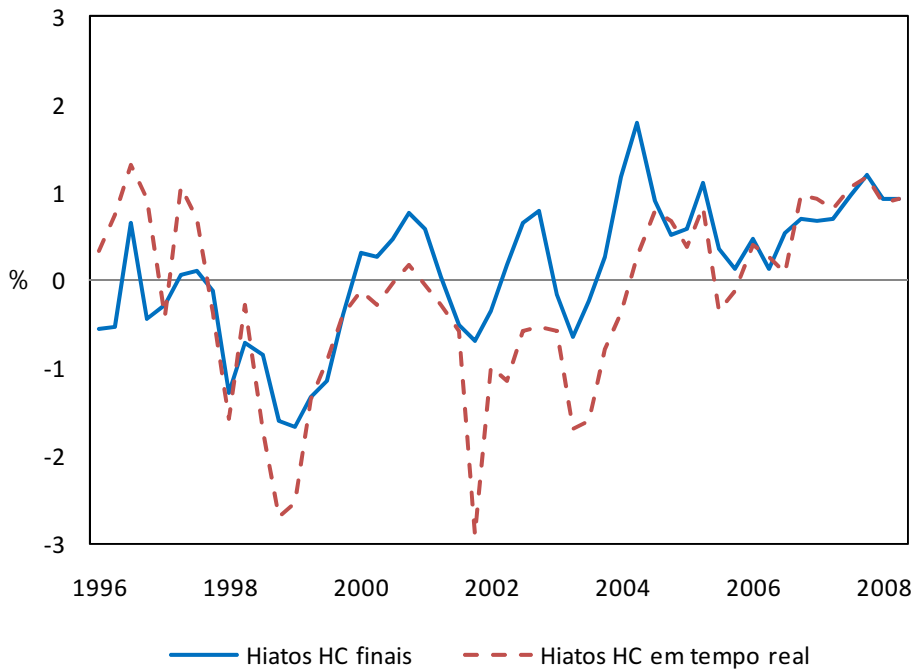


Figura A.14 – Hiatos HC finais e em tempo real

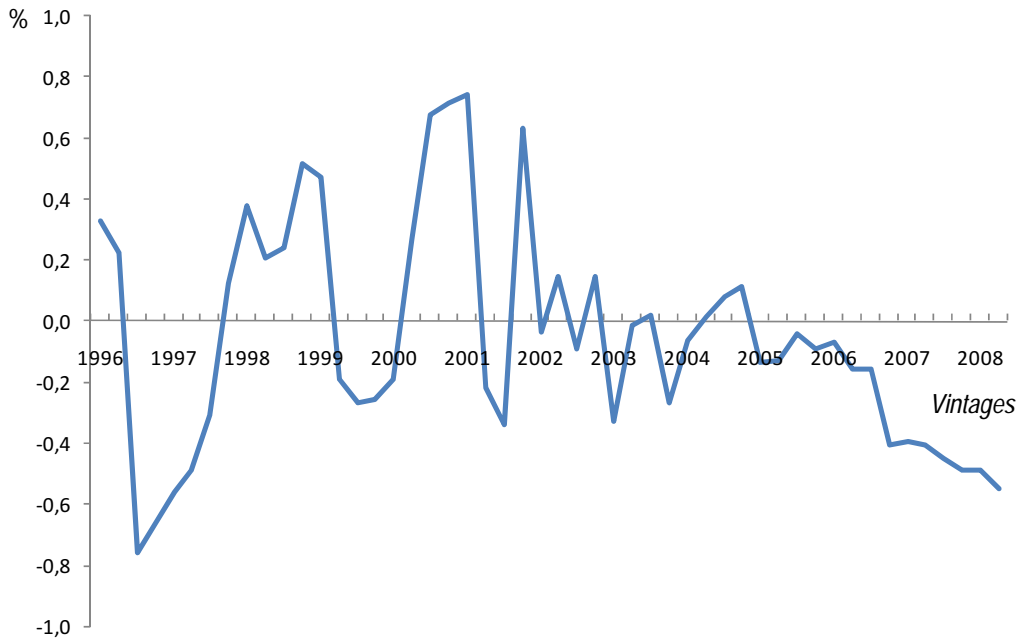


Figura A.15 – Hiato do Produto (Harvey-Clark) de 1996:1 ao longo das revisões (% do PIB)

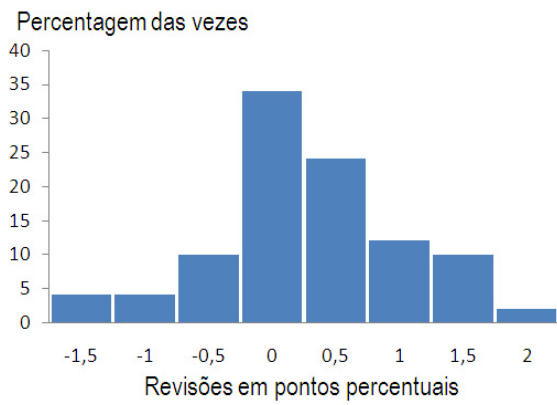


Figura A.16 – Frequência relativa das revisões dos valores dos hiatos HC

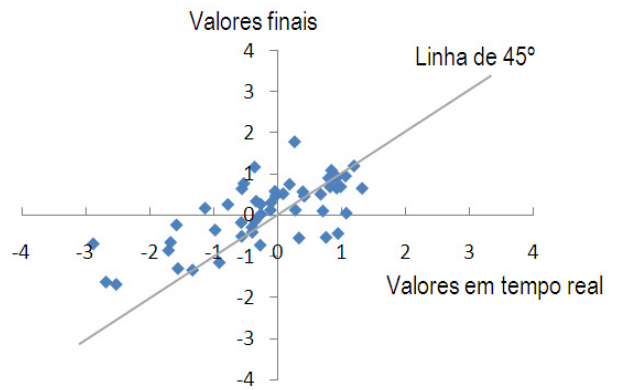


Figura A.17 – Valores dos hiatos HC (tempo real versus finais)

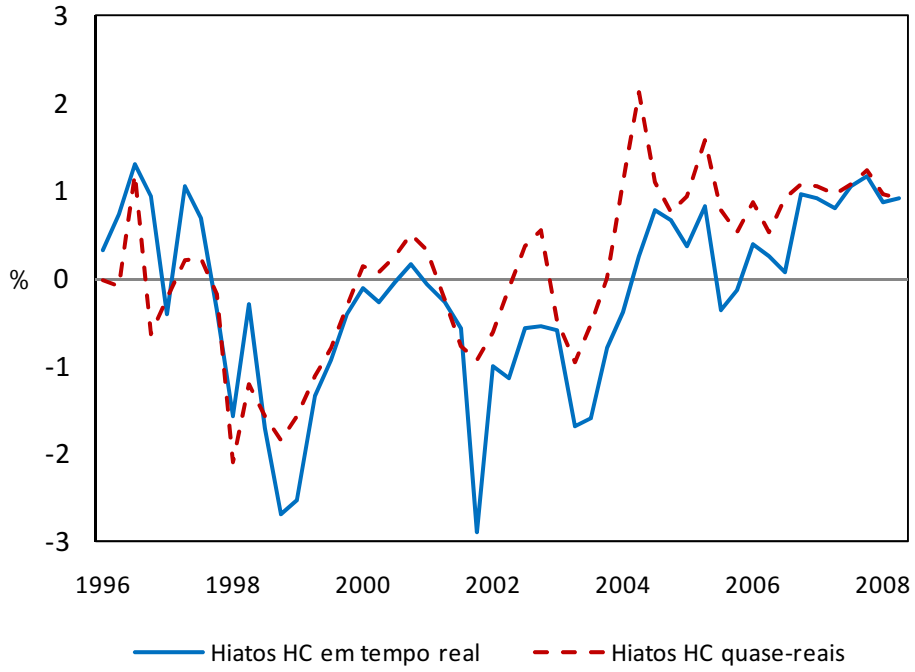


Figura A.18 – Hiatos HC – séries em tempo real e quase-real

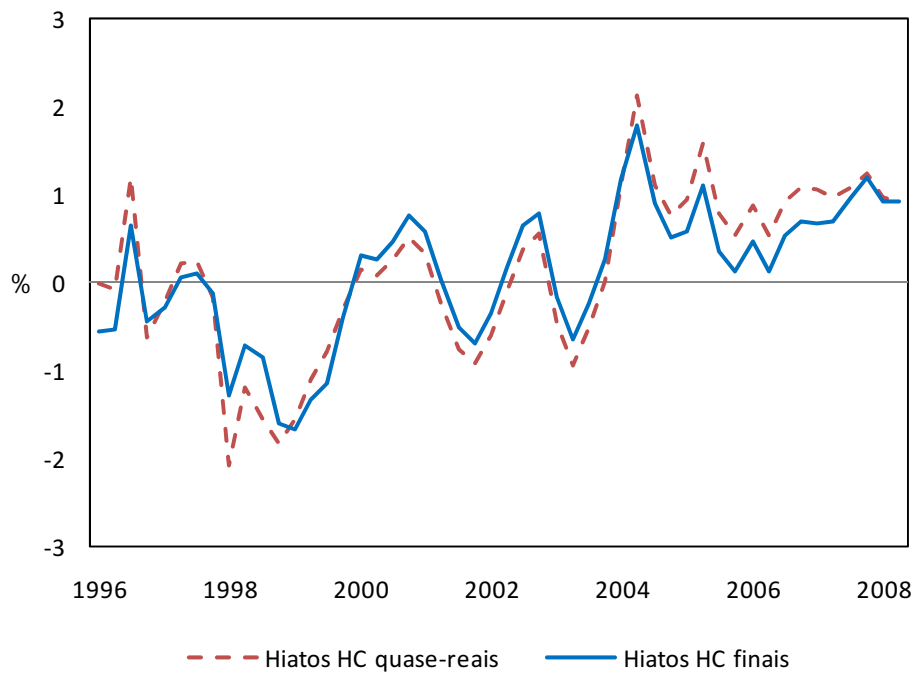


Figura A.19 – Hiatos HC – séries quase-real e final

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

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

- 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

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

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

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

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

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

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