

Um Conto de Três Hiatos: Desemprego, Utilização da Capacidade Instalada da Indústria e Produto

Sergio Afonso Lago Alves e Arnildo da Silva Correa

Dezembro, 2013

Trabalhos para Discussão



339

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 339	dezembro	2013	p. 1-42
--------------------------	----------	--------	----------	------	---------

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: Eduardo José Araújo Lima – *E-mail*: eduardo.lima@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 nº 339.

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

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Comun/Dipiv/Coivi

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 14º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

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

Fax: (61) 3414-1898

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.

Divisão de Atendimento ao Cidadão

Banco Central do Brasil

Deati/Diate

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

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

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

Um Conto de Três Hiatos: Desemprego, Utilização da Capacidade Instalada da Indústria e Produto*

Sergio Afonso Lago Alves[†] Arnildo da Silva Correa[‡]

Resumo

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

O artigo analisa a relação entre desemprego, utilização da capacidade instalada na indústria e inflação no Brasil por meio de curvas de Phillips desagregadas. O principal diferencial da análise é considerar separadamente as dinâmicas dos setores de bens comercializáveis e de não comercializáveis, e ressaltar a importância do mercado de trabalho e da utilização da capacidade instalada da indústria para explicar a dinâmica da inflação. Usando dados trimestrais para o período 1999T2-2012T4, obtemos estimativas para a NAIRU, NAICU e para o hiato do produto incorporando maior estrutura econômica no filtro de Kalman. Os resultados sugerem que variáveis de mercado de trabalho e da indústria têm impactos relevantes sobre a inflação, i.e., o hiato do desemprego é a variável de demanda relevante para explicar a inflação de não comercializáveis, enquanto que o hiato da utilização da capacidade é importante para a inflação de bens comercializáveis. Há evidência de substancial redução na NAIRU no período recente e que seu valor situava-se próximo a 6,3% no final de 2012, o que implica que a taxa de desemprego encontra-se abaixo da NAIRU desde meados de 2010. Os resultados evidenciam uma dicotomia na economia brasileira no período recente: enquanto o setor industrial apresenta fraco desempenho e dificuldades de reagir, o mercado de trabalho encontra-se aquecido, gerando pressões sobre o hiato do produto. O artigo também enfatiza possíveis vieses gerados por estimações agregadas num contexto dicotômico.

Palavras-chave: NAIRU, NAICU, Utilização da Capacidade Instalada, Desemprego, Hiato do Produto, Política Monetária.

Classificação JEL: E3, E32, E52, J01, J64

*Agradecemos os comentários e sugestões fornecidos por Eduardo Lima e pelos participantes do seminário interno do Departamento de Estudos e Pesquisas – Depep do Banco Central do Brasil, em Brasília.

[†]Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. Email: sergio.lago@bcb.gov.br

[‡]Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. Email: arnildo.correa@bcb.gov.br

"Foi o melhor dos tempos, era o pior dos tempos; foi a idade da sabedoria, era a idade da tolice; foi a época da crença, era a época da incredulidade; foi a estação da luz, que foi a estação das trevas; foi a primavera da esperança, era o inverno do desespero; nós tínhamos tudo diante de nós, não tínhamos nada diante de nós; estávamos todos indo direto para o Céu, todos íamos direto na direção oposta".

Charles Dickens, Um Conto de Duas Cidades

1 Introdução

A relação entre emprego, produção industrial e produto agregado no Brasil nos últimos anos tem sido intrigante, particularmente a partir de 2005. A taxa de desocupação medida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE vem se reduzindo sistematicamente desde meados de 2003, como mostra o painel (A) da Figura 1. A redução na taxa de desocupação também parece ter sido quase acíclica e imune aos diversos choques que afetaram a economia brasileira no período. De outro lado, em contraste, no mesmo período ocorreram amplas oscilações na utilização da capacidade instalada do setor industrial, em torno de uma média aparentemente estável, de acordo com a medida da Confederação Nacional da Indústria – CNI.

Essa comparação entre taxa de desocupação e utilização da capacidade instalada (UCI) é interessante, pois mostra a intensidade de uso dos principais fatores de produção (trabalho e capital, aqui aproximado pelo uso na indústria) ao longo do ciclo econômico. A Figura 1 mostra que a variação em relação ao trimestre equivalente do ano anterior (YoY) da taxa de desocupação permanece quase sempre negativa e acíclica, enquanto que as taxas de crescimento do PIB e da produção industrial calculados pelo IBGE apresentam grandes variações. Em particular, a grande queda no crescimento durante a crise de 2007-2008 foi acompanhada por apenas ligeiro aumento na taxa de desocupação. Também não houve aumento no desemprego com a desaceleração do crescimento do PIB e da produção industrial observada a partir de 2011. Mas ocorreu importante redução na utilização da capacidade instalada da indústria.

Essa evidência sugere uma dicotomia na economia brasileira no período recente, em que, paradoxalmente, baixas e decrescentes taxas de desemprego coexistem com baixo ritmo de crescimento do PIB e, de forma mais acentuada, da produção industrial. De fato, após crescer 7,5% em 2010, o PIB brasileiro desacelerou para 2,7% em

2011 e 0,9% em 2012; enquanto a produção industrial cresceu apenas 0,3% em 2011 e decresceu 2,7% em 2012. Já o desemprego, que na média de 2010 encontrava-se em 6,7%, foi reduzido para 6,0% e 5,5%, respectivamente nas médias de 2011 e de 2012, e em dezembro de 2012 alcançou 4,6%, menor valor da série até então. Os dados também sugerem que a resposta a choques no setor industrial é bem diferente da resposta nos demais setores da economia.

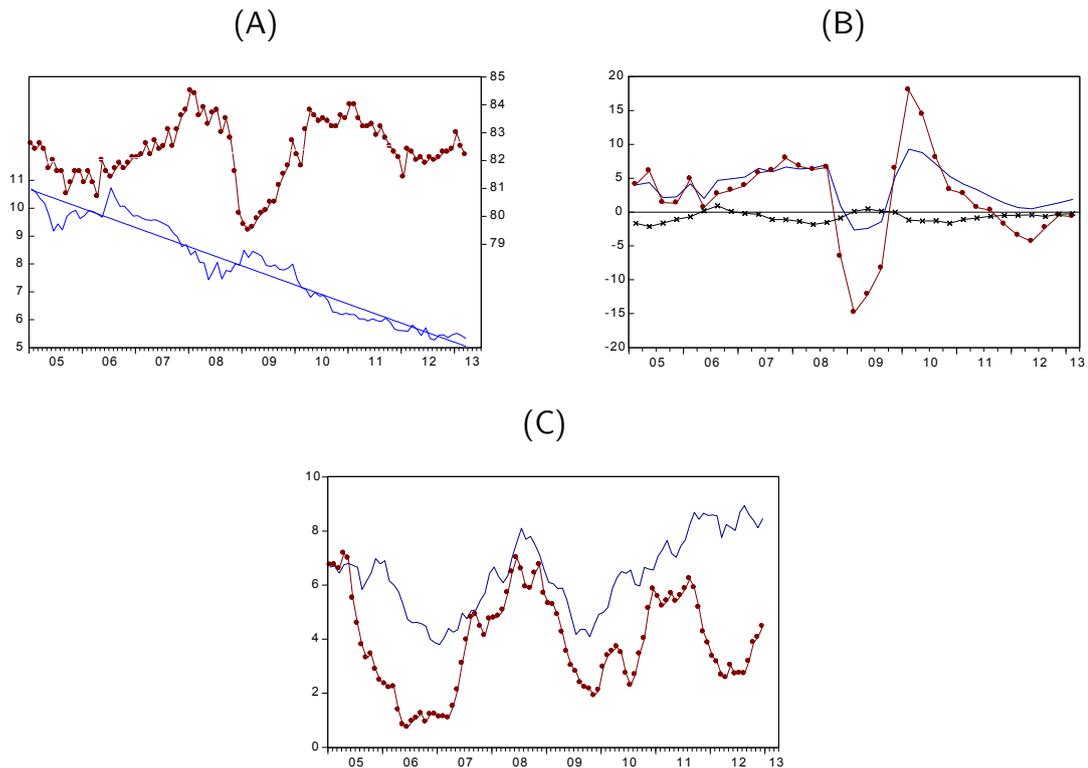


Figura 1: Utilização dos fatores, PIB e Produto Industrial, taxas de inflação

Nota: Panel (A): Utilização da Capacidade Instalada (vermelha com círculos), Taxa de Desocupação (azul). Retta indica tendência linear.

Panel (B): Crescimento (YoY) do Produto Industrial (vermelha com círculos), Crescimento (YoY) do PIB (azul), Variação (YoY) da Taxa de Desocupação (preta com estrelas).

Panel (C): Taxa de inflação (12 meses) de bens comercializáveis (vermelha com círculos), Taxa de inflação (12 meses) de bens não-comercializáveis (azul).

Essa caracterização da economia parece compatível com a interpretação denominada de "duas lâminas da tesoura" por Pastore et al. (2012) e Pastore (2012). A análise dos autores baseia-se num modelo com dois setores para a economia brasileira. A explicação para a desaceleração da indústria é que pressões do mercado de trabalho sobre salários, provocadas pelo dinamismo do setor de serviços, aliada

à queda na produtividade, eleva o custo unitário do trabalho. O setor industrial, por operar em situação próxima à de tomador de preços, não consegue repassar o aumento de custos para preços e tem suas margens de lucro deprimidas.

Não buscamos explicar os mecanismos por trás dessa dicotomia, mas sim explorar três questões produzidas e/ou realçadas pelo desbalanceamento setorial da economia: (i) seus efeitos sobre a dinâmica das taxas de inflação dos setores de bens comercializáveis e de não comercializáveis; (ii) as dificuldades de modelagem e possíveis vieses gerados por estimações agregadas nesse contexto dicotômico; e (iii) o importante papel do mercado de trabalho e do desempenho industrial como fonte de pressão de demanda e suas implicações para a relação entre inflação e desemprego.

Quanto à primeira questão, o painel (C) da Figura 1 mostra a diferença nas trajetórias das inflações de bens comercializáveis e de produtos não comercializáveis no período recente. Enquanto os preços de bens comercializáveis registraram aumento de 4,4% em 2011 e 4,5% em 2012, os preços de bens não comercializáveis cresceram 8,6% e 8,5%, respectivamente, nos mesmos períodos. A produção do primeiro grupo de bens é associada ao setor industrial, que é intensivo no uso do capital, enquanto que a produção dos últimos é associada ao setor não-industrial, que é intensivo no uso do trabalho. Portanto, pressões advindas do mercado de trabalho são particularmente importantes para o setor de bens não comercializáveis, em especial o setor de serviços, onde a folha de pagamento com salários representa parcela relevante dos custos totais de produção.¹ Já o setor de produtos comercializáveis está mais exposto à concorrência de produtos importados, o que limita sua capacidade de reajustar preços. A dinâmica distinta das taxas de inflação dos dois setores é uma consequência direta da dicotomia setorial e sugere que não é possível caracterizar a economia usando um modelo com apenas uma curva de Phillips agregada.

Nesse contexto também é difícil definir qual a variável relevante que deveria ser incluída como medida de atividade econômica num modelo com uma curva de Phillips agregada. Curvas de Phillips² empíricas, em sentido amplo, relacionam taxa de inflação a expectativas, desvios (hiatos) de medidas do nível de atividade, repasse

¹Obviamente que pressões de salários geradas por um mercado de trabalho aquecido acabam posteriormente afetando os custos do setor de bens comercializáveis e transbordando para a economia como um todo.

²As curvas de Phillips contemporâneas são aperfeiçoamentos da relação empírica evidenciada em Phillips (1958), em que a taxa de variação do salário nominal tende a apresentar correlação negativa com a taxa de desemprego.

cambial dos preços de bens comercializáveis da economia mundial e, possivelmente, valores defasados da inflação para ajuste empírico do seu componente inercial. O consenso atual é que curvas de Phillips agregadas devem ser embasadas, total (teóricas) ou parcialmente (semiestruturais), em microfundamentos da teoria econômica. Estes justificam que o uso de medidas de atividade econômica deve ser encarado como uma forma reduzida da relação teórica em equilíbrio geral. Se as firmas possuem algum poder de decisão de preços,³ a variável relevante para mudança no nível de seus preços é o custo marginal, que varia com o uso dos fatores de produção (e.g. trabalho e capital).⁴

Deste modo, o uso empírico de hiatos do trabalho e do capital estão justificados pelas log-linearizações das relações teóricas. Mais ainda, como a utilização dos fatores de produção é geralmente proporcional à própria produção, muitos modelos teóricos estilizados sugerem que o hiato do produto agregado da economia pode ser usado ao invés dos hiatos dos fatores. Em modelos teóricos mais estilizados ainda, usa-se a hipótese de que o capital é constante no curto prazo, do que decorre que a única variável de atividade relevante é o hiato do trabalho. Contudo, uma das hipóteses fortes por trás destes resultados teóricos é a de que todos os setores são homogêneos na utilização dos fatores na produção. Sob hipótese mais fraca, mas coerente com a realidade, não é possível justificar teoricamente formas funcionais em que apenas o hiato do produto agregado, ou o hiato do desemprego, afete a taxa de inflação agregada.⁵

Não obstante, a popularidade dos modelos teóricos com firmas homogêneas co-

³Firmas podem estar em um ambiente de competição monopolística (e.g. Dixit e Stiglitz (1977)).

⁴Referências importantes sobre modelos microfundamentados novo-keynesianos são Woodford (2003), Walsh (2010) e Gali (2010). Para curvas de Philips com custo marginal, ver Batini et al. (2005), Clarida et al. (1999), Gali e Gertler (1999), Gali et al. (2005), Kurmann (2005), e Sbordone (2005).

⁵Para a derivação da forma funcional simplificada, em que a taxa de inflação agregada é afetada por uma única medida de hiato, é preciso assumir várias hipóteses fortes, tais como: que as taxas de inflação de todos os setores tenham o mesmo comportamento inercial, as produtividades dos fatores sejam as mesmas em todos os setores, não haja rigidez de salários, e não haja fricções no mercado de trabalho. Por exemplo, ao assumir capital específico, Woodford (2005) mostra que a curva de Phillips deve ter ambos os hiatos, do produto agregado e do investimento agregado. Ao incluir um mercado de trabalho mais realista, modelando fricções de procura e de oferta de trabalho, o modelo novo keynesiano padrão passa a incluir o hiato do desemprego em adição ao hiato do produto agregado (e.g. Alves (2012), Blanchard e Gali (2010), Christiano et al. (2011), Gali (2010), Gertler et al. (2008), Gertler e Trigari (2009), Ravenna e Walsh (2008, 2012), Thomas (2008, 2011) e Walsh (2005)).

laborou para a utilização de apenas o hiato do produto agregado na maioria de exercícios empíricos⁶, inclusive no Brasil (e.g. Bogdanski et al. (2000), Alves e Muinhos (2003), Tombini e Alves (2006) e Correa e Minella (2010)).⁷ A utilização de medidas de emprego na estimação de curva de Phillips no Brasil ainda é incomum.⁸ Todavia, incorporar separadamente os efeitos da dinâmica do mercado de trabalho e da intensidade de uso do capital parece crucial para o entendimento dos mecanismos de transmissão de política monetária e das flutuações geradas pelos ciclos econômicos, num contexto caracterizado por fraco desempenho do setor industrial ao mesmo tempo que elevado nível de emprego. Em particular, parece claro que a medida de demanda deveria incorporar explicitamente os efeitos da dinâmica do mercado de trabalho.

Contudo, alguns autores e analistas econômicos têm reportado dificuldades na estimação de parâmetros do hiato do emprego (ou desemprego) com magnitude relevante e estatisticamente significantes em estimações de curvas de Phillips agregadas para o Brasil, o que poderia sugerir uma relação fraca ou inexistente entre inflação e desemprego no curto prazo (e.g. Delfim Netto (2013), Mendonca et al. (2012) e Minella et al. (2003)). Além disso, a fragilidade dessa relação tornaria mais difícil a estimação da taxa de desemprego que não acelera a inflação – NAIRU.⁹

Argumentamos que as dificuldades encontradas na literatura para estimação da relação entre desemprego e inflação no Brasil são resultantes de dois problemas. Primeiro, como os setores da economia usam fatores produtivos em intensidades diferentes e, por isso, as dinâmicas das taxas de inflação setoriais são muito distintas, o uso de uma única curva de Phillips para explicar a inflação agregada em função somente do hiato do produto ou do hiato do desemprego gera viés de especificação e/ou de variável omitida. Segundo, o uso de medidas de hiato obtidas por filtro HP (Hodrick e Prescott (1997)) ou outro método de filtragem que não incorpore maior estrutura econômica, gera problemas de erro de medida nas séries de hiato que serão usadas nas inferências. É resultado conhecido na literatura que o uso de regressores

⁶Importantes exemplos são Cogley e Sbordone (2008), Coibion et al. (2012), Coibion e Gorodnichenko (2011), Linde (2005), Rabanal e Rubio-Ramirez (2005), Rudd e Whelan (2005) e Smets e Wouters (2003, 2005, 2007), dentre outros.

⁷No Brasil, estimações de curvas de Phillips com medidas de custo marginal são raras (e.g. Alves e Areosa (2005), Areosa e Medeiros (2007)).

⁸Bons exemplos são Delfim Netto (2013), Mendonca et al. (2012) e Minella et al. (2003).

⁹NAIRU significa *non-accelerating inflation rate of unemployment*.

com erro de medida causa viés de atenuação em direção a zero na estimativa dos parâmetros.

Por isso, para tratar das três questões mencionadas anteriormente, usamos um modelo empírico semiestrutural com as seguintes características. Para lidar com a primeira questão, o modelo possui duas curvas de Phillips, uma para o setor industrial e outra para o setor não-industrial. Por simplificação, assumimos que a inflação de comercializáveis e a inflação de não-comercializáveis são boas proxies para as taxas de inflação dos dois setores. Para evitar problemas de colinearidade entre regressores e assumindo que o produto potencial da economia difere do produto efetivo apenas pelo uso dos fatores produtivos, usamos em cada equação apenas o fator em que o setor é mais intensivo, i.e., a variável de demanda relevante para a inflação de produtos não comercializáveis é o hiato do desemprego em relação à NAIRU e para a inflação de comercializáveis a variável relevante é o hiato da utilização da capacidade instalada em relação à NAICU.¹⁰ As duas curvas de Phillips são estimadas conjuntamente e restritas por uma curva agregada, que impõe consistência entre as inflações setoriais e a inflação de preços livres. Estimações da NAIRU e da NAICU, assim como do hiato do produto, são também realizadas e ajudam a explicar vários fatos relevantes.

O tratamento do segundo problema é mais sutil. Nós estimamos o modelo semiestrutural usando filtro de Kalman. Não há na teoria método algum de filtragem que seja isento de problemas (e.g. Canova (1998) e Canova e Ferroni (2011)), mas filtros que contenham maior estrutura econômica possuem mais chances de extrair a informação correta. Além disso, o presente artigo usa medidas auxiliares obtidas pelo filtro HP como trajetórias iniciais para a estimação das séries latentes da NAIRU e da NAICU. O filtro de Kalman estima apenas as correções em relação a essas séries iniciais. Essa estratégia ajuda na convergência do filtro e na identificação dos parâmetros e da NAIRU e NAICU.

O modelo semiestrutural proposto é estimado usando dados trimestrais da economia brasileira para o período de 1999T3 a 2012T4. Primeiro, nossos resultados sugerem que desenvolvimentos no mercado de trabalho têm impactos importantes sobre a dinâmica da inflação. O parâmetro estimado para o hiato do

¹⁰NAICU significa *non-accelerating inflation rate of capacity utilization*.

desemprego na curva de Phillips de bens não comercializáveis não apenas é estatisticamente significativa em todos os níveis de significância usuais, como possui magnitude relevante $(-0,31)$. Portanto, reduções na taxa de desemprego afetam diretamente a inflação de bens não comercializáveis e, conseqüentemente, a inflação agregada. Este resultado está em linha com nossa hipótese de que a evidência de uma relação fraca entre desemprego e inflação no Brasil reportada por outros autores é resultante de viés de atenuação em direção a zero advindo de erros de medida no hiato do desemprego gerados por não se introduzir maior estrutura econômica no modelo. De fato, quando se considera a estimação do modelo usando o hiato do desemprego obtido pelo filtro HP diretamente, o valor do parâmetro é muito menor $(-0,17)$ e não significativo.

A inferência do hiato da taxa do desemprego evidencia o papel do mercado de trabalho como fonte de pressão direta sobre a inflação de bens não comercializáveis. Por outro lado, o hiato da utilização da capacidade instalada também tem papel relevante na trajetória da inflação de bens comercializáveis. Isso significa que as duas variáveis agem conjuntamente para a determinação da dinâmica da inflação agregada, e a dicotomia vivida pela economia brasileira no período recente é um dos responsáveis pelo comportamento tão distinto das taxas de inflação setoriais.

Assim como ocorreu com a taxa de desemprego efetiva, nossas inferências sugerem que houve também substancial redução na taxa NAIRU no Brasil ao longo do período recente. Enquanto a trajetória central da NAIRU situava-se próximo a 11%-12% no início do período coberto por nossas estimativas, seu valor foi reduzido para próximo de 6,3% no final de 2012. Adicionalmente, quanto ao estado recente do mercado de trabalho, a trajetória central estimada também sugere que, desde meados de 2010, a taxa de desemprego encontra-se abaixo da NAIRU, o que significa pleno emprego da força de trabalho. Em relação ao setor industrial, há indicação de elevação no nível da NAICU ao longo do período de estimação utilizado. Contudo, vale destacar que, assim como ocorre com qualquer estudo sobre estimação de NAIRU e NAICU, essas estimativas centrais estão sujeitas a elevado grau de incerteza.

Por fim, os três hiatos estimados (hiato do desemprego, hiato da utilização da capacidade instalada da indústria e hiato do produto) evidenciam o papel do mercado

de trabalho como fonte de pressão sobre a atividade econômica e sobre a inflação, e enfatizam a dicotomia vivida pela economia brasileira. Ao incorporar maior estrutura econômica na estimação, inferimos duas fontes de pressão agindo em direções opostas sobre o hiato do produto nos últimos dois anos. De um lado, os resultados da inferência sugerem que o setor industrial encontra-se mais desaquecido nos últimos anos do que indica a evidência obtida pelo filtro HP, o que pressiona o hiato do produto para baixo. De outro, o mercado de trabalho, que inicialmente encontrava-se desaquecido, mas que foi ganhando força ao longo do tempo e agora encontra-se operando acima de seu potencial, pressiona a atividade econômica para cima. Por conta da elevada participação do trabalho na renda, essas duas forças opostas, quando traduzidas em termos da variável de demanda que tradicionalmente aparece na curva de Phillips agregada, produzem um hiato do produto mais elevado no período recente do que aquele obtido diretamente por filtro HP, apesar de a atividade econômica, quando medida apenas pelo PIB, não apresentar taxas expressivas de crescimento.

O restante do artigo é organizado como segue. A seção 2 apresenta o modelo empírico semiestrutural. A seção 3 apresenta os resultados das estimações e as trajetórias estimadas para a NAIRU e para a NAICU, e analisa o hiato do produto obtido a partir de um modelo de função de produção incorporado ao modelo semiestrutural. Além disso a seção discute a interação entre os hiatos do emprego, da utilização da capacidade instalada da indústria e do produto. A seção 4 conclui.

2 O modelo¹¹

O modelo é composto por curvas de Phillips setoriais no formato de modelos lineares dinâmicos (DLM), em que as trajetórias das variáveis latentes NAIRU e NAICU são descritas como passeios aleatórios com drifts estocásticos. Na estimação, utilizamos o filtro de Kalman para inferir a distribuição dinâmica da NAIRU e da NAICU. Os parâmetros invariantes do modelo são estimados por máxima verossimilhança total.¹²

¹¹O modelo apresentado e estimado nesse artigo tem caráter puramente acadêmico, sem pretensões de ser utilizado para projeções com fins de implementação de política econômica.

¹²Ótimas referências sobre modelos lineares dinâmicos (DLM) e inferência usando filtro de Kalman são Hamilton (1994), Prado e West (2010) e West e Harrison (1997). Para aplicações

Na melhor especificação, o modelo possui a seguinte estrutura:

$$\pi_t^{nco} = \lambda_1 \pi_{t-1}^{liv} + \lambda_2 E_t \pi_{t+1}^{nco} + \lambda_3 \pi_{t-1}^* + \lambda_4 \hat{u}_t + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_{t-j} + \xi_t^{nco} \quad (1)$$

$$\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 = 1 \quad ; \quad \xi_t^{nco} \sim N(0, \sigma_{nco}^2)$$

$$\pi_t^{com} = \gamma_1 \pi_{t-1}^{liv} + \gamma_2 E_t \pi_{t+1}^{com} + \gamma_3 \pi_{t-1}^* + \gamma_4 \hat{c}_{t-2} + \boldsymbol{\theta}' \mathbf{Z}_{t-l} + \xi_t^{com} \quad (2)$$

$$\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 = 1 \quad ; \quad \xi_t^{com} \sim N(0, \sigma_{com}^2)$$

$$\pi_t^{liv} = \omega_t^{com} (\pi_t^{com} - \xi_t^{com}) + (1 - \omega_t^{com}) (\pi_t^{nco} - \xi_t^{nco}) + \xi_t^{liv} \quad (3)$$

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

A curva de Phillips para a inflação de produtos não comercializáveis π_t^{nco} está descrita na equação (1), onde $E_t \pi_{t+1}^{nco}$ representa o termo de forward-looking, $E_t(\cdot)$ é o operador de expectativas condicionais ao conjunto de informação do período t , \hat{u}_t é o hiato da taxa de desemprego (a ser definido à frente) e X_t é um vetor com outras variáveis medindo choques de oferta (que tem média zero no longo prazo). A equação (2) é uma curva de Phillips para a inflação de produtos comercializáveis, π_t^{com} , onde $E_t \pi_{t+1}^{com}$ é o termo de expectativas, \hat{c}_t é o hiato da utilização da capacidade instalada (que também será definido à frente) e Z_t são choques de oferta modelados afetando a inflação de comercializáveis, com média zero no longo prazo (os vetores X_t e Z_t podem conter as mesmas variáveis). A equação (3) impõe consistência das inflações setoriais com a inflação de preços livres, π_t^{liv} , onde ω_t^{com} é o peso dos preços comercializáveis na inflação de preços livres e ξ_t^{liv} é um choque de modelagem. Além disso, $\pi_t^* = (\Delta e_t + \pi_t^f)$ é a taxa de inflação de preços importados em moeda doméstica, medida pela variação (em log) da taxa de câmbio, Δe_t , mais a taxa de inflação externa π_t^f ; ξ_t^{nco} e ξ_t^{com} representam choques de oferta não modelados, e $[\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \sigma_{nco}^2, \sigma_{com}^2, \sigma_{liv}^2, \sigma_d^2]$ é o vetor com os parâmetros a serem estimados. Note também que impomos restrições nos coeficientes para que as curvas de Phillips sejam verticais no longo prazo. Por fim, $u_t \equiv -\log(1 - U_t)$ e $c_t \equiv \log(UCI_t)$ são transformações logarítmicas da taxa de desemprego, U_t , e da

de DLMs em modelos macroeconômicos, ver Basdevant (2003).

utilização da capacidade instalada, UCI_t , respectivamente.

Note a diferença estrutural das duas curvas de Phillips setoriais. A medida de atividade econômica relevante para inflação de bens não comercializáveis é o hiato da taxa de desocupação, enquanto que o hiato da utilização da capacidade instalada é a medida mais apropriada para produtos comercializáveis.

Em relação ao termo de backward-looking, observe que em ambas as equações ele é dado pela inflação de preços livres. Por ser um instrumento que captura algum mecanismo de indexação, preferimos utilizar uma medida de inflação agregada para esse componente. Além disso, no modelo econométrico não incluímos dummies sazonais. A estimação é realizada utilizando dados dessazonalizados.

A equação (3) também merece um comentário adicional. Ela impõe uma disciplina nas curvas de Phillips setoriais, de forma que os valores estimados nessas equações sejam consistentes com a inflação agregada de preços livres. Observe que os termos entre parênteses são os valores ajustados das duas outras equações. A soma desses valores, ponderados pelos seus respectivos pesos, não é igual à inflação de preços livres. Por isso, incluímos um termo de erro. Mas note também que, caso os pesos ω_t^{com} fossem constantes no tempo, essa equação não adicionaria nada ao sistema. Mais do que isso, ela seria redundante. A matriz de variância-covariância dos termos de erro seria singular e a estimação conjunta das três equações seria impossível. É o fato de os pesos não serem constantes que permitem a estimação conjunta do sistema.

Por fim, note que não incluímos no modelo uma equação para a Lei de Okun, que relaciona mudanças no hiato da taxa de desocupação ao crescimento do produto (ou variação no hiato do produto). Na verdade, introduzir ou não essa equação não afeta as estimações, uma vez que a restrição relacionando as inflações de bens comercializáveis e de não-comercializáveis à inflação de preços livres, ao afetar a estimação dos parâmetros de todas as equações, impõe também uma relação entre o hiato da taxa de desemprego e o hiato da utilização da capacidade instalada estimados.¹³

Resta agora definir o tratamento dado às variáveis de hiato da taxa de desemprego, \hat{u}_t , e de hiato da utilização da capacidade instalada, \hat{c}_t . Na verdade, essa

¹³Nas estimações realizadas, quando se adicionou uma equação para Lei de Okun no modelo não houve mudança nos resultados.

definição determina a estratégia de estimação do modelo. Neste trabalho usamos duas estratégias diferentes e comparamos os seus resultados. A primeira consiste em estimar o modelo semiestructural acima adotando o tratamento tradicional para as variáveis latentes. Chamaremos essa estratégia de modelo M_T (modelo com método tradicional). O procedimento tradicional na literatura para problemas desse tipo, em que se pretende estimar a NAIRU usando filtro de Kalman, é definir o hiato do desemprego como a diferença entre a taxa de desocupação e a NAIRU e modelar diretamente a NAIRU como variável de estado. O mesmo procedimento é feito em relação à NAICU. Assim, no modelo M_T estimamos as equações (1)-(3) acima em conjunto com as seguintes variáveis de estado:

$$\begin{aligned}
(M_T) \quad u_t^n &= u_{t-1}^n + u_{t-1}^{dr} & ; & \quad c_t^n = c_{t-1}^n + c_{t-1}^{dr} \\
u_t^{dr} &= u_{t-1}^{dr} + \zeta_t^{ud} & ; & \quad c_t^{dr} = c_{t-1}^{dr} + \zeta_t^{cd} \\
\zeta_t^{ud} &\sim N(0, \sigma_d^2) & ; & \quad \zeta_t^{cd} \sim N(0, \sigma_d^2)
\end{aligned} \tag{4}$$

onde $u_t^n \equiv -\log(1 - NAIRU_t)$ e $c_t^n \equiv \log(NAICU_t)$ são transformações logarítmicas da NAIRU e da NAICU, respectivamente, e as variáveis de hiato são definidas como $\hat{u}_t \equiv u_t - u_t^n$ e $\hat{c}_t \equiv c_t - c_t^n$.

Na segunda estratégia de estimação, usamos séries obtidas por processos puramente estatísticos como condições iniciais para a NAIRU e para a NAICU para facilitar a inferência via filtro de Kalman. Por simplicidade, escolhemos o filtro HP como método auxiliar. Chamaremos esse procedimento de modelo M_A (modelo com variáveis auxiliares). Para ver como o procedimento funciona, escreva as séries estruturais da NAIRU e da NAICU a serem estimadas pelo filtro de Kalman como:

$$u_t^n = u_t^{hp} + cor_t^u \quad ; \quad c_t^n = c_t^{hp} + cor_t^c \tag{5}$$

onde $u_t^n \equiv -\log(1 - NAIRU_t)$ e $c_t^n \equiv \log(NAICU_t)$ são transformações logarítmicas da NAIRU e da NAICU; $u_t^{hp} \equiv -\log(1 - NAIRU_t^{hp})$ e $c_t^{hp} \equiv \log(NAICU_t^{hp})$ são estimativas usando filtro HP (i.e., são as medidas auxiliares obtidas num primeiro passo); e cor_t^u e cor_t^c representam as correções em relação ao filtro HP realizadas pelo filtro de Kalman ao incorporar maior estrutura econômica no modelo. Nesse procedimento as correções são as variáveis de estado no filtro de Kalman, ao invés

das próprias NAIRU e NAICU, como no método tradicional. Assim, no modelo M_A estimamos o modelo semiestrutural (1)-(3) acima em conjunto com as seguintes equações:

$$\begin{aligned}
(M_A) \quad & cor_t^u = cor_{t-1}^u + cor_{t-1}^{ud} \quad ; \quad cor_t^c = cor_{t-1}^c + cor_{t-1}^{cd} \\
& cor_t^{ud} = cor_{t-1}^{ud} + \eta_t^{ud} \quad ; \quad cor_t^{cd} = cor_{t-1}^{cd} + \eta_t^{cd} \\
& \eta_t^{ud} \sim N(0, \tilde{\sigma}_d^2) \quad ; \quad \eta_t^{cd} \sim N(0, \tilde{\sigma}_d^2)
\end{aligned} \tag{6}$$

onde $cor_t^u = u_t^n - u_t^{hp}$ e $cor_t^c = c_t^n - c_t^{hp}$. Como antes, o hiato do desemprego e o hiato da utilização da capacidade instalada são definidos como $\hat{u}_t \equiv u_t - u_t^n$ e $\hat{c}_t \equiv c_t - c_t^n$. Para facilitar a inferência do modelo M_A , impomos $\tilde{\sigma}_d^2 = \sigma_d^2$ estimado inicialmente no modelo M_T .

Note que a especificação de random walk com drift estocástico para as variáveis de estado nos dois modelos é capaz de capturar a grande maioria dos processos estacionários e não estacionários em amostras finitas. Deste modo, o modelo permite que as variáveis latentes se comportem de maneira estacionária em alguns trechos e não estacionária em outros.

Existem ao menos duas vantagens aparentes no método adotado no modelo M_A , em relação ao procedimento tradicional. Primeiro, as correções devem ser estacionárias. Assim, será mais fácil para o filtro de Kalman inferir as correções para ajustar as séries auxiliares às trajetórias da NAIRU e da NAICU coerentes com a estrutura econômica. Segundo, como no método tradicional se estima simultaneamente as variáveis latentes NAIRU e NAICU e os coeficientes dos hiatos da taxa de desemprego e da utilização da capacidade instalada da indústria, parece haver um problema de identificação. Aumentos no nível da NAIRU ou da NAICU podem ser compensados por reduções em seus parâmetros e vice-versa. Já no nosso método, um procedimento recursivo é adotado, composto de dois passos. No primeiro passo, usamos os valores suavizados centrais das variáveis latentes NAIRU e NAICU para estimar os parâmetros do modelo.¹⁴ No segundo passo, fixamos os parâmetros dos hiatos do desemprego e da utilização da capacidade obtidos no passo anterior e inferimos as distribuições dinâmicas da NAIRU e da NAICU. Para iniciar o processo

¹⁴Os valores suavizados levam em conta o conjunto de informação da amostra completa, i.e., os valores centrais são dados por $\bar{u}_t^n = E(u_t^n | \{Y_\tau\}_{\tau=1}^T)$ e $\bar{c}_t^n = E(c_t^n | \{Y_\tau\}_{\tau=1}^T)$, onde Y_t é o vetor de variáveis observáveis (endógenas e exógenas) no período $t \in \{1, T\}$.

recursivo, usamos as medidas auxiliares obtidas por filtro HP. Os dois passos são repetidos até que os parâmetros do sistema satisfaçam o critério de convergência.

3 Estimação

O modelo semiestrutural é estimado por máxima verossimilhança, usando filtro de Kalman. As estimações realizadas utilizam dados trimestrais dessazonalizados, no período 1999T2 a 2012T4. As medidas de inflação de preços livres, de bens comercializáveis e de não-comercializáveis são os seus respectivos componentes do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE. Os pesos variantes no tempo também são os correspondentes da cesta do IPCA. As medidas da taxa de inflação de bens comercializáveis e não-comercializáveis são baseadas na reclassificação de itens do IPCA pelo Banco Central do Brasil e na reponderação de pesos, como descrito em Banco Central do Brasil (2011). O método incorpora a nova estrutura de padrão de consumo, conforme a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) 2008-2009 do IBGE. A medida de inflação externa é dada pela variação do índice Commodity Research Bureau – CRB.

A medida de desemprego adotada para a maior parte do período é a taxa de desemprego aberta, com período de referência de 30 dias, da Pesquisa Mensal do Emprego – PME do IBGE. O IBGE realizou importante mudança metodológica no cálculo do desemprego em 2002 para se adequar aos padrões internacionais, o que significa que essas informações estão disponíveis apenas para o período a partir de março de 2002. Para se obter uma série de dados mais longa, esses dados de desemprego do IBGE foram combinados com a série de desemprego agregado medido pela Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED do DIEESE/Fundação SEADE-SP (de abril de 1999 a fevereiro de 2002), referente às taxas de desemprego nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Salvador, São Paulo e Distrito Federal. Por causa dessa mudança na série de desemprego, realizamos também uma estimação usando apenas os dados do IBGE, ou seja, para o período entre 2002T2 a 2012T4. A variável de utilização da capacidade instalada da indústria é dada pela série calculada pela CNI.¹⁵

¹⁵Foram também realizadas estimações usando dados da Fundação Getulio Vargas – FGV. Os resultados obtidos não se alteram qualitativamente.

Existem ainda variáveis adicionais capturando choques nas curvas de Phillips, representadas pelos vetores X_t e Z_t . Diversas variáveis foram tentadas como controles para esses choques, tais como mudanças de preços relativos, choques nos preços de commodities, mudança nos preços de petróleo, variação no salário mínimo etc. Dessas variáveis, apenas duas foram significantes na equação para a inflação de bens comercializáveis: a variável des_t , que captura o desalinhamento de preços no atacado e no varejo (medido pela diferença entre o (log) Índice de Preços no Atacado – IPA-FGV e o (log) Índice de Preços ao Consumidor – IPC-FGV); e a variável $chcom_t$, que captura choques nos preços de commodities, medidos pelo hiato do índice CRB, em reais, em relação à sua tendência.

Vale destacar aqui uma questão técnica importante relacionada à estimação. A presença dos componentes de expectativas de inflação $E_t\pi_{t+1}^{nco}$ e $E_t\pi_{t+1}^{com}$ nas curvas de Phillips causa um problema de endogeneidade que precisa ser tratado. Por isso, um procedimento em dois estágios foi adotado na inferência. O primeiro estágio envolveu regredir os valores realizados das taxas de inflação de bens comercializáveis e de não-comercializáveis no período $(t + 1)$ em variáveis instrumentais. Em seguida, utiliza-se os componentes de inflação previstos no primeiro estágio como as variáveis de expectativas. Nesse segundo estágio, todas as equações do modelo são estimadas conjuntamente. Os instrumentos para $E_t\pi_{t+1}^{nco}$ utilizados são $(1/2) \sum_{j=1}^2 \pi_{t-j}^{nco}$, π_{t-1}^{com} e des_{t-1} . Os instrumentos para $E_t\pi_{t+1}^{com}$ são π_{t-1}^{nco} , π_{t-1}^{com} , π_{t-1}^{ipca} e des_{t-1} .

As duas especificações do modelo apresentadas na seção anterior foram estimadas. No modelo M_T as variáveis NAIRU e NAICU são estimadas diretamente como as variáveis latentes no filtro de Kalman. O modelo M_A usa o procedimento recursivo descrito anteriormente, com variáveis auxiliares iniciais para a NAIRU e NAICU obtidas por filtragem HP₁₆₀₀ e as variáveis de estado estimadas são desvios dessas trajetórias iniciais. Os resultados das estimações dos dois modelos são reportados na Tabela 1. Apresentamos também os resultados do primeiro passo da estimação recursiva do modelo M_A , i.e., quando as medidas dos hiatos são simplesmente aquelas obtidas pelo filtro HP: $\hat{u}_t^{hp} \equiv u_t - u_t^{hp}$ e $\hat{c}_t^{hp} \equiv c_t - c_t^{hp}$. Essa estimação é chamada de modelo M_0 .¹⁶

¹⁶A estimação para o período 2002T2-2012T4 é reportada na Tabela 2 no apêndice. De maneira geral, os resultados são os mesmos.

Tabela 1: Parâmetros estimados

	M_T	M_0	M_A
<i>Curva de Phillips Não-Comercializáveis</i>			
π_{t-1}^{liv}	0,367*** (0,065)	0,358*** (0,079)	0,357*** (0,066)
$E_t \pi_{t+1}^{nco}$	0,609*** (0,063)	0,618*** (0,081)	0,619*** (0,064)
π_{t-1}^*	0,024** (0,012)	0,024* (0,014)	0,024** (0,012)
\hat{u}_t^{hp} ou \hat{u}_t	-0,306*** (0,067)	-0,166 (0,131)	-0,314*** (0,066)
des_t	0,380*** (0,124)	0,373*** (0,140)	0,371*** (0,127)
<i>Curva de Phillips Comercializáveis</i>			
π_{t-1}^{liv}	0,445*** (0,121)	0,436*** (0,126)	0,446*** (0,121)
$E_t \pi_{t+1}^{com}$	0,485*** (0,118)	0,493*** (0,123)	0,484*** (0,117)
π_{t-1}^*	0,070*** (0,016)	0,072*** (0,017)	0,070*** (0,016)
\hat{c}_{t-2}^{hp} ou \hat{c}_{t-2}	0,145*** (0,049)	0,148* (0,087)	0,145*** (0,049)
des_t	1,154*** (0,240)	1,155*** (0,250)	1,156*** (0,242)
$chcom_{t-1}$	0,068*** (0,017)	0,069*** (0,022)	0,068*** (0,017)
<i>Parâmetro</i> $\log(\sigma_{nco}^2)$	-11,250*** (0,258)	-10,973*** (0,340)	-11,261*** (0,256)
<i>Parâmetro</i> $\log(\sigma_{com}^2)$	-9,434*** (0,654)	-9,404*** (0,575)	-9,435*** (0,660)
<i>Parâmetro</i> $\log(\sigma_{liv}^2)$	-10,419*** (0,714)	-10,389*** (0,717)	-10,423*** (0,705)
<i>Parâmetro</i> $\log(\sigma_d^2)$	-14,977*** (0,714)	-	-14,977*** (0,714)
<i>Log-verossimilhança Passo 1</i>	597,850	589,007	598,298
<i>Log-verossimilhança Passo 2</i>	535,666		536,794

Nota: Método: Filtro de Kalman com máxima verossimilhança total

Amostra: 1999T3 a 2012T4

Parênteses: desvio padrão; Significância: * (10%), ** (5%), *** (1%)

M_0 : primeiro passo da primeira iteração, filtragem HP₁₆₀₀ como valor inicial para NAIRU e NAICU, sem correções

M_A : correções da NAIRU e NAICU inferidas por filtragem de Kalman auxiliada por séries auxiliares (HP₁₆₀₀)

M_T : NAIRU e NAICU inferidas por filtragem de Kalman padrão

O primeiro resultado que merece destaque diz respeito aos coeficientes estimados do hiato da taxa de desocupação na curva de Phillips de bens não comercializáveis. Não apenas os coeficientes são estatisticamente significantes nos modelos M_A e M_T em qualquer dos níveis usuais de confiança, como suas magnitudes são extremamente relevantes ($-0,31$, em ambos os modelos). Esse resultado sugere que a dinâmica do mercado de trabalho impacta fortemente o nível de preços da economia: reduções na taxa de desocupação abaixo da NAIRU afetam diretamente a inflação de bens não comercializáveis e, conseqüentemente, a inflação agregada. Esse resultado é complementar àqueles encontrados em Banco Central do Brasil (2013), embora naquele estudo o impacto do mercado de trabalho sobre a inflação seja capturado diretamente através dos salários.

Alguns autores e analistas têm relatado dificuldades na obtenção de parâmetros significativos e relevantes do hiato da desocupação em estimações de curvas de Phillips agregadas, o que poderia sugerir uma relação fraca (ou inexistente) entre inflação e desemprego no curto prazo (e.g. Mendonca et al. (2012), Delfim Netto (2013) e Minella et al. (2003)). Nossos resultados sugerem que essas dificuldades podem ser resultantes da estratégia utilizada pelos autores para capturar essa relação. Essa indicação é fornecida pelo modelo M_0 , cujos resultados sugerem que a utilização de medida de hiato de desemprego estimado por filtro HP_{1600} , sem considerar maior estrutura econômica na estimação, parece não ser uma boa estratégia.¹⁷ De fato, quando utilizamos a trajetória estimada pelo filtro HP_{1600} como proxy para a NAIRU, o valor obtido para o parâmetro é muito menor ($-0,17$) e estatisticamente não significativo (p-valor igual a $0,21$). Este fato é uma forte evidência de que, por não considerar maior estrutura econômica em sua estimação, o hiato da taxa de desocupação obtido por filtragem HP possui erro de medida. É um resultado econométrico conhecido na literatura que, quando se tem erros de medida em uma variável, há viés de atenuação em direção a zero na estimativa de seu parâmetro (e.g. Wooldridge (2010, cap. 4)).

Os coeficientes estimados para o hiato da utilização da capacidade instalada na indústria nos modelos M_A e M_T ($0,15$) são também significantes em todos os

¹⁷Mendonca et al. (2012) utilizam o hiato da taxa de desocupação obtido por filtragem HP e também a própria taxa de desocupação em várias especificações da curva de Phillips. Seus resultados sugerem que, embora muito pequena, a relação entre inflação e desemprego existe no curto prazo.

níveis de confiança usuais, indicando que essa variável também é importante para a determinação da taxa de inflação. Note que se considerarmos apenas a dinâmica estimada por filtro HP (modelo M_0), sem maior estrutura econômica na estimação do hiato, o parâmetro estimado possui magnitude igual à dos outros dois modelos, mas é significativo somente no nível de 10%. Este fato sugere que, embora a volatilidade média do hiato da utilização da capacidade instalada inferida pelo filtro de Kalman seja semelhante à volatilidade média obtida pelo filtro HP_{1600} , a dinâmica obtida pela filtragem de Kalman é superior e mais compatível com a dinâmica da inflação.

Quanto aos outros parâmetros estimados nos modelos M_A e M_T , todos são estatisticamente significantes e possuem os sinais esperados teoricamente. Choques de commodities e mudanças de preços relativos parecem ser importantes para a dinâmica das taxas de inflação. Note também a diferença de magnitude dos componentes de repasse cambial estimados entre os dois grupos de preços. Enquanto o repasse da inflação externa para preços de produtos comercializáveis é estimado por volta de 7% dentro do mesmo trimestre, no caso dos preços de serviços não comercializáveis o repasse é de apenas aproximadamente 2%; portanto, mais de três vezes menor. De forma interessante, a variável medindo mudanças no salário mínimo não foi estatisticamente significativa na equação de preços de produtos não comercializáveis.

Por fim, o coeficiente estimado de inércia na inflação de bens não comercializáveis ($\lambda_1 = 0,36$) é menor que aquele da inflação de produtos comercializáveis ($\gamma_1 = 0,45$). Esse é um resultado contrário à intuição. Normalmente se espera inércia maior na inflação do setor de não comercializáveis, especialmente por conta das regras usuais de reajustes de salários. Contudo, com um teste de Wald não é possível rejeitar a hipótese de que $\lambda_1 \geq \gamma_1$.

3.1 Comparação entre os modelos

A seção anterior sugere que simplesmente usar as séries de hiato do desemprego e da utilização da capacidade instalada obtidas pelo filtro HP_{1600} , sem considerar maior estrutura econômica, pode introduzir erros de medida na estimação e gerar dificuldades na inferência da relação entre desemprego e inflação. O mesmo ocorre com a relação entre utilização da capacidade instalada e inflação. Portanto, nesse sentido o

modelo M_0 é inferior aos outros dois. Além disso, a log-verossimilhança do modelo M_0 é muito menor do que a log-verossimilhança dos modelos M_A e M_T .¹⁸ Note que usamos logaritmos neperianos, e diferenças maiores que $\log(100) = 4,60$ são muito grandes e podem ser interpretadas como evidência decisiva contra o modelo M_0 em relação a M_A e M_T . Esta regra de decisão é descrita por Kass e Raftery (1995) e baseia-se nas sugestões de Jeffreys (1961). Em resumo, essas informações sugerem superioridade dos modelos que incorporam maior estrutura econômica no filtro de Kalman para inferir os hiatos, em relação à filtragem HP simples.

A diferença entre M_A e M_T é mais tênue, já que os valores das log-verossimilhança são bastante próximos. Mas note que os valores estão em logaritmos. Pelo critério de Kass e Raftery (1995) há pequena vantagem em favor do modelo M_A . Além disso, a velocidade de convergência do processo iterativo é maior no modelo com variáveis auxiliares, e estas parecem ajudar na identificação das séries latentes da NAIRU e NAICU e dos parâmetros do modelo. Por isso, adotaremos essa especificação como o nosso modelo benchmark.

3.2 Taxas que não aceleram a inflação

Nessa seção apresentamos a evidência obtida para as variáveis de equilíbrio usando o modelo benchmark M_A .¹⁹ Os painéis (A) e (B) da figura 2 mostram as séries suavizadas (em nível) da NAIRU e NAICU para o período 2001T1 a 2012T4,²⁰ além das séries originais (em nível) da taxa de desocupação e da utilização da capacidade instalada, com suas respectivas filtragens HP₁₆₀₀. Os painéis (C) e (D) da figura 2 mostram intervalos de confiança de 95% das séries suavizadas.

Em relação o mercado de trabalho, os resultados sugerem que, assim como ocorreu com a taxa de desemprego efetiva, houve também substancial redução na NAIRU no Brasil ao longo do período recente. As estimativas pontuais do modelo sugerem que, enquanto a NAIRU situava-se próximo de 11%-12% no início do período con-

¹⁸Uma análise mais precisarequer o uso da log-verossimilhança marginal. Contudo, o fato de os intervalos de confiança dos modelos M_A e M_T serem mais estreitos que os do modelo M_{A0} sugere que este critério nos daria a mesma conclusão.

¹⁹As estimativas para a NAIRU e para a NAICU usando o modelo M_T e também para o período 2002T2-2012T4 são reportadas na Figuras 4 e 5 no apêndice. Os resultados são basicamente os mesmos.

²⁰Lembre que o modelo foi estimado usando dados do período 1999T3 a 2012T4, mas a inferência dos estados nos períodos iniciais são sujeitos a erros na distribuição inicial usada no filtro de Kalman. Por isso, desprezamos os valores iniciais estimados da NAIRU e da NAICU.

siderado na estimação, seu valor foi reduzido para algo próximo a 6,3% no final de 2012.²¹

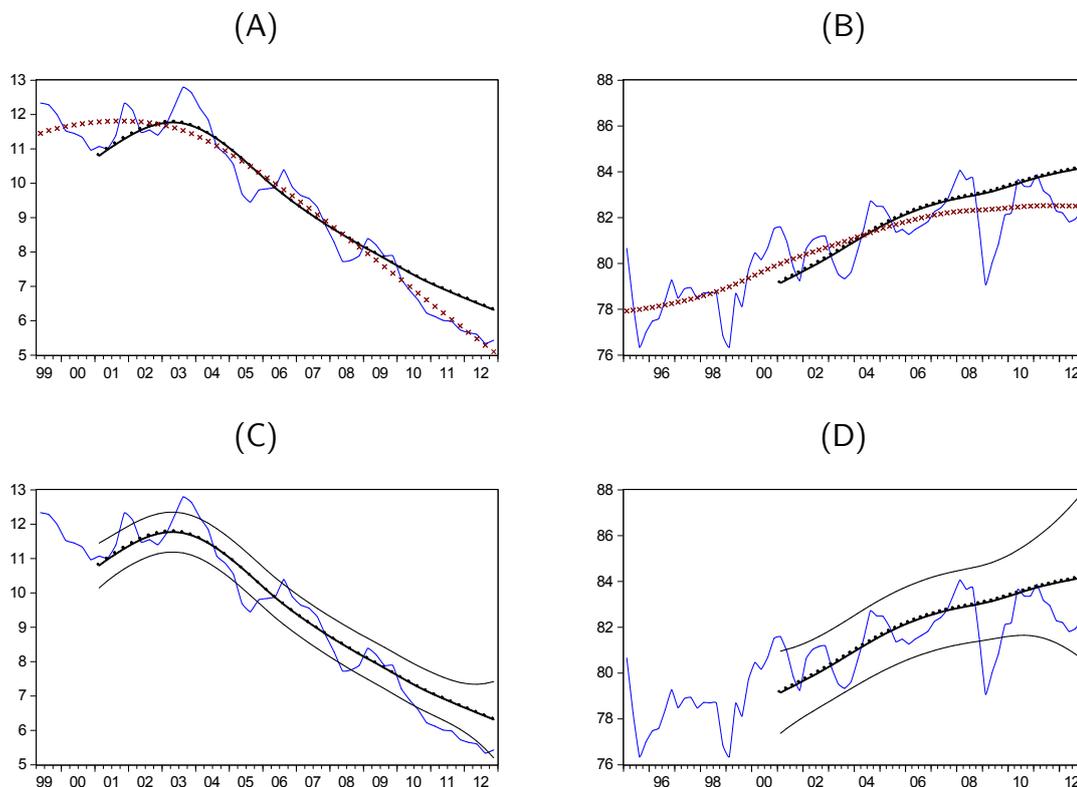


Figura 2: NAIRU e NAICU no modelo benchmark

Nota: Painel (A): Taxa de Desocupação (azul), NAIRU (preta com círculos), filtragem HP (estrelas vermelhas).
 Painel (B): Utilização da Capacidade Instalada (azul), NAICU (preta com círculos), filtragem HP (vermelha com estrelas).
 Painel (C): Taxa de Desocupação (azul), NAIRU (preta com círculos), Intervalo de Confiança de 95% (preta).
 Painel (D): Utilização da Capacidade Instalada (azul), NAICU (preta com círculos), Intervalo de Confiança de 95% (preta).

O trabalho de da Silva Filho (2008), usando dados para o período de 1996T2 a 2006T4, encontra evidências de uma NAIRU constante, no intervalo de 7,4% a 8,5%, embora chame atenção para o fato de que suas estimativas são bastante sensíveis à escolha e inclusão de choques de oferta na curva de Phillips. Quando se considera apenas o período de 2001T1 a 2006T4, que é coberto pelo presente trabalho e por da Silva Filho (2008), a trajetória central estimada pelo nosso modelo apresenta

²¹Existem poucos trabalhos com dados atualizados sobre NAIRU no Brasil. Os dois trabalhos que reportam estimativas mais recentes são da Silva Filho (2008, 2012). Referências mais antigas incluem Portugal e Madalozzo (2000) e Lima (2003).

variação relativamente pequena—o valor estimado para o início de 2001 encontra-se próximo de 11%, apresenta pequena elevação a seguir, alcançando 12% em meados de 2003, e retorna para valores próximos a 10% no final de 2006.

Considerando o intervalo de significância estimado, a evidência sugere que não se pode rejeitar a hipótese que a NAIRU tenha efetivamente permanecido constante até o final de 2006. Portanto, quanto à trajetória da NAIRU até 2006, nossos resultados são compatíveis com aqueles reportados em da Silva Filho (2008). Contudo, quando se considera o período completo, a evidência sugere que efetivamente houve redução importante na NAIRU no Brasil.

Em relação ao nível, considerando o período até 2006, nota-se que as estimativas pontuais reportadas por da Silva Filho (2008) são menores que os valores obtidos pelo nosso modelo. Enquanto nossa trajetória estimada sugere um valor de 9,5% para a NAIRU no final de 2006, aquele autor encontra estimativas entre 7,4% e 8,5%. Essa comparação é interessante por que, ao final de 2006, a taxa efetiva de desemprego dessazonalizada encontrava-se próxima de 10%. Por outro lado, o mesmo autor reporta, em outro trabalho mais recente (com dados para o período de março de 2002 a março de 2011), usando a série de desemprego agregada calculada pelo IBGE, uma estimativa maior para a NAIRU, de 9,6% (da Silva Filho (2012)).²² Esse último resultado é difícil de ser compatibilizado com nossas estimativas, que sugerem valores significativamente menores para o período mais recente.

Quanto ao estado recente do mercado de trabalho no Brasil, nossas estimativas centrais sugerem que desde meados de 2010 a taxa de desocupação encontra-se abaixo da NAIRU, o que significa pleno emprego da força de trabalho. Deve-se destacar, contudo, que, como qualquer estudo sobre inferência de variáveis latentes, as estimativas centrais possuem elevado grau de incerteza, conforme sugerido pelo intervalo de confiança apresentado no painel (C) da Figura 2.

Em relação ao setor industrial, ao longo do período amostral percebe-se elevação tanto do nível de utilização da capacidade instalada como da própria NAIRU estimada. Todavia, as estimativas centrais do modelo sugerem que no período recente o nível de utilização da capacidade instalada efetivo encontra-se bem abaixo da trajetória que não acelera a inflação, o que significa capacidade ociosa no setor

²²O autor realiza também outras estimações usando medidas alternativas de desemprego.

industrial. A mesma observação feita sobre a incerteza da estimação da NAIRU vale para a NAICU, como mostra o painel (D) da Figura 2.

Há diferenças importantes entre as trajetórias da NAIRU e da NAICU estimadas pelo modelo e aquelas obtidas usando o filtro HP_{1600} , especialmente nos dois extremos do período coberto pelas estimações. Apesar de as estimativas da NAIRU pelo modelo e pelo método de filtragem HP_{1600} serem semelhantes ao longo do período entre 2003 a 2008, para o período anterior a 2003 nossa estimativa é inferior à do filtro HP_{1600} (média de 11,3% contra 12% até 2002T4) e o inverso ocorre no final da amostra (a NAIRU oscila em torno de 6,7%, enquanto que a tendência HP_{1600} da taxa de desocupação oscila em torno de 5,8% entre 2011T1 e 2012T4). No caso da NAICU, o padrão é o mesmo. Enquanto a média da estimação do modelo entre 2001 e 2004 é de 80,3%, a média da tendência HP_{1600} é de 80,8%. Entre 2011T1 e 2012T4, as médias são 84,0% e 82,5%, respectivamente.

Esses resultados carregam uma mensagem extremamente importante para a leitura do que tem ocorrido na economia brasileira no período recente. Em linha com a trajetória mais alta observada recentemente para a taxa de inflação de produtos não comercializáveis, a NAIRU estimada pelo modelo semiestrutural indica um mercado de trabalho mais aquecido nos últimos anos do que sugere a filtragem HP_{1600} . Por outro lado, também compatível com a inflação mais baixa observada para produtos comercializáveis, a NAICU estimada produz a leitura de que o setor industrial encontra-se operando mais desaquecido do que sugere o filtro HP_{1600} . É fato documentado na literatura que o filtro HP possui problemas de borda. Todavia, acreditamos que as diferenças entre as taxas que não aceleram a inflação e as tendências HP não advêm de problemas estatísticos do filtro HP nos extremos da amostra. De fato, o filtro HP não considera a estrutura econômica na estimação, particularmente as dinâmicas das taxas de inflação. Este é apenas um método de extração de tendência, ao filtrar frequências maiores. Nosso método, por outro lado, leva em consideração a interação entre as taxas de inflação dos setores de bens comercializáveis e de não comercializáveis na estimação conjunta da NAIRU e da NAICU.

3.3 Os três hiatos

Essa seção descreve como a estimativa de hiato do produto é obtida usando o modelo semiestrutural e apresenta uma leitura mais detalhada do desempenho da economia agregada, do mercado de trabalho e do setor industrial, usando os três hiatos estimados pelo modelo: hiato do produto, hiato do desemprego e hiato da utilização da capacidade instalada.

A estratégia de estimação do hiato do produto deriva de um modelo de função de produção e combina duas fontes de pressão: uma advinda do mercado de trabalho, medida pela intensidade do uso de mão de obra em relação ao emprego de trabalho potencial; e outra relativa ao uso do capital, representada pelo nível de utilização de capacidade instalada da indústria, também em relação ao seu potencial.

Assuma que o produto seja dado por uma função de produção Cobb-Douglas com rendimentos constantes de escala:²³

$$Y_t = A_t (K_t C_t)^{1-\alpha} [L_t (1 - U_t)]^\alpha, \quad (7)$$

onde Y_t é o produto agregado da economia, A_t é um fator de produtividade, K_t representa o estoque de capital, C_t é a utilização da capacidade instalada, L_t é a força de trabalho, U_t é a taxa de desemprego e α e $1 - \alpha$ podem ser interpretados como as participações do trabalho e do capital na renda, sob a hipótese de que os fatores de produção recebem remuneração igual às suas produtividades marginais. O produto potencial é dado por:

$$Y_t^n = A_t (K_t C_t^m)^{1-\alpha} [L_t (1 - U_t^n)]^\alpha, \quad (8)$$

onde C_t^m é o nível da NAICU e U_t^n é o nível da NAIRU.

A equação (8) torna claro que as dificuldades de estimação do produto potencial resultam de incertezas nas estimativas do fator de produtividade, do estoque de capital, da força de trabalho e dos componentes não observáveis NAIRU e NAICU.

²³Areosa (2008) desenvolve uma metodologia interessante para estimar o hiato do produto considerando maior estrutura econômica. da Silva Filho (2002) é o primeiro artigo a estimar o hiato do produto para o Brasil usando o arcabouço de função de produção. Nossa especificação baseia-se em Alves e Muinhos (2003), em que os autores assumem que o fator de produtividade A_t é o mesmo quando a economia está no potencial.

Todavia, a função de produção Cobb-Douglas fornece uma maneira simples de computar o hiato do produto. Dividindo a equação (7) por (8), obtemos:

$$\frac{Y_t}{Y_t^n} = \left(\frac{C_t}{C_t^n} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{1-U_t}{1-U_t^n} \right)^\alpha. \quad (9)$$

Note que essa medida de hiato do produto não depende de A_t , K_t e L_t , e na forma logarítmica pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= (1-\alpha)\hat{c}_t + \alpha\hat{e}_t \\ &= (1-\alpha)\hat{c}_t - \alpha\hat{u}_t, \end{aligned} \quad (10)$$

onde as letras minúsculas representam o logaritmo natural das variáveis maiúsculas; $\hat{x}_t \equiv x_t - x_t^n$ é o hiato das variáveis; $E_t \equiv 1 - U_t$ representa a taxa de emprego da economia, já que $1 - U_t$ é o percentual da força de trabalho que está empregada; $E_t^n \equiv 1 - U_t^n$ é a taxa natural de emprego; e usamos o fato que $\hat{e}_t \simeq -\hat{u}_t$.

Portanto, o hiato do produto é uma combinação entre o hiato da utilização da capacidade instalada e o hiato do emprego (que é igual ao negativo do hiato do desemprego). A estimação do hiato é realizada adicionando a equação (10) ao modelo semiestrutural. Note que a introdução dessa equação no modelo não altera os resultados dos parâmetros reportados na Tabela 1, uma vez que ela apenas combina as duas variáveis de estado estimadas (hiato da utilização da capacidade instalada da indústria e hiato do desemprego) e não impõe qualquer restrição adicional ao modelo.

As participações do capital e do trabalho na renda podem ser inferidos usando os dados das Contas Nacionais. No presente trabalho usamos o valor de $\alpha = 0,67$ estimado por Gomes et al. (2005). É interessante notar que as contribuições do hiato do emprego e do hiato da utilização da capacidade instalada na inflação de preços livres, ponderadas pelos respectivos pesos médios destes componentes, estimadas pelo modelo são proporcionais a $0,68/0,32$. Portanto, são muito próximas dos valores de α e $1 - \alpha$ estimados por Gomes et al. (2005) e assumidos neste trabalho:

$$\frac{(1 - \bar{\omega}^{com})(-\bar{\lambda}_4)}{\bar{\omega}^{com}\gamma_4} = \frac{0,5 \cdot 0,314}{0,5 \cdot 0,145} = \frac{0,68}{0,32}.$$

O painel (A) da Figura 3 mostra os três hiatos estimados pelo modelo: hiato do emprego, hiato da utilização da capacidade instalada e hiato do produto. O painel (B) apresenta o hiato do produto estimado pelo modelo em comparação com o hiato estimado diretamente da série de PIB pelo filtro HP. Já os painéis (C) e (D) apresentam, respectivamente, os hiatos da utilização da capacidade instalada da indústria e do emprego comparados com seus valores estimados diretamente pelo filtro HP. A Figura 3 resume os principais achados deste trabalho: (i) apesar de encontrar-se próximo de zero, o hiato do produto estimado pelo modelo claramente sugere para o período recente uma economia mais aquecida do que a evidência mostrada pelo hiato do filtro HP; (ii) no caso da utilização da capacidade instalada, de forma compatível com a inflação de produtos comercializáveis, o modelo indica que o setor industrial encontra-se mais desaquecido do que sugere a filtragem HP; por outro lado, (iii) também compatível com a dinâmica recente da inflação de bens não comercializáveis, há evidências de que o mercado de trabalho esteja mais aquecido do que sugere a evidência mostrada pela simples extração de tendência da série de desemprego pelo filtro HP.

As duas medidas de hiato do produto apresentam movimentos semelhantes ao longo do período analisado, embora com intensidades muito diferentes. A medida calculada diretamente pelo filtro HP possui movimentos mais pronunciados, especialmente depois do início de 2007. Durante a crise econômica mundial de 2007/2008, e no período imediatamente posterior, a medida de hiato HP apresenta movimentos extremamente bruscos. Por ser uma medida baseada simplesmente em um método de extração de tendência, sem qualquer estrutura econômica, é natural que isso aconteça em momentos de grandes mudanças, como ocorreu durante a crise de 2008/2009 e no período posterior.

Nos últimos dois anos, apesar de os dois hiatos mostrarem desaquecimento da economia, elas mostram intensidades muito diferentes da desaceleração da medida agregada de atividade econômica. Nesse período, o modelo proposto sugere que a pressão de demanda é maior do que a indicada pela simples extração de tendência da série de PIB pelo filtro HP.

As comparações realizadas nos painéis (C) e (D) da Figura 3 tornam mais claras as explicações para esse resultado e enfatizam o papel do mercado de trabalho.

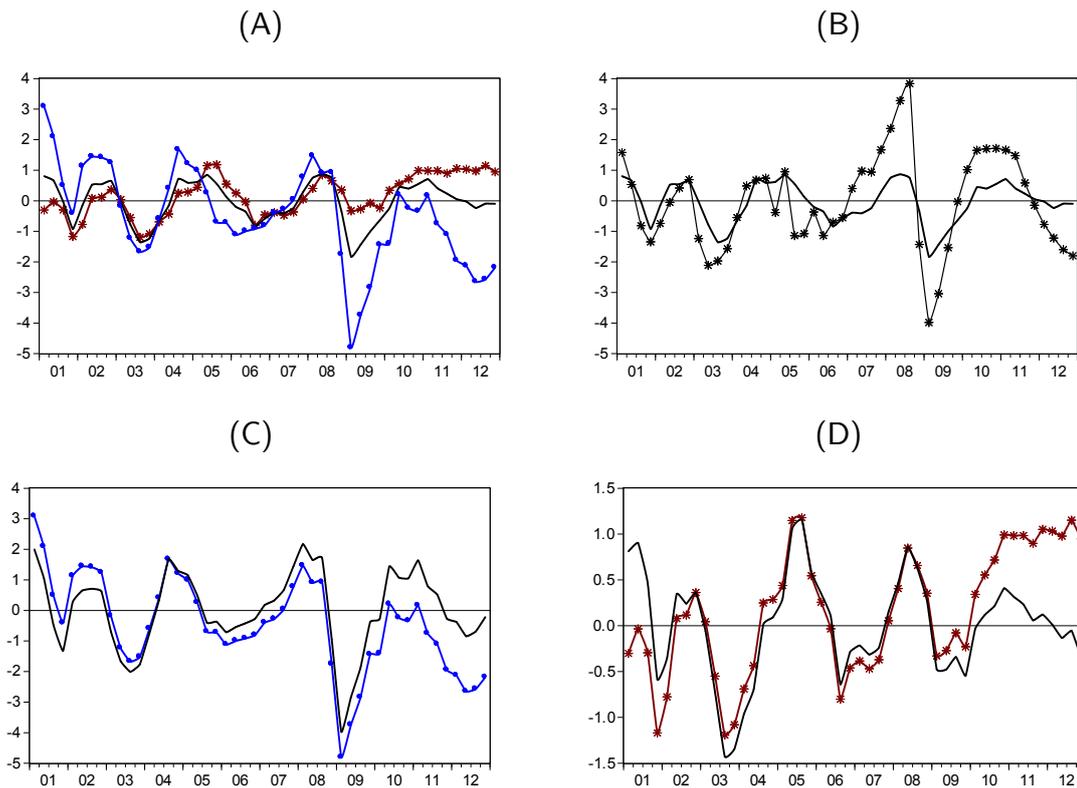


Figura 3: Hiatos

Nota: Painel (A): Hiato do Emprego (vermelho com estrelas), Hiato da Utilização da Capacidade Instalada (azul com círculos), Hiato do Produto (preta)
 Painel (B): Hiato do Produto (preta), Quasi-Hiato do PIB obtido por filtragem HP_{1600} (preta com estrelas).
 Painel (C): Hiato da Utilização da Capacidade Instalada (azul com círculos), Quasi-Hiato da Utilização da Capacidade Instalada obtido por filtragem HP_{1600} (preta).
 Painel (D): Hiato do Emprego (vermelho com estrelas), Quasi-Hiato do Emprego obtido por filtragem HP_{1600} (preta).

O painel (C) mostra que as trajetórias estimadas para o hiato da utilização da capacidade instalada são bastante próximas, com algumas diferenças no meio do período analisado, mas que essa diferença torna-se maior no final da amostra. No período recente, o modelo sugere que a indústria encontra-se ainda mais desaquecida, quando os resultados são comparados com a evidência obtida usando simplesmente o filtro HP. Por outro lado, os resultados apresentados no painel (D) mostram que a partir do início de 2010 o hiato do emprego estimado pelo modelo descola completamente da estimativa obtida pelo filtro HP e mostra um mercado de trabalho aquecido. Essa evidência já havia sido apresentada na Figura 2, com uma NAIRU estimada superior à tendência HP e a taxa de desocupação abaixo da NAIRU desde

meados de 2010. Para o período inicial, especialmente antes de 2005, o modelo sugere um mercado de trabalho menos aquecido, com a taxa de desemprego efetiva persistentemente acima da NAIRU estimada.

Em resumo, para o período recente o modelo sugere duas fontes de pressão que agem em direções opostas sobre o hiato do produto. De um lado, a indústria parece mais desaquecida e, de outro, o mercado de trabalho parece mais aquecido do que as evidências obtidas pelo filtro HP levariam a crer. As Figuras 2 e 3 resumem toda a evidência apresentada pelo nosso modelo e mostram com clareza a dicotomia recente da economia brasileira. De um lado, elas mostram um setor industrial que passa por dificuldades, sem dinâmica para reagir, e pressiona o hiato do produto para baixo. De outro, um mercado de trabalho que, no início do período coberto por nossa análise encontrava-se desaquecido, mas que foi ganhando força ao longo do tempo e agora encontra-se funcionando acima de seu limite potencial, pressionando os custos de produção para cima. Note que a participação do trabalho na renda é de aproximadamente 67%. Isso significa que, quando essas duas fontes de pressão são combinadas, a força do mercado de trabalho acaba anulando o efeito negativo da indústria na variável de demanda agregada.

Todos os setores da economia, e não apenas o setor de bens não comercializáveis, são afetados por aumentos do custo da mão de obra gerados por um mercado de trabalho mais aquecido. Esse resultado, traduzido em termos da variável de demanda que tradicionalmente aparece na curva de Phillips agregada, sugere hiato do produto mais elevado, apesar de, contraditoriamente, a atividade econômica, quando mensurada apenas pelo PIB, não apresentar desempenho excepcional no período recente. O resultado mostra também a importância do mercado de trabalho, cujo efeito não é completamente capturado por uma medida de hiato do produto que leva em consideração apenas o desempenho do PIB. Por fim, os resultados mostram que esses efeitos são perdidos em análises que estimam apenas uma curva de Phillips agregada, que despreza a dinâmica setorial, ou quando se usa apenas métodos de filtragem simples para cálculo do hiato do produto.

4 Conclusões

O presente trabalho propõe um modelo empírico semiestrutural para estimar o impacto da dinâmica do mercado de trabalho sobre a variável de demanda agregada e analisar a relação entre desemprego, utilização da capacidade instalada da indústria e inflação no Brasil. A característica fundamental do modelo é que ele incorpora a dinâmica dos preços de bens comercializáveis e de não comercializáveis por meio de curvas de Phillips separadas, mas que são estimadas conjuntamente pelo método de máxima verossimilhança total, usando o filtro de Kalman para a inferência das taxas de desocupação e de utilização da capacidade instalada que não aceleram a inflação, NAIRU e NAICU, respectivamente. Na curva de Phillips de produtos não comercializáveis assume-se que a variável de demanda relevante é o desemprego, enquanto que no setor de comercializáveis a medida relevante é a utilização da capacidade instalada da indústria.

Ao longo do artigo argumentamos que essa estrutura consegue capturar mais claramente a relação entre desemprego e inflação e o impacto do mercado de trabalho como fator de demanda, particularmente em contextos como o vivido pela economia brasileira no período recente, caracterizado por reduzidas e decrescentes taxas de desemprego ao mesmo tempo que baixo ritmo de crescimento do PIB e da produção industrial. Além disso, o modelo produz estimativas para a NAIRU, para a NAICU e para o hiato do produto que incorporam maior estrutura econômica.

Os resultados sugerem que o mercado de trabalho tem impactos relevantes sobre a dinâmica da inflação, especialmente por meio do setor de bens não comercializáveis. O impacto da utilização da capacidade instalada da indústria, por meio da inflação de produtos comercializáveis, também é relevante. Os resultados também enfatizam possíveis vieses gerados por estimações agregadas num contexto dicotômico. Nós argumentamos que a evidência de uma relação fraca entre desemprego e inflação no Brasil reportada por outros autores pode ser resultante de erros de medida no hiato do desemprego, gerados por não se introduzir maior estrutura econômica no modelo.

A trajetória estimada para a NAIRU indica que ocorreu substancial redução nessa variável no Brasil nos últimos anos, e que no final de 2012 a estimativa central de seu valor encontrava-se próximo de 6,3%. Essas estimações indicam ainda que desde meados de 2010 o mercado de trabalho no Brasil encontra-se operando em

pleno emprego da força de trabalho. A trajetória da NAICU indica que a indústria estaria desaquecida no final de 2012, sendo seu valor de 84% superior ao uso observado efetivamente.

Por fim, os hiatos estimados pelo modelo para a taxa de desocupação, para a utilização da capacidade na indústria e para o produto evidenciam o papel desempenhado pelo mercado de trabalho como fonte de pressão sobre a demanda e inflação agregadas, e enfatizam a dicotomia vivida pela economia brasileira no período recente. De um lado, o modelo sugere que o setor industrial encontra-se mais desaquecido do que indicam as estimativas obtidas usando o filtro HP. De outro, mostra que o mercado de trabalho encontra-se operando acima da NAIRU. Por causa da maior participação do trabalho na renda, a pressão do mercado de trabalho prepondera e produz um hiato do produto mais elevado do que aquele estimado diretamente por filtragem HP do PIB sem considerar essa estrutura setorial.

Referências

- Alves, S. A. L. (2012). Trend inflation and the unemployment volatility puzzle. Working Papers Series 277, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Alves, S. A. L. e W. D. Areosa (2005). Targets and inflation dynamics. Working Papers Series 100, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Alves, S. A. L. e M. K. Muinhos (2003). Medium-size macroeconomic model for the brazilian economy. Working Papers Series 64, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Areosa, M. (2008). Combining hodrick-prescott filtering with a production function approach to estimate output gap. Working Papers Series 172, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Areosa, W. e M. Medeiros (2007). Inflation dynamics in brazil: The case of a small open economy. *Brazilian Review of Econometrics* 27, 131–166.
- Banco Central do Brasil (2011). Atualizações das estruturas de ponderação do IPCA e do INPC e das classificações do IPCA. Boxe do Relatório de Inflação, Dezembro.
- Banco Central do Brasil (2013). Algumas evidências sobre a relação entre salário e inflação no brasil. Boxe do Relatório de Inflação, Março.

- Basdevant, O. (2003). On applications of state-space modelling in macroeconomics. Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series DP2003/02, Reserve Bank of New Zealand.
- Batini, N., B. Jackson, e S. Nickell (2005). An open-economy new keynesian phillips curve for the U.K. *Journal of Monetary Economics* 52(6), 1061–1071.
- Blanchard, O. e J. Gali (2010). Labor markets and monetary policy: A new keynesian model with unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(2), 1–30.
- Bogdanski, J., A. A. Tombini, e S. R. d. C. Werlang (2000). Implementing inflation targeting in brazil. Working Papers Series 1, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Canova, F. (1998). Detrending and business cycle facts. *Journal of Monetary Economics* 41(3), 475–512.
- Canova, F. e F. Ferroni (2011). Multiple filtering devices for the estimation of cyclical DSGE models. *Quantitative Economics* 2(1), 73–98.
- Christiano, L. J., M. Trabandt, e K. Walentin (2011). Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model. *Journal of Economic Dynamics and Control* 35(12), 1999–2041.
- Clarida, R., J. Gali, e M. Gertler (1999). The science of monetary policy: A new keynesian perspective. *Journal of Economic Literature* 37(4), 1661–1707.
- Cogley, T. e A. M. Sbordone (2008). Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the new keynesian phillips curve. *American Economic Review* 98(5), 2101–26.
- Coibion, O., M. Y. Gorodnichenko, e J. Wieland (2012, March). The optimal inflation rate in new keynesian models: Should central banks raise their inflation targets in light of the zero lower bound? *The Review of Economic Studies* first published online March 7, 2012 doi:10.1093/restud/rds013.
- Coibion, O. e Y. Gorodnichenko (2011). Monetary policy, trend inflation, and the great moderation: An alternative interpretation. *American Economic Review* 101(1), 341–70.
- Correa, A. d. S. e A. Minella (2010). Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A phillips curve model with threshold for brazil. *Revista Brasileira de Economia* 64(3), 231–243.

- da Silva Filho, T. N. T. (2002). Estimating brazilian potential output: A production function approach. Working Papers Series 17, Central Bank of Brazil, Research Department.
- da Silva Filho, T. N. T. (2008). Searching for the natural rate of unemployment in a large relative price shocks' economy: the brazilian case. Working Papers Series 163, Central Bank of Brazil, Research Department.
- da Silva Filho, T. N. T. (2012). Going deeper into the link between the labour market and inflation. Working Papers Series 279, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Delfim Netto, A. (2013, March). Inflação versus desemprego. *Valor Economico*.
- Dixit, A. K. e J. E. Stiglitz (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review* 67(3), 297–308.
- Gali, J. (2010). Monetary policy and unemployment. In *Handbook of Monetary Economics*, Volume 3, ed. Benjamin M. Friedman and Michael Woodford, Chapter 10, pp. 487–546. Elsevier.
- Gali, J. e M. Gertler (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics* 44(2), 195–222.
- Gali, J., M. Gertler, e J. David Lopez-Salido (2005). Robustness of the estimates of the hybrid new keynesian phillips curve. *Journal of Monetary Economics* 52(6), 1107–1118.
- Gertler, M., L. Sala, e A. Trigari (2008). An estimated monetary DSGE model with unemployment and staggered nominal wage bargaining. *Journal of Money, Credit and Banking* 40(8), 1713–1764.
- Gertler, M. e A. Trigari (2009). Unemployment fluctuations with staggered nash wage bargaining. *Journal of Political Economy* 117(1), 38–86.
- Gomes, V., M. N. S. Bugarin, e R. Ellery-Jr (2005). Long-run implications of the brazilian capital stock and income estimates. *Brazilian Review of Econometrics* 25(1), 67–88.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton, N.J.: Princeton University press.
- Hodrick, R. J. e E. C. Prescott (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1), 1–16.
- Jeffreys, H. (1961). *Theory of probability*. Third ed., Oxford University Press.

- Kass, R. E. e A. E. Raftery (1995, June). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association* 90(430), 773–795.
- Kurmann, A. (2005). Quantifying the uncertainty about the fit of a new keynesian pricing model. *Journal of Monetary Economics* 52(6), 1119–1134.
- Lima, E. C. R. (2003). The NAIRU, unemployment and the rate of inflation in brazil. *Revista Brasileira de Economia* 57(4), 899–930.
- Linde, J. (2005). Estimating new-keynesian phillips curves: A full information maximum likelihood approach. *Journal of Monetary Economics* 52(6), 1135–1149.
- Mendonca, M. J., A. Sachsida, e L. A. T. Medrano (2012). Inflação versus desemprego: Novas evidências para o Brasil. *Economia Aplicada* 16(3), 475–500.
- Minella, A., P. S. de Freitas, I. Goldfajn, e M. K. Muinhos (2003). Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance* 22(7), 1015–1040.
- Pastore, A. C. (2012, July). As lâminas da tesoura e a indústria. *O Estado de Sao Paulo*.
- Pastore, A. C., M. Gazzano, e M. C. Pinotti (2012). Por que a produção industrial não cresce desde 2010? *A. C. Pastore & Associados, mimeo*.
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957. *Economica* 25(100), 283–299.
- Portugal, M. S. e R. C. Madalozzo (2000). Um modelo de NAIRU para o brasil. *Revista de Economia PolÃtica* 20(4), 26–47.
- Prado, R. e M. West (2010). *Time series*. London: Chapman & Hall.
- Rabanal, P. e J. F. Rubio-Ramirez (2005). Comparing new keynesian models of the business cycle: A bayesian approach. *Journal of Monetary Economics* 52(6), 1151–1166.
- Ravenna, F. e C. E. Walsh (2008). Vacancies, unemployment, and the phillips curve. *European Economic Review* 52(8), 1494–1521.
- Ravenna, F. e C. E. Walsh (2012). Monetary policy and labor market frictions: A tax interpretation. *Journal of Monetary Economics* 59(2), 180–195.
- Rudd, J. e K. Whelan (2005). New tests of the new-keynesian phillips curve. *Journal of Monetary Economics* 52(6), 1167–1181.

- Sbordone, A. M. (2005). Do expected future marginal costs drive inflation dynamics? *Journal of Monetary Economics* 52(6), 1183–1197.
- Smets, F. e R. Wouters (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association* 1(5), 1123–1175.
- Smets, F. e R. Wouters (2005). Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles: a bayesian DSGE approach. *Journal of Applied Econometrics* 20(2), 161–183.
- Smets, F. e R. Wouters (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A bayesian DSGE approach. *American Economic Review* 97(3), 586–606.
- Thomas, C. (2008). Search and matching frictions and optimal monetary policy. *Journal of Monetary Economics* 55(5), 936–956.
- Thomas, C. (2011). Search frictions, real rigidities, and inflation dynamics. *Journal of Money, Credit and Banking* 43(6), 1131–1164.
- Tombini, A. A. e S. A. L. Alves (2006). The recent brazilian disinflation process and costs. Working Papers Series 109, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Walsh, C. E. (2005). Labor market search, sticky prices, and interest rate policies. *Review of Economic Dynamics* 8(4), 829–849.
- Walsh, C. E. (2010, February). *Monetary Theory and Policy*. Third ed., The MIT Press.
- West, M. e J. Harrison (1997). *Bayesian forecasting and dynamic models*. New York: Springer.
- Woodford, M. (2003, August). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.
- Woodford, M. (2005). Firm-specific capital and the new keynesian phillips curve. *International Journal of Central Banking* 1(2).
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Second edition, The MIT Press.

A Resultados adicionais

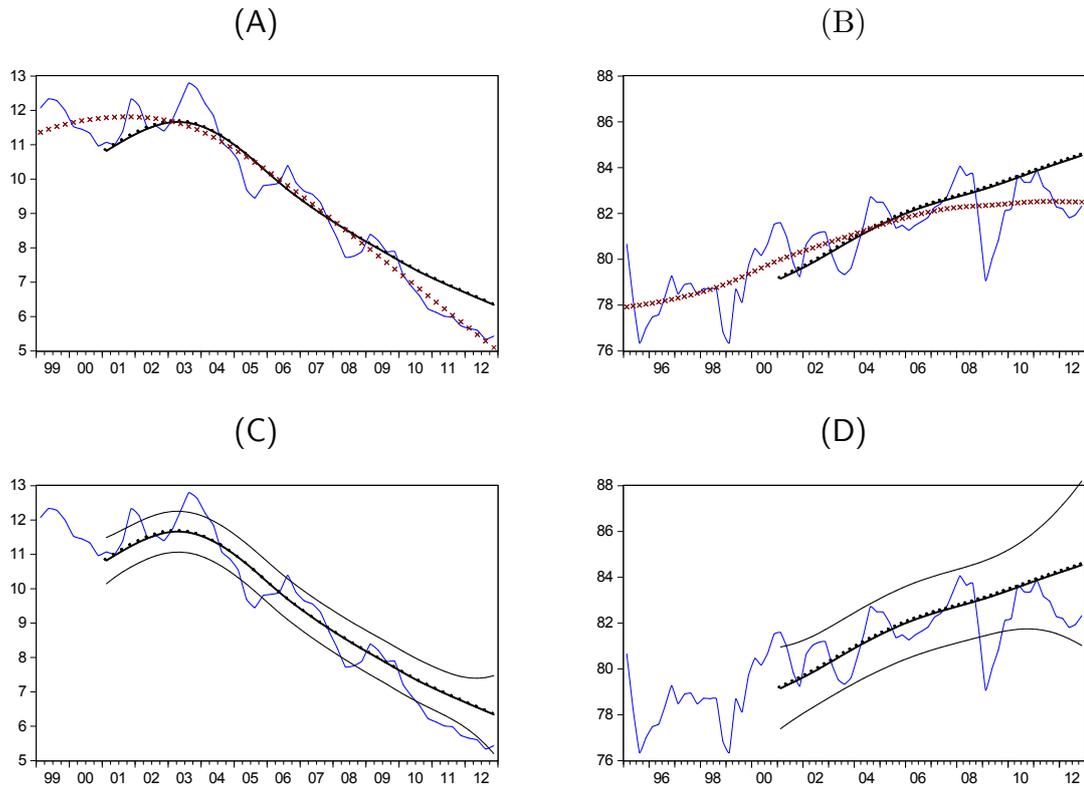


Figura 4: NAIRU e NAICU no modelo tradicional

Nota: Painel (A): Taxa de Desocupação (azul), NAIRU (preta com círculos), filtragem HP (estrelas vermelhas).
Painel (B): Utilização da Capacidade Instalada (azul), NAICU (preta com círculos), filtragem HP (vermelha com estrelas).
Painel (C): Taxa de Desocupação (azul), NAIRU (preta com círculos), Intervalo de Confiança de 95% (preta).
Painel (D): Utilização da Capacidade Instalada (azul), NAICU (preta com círculos), Intervalo de Confiança de 95% (preta).

Tabela 2: Parâmetros estimados, amostra a partir de 2002T2

	M_0	M_A
<i>Curva de Phillips Não-Comercializáveis</i>		
π_{t-1}^{liv}	0,346*** (0,101)	0,342*** (0,081)
$E_t \pi_{t+1}^{nco}$	0,629*** (0,099)	0,634*** (0,079)
π_{t-1}^*	0,025 (0,017)	0,024* (0,014)
\hat{u}_t^{hp} ou \hat{u}_t	-0,234* (0,137)	-0,288*** (0,091)
des_t	0,311* (0,164)	0,314** (0,131)
<i>Curva de Phillips Comercializáveis</i>		
π_{t-1}^{liv}	0,492*** (0,130)	0,481*** (0,125)
$E_t \pi_{t+1}^{com}$	0,420*** (0,128)	0,435*** (0,116)
π_{t-1}^*	0,088*** (0,017)	0,084*** (0,017)
\hat{c}_{t-2}^{hp} ou \hat{c}_{t-2}	0,151 (0,095)	0,202*** (0,058)
des_t	0,966*** (0,242)	0,935*** (0,227)
$chcom_{t-1}$	0,046** (0,025)	0,041*** (0,014)
<i>Parâmetro</i> $\log(\sigma_{nco}^2)$	-11,054*** (0,397)	-11,222*** (0,346)
<i>Parâmetro</i> $\log(\sigma_{com}^2)$	-9,639*** (0,546)	-9,743*** (0,576)
<i>Parâmetro</i> $\log(\sigma_{liv}^2)$	-10,609*** (0,624)	-10,677*** (0,653)
<i>Parâmetro</i> $\log(\sigma_d^2)$	-	-10,657*** (0,550)
<i>Log-verossimilhança Passo 1</i>	489,964	497,286
<i>Log-verossimilhança Passo 2</i>		415,871

Nota: Método: Filtro de Kalman com máxima verossimilhança total

Amostra: 2002T2 a 2012T4

Parênteses: desvio padrão; Significância: * (10%), ** (5%), *** (1%)

M_0 : primeiro passo da primeira iteração, filtragem HP₁₆₀₀ como valor inicial para NAIRU e NAICU, sem correções

M_A : correções da NAIRU e NAICU inferidas por filtragem de Kalman auxiliada por séries auxiliares (HP₁₆₀₀)

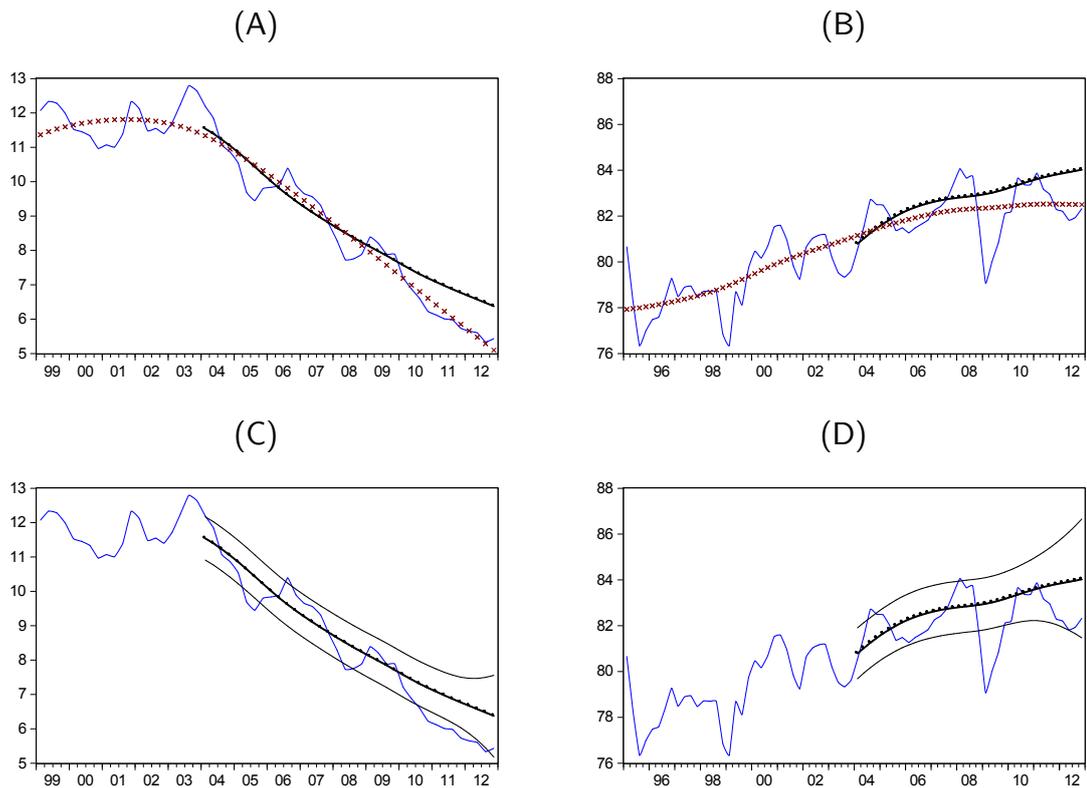


Figura 5: NAIRU e NAICU no modelo benchmark, amostra a partir de 2002T2

Nota: Painel (A): Taxa de Desocupação (azul), NAIRU (preta com círculos), filtragem HP (estrelas vermelhas).

Painel (B): Utilização da Capacidade Instalada (azul), NAICU (preta com círculos), filtragem HP (vermelha com estrelas).

Painel (C): Taxa de Desocupação (azul), NAIRU (preta com círculos), Intervalo de Confiança de 95% (preta).

Painel (D): Utilização da Capacidade Instalada (azul), NAICU (preta com círculos), Intervalo de Confiança de 95% (preta).

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil estão disponíveis para download no website
<http://www.bcb.gov.br/?TRABDISCLISTA>

Working Paper Series

The Working Paper Series of the Central Bank of Brazil are available for download at
<http://www.bcb.gov.br/?WORKINGPAPERS>

- | | | |
|------------|---|----------|
| 301 | Determinantes da Captação Líquida dos Depósitos de Poupança
<i>Clodoaldo Aparecido Annibal</i> | Dez/2012 |
| 302 | Stress Testing Liquidity Risk: the case of the Brazilian Banking System
<i>Benjamin M. Tabak, Solange M. Guerra, Rodrigo C. Miranda and Sergio Rubens S. de Souza</i> | Dec/2012 |
| 303 | Using a DSGE Model to Assess the Macroeconomic Effects of Reserve Requirements in Brazil
<i>Waldyr Dutra Areosa and Christiano Arrigoni Coelho</i> | Jan/2013 |
| 303 | Utilizando um Modelo DSGE para Avaliar os Efeitos Macroeconômicos dos Recolhimentos Compulsórios no Brasil
<i>Waldyr Dutra Areosa e Christiano Arrigoni Coelho</i> | Jan/2013 |
| 304 | Credit Default and Business Cycles: an investigation of this relationship in the Brazilian corporate credit market
<i>Jaqueline Terra Moura Marins and Myrian Beatriz Eiras das Neves</i> | Mar/2013 |
| 304 | Inadimplência de Crédito e Ciclo Econômico: um exame da relação no mercado brasileiro de crédito corporativo
<i>Jaqueline Terra Moura Marins e Myrian Beatriz Eiras das Neves</i> | Mar/2013 |
| 305 | Preços Administrados: projeção e repasse cambial
<i>Paulo Roberto de Sampaio Alves, Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo, Antonio Negromonte Nascimento Junior e Leonardo Pio Perez</i> | Mar/2013 |
| 306 | Complex Networks and Banking Systems Supervision
<i>Theophilos Papadimitriou, Periklis Gogas and Benjamin M. Tabak</i> | May/2013 |
| 306 | Redes Complexas e Supervisão de Sistemas Bancários
<i>Theophilos Papadimitriou, Periklis Gogas e Benjamin M. Tabak</i> | Mai/2013 |
| 307 | Risco Sistêmico no Mercado Bancário Brasileiro – Uma abordagem pelo método CoVaR
<i>Gustavo Silva Araújo e Sérgio Leão</i> | Jul/2013 |
| 308 | Transmissão da Política Monetária pelos Canais de Tomada de Risco e de Crédito: uma análise considerando os seguros contratados pelos bancos e o spread de crédito no Brasil
<i>Debora Pereira Tavares, Gabriel Caldas Montes e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i> | Jul/2013 |

- 309 Converting the NPL Ratio into a Comparable Long Term Metric** Jul/2013
Rodrigo Lara Pinto Coelho and Gilneu Francisco Astolfi Vivan
- 310 Banks, Asset Management or Consultancies' Inflation Forecasts: is there a better forecaster out there?** Jul/2013
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 311 Estimação não-paramétrica do risco de cauda** Jul/2013
Caio Ibsen Rodrigues Almeida, José Valentim Machado Vicente e Osmani Teixeira de Carvalho Guillen
- 312 A Influência da Assimetria de Informação no Retorno e na Volatilidade das Carteiras de Ações de Valor e de Crescimento** Jul/2013
Max Leandro Ferreira Tavares, Claudio Henrique da Silveira Barbedo e Gustavo Silva Araújo
- 313 Quantitative Easing and Related Capital Flows into Brazil: measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation** Jul/2013
João Barata R. B. Barroso, Luiz A. Pereira da Silva and Adriana Soares Sales
- 314 Long-Run Determinants of the Brazilian Real: a closer look at commodities** Jul/2013
Emanuel Kohlscheen
- 315 Price Differentiation and Menu Costs in Credit Card Payments** Jul/2013
Marcos Valli Jorge and Wilfredo Leiva Maldonado
- 315 Diferenciação de Preços e Custos de Menu nos Pagamentos com Cartão de Crédito** Jul/2013
Marcos Valli Jorge e Wilfredo Leiva Maldonado
- 316 Política Monetária e Assimetria de Informação: um estudo a partir do mercado futuro de taxas de juros no Brasil** Jul/2013
Gustavo Araújo, Bruno Vieira Carvalho, Claudio Henrique Barbedo e Margarida Maria Gutierrez
- 317 Official Interventions through Derivatives: affecting the demand for foreign exchange** Jul/2013
Emanuel Kohlscheen and Sandro C. Andrade
- 318 Assessing Systemic Risk in the Brazilian Interbank Market** Jul/2013
Benjamin M. Tabak, Sergio R. S. Souza and Solange M. Guerra
- 319 Contabilização da Cédula de Produto Rural à Luz da sua Essência** Jul/2013
Cássio Roberto Leite Netto
- 320 Insolvency and Contagion in the Brazilian Interbank Market** Aug/2013
Sergio R. S. Souza, Benjamin M. Tabak and Solange M. Guerra
- 321 Systemic Risk Measures** Aug/2013
Solange Maria Guerra, Benjamin Miranda Tabak, Rodrigo Andrés de Souza Penaloza and Rodrigo César de Castro Miranda
- 322 Contagion Risk within Firm-Bank Bivariate Networks** Aug/2013
Rodrigo César de Castro Miranda and Benjamin Miranda Tabak

323	Loan Pricing Following a Macro Prudential Within-Sector Capital Measure <i>Bruno Martins and Ricardo Schechtman</i>	Aug/2013
324	Inflation Targeting and Financial Stability: A Perspective from the Developing World <i>Pierre-Richard Agénor and Luiz A. Pereira da Silva</i>	Sep/2013
325	Teste da Hipótese de Mercados Adaptativos para o Brasil <i>Glener de Almeida Dourado e Benjamin Miranda Tabak</i>	Set/2013
326	Existência de equilíbrio num jogo com bancarrota e agentes heterogêneos <i>Solange Maria Guerra, Rodrigo Andrés de Souza Peñaloza e Benjamin Miranda Tabak</i>	Out/2013
327	Celeridade do Sistema Judiciário e Créditos Bancários para as Indústrias de Transformação <i>Jacopo Ponticelli e Leonardo S. Alencar</i>	Out/2013
328	Mercados Financeiros Globais – Uma Análise da Interconectividade <i>Marcus Correia Lima Filho, Rodrigo Cesar de Castro Miranda e Benjamin Miranda Tabak</i>	Out/2013
329	Is the Divine Coincidence Just a Coincidence? The Implications of Trend Inflation <i>Sergio A. Lago Alves</i>	Oct/2013
330	Forecasting Multivariate Time Series under Present-Value-Model Short- and Long-run Co-movement Restrictions <i>Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, Alain Hecq, João Victor Issler and Diogo Saraiva</i>	Oct/2013
331	Measuring Inflation Persistence in Brazil Using a Multivariate Model <i>Vicente da Gama Machado and Marcelo Savino Portugal</i>	Nov/2013
332	Does trade shrink the measure of domestic firms? <i>João Barata R. B. Barroso</i>	Nov/2013
333	Do Capital Buffers Matter? A Study on the Profitability and Funding Costs Determinants of the Brazilian Banking System <i>Benjamin Miranda Tabak, Denise Leyi Li, João V. L. de Vasconcelos and Daniel O. Cajueiro</i>	Nov/2013
334	Análise do Comportamento dos Bancos Brasileiros Pré e Pós-Crise Subprime <i>Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, José Valentim Machado Vicente e Claudio Oliveira de Moraes</i>	Nov/2013
335	Why Prudential Regulation Will Fail to Prevent Financial Crises. A Legal Approach <i>Marcelo Madureira Prates</i>	Nov/2013
336	Traditional and Matter-of-fact Financial Frictions in a DSGE Model for Brazil: the role of macroprudential instruments and monetary policy <i>Fabia A. de Carvalho, Marcos R. Castro and Silvio M. A. Costa</i>	Nov/2013

- 337 Opacidade e Crédito Bancário: evidências empíricas a partir da NYSE e da NASDAQ** Nov/2013
Helder Ferreira de Mendonça, Renato Falci Villela Loures e Délio José Cordeiro Galvão
- 338 Um Estudo sobre Comportamento de Tomadores e Ofertantes no Mercado de Crédito** Dez/2013
Tony Takeda e Paulo Evandro Dawid