



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão **201**

Efeitos da Globalização na Inflação Brasileira
Rafael Santos e Márcia S. Leon
Janeiro, 2010

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 201	janeiro	2010	p. 1-79
--------------------------	----------	--------	---------	------	---------

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: Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo – *E-mail*: carlos.araujo@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 201.

Autorizado por Mário Mesquita, 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>

Efeitos da Globalização na Inflação Brasileira

Rafael Santos

Márcia S. Leon

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 dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Nesse estudo, propomos um modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (DSGE) a fim de avaliar os efeitos da globalização comercial sobre a inflação. O período do regime de metas (1999-2008) é utilizado para estimar os parâmetros da economia brasileira. Os resultados indicam que a globalização aprecia os termos de troca e reduz a taxa de inflação. Já a adoção de barreiras ao comércio internacional – por exemplo, pela elevação de impostos sobre importação e/ou exportação – impacta positivamente a inflação. Com o objetivo secundário de disseminação técnica, detalhamos no apêndice a derivação do modelo utilizado e na introdução é apresentada uma descrição da evolução recente do comércio internacional brasileiro.

Palavras-chave: modelo DSGE Novo-Keynesiano; inflação; interdependência macroeconômica; globalização

Classificação JEL: E12; E31; F41

1 Introdução

Em meados da década de 2000, uma questão muito discutida era em que medida a globalização vinha contribuindo para a redução das taxas de inflação em diferentes países. Glatzer, Gnan e Valderrama [3] destacaram o aumento da capacidade produtiva mundial como um dos fatores dessa redução. Don Kohn [6] argumentou que a abertura comercial, especialmente na China e na Índia, aumentou a oferta global de trabalhadores de baixa qualificação e deslocou a produção em direção das economias emergentes, contribuindo assim para uma redução nos custos de produção e, portanto, para uma redução da inflação mundial.

No Brasil, ao longo dos últimos anos, os níveis de inflação se reduziram ao mesmo tempo em que o país intensificou a sua integração econômica com o resto do mundo. Na Figura 1 verifica-se que a taxa de inflação acumulada em 12 meses e medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) se reduziu do patamar entre seis e oito por cento, entre fevereiro de 2000 e fevereiro de 2006, para o patamar entre três e cinco por cento, entre março de 2006 e junho de 2008. Foi excluído da análise o período que vai de novembro de 2002 a novembro de 2003, no qual a taxa de inflação alcançou dois dígitos em consequência da expressiva, porém temporária desvalorização cambial. Assim, cabe a pergunta: a globalização contribuiu para a queda da inflação brasileira?

Antes de responder, é necessário definir uma medida para o grau de globalização. No trabalho de Glatzer *et al.* ([3], p.2) a globalização é definida como a interdependência econômica entre os países ao redor do mundo, resultante de um volume e variedade crescentes de transações de bens e serviços através das fronteiras, bem como de uma maior mobilidade de fatores de produção, incluindo uma ampla difusão internacional de tecnologia.

Nessa linha, a globalização da economia brasileira intensificou-se na década de 90 com o avanço do processo de liberalização comercial, a crescente abertura aos fluxos de capitais internacionais, e as iniciativas para a constituição de um mercado comum entre os países do Mercosul. Uma possível medida capaz de capturar

a globalização da economia brasileira nesse período seria então a intensidade do comércio internacional. Pela Figura 2, que utiliza dados da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (SECEX/MDIC), verifica-se que no Brasil a razão entre as exportações e o PIB aumentou de 6,06% em 1998 para 12,58% em 2008, tendo atingido o máximo de 14,56% em 2004. Para a razão importações sobre PIB, apesar das subidas e descidas, o valor se manteve no intervalo entre 8 e 10 por cento, desde 1999 até 2007, atingindo 11,0% em 2008.

Outro possível indicador para o grau de globalização comercial é o coeficiente de penetração das importações, calculado pela divisão do valor das importações pelo consumo aparente doméstico¹. Com base nos dados elaborados pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex) e reproduzido na Tabela 1, entre 1999 e 2008, na média dos setores de atividades, este coeficiente aumentou de 19,9% para 23,5%, havendo assim ampliação da abertura comercial brasileira. Destacam-se os setores industriais de produtos têxteis, confecção de artigos do vestuário e acessórios, preparação de couros, seus artefatos e calçados, produtos de madeira, artigos de borracha e plástico, produtos de minerais não-metálicos e produtos de metal, os quais apresentaram taxa de crescimento acima de 100%.

Um dos problemas das medidas descritas é que uma maior integração de mercados não causa, necessariamente, mais comércio, conforme amplamente enfatizado na literatura econômica. Assim, nossa proposta é medir o grau de globalização com base nos preços, e não nas quantidades dos bens comercializáveis. Em mercados perfeitamente integrados, um mesmo bem tem o mesmo preço, desde que esse preço seja expresso na mesma moeda. No entanto, em mercados não perfeitamente integrados, eventualmente, o preço do bem depende do mercado onde ele é transacionado, de forma que ocorrem desvios na lei do preço único (LPU). Representaremos esses desvios pela variável τ , igual a $\left(\frac{P(A,M_1)-P(A,M_2)}{P(A,M_2)}\right)$, e cuja a relação expressa a diferença de preços praticados nos mercados 1 e 2 para um mesmo bem A.

¹Consumo aparente é a soma do valor da produção com o valor das importações diminuído do valor das exportações.

Como nosso foco é o mercado de bens comercializáveis internacionalmente, quando se tratar de colocação do produto doméstico no mercado externo (exportação), define-se τ^X da seguinte forma: $\tau^X = \frac{SP^*-P}{P}$. No caso do bem importado, define-se: $\tau^M = \frac{P^m-SP^{m*}}{SP^{m*}}$. O super-escrito (*) representa mercado externo e sua ausência, o local. O super-escrito (^m) indica produto estrangeiro e a sua ausência, produto doméstico. S é a taxa de câmbio em unidades da moeda local por unidade da estrangeira.

Note que políticas governamentais e choques são capazes de afetar o valor de τ , conforme os exemplos seguintes: (i) impostos ou subsídios que modifiquem os custos de comércio internacional vis-à-vis os custos de distribuição local de determinado bem, ampliando a distância dos preços praticados localmente e internacionalmente, (ii) elevação do preço do petróleo que impacte significativamente o custo do frete internacional (iii) combinação de rigidez de preços e movimentos do câmbio nominal induzidos por variáveis financeiras.

Assim, estimamos o desvio da LPU para o bem importado e o desvio para o bem exportado utilizando um sistema de equações e dados da economia brasileira, observados no período que vai do segundo trimestre de 1999 ao segundo trimestre de 2008, excluindo portanto informações que refletem o agravamento da crise financeira recente. A ausência do desvio indica uma integração do mercado brasileiro ao mercado global e, a sua redução ao longo do tempo indica globalização comercial da economia brasileira. Conforme já mencionamos, optamos por uma estratégia diferente de outros trabalhos empíricos, que focam nas quantidades comercializadas. Muitos incluem uma medida de abertura comercial na equação da oferta de exportações e alguns incluem uma medida de restrição da disponibilidade de divisas como explicativa da demanda por importações de países emergentes (ver Ribeiro, [11]).

Ainda conforme Ribeiro ([11], p.46), a abertura comercial também tem efeitos sobre preços via redução no custo de entrada no mercado externo. A abertura facilita a comunicação da qualidade dos produtos das firmas exportadoras e ajuda

na construção de credibilidade junto ao comprador estrangeiro. A justificativa seria que uma maior entrada de firmas facilitaria o ingresso de outras, seguidoras das tradicionais. Nesse caso específico, seria razoável definir τ como uma função do volume exportado. Como exemplo de política comercial com o objetivo de reduzir o valor de τ^X , vale destacar que a partir do final de 2001 o governo brasileiro voltou-se para a promoção das exportações através de incentivos fiscais, institucionais e financeiros concedidos pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e por programas do MDIC.

Pinheiro e Bonelli ([10], p.57-58) também descrevem as políticas comerciais de financiamento e de promoção das exportações da última década, destacando a reconstrução do sistema público de financiamento das exportações através de linhas de crédito do BNDES-Exim, do Proex (programa administrado pelo Banco do Brasil e revisto em 1999-2000), e de mecanismos de equalização de taxas de juros a partir de meados da década de 1990. Além disso, novas ações de promoção das exportações estavam voltadas para expandir o conjunto de empresas exportadoras, especialmente micro, pequenas e médias empresas, através dos programas “Fundo de Garantia para a Promoção da Competitividade - FGPC”, do BNDES, e Apex, do MDIC. Ambos os programas foram criados em 1997, sendo que, em 2003, a Apex foi reestruturada e passou a abarcar um conceito mais amplo de promoção das exportações. De acordo com dados da SECEX/MDIC [8], o número de empresas exportadoras aumentou, conforme mostra a Figura 3. Esse aumento é apontado por Pinheiro e Bonelli ([10], p.21) como um dos fatores que contribuíram para o que eles denominam de *boom* de exportações do período 2000-2005.

Estimamos os efeitos desse esforço de globalizar comercialmente a economia brasileira sobre os preços de equilíbrio e sobre a taxa de inflação com o DSGE proposto. Na seção seguinte, é apresentada a evolução desagregada do comércio exterior brasileiro no período recente, a fim de caracterizar as exportações e as importações segundo preço e quantidade, e também segundo a origem e o destino dos bens. O modelo DSGE é então formalizado, seguido dos resultados e das conclusões.

2 Decomposição do Comércio Internacional

No período 1999 a 2008, o Brasil apresentou uma sequência ininterrupta de saldos positivos da balança comercial trimestral de bens, desde o segundo trimestre de 2002, conforme se observa na Figura 4 - *Brasil: Setor Externo Trimestral (US\$ bilhões)*. A Figura 4 mostra também que o valor importado e o exportado cresceram a taxas positivas trimestre contra trimestre do ano anterior, desde o último trimestre de 2003. De fato, análises recentes da evolução do comércio internacional brasileiro (ver Ribeiro [11], Capítulo 1; e Pinheiro e Bonelli [10]) apontam como principais características das exportações brasileiras o elevado crescimento do quantum ao longo do período, além da diversificação do destino das mercadorias para países não tradicionais. Já as importações brasileiras se caracterizaram por diversificação de origem e taxa de crescimento elevadas, tanto em termos de índice de quantum quanto em termos de preço.

2.1 Desagregação: preço e quantidade

A Tabela 2 e a Tabela 3 apresentam o comportamento anual dos índices de quantum e de preços das exportações e importações brasileiras, respectivamente, no período 1999 a 2008. A Tabela 2, que se refere às exportações, mostra que o índice de preço médio anual aumentou 94,6% e o de quantum subiu 111,8 % no período. Por classe de produtos, a variação de *Básicos* foi maior em preço (127,2%) e em quantidade (171,8%), do que o total das exportações. A variação do quantum de manufaturados (112,7%) também ficou acima da variação do quantum do total das exportações, enquanto que a variação dos preços (59,4%) manteve-se abaixo, ao contrário do verificado com a classe dos produtos *semi-manufaturados*. Neste caso, o índice de preços aumentou 128,5% e o de quantum, 48,4% entre 1999 e 2008.

Na estimação da equação de oferta das exportações brasileiras para o período 1999-2005, Ribeiro ([11], p. 75) constata que o preço das exportações, a taxa de câmbio real (medida de rentabilidade inter-setorial de *tradables* versus *non-tradables*) e a abertura comercial, ou seja, a facilidade de colocação de produtos

locais em mercados externos, são os principais fatores que afetam a decisão da firma exportadora representativa. Além disso, destaca que, do ponto de vista da demanda por exportações, o crescimento da renda mundial foi o fator mais relevante para explicar o aumento do quantum das exportações brasileiras. Já Pinheiro e Bonelli ([10], p. 48) sustentam que a expansão das exportações no período 2000-2005 é resultado de choques positivos: real depreciado, taxas de juros internacionais reduzidas e crescimento da economia mundial.

No que se refere às importações brasileiras, a Tabela 3 mostra que o índice de preços médio anual cresceu 71,6% entre 1999 e 2008, enquanto que o índice de quantum aumentou 104,8% nesse período. Por categoria de uso dos bens importados, a Tabela 3 mostra que índice de preços das importações de *Bens de Capital* e *Bens de Consumo Duráveis* variaram entre 1999 e 2008, respectivamente, 3,2% e 6,2%. Essas taxas reduzidas favoreceram elevadas taxas de crescimento do quantum das compras no exterior, especialmente a partir de 2005. Já o índice de preços de *Bens Intermediários* cresceu 49,6% nesse período e o de quantum dessa categoria também teve acréscimo significativo (139,4%). Comportamento semelhante apresentou a categoria de *Bens de Consumo Não-Duráveis* (38,0%, para preço, e 60,1%, para quantum). Em particular, *Combustível* foi a única categoria que apresentou elevado crescimento de preços e inexpressivo de quantum.

As estimativas de equações de demanda por importações consideram, em geral, a renda doméstica e a taxa de câmbio real como fatores determinantes do quantum das importações. Além disso, durante períodos de baixos níveis de reservas internacionais e dificuldade de ajuste do balanço de pagamentos, não são incomuns os controles tarifários e não-tarifários sobre as compras externas. No entanto, para o período de análise, o saldo em conta corrente manteve-se positivo e o país acumulou volumes expressivos de reservas internacionais, não se configurando assim uma situação típica de restrição externa ativa. Em particular, Ribeiro ([11], p. 97) observa que todas as categorias de uso das importações brasileiras apresentaram queda das tarifas, exceto em períodos específicos como o da crise energética de 2001,

contribuindo para a redução da alíquota efetiva total de 32% no início dos anos 1990 para 4% no início de 2005. Assim, espera-se que a redução estimada de τ^M seja bastante significativa.

Pode-se concluir com base nas tabelas apresentadas que a variação do quantum das exportações foi maior do que a variação dos preços no total das exportações e particularmente para produtos básicos e manufaturados. A maior variação do quantum relativamente a preços é ainda mais significativa no total das importações e em todas as categorias de uso, exceto *Combustíveis*. Importante ainda destacar que, embora os índices de preços do comércio internacional brasileiro tenham apresentado valorização acumulada bem significativa no período 1999-2008, as variações de preços trimestrais são pequenas, especialmente se compararmos com o comportamento da taxa de câmbio nominal bilateral, Real-Dólar, apresentado na Figura 5 - *Índice de Preços do Comércio Internacional e o Dólar*.

2.2 Desagregação: destino e origem

A expansão produtiva e a crescente abertura comercial da China e da Índia influenciaram a composição das importações brasileiras por origem no período 1999-2008. Verifica-se na Tabela 4 - *Participação das Importações por Países e Blocos Econômicos no Total das Importações Brasileiras*, que as compras brasileiras no exterior passam a se constituir de uma fração menor de importações de países considerados de alto custo de produção relativamente aos demais países tratados como de baixo custo de produção, segundo a classificação estabelecida em Glatzer *et al.* ([3], p.6).² A participação de países de alto custo, exclusive os EUA, caiu

²Países de alto custo: União Européia (UE-15), Canadá, EUA (inclusive Porto Rico), Japão, Austrália, Noruega e Nova Zelândia e outros países de alto custo. UE-15 inclui Alemanha, Espanha, França, Países Baixos, Reino Unido, Áustria, Bélgica, Luxemburgo, Dinamarca, Finlândia, Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Suécia. Países de baixo custo, Glatzer et al consideram a China, Novos Países Membros da UE e outros países de baixo custo. Novos Estados membros da UE correspondem a Bulgária, Hungria, Letônia, Lituânia, Malta, Polônia, República Checa, Romênia, Chipre, Republica Eslovaca, Eslovênia e Estônia. Neste trabalho, não se classifica em Outros Países de Baixo Custo e Outros Países de Alto Custo. Há apenas a categoria Outros Países. Além disso, como países de baixo custo, consideram-se também países da América Latina exclusive Mercosul, do Sudeste Asiático, Índia e Rússia, além de China e Novos Estados Membros da UE. América Latina inclui Argentina, México, Bolívia, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Equador,

de 38,7% em 1999 para 26,8% em 2008. Já a participação dos EUA também sofreu queda expressiva no período, de 24,1% para 14,9%. Por outro lado, no grupo dos países classificados como de baixo custo, a China aumentou sua fração no total das importações brasileiras de 1,75% em 1999 para 11,6% em 2008. Também elevaram sua participação no total das compras externas Índia e Rússia (de 0,98% para 3,98%), América Latina exclusive Mercosul (de 5,61% para 6,77%) e Sudeste Asiático (de 1,94% para 3,76%). Houve redução na fração correspondente para o Mercosul (de 13,6% para 8,63%), enquanto que a referente aos novos Estados membros da UE permaneceu constante e em torno de um por cento.

Conforme se observa na Tabela 5 - *Participação das Exportações por Países e Blocos Econômicos no Total das Exportações Brasileiras*, a diversificação regional da origem das importações também se verificou no destino das exportações. Houve diminuição da participação relativa de países de alto custo de produção, como Estados Unidos, UE-15 e Japão, considerados parceiros comerciais tradicionais do Brasil e incluídos na categoria *Países de alto custo de produção*. Em 1999, as vendas para os EUA representavam 22,6 % e, em 2008, 14,0%. Países de alto custo exclusive os EUA tiveram sua participação reduzida, de 35,2% em 1999 para 27,7% em 2008. Do mesmo modo, a fração das exportações destinada aos parceiros tradicionais do Mercosul também caiu de 14,1% para 11,0% no período. Já as exportações para China, América Latina exclusive Mercosul e Sudeste Asiático aumentaram sua participação no período, de 1,41% para 8,29%, de 8,46% para 11,4% e de 1,82% para 3,35%, respectivamente.

Pode-se então dizer que a busca de novos parceiros comerciais favoreceu a intensificação das exportações e das importações no período 1999-2008. Essa maior abertura comercial foi resultado, em parte, dos esforços governamentais em “abrir” novos mercados para os produtos brasileiros e assim ampliar a solvência externa do país. No período recente, de fato, o comércio internacional do Brasil tem

Guatemala, Honduras, Nicarágua, Paraguai, Peru, Uruguai, Belize, Guiana, Guiana Francesa, Panamá, Venezuela e Suriname. Mercosul é representado por Argentina, Paraguai e Uruguai. Por fim, Sudeste Asiático é constituído de Cingapura, Indonésia, Malásia, Tailândia, Filipinas, Brunei Darussalam, Camboja, Rep. Pop. Dem. do Laos, Mianmar e Vietnã.

experimentado um processo planejado de diversificação de seus parceiros.

3 Modelo

Define-se uma economia habitada por famílias, firmas, governo e pelo resto do mundo. A seguir é descrito um modelo *DSGE* e as relações de equilíbrio implícitas que possibilitam uma análise dos impactos da globalização na inflação e na condução da política monetária nesta economia. Conforme discutido na introdução, o processo de globalização é definido aqui como um processo de integração de mercados nacionais de modo que os preços de um mesmo bem em diferentes países, expressos em uma mesma moeda, tendem a se aproximar na medida em que a globalização avança. Dito de outro modo, espera-se que os desvios da lei de preço único sejam menores quando a globalização é mais intensa.

3.1 Famílias

Há um continuum de famílias, indexadas por $j \in [0, 1]$. A j -ésima família toma decisões em cada instante t sobre o consumo de bens domésticos, C_t , o consumo de bens importados, C_t^* , o número de horas de trabalho ofertado, $N_t(W_t)$, o salário cobrado, W_t , o investimento em um *portfolio* público denominado em moeda local, B_{t+1} , e o novo montante de empréstimo denominado em moeda estrangeira, D_{t+1}^* . Cada família maximiza o valor esperado da sua função utilidade intertemporal dada por

$$\max_{\{D_{t+1}^{*j}, B_{t+1}^j, C_t^j, C_t^{j*}, N_t^j(W_t^j)\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(C_t^j, C_t^{j*}) - v(N_t^j)]$$

sujeita à restrição orçamentária

$$\begin{aligned} & S_t R_{t-1}^* D_t^{*j} + B_{t+1}^j + P_t C_t^j + (1 + \tau_t^M) S_t P_t^{M*} C_t^{j*} \\ & \leq T_t + N_t^j W_t^j + R_t B_t^j + S_t D_{t+1}^{*j} + (1 - \tau^L) \mathcal{L}_t^j; \quad \forall t \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

onde o lado direito desta restrição se constitui dos seguintes termos: transferências *lump sum* advindas do governo, T_t ; salário obtido pelo produto de horas de trabalho, N_t^j , e o preço da hora trabalhada, W_t^j ; pagamento advindo do governo de *portfolio*

denominado em moeda local, B_t^j , incluindo o retorno pós fixado R_t ; recebimento de montante emprestado do exterior à taxa pré-fixada R_t^* , e denominado em moeda estrangeira, D_{t+1}^{*j} ; e pagamento advindo do lucro das firmas³, e líquido de impostos, $(1 - \tau^L) \mathcal{L}_t$. O lado esquerdo da restrição orçamentária consiste das despesas da família (j) com os seguintes itens: pagamento do empréstimo ao exterior, D_t^{*j} , incluindo os juros; compra de um *portfolio* público denominado em moeda local para resgate em $t + 1$; compra de bens domésticos, C_t , ao preço em moeda local, P_t ; e compra de bens importados, C_t^* , ao preço em moeda estrangeira, P_t^{M*} , convertido à moeda local pela taxa de câmbio nominal, S_t , e acrescido do imposto de importação, τ_t^M . Todas as parcelas da equação estão em termos nominais, e denominadas em moeda local.

Da solução do problema de otimização intertemporal da família j , para a especificação da função utilidade baseada em Gallí e Monacelli [5] com formação de hábito, obtém-se a seguinte equação para o desvio da participação de consumo de bens domésticos no consumo de importados (obtida conforme Apêndice):

$$c_t - c_t^* = \eta (1 - b) \left[q_t^M + \frac{\tau^M}{(1 + \tau^M)} \widehat{\tau}_t^M \right] \quad (2)$$

onde (c_t, c_t^*) denotam desvios dos consumos estacionários, $\widehat{\tau}_t^M$ denota desvio da tarifa estacionária de importação τ^M , η mede a elasticidade substituição entre os bens domésticos e os bens importados, q_t^M é o preço do bem importado em relação ao preço do bem doméstico, e b mede a persistência do consumo. A presença de formação de hábito no consumo, isto é $b > 0$, é importante para o entendimento do mecanismo de transmissão monetária conforme destacado em McCallum ([7]).

Para o caso particular da tarifa estacionária ou de longo prazo ser igual a zero, e na ausência de persistência, obtém-se:

$$c_t - c_t^* = \eta q_t^M$$

isto é, o consumo relativo depende apenas do preço relativo e da substitutabilidade entre os bens.

³Cada firma da economia tem sua propriedade “rateada” igualmente entre os consumidores.

A trajetória do consumo doméstico é dada por:

$$c_t = E_t \left\{ \left(\frac{1}{1+b} \right) c_{t+1} + \left(\frac{b}{1+b} \right) c_{t-1} - \frac{1}{\sigma} \left(\frac{1-b}{1+b} \right) (r_{t+1} - \pi_{t+1}) + \dots \right. \\ \left. \dots \frac{\eta \delta^*}{\sigma} \left(\frac{1-b}{1+b} \right) \left[\Delta q_{t+1}^M + \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \Delta \widehat{\tau}_{t+1}^M - b \left(\frac{\Delta q_t^M + \frac{\tau^M \Delta \widehat{\tau}_t^M}{(1+\tau^M)}}{\tau^M} \right) \right] \right\} \quad (3)$$

obtida conforme Apêndice. Novamente, se $\tau^M = 0$ e $b = 0$, obtém-se:

$$c_t - E_t c_{t+1} = E_t \left\{ \frac{\eta \delta^*}{\sigma} \Delta q_{t+1}^M - \frac{1}{\sigma} (r_{t+1} - \pi_{t+1}) \right\}$$

isto é, o consumo relativo de bens domésticos no tempo depende das expectativas de desvios do preço relativo do bem importado e do custo de oportunidade da poupança em moeda local. Note que π_{t+1} denota a inflação de preços do bem doméstico em $t+1$, σ mede a elasticidade intertemporal de consumo, e δ^* é uma função dos demais parâmetros da economia (ver Apêndice para maiores detalhes).

Das escolhas ótimas de investimento e empréstimo pode-se obter uma condição de paridade da taxa de juros descoberta, expressa em termos dos desvios das taxas estacionárias e da expectativa de desvalorização do câmbio nominal:

$$E_t (r_{t+1} - r_t^*) = E_t \Delta s_{t+1} \quad (4)$$

E, finalmente, levando-se em conta a rigidez de salários e a oferta diferenciada de trabalho das famílias (como em Christiano ([1]), ver Apêndice para maiores detalhes), a curva de oferta agregada de trabalho na economia é descrita pela seguinte equação, que tem as variáveis expressas em termos dos desvios em relação aos seus valores de longo prazo:

$$n_t^o = \frac{1}{\varphi} \left[\begin{array}{l} \frac{[1-\beta(\theta^w)^2]w_t^r - \theta^w [(\beta E_t(\pi_{t+1} - w_{t+1}^r) + (w_{t-1}^r + \pi_t))]}{(1-\theta^w)(1-\theta^w\beta)} - \dots \\ - \frac{\sigma}{(1-b)} c_t + \frac{\sigma b}{(1-b)} c_{t-1} \dots \\ \dots - \frac{\eta \delta^*}{(1-b)} \left[\begin{array}{l} \left(\frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{\tau}_t^M + q_t^M \right) \dots \\ \dots - b \left(\frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{\tau}_{t-1}^M + q_{t-1}^M \right) \end{array} \right] \end{array} \right] \quad (5)$$

onde φ mede a velocidade na redução de bem-estar associada ao aumento de horas trabalhadas e θ^w refere-se à massa de trabalhadores que não reajustam otimamente

o salário. Se $\tau^M = b = \theta^w = 0$, obtém-se a oferta de trabalho na ausência de fricções:

$$n_t^o = \frac{1}{\varphi} \{w_t - (p_t + \eta\delta^*q_t^M) - \sigma c_t\} \quad (6)$$

isto é, a oferta de trabalho depende do salário real em termos de bens domésticos, corrigido pelo preço do bem importado, e da disposição corrente em se ofertar trabalho, medida pelo nível do consumo corrente dos bens domésticos.

3.2 Firms

A seguinte estrutura é proposta para o mercado produtor: existem muitas firmas produzindo muitos bens diferenciados e que são agregados para consumo final das famílias e para exportação (consumo final de famílias residentes no exterior). A agregação é feita pelas firmas produtoras do bem final, que são descritas a seguir.

- **Firma produtora do bem final**

Existe um único tipo de bem final, destinado ao consumo doméstico ou à exportação. O bem final é produzido em mercado competitivo com base na tecnologia de agregação de bens intermediários, Y^i , $i \in (0, 1)$, do tipo *CES*. Existe um custo relativo que diferencia o preço de venda do bem final no mercado doméstico, P_t , do preço de venda no mercado internacional, expresso em moeda local, $S_t P_t^{X*}$. Esse custo relativo, denotado por τ_t^X , com $\tau_t^X > 0$, está relacionado com características de infra-estrutura de distribuição, alíquotas de impostos diferenciados para a circulação de mercadorias dentro e fora do país e, também, às políticas de crédito direcionadas ao comércio internacional e/ou a indústria local. O mesmo pode ser dito da variável τ_t^M . Por simplicidade, ambas são definidas no modelo como tarifa de imposto, sobre exportação e importação respectivamente, muito embora possam ser interpretadas como medida do custo de integração. Assim, parte da arrecadação do governo com os impostos sobre o comércio internacional é transferida para as famílias, e parte dessa arrecadação representa um custo exógeno de financiamento da integração. Esse custo é agregado no governo por conveniência analítica e explicitado pela variável G_t , definida mais a frente na restrição orçamentária do governo.

A lei do preço único é válida quando se considera esse custo relativo, a saber

$$\frac{S_t P_t^{X*}}{(1 + \tau_t^X)} = P_t \quad (7)$$

Define-se Q_t^X como a razão do preço de venda do bem final praticado no mercado externo pelo preço praticado no mercado doméstico, ambos medidos na mesma moeda. Assim,

$$Q_t^X \equiv \frac{S_t P_t^{X*}}{P_t} \quad (8)$$

Utilizando o resultado obtido em [7], chega-se então à nova expressão para [8]:

$$Q_t^X = (1 + \tau_t^X) \quad (9)$$

e, dessa forma, há desvio da lei do preço único sempre que $(\tau_t^X \neq 0)$. A mesma equação [9] é também proposta em Obstfeld e Rogoff [9] com a diferença de que τ_t^X é definido como uma constante positiva que não depende de t .

A produção de bens de consumo final em um dado instante t , Y_t , é realizada pela combinação dos bens intermediários i , e baseada na seguinte tecnologia de agregação:

$$Y_t \equiv \left[\int_0^1 (Y_t^i)^{\frac{\xi-1}{\xi}} d_i \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}} \quad (10)$$

onde $\xi > 1$ é a elasticidade de substituição entre os bens intermediários. Ao escolher Y_t , a firma doméstica resolve o problema de maximização de lucros dado por

$$\max_{\{X_t, Y_t^i\}} \left(\left[\int_0^1 (Y_t^i)^{\frac{\xi-1}{\xi}} d_i \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}} - X_t \right) P_t + X_t \left(\frac{S_t (P_t^X)^*}{(1 + \tau_t^X)} \right) - \int_0^1 P_t^i Y_t^i d_i \quad (11)$$

A equação para o cálculo do lucro da firma constitui-se de três parcelas: a primeira é referente às vendas no mercado doméstico; a segunda parcela é referente às vendas no mercado externo, X_t ; e a terceira equivale aos custos de produção com o emprego dos bens intermediários. Utilizando-se a hipótese [7], a equação [11] pode ser reescrita como:

$$\max_{\{Y_t^i\}} P_t \left[\int_0^1 (Y_t^i)^{\frac{\xi-1}{\xi}} d_i \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}} - \int_0^1 P_t^i Y_t^i d_i \quad (12)$$

Da condição de primeira ordem deste problema, apresentada no Apêndice, mais a condição de lucro zero, chega-se a uma expressão para o preço do bem final como função dos preços dos bens intermediários

$$P_t = \left[\int_0^1 (P_t^i)^{(1-\xi)} di \right]^{\frac{1}{1-\xi}} \quad (13)$$

E das condições de factibilidade dos recursos, tem-se que:

$$Y_t \geq C_t + X_t \Rightarrow Y_t = C_t + X_t \quad (14)$$

• **Firmas que produzem bem intermediário i**

Cada bem intermediário $i \in [0, 1]$ é produzido por uma única firma que atua no mercado de competição monopolística entre bens diferenciados. Esta firma concorre em mercados de insumos competitivos e utiliza apenas mão-de-obra, N_t^i , para a produção do seu bem i , de acordo com a seguinte tecnologia:

$$Y_t^i = A_t (N_t^i)^\varsigma \quad (15)$$

onde $0 < \varsigma < 1$.

A função lucro da firma expressa em termos do bem de consumo final é dada por:

$$\frac{P_t^i}{P_t} A_t (N_t^i)^\varsigma - N_t^i \frac{W_t}{P_t} \quad (16)$$

A demanda ótima de uma firma i por mão-de-obra, N_t^i , depende do inverso do salário real medido em termos do bem i :

$$N_t^{id} = \left(\frac{\varsigma A_t}{W_t/P_t^i} \right)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \quad (17)$$

e a demanda agregada por trabalho, N_t^d , é obtida pela agregação das demandas de cada firma⁴ (ver Apêndice):

$$N_t^d = \left(\frac{\varsigma A_t}{W_t/P_t} \right)^{\frac{1}{1-\varsigma}}$$

⁴Essa agregação vale sempre que se considera o comportamento dos produtos individuais das firmas como aproximações de primeira ordem em torno dos seus respectivos estados estacionários.

Em termos de desvio da demanda (agregada) estacionária, n_t^d , a equação acima pode ser reescrita como:

$$n_t^d = \frac{(a_t - (w_t - p_t))}{(1 - \varsigma)} \quad (18)$$

Igualando a oferta e a demanda por trabalho obtém-se uma equação de equilíbrio para o salário real, $w_t^{\text{real}} \equiv w_t - p_t$. Quando $\tau^M = b = \theta^w = 0$, essa equação equivale a:

$$w_t^{\text{real}} = \frac{1 - \varsigma}{1 + \varphi - \varsigma} \left\{ \frac{\varphi}{1 - \varsigma} a_t + \eta \delta^* q_t^M + \sigma c_t \right\} \quad (19)$$

Isto é, o salário medido em bens locais é crescente na produtividade, a_t , na indisposição por trabalhar medida pelo nível de consumo do bem local, e decrescente no termo de troca (que corresponde ao inverso do preço relativo do bem importado, q_t^M) medido em moeda local.

Considera-se agora o problema da firma na presença de rigidez de preços à la Calvo. Cada firma i se defronta com uma probabilidade, positiva e igual a θ , de não poder reajustar seus preços. Com probabilidade $(1 - \theta)$ os preços são reajustados. Utilizando a demanda da firma agregadora pelo bem intermediário, o problema de otimização que resulta na escolha do preço do bem intermediário pode ser escrito como:

$$\max_{P_t^i} E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \Lambda_{t,t+t'} \left[\left(\frac{P_t^i}{P_{t+t'}} \right)^{1-\xi} - \frac{\varsigma MC_{t+t'}}{\left(\frac{P_t^i}{P_{t+t'}} \right)^\xi} \right] Y_{t+t'} \quad (20)$$

onde $\Lambda_{t,t+t'}$ é a razão entre as utilidades marginais do consumo em $t+t'$ e t e o termo entre colchetes é uma medida para o lucro ótimo da firma no instante t , conforme demonstrado no Apêndice. Assim, ao reajustar P_t^i a firma i maximiza o valor esperado da soma dos lucros em cada instante do tempo, devidamente descontado pela taxa de impaciência, pela probabilidade θ de não remarcar o preço futuro P^i e pela utilidade marginal de consumo. A escolha do preço é dada por:

$$(P_t^i)^{\text{otimo}} = \left(\frac{\xi}{\xi - 1} \right) \frac{E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \Lambda_{t,t+t'} \left[\varsigma Y_{t+t'} P_{t+t'}^\xi MC_{t+t'} \right]}{E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \Lambda_{t,t+t'} \left[P_{t+t'}^{\xi-1} Y_{t+t'} \right]}$$

E se $\theta = 0$, o preço ótimo é dado por um *mark-up* sobre o custo marginal:

$$(P_t^i)^{otimo} = \left[\frac{\xi}{\xi - 1} \varsigma MC_t \right] P_t \quad (21)$$

Note que, nesse caso particular, a escolha independe das expectativas pois, com probabilidade um, a firma pode modificar o seu preço em qualquer período.

Define-se o índice de preços ao consumidor como uma combinação de preços de bens domésticos e importados dada pela expressão

$$P_t^{cpi} = \left[(1 - \alpha) P_t^{1-\eta} + (\alpha) (P_t Q_t^M)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

que aproximando em primeira ordem em torno do preço estacionário fica igual a:

$$\begin{aligned} p_t^{cpi} &= p_t + \delta^{cpi} q_t^M \\ \delta^{cpi} &= \frac{\alpha (Q^M)^{1-\eta}}{(1 - \alpha) + (\alpha) (Q^M)^{1-\eta}} \in [0, 1] \end{aligned}$$

e conforme demonstrado no Apêndice, utilizando o caso geral da equação [21], tal que $\theta > 0$, a inflação do índice de preços ao consumidor é dada pela seguinte expressão:

$$\pi_t^{cpi} = \lambda_f E_t [\pi_{t+1}^{cpi}] + \lambda_b \pi_{t-1}^{cpi} + \lambda m c_t - \delta^{cpi} \left\{ \begin{array}{l} \lambda_f E_t \Delta q_{t+1}^M \\ + \lambda_b \Delta q_{t-1}^M \\ - \Delta q_t^M \end{array} \right\} \quad (22)$$

Por último, note que o custo marginal é dado por:

$$m c_t = \left(\frac{1 - \varsigma}{\varsigma} \right) y_t - \left(\frac{1}{\varsigma} \right) a_t + (w_t - p_t)$$

e os coeficientes da curva de inflação por⁵:

$$\begin{aligned} \lambda_b &= \frac{\varpi}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))} \\ \lambda &= \frac{(1 - \theta \beta) (1 - \varpi) (1 - \theta)}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))} \\ \lambda_f &= \frac{\theta \beta}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))} \end{aligned}$$

⁵Maiores detalhes no Apêndice.

3.3 Governo e Resto do Mundo

As decisões do governo são descritas no modelo por uma regra de Taylor que baliza as decisões de política monetária e pelas decisões de políticas de integração do mercado local ao resto do mundo, refletidas nas variáveis τ^X e τ^M . A restrição orçamentária do governo é então dada por:

$$(T_t + P_t G_t) - \tau^L \mathcal{L}_t - \tau_t^M S_t P_t^{M*} C_t^* - X_t S_t (P_t^X)^* \frac{\tau_t^X}{(1 + \tau_t^X)} = B_{t+1} - R_t B_t$$

O lado direito da equação acima representa o novo montante de dívida contratado pelo governo, B_{t+1} , junto às famílias, e líquido do pagamento da dívida vencida, incluindo nesse pagamento a parcela de juros. No lado esquerdo, G_t corresponde ao custo de integração do mercado local com os mercados internacionais, medido em unidades de bens domésticos. Por conveniência, esse custo é agregado no governo, de modo que as transferências feitas às famílias, T_t , representam a devolução dos impostos cobrados, líquida do custo de integração e do custo de financiamento da dívida pública.

$$T_t = \left[\tau^L \mathcal{L}_t + \tau_t^M S_t P_t^{M*} C_t^* + \frac{X_t S_t (P_t^X)^* \tau_t^X}{(1 + \tau_t^X)} \right] - P_t G_t - (R_t B_t - B_{t+1})$$

Somando as restrições orçamentárias do governo e das famílias, obtém-se a restrição agregada da economia:

$$\left\{ \begin{array}{l} S_t R_{t-1}^* D_t^* - N_t W_t - S_t D_{t+1}^* - \mathcal{L}_t \dots \\ + P_t (C_t + G_t) + S_t P_t^{M*} C_t^* - \frac{X_t S_t (P_t^X)^* \tau_t^X}{(1 + \tau_t^X)} \end{array} \right\} = 0$$

Utilizando (7), esta restrição fica

$$\left\{ \begin{array}{l} S_t R_{t-1}^* D_t^* - S_t D_{t+1}^* - N_t W_t - \mathcal{L}_t + P_t G_t + \dots \\ \dots + P_t Y_t - P_t X_t + S_t P_t^{M*} C_t^* - \tau_t^X X_t P_t \end{array} \right\} = 0$$

e reescrevendo novamente, de modo que o produto total da economia, Y_t , se iguale à soma das rendas do trabalho mais a enviada para o exterior, tem-se que:

$$Y_t = \left[\frac{\mathcal{L}_t}{P_t} + \frac{N_t W_t}{P_t} \right] + \left[X_t (1 + \tau_t^X) - Q_t^M C_t^* - \frac{S_t}{P_t} (R_{t-1}^* D_t^* - D_{t+1}^*) - G_t \right]$$

Aproximando esta equação em primeira ordem e utilizando a derivação do lucro real, demonstrada no Apêndice, obtém-se:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{X}{Y} [x_t + \tau^X (x_t + \widehat{\tau}_t^X)] - \frac{Q^M C^*}{Y} (q_t^M + c_t^*) \\ -\frac{G}{Y} g_t + (s_t + d_{t+1}^* - p_t) \frac{SD^*}{YP} - (s_t + r_{t-1}^* + d_t^* - p_t) R^* \frac{SD^*}{PY} \end{array} \right\} = 0$$

Definindo-se

$$\frac{SD^*}{PY} \equiv s_d; \quad \frac{Q^M C^*}{Y} \equiv s_m; \quad \frac{X}{Y} \equiv s_x, \quad \frac{G}{Y} \equiv s_g, \quad c_t^* \equiv m_t$$

e assumindo que a variação do preço agregado e em dólar das importações é desprezível em relação as variações de câmbio nominal⁶, chega-se à seguinte equação para os desvios correntes em relação ao saldo de longo prazo da balança comercial:

$$\begin{aligned} s_x [x_t + \tau^X (x_t + \widehat{\tau}_t^X)] - s_m (q_t^M + m_t) - s_g g_t \\ = \\ (q_t^m + r_{t-1}^* + d_t^*) R^* s_d - (q_t^m + d_{t+1}^*) s_d \end{aligned} \quad (23)$$

Assim, o crescimento das exportações é utilizado para o pagamento das importações, do custo de integração e das despesas com a dívida externa. As decisões de política monetária seguem a seguinte regra de Taylor, já escrita de forma aproximada em primeira ordem e levando em conta uma determinada meta para a inflação, exógena e igual à $\overline{\pi}_t^{cpi}$:

$$r_t = \gamma_r r_{t-1} + (1 - \gamma_r) [\gamma_\pi (\pi_t^{cpi} - \overline{\pi}_t^{cpi}) + \overline{\pi}_t^{cpi} + \gamma_y y_t] \quad (24)$$

$$\overline{\pi}_t^{cpi} = \rho_\pi \overline{\pi}_{t-1}^{cpi} - \varepsilon_t^{\overline{\pi}} \quad (25)$$

As decisões de política de integração são descritas por:

$$\widehat{\tau}_t^m = \rho_{\tau m} \widehat{\tau}_{t-1}^m + \varepsilon_t^{\tau m} \quad (26)$$

$$\widehat{\tau}_t^X = \rho_{\tau x} \widehat{\tau}_{t-1}^X + \varepsilon_t^{\tau x} \quad (27)$$

O custo de integração g_t depende do comportamento de variáveis do resto do mundo e portanto não é controlado pelo governo:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (28)$$

⁶ Assume-se $\pi_t^{m^*} \simeq 0$.

⁷ Seguindo a regra de Taylor definida na primeira versão do modelo Samba, apresentado no X Seminário de Metas para a Inflação promovido pelo BCB, e disponível em <http://www.bcb.gov.br/?SMETAS10>.

Os efeitos das decisões locais da política de integração e da política monetária dependem também das equações que descrevem o comportamento dos preços no resto do mundo. Assim, do equilíbrio do mercado de câmbio, conclui-se que a trajetória de preços relativos da economia é igual à:

$$q_{t+1}^m = q_t^m + \frac{\tau^x}{1 + \tau^x} \Delta \hat{\tau}_{t+1}^x - \pi_{t+1}^{x*} \quad (29)$$

Além disso, assume-se que os desvios da taxa de juros para captação em dólares, em relação ao seu valor de longo prazo, são positivamente correlacionados com os desvios correntes da razão dívida externa-PIB, e com o valor da taxa de juros livre de risco praticada no mercado internacional.

$$r_t^* = r_t^w + \frac{\kappa_o}{2} (d_t^* + q_t^m - y_t) \quad (30)$$

onde κ_o indica a elasticidade da taxa de juros ao endividamento, de modo que, quanto mais dívida o país acumula, maior é o prêmio de risco pago.

Note que π_t^{m*} é desprezível, bem como a contribuição de π_t^{x*} para a inflação mundial agregada, sob a hipótese usual de que a economia brasileira tem contribuição desprezível para o PIB mundial. Desse modo, r_t^* mede também variações na taxa real.

Finalmente, a demanda pelas exportações é negativamente correlacionada com o preço que o importador estrangeiro paga, em dólares, pelo bem produzido localmente, e positivamente correlacionada com a renda mundial:

$$X_t = Y_t^* \left(\frac{P_t^{x*}}{P_t^{m*}} \right)^{-\varkappa}$$

Essa equação pode ser reescrita, após aproximação em primeira ordem, como:

$$x_t = y_t^* - \varkappa (q_t^x - q_t^m) \quad (31)$$

3.4 A economia no longo prazo

Para que o modelo possa ser computado, primeiro é necessário assumir algumas hipóteses referentes ao comportamento das variáveis econômicas no longo prazo.

Tais hipóteses, associadas à estrutura do modelo, acabam gerando restrições no espaço dos parâmetros a serem estimados, conforme discutido a seguir.

Assume-se que a taxa de juros real no longo prazo seja de 1.5% ao trimestre, em torno de 6% ao ano. O valor da taxa de desconto intertemporal das famílias é fixado da seguinte forma:

$$\frac{1 - \beta}{\beta} = 1.5\% \Rightarrow \beta = 0.985$$

Assume-se ainda as seguintes relações de longo prazo: $s_x = 0.12$; $s_m = 0.11$; e $s_g = 0.5\%$. As duas primeiras relações são baseadas nas médias do período que vai de 1999 a 2008⁸. Os parâmetros τ^m , τ^x , α , e η são estimados e os resultados são utilizados para computar o preço relativo dos bens de consumo no longo prazo, distribuídos de acordo com:

$$Q^M = \left(\left[\frac{s_c}{s_m} \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \right]^{\frac{1}{\eta}} \frac{1}{1 + \tau^m} \right)$$

$$Q^X = (1 + \tau^x)$$

O valor de $s_d(s_g)$ é definido de modo que, no longo prazo, o PIB da economia seja igual à remuneração dos insumos de produção mais o lucro, ou seja:

$$s_d \equiv \frac{s_x (1 + \tau^X) - s_m - s_g}{(R^* - 1)}$$

$$\widehat{s}_d^{\text{moda}} = 0,34 \cdot 4$$

A Tabela 6 - *Priors*, apresentada no Apêndice, contém a lista completa dos parâmetros do modelo e as suas respectivas distribuições, utilizadas na estimação. As distribuições foram escolhidas de acordo com a intuição do pesquisador, a literatura acadêmica, com base em exercícios com amostra disjunta daquela utilizada na estimação, com base na análise de sensibilidade do modelo calibrado e, também, de acordo com restrições típicas do modelo (por exemplo, pode-se querer evitar que determinado parâmetro seja negativo ou maior do que um).

Os dados utilizados na estimação são descritos na Tabela 7 e os resultados na Tabela 8. Vale ressaltar que o valor de longo prazo do custo de integrar os mercados,

⁸Baseado nos números das contas nacionais para bens e serviços divulgados pelo IBGE.

τ , foi estimado em 14%, contra a priori assumida de 20%. Isso equivale a dizer que os preços dos bens agregados, no longo prazo, tanto no mercado de exportáveis quanto no mercado de importados, diferem significativamente dos preços previstos pela lei do preço único. Outro parâmetro cuja estimativa é importante ressaltar é o δ^{cpi} . Ele mede o impacto do termo de troca, medido em moeda local, sobre a inflação. Este parâmetro foi estimado em 18%.

Com relação aos dados, foram tratadas como observadas, no período que vai do segundo trimestre de 1999 ao segundo trimestre de 2008, as seguintes variáveis com tendências removidas: PIB, consumo de bens locais, importação, exportação, relação dívida externa PIB, renda mundial, termos de troca, salário real, inflação, juros pagos em moeda estrangeira, juros básicos do mercado internacional, juros em moeda local, e meta para a inflação. A descrição dessas séries é feita na Tabela 7 - *Dados para a estimação*.

4 Resultados da Estimação

Nas Figuras 6 a 10 são apresentadas 45 funções respostas relativas aos seis dos oito choques previstos no modelo. As nove funções respostas de cada choque referem-se sempre às mesmas variáveis selecionadas ao longo de 2 anos, ou 8 trimestres. Todos os exercícios tomam por base a moda dos parâmetros estimados. Os choques omitidos são o da meta para a inflação e o referente ao custo irrecuperável de integrar mercados, g_t . Os efeitos desse último choque sobre a economia são desprezíveis, pois, no longo prazo, o custo irrecuperável é aproximadamente zero. O choque na taxa de juros básica praticada no resto do mundo e o choque de renda mundial foram selecionados simultaneamente para descrever o comportamento da economia doméstica em resposta a uma redução na renda mundial acompanhada de uma ação de política monetária expansionista, cenário que predominou no final de 2008 e no início de 2009. Finalmente, antes de entrarmos na descrição das funções respostas apresentadas, cumpre registrar que os termos de troca descritos estão medidos em moeda local, de modo que o custo de integração do mercado local ao mercado global

é capturado.

São apresentadas na Figura 6 as respostas das variáveis selecionadas a um aumento de produtividade na elaboração dos bens domésticos (exportáveis). Note que o custo marginal cai com a maior produtividade da economia, reduzindo então a inflação e causando aumento da renda, e, portanto, do consumo local e do PIB. A queda da inflação é acompanhada de uma resposta de política monetária no sentido de redução dos juros nominal, que já no segundo trimestre cai mais do que a inflação. A expectativa de juros reais reduzidos deteriora os termos de troca via o câmbio [ver equação da paridade de juros descoberta, equação (4)], causando elevação da relação dívida externa sobre PIB, e da taxa de juros para captação externa. O aumento do consumo local, por sua vez, estimula o consumo de bens importados, já que eles são complementares na utilidade⁹. As exportações também se elevam em resposta à deterioração dos termos de troca.

São apresentadas na Figura 7 as respostas a um choque de política monetária. Note que com o aumento na taxa de juros, causado pelo choque monetário contracionista, o consumo local cai, e junto com ele o PIB e as importações. A inflação também cede devido à menor demanda por bens de consumo. Os juros atrativos valorizam a moeda local e, portanto, os termos de troca, causando redução nas exportações e na razão dívida PIB.

São apresentadas na Figura 8 as respostas a um choque de retração da renda mundial acompanhada de uma redução na taxa de juros internacional. Note que com a menor demanda agregada causada pela retração das exportações, o PIB e a inflação se reduzem, gerando uma resposta de política monetária expansionista. A redução dos juros real deteriora os termos de troca, incentivando as exportações e desestimulando as importações, que por sua vez desestimula o consumo de bens locais. Note que a deterioração dos termos de troca é gradual devido à redução na taxa de juros internacional. A relação dívida externa sobre PIB aumenta com a

⁹A complementaridade pode ser justificada pelo fato de boa parte dos importados serem utilizados como insumos de produção dos bens locais, o que justificaria uma correlação positiva desses com a importação, prevista pela complementaridade.

queda das exportações e junto com ela a taxa de captação de recursos no exterior.

São apresentadas na Figura 9 as respostas a um choque de elevação do custo de exportar em decorrência de um distanciamento do preço do bem exportável, cobrado internacionalmente, e o preço desse mesmo bem praticado no mercado local ($\Delta\tau^X > 0$). O próprio choque representa uma diminuição na receita do exportador local e um aumento equivalente na arrecadação do governo, e pode ser interpretado como um acúmulo de reservas sem esterilização, no sentido do governo estar estimulando a desvalorização do câmbio¹⁰ que causa depreciação dos termos de troca. Note ainda que as exportações diminuem com esse aumento de custo, contraindo o PIB. Como resposta à desvalorização do câmbio, as importações caem, o consumo local aumenta inicialmente, e com ele, os preços (inflação). Os juros nominais são elevados. As reduções das exportações e do PIB contribuem para um aumento da relação dívida externa sobre PIB, que pressiona a taxa de captação de recursos no exterior. O consumo local que aumentou inicialmente, também devido a queda de juros real, segue a retração das importações.

São apresentadas na Figura 10 as respostas a um choque de elevação no custo de importar em decorrência de um distanciamento do preço do bem importado, cobrado internacionalmente, e o preço desse mesmo bem praticado no mercado local ($\Delta\tau^M > 0$). O próprio choque representa um aumento tanto do custo do importador local quanto da arrecadação do governo, e pode ser interpretado novamente como um acúmulo de reservas sem esterilização, no sentido do governo estar estimulando a desvalorização do câmbio¹¹ que causa inflação e depreciação dos termos de troca. Note ainda que com esse aumento do custo das importações, essas caem. A depreciação dos termos de troca aumenta a demanda pelas exportações, que estimula o PIB mas não evita a sua queda, provocada pela retração na demanda de bens locais, que por sua vez segue a demanda por importados. As reduções do PIB

¹⁰Note que $\frac{S_t P_t^{x*}}{P_t} = (1 + \tau_t^x)$ e os preços são rígidos no curto prazo.

¹¹Note que com a queda das importações muito superior a queda no consumo de bens locais, o aumento de $\frac{u_c^*}{u_c}$ domina o aumento em $(1 + \tau^m)$, causando depreciação cambial ($S \frac{P^{m*}}{P} = \frac{(u_c^*)/(u_c)}{1 + \tau^m}$).

e do valor da moeda local contribuem para um aumento da relação dívida externa sobre PIB, que pressiona a taxa de captação de recursos no exterior. Como resposta a desvalorização da moeda local, as importações tendem a cair mais, o que reforça a redução do consumo de bens locais. Também o aumento de juros contribui para o longo período de consumo deprimido.

Finalmente, na Figura 11, são apresentadas as trajetórias estimadas para as variáveis τ^X e τ^M , que não são observáveis, e medem os custos de exportar e importar, respectivamente, durante os últimos trimestres da amostra. Nota-se que o custo de exportar tem estado acima, porém próximo de seu valor de longo prazo, enquanto que custo de importar, significativamente abaixo. Pelas respostas aos choques apresentadas nas Figuras 9 e 10, os resultados do modelo sugerem que as trajetórias recentes dessas duas variáveis, que representam uma medida para o grau de globalização no mercado de bens de consumo comercializáveis vêm contribuindo para a redução da inflação. Embora a contribuição de τ^X possa ser considerada desprezível, a contribuição da variável τ^M para a redução da inflação é significativa.

5 Conclusões

Foi estimada uma medida para o grau de globalização comercial da economia brasileira. Essa medida foi definida como a proximidade entre os preços dos bens de consumo praticados no mercado doméstico e os previstos pela lei do preço único, com base nos preços internacionais. Esse conceito de globalização difere dos tradicionais por dois motivos. Primeiro, ele leva em conta os preços de equilíbrio, e não as alocações ou quantidades, como volume de comércio internacional, por exemplo. Segundo, ele é derivado de um modelo de equilíbrio geral e, portanto, considera o comportamento observado em diversos mercados: de câmbio, de trabalho, de bens importados e de bens exportáveis. Nossos resultados indicam que a recente globalização comercial da economia brasileira contribuiu para uma redução da inflação de preços ao consumidor, especialmente via redução no preço dos bens importados.

A Derivação da solução do modelo (aproximada em primeira ordem):

- Solução do problema de otimização das famílias

A função de Lagrange, $L(C_t^j, C_t^{j*}, N_t^j, B_{t+1}^j, D_{t+1}^{*j}, \tilde{\lambda}_t)$, é dada por

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\begin{array}{l} u^j(C_t, C_t^*) - v(N_t^j) + \tilde{\lambda}_t (T_t + N_t^j W_t + (1 - \tau^L) \mathcal{L}_t^j) \dots \\ - \tilde{\lambda}_t (P_t C_t^j + (1 + \tau_t^M) S_t P_t^{M*} C_t^{j*} + B_{t+1}^j - R_t B_t^j + S_t R_{t-1}^* D_t^{*j} - S_t D_{t+1}^{*j}) \end{array} \right]$$

com as seguintes condições de primeira ordem, derivadas das escolhas ótimas:

$$N_t^j \implies v_n = \tilde{\lambda}_t W_t^j \quad (32)$$

$$C_t^j \implies u_c^j(C_t, C_t^*) = \tilde{\lambda}_t P_t \quad (33)$$

$$C_t^{j*} \implies u_{c^*}^j(C_t, C_t^*) = \tilde{\lambda}_t (1 + \tau_t^M) S_t P_t^{M*} \quad (34)$$

$$B_{t+1}^j \implies \tilde{\lambda}_t = \beta E_t \tilde{\lambda}_{t+1} R_{t+1} \quad (35)$$

$$D_{t+1}^{*j} \implies \tilde{\lambda}_t = \beta E_t \tilde{\lambda}_{t+1} \frac{S_{t+1}}{S_t} R_t^* \quad (36)$$

Substituindo (35) em (36), obtém-se a condição de paridade de juros descoberta:

$$E_t R_{t+1} = R_t^* E_t \left(\frac{S_{t+1}}{S_t} \right) \quad (37)$$

Ao se dividir a condição (34) pela (33), resulta que:

$$\frac{u_{c^*}^j}{u_c^j} = (1 + \tau_t^M) \frac{S_t P_t^{M*}}{P_t} \equiv (1 + \tau_t^M) Q_t^M \quad (38)$$

sendo Q_t^M definido como o preço relativo do bem importado. Além disso, utilizando-se (35) e (33) chega-se à seguinte equação de Euler:

$$u_c^j(C_t, C_t^*) = \beta E_t \left[u_c^j(C_{t+1}, C_{t+1}^*) \frac{R_{t+1}}{\Pi_{t+1}} \right] \quad (39)$$

onde $\Pi_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t}$.

Adota-se a forma funcional para a função utilidade similar à utilizada por Galí e Monacelli [5], com possibilidade de formação de hábito ($b > 0$):

$$w^j(C_t, C_t^*) = \frac{\left(\left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_t - bC_{t-1})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_t^* - bC_{t-1}^*)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (40)$$

onde $\sigma > 0$ é o coeficiente de aversão ao risco ou elasticidade intertemporal de consumo; $\eta > 0$ mede a substitutibilidade entre bens domésticos e estrangeiros a partir do ponto de vista do consumidor doméstico; $\alpha \in (0, 1)$ é inversamente relacionado ao grau de viés doméstico nas preferências e assim é um indicador do grau de abertura da economia (Galí e Monacelli [5], p. 710). Note que em $(C_t - bC_{t-1})$, C_{t-1} é a medida para o consumo agregado enquanto C_t para o consumo individual. Como essas alocações coincidem em equilíbrio, não se utiliza diferenciação na simbologia para evitar o excesso de notação.

Com esta especificação particular para a função utilidade, obtém-se uma versão parametrizada da expressão (38):

$$\frac{C_t - bC_{t-1}}{C_t^* - bC_{t-1}^*} = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) [(1 + \tau_t^M) Q_t^M]^\eta \quad (41)$$

Define-se o índice de consumo composto, CC_t , como:

$$CC_t \equiv \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_t - bC_{t-1})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_t^* - bC_{t-1}^*)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right] \quad (42)$$

e calcula-se a trajetória do consumo (39) com base nesta definição.

$$CC_t^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} (C_t - bC_{t-1})^{\frac{-1}{\eta}} = \beta E_t \left[\frac{R_{t+1}}{\Pi_{t+1}} (C_{t+1} - bC_t)^{\frac{-1}{\eta}} [CC_{t+1}]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} \right] \quad (43)$$

A seguir é feita expansão de Taylor em primeira ordem das expressões (41) e (43), onde, por simplificação, o operador esperança é omitido. Letras minúsculas denotam desvios do estado estacionário, isto é, $x_t \equiv \frac{X_t - X}{X}$, e a ausência do subscrito t indica que a variável assume o valor do estado estacionário. No caso da variável em nível já ser representada por letra minúscula, utiliza-se o sobre-escrito ($\hat{}$) para denotar os desvios. De (41), obtém-se a sua versão para as variáveis em estado estacionário:

$$\frac{C}{C^*} = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) [(1 + \tau^M) Q^M]^\eta \quad (44)$$

Fazendo o desvio em relação ao estacionário do lado esquerdo da expressão (41)

resulta em:

$$\frac{C}{C^*} \left[1 + \frac{(C_t - C)}{(1-b)C} - \frac{(C_t^* - C^*)}{(1-b)C^*} \right]$$

E calculando o desvio em relação ao estado estacionário do lado direito da mesma expressão, obtém-se:

$$\left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) [(1+\tau^M) Q^M]^\eta \left[1 + \eta \left(\frac{Q_t^M - Q^M}{Q^M} \right) + \eta \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \left(\frac{\tau_t^M - \tau^M}{\tau^M} \right) \right]$$

Igualando os dois lados, chega-se à expressão (2):

$$c_t^* - c_t = -\eta(1-b) \left[q_t^M + \left(\frac{\tau^M}{1+\tau^M} \right) \widehat{\tau}_t^M \right]$$

Em seguida, procede-se de forma análoga para a equação (43). O lado esquerdo da condição (43) pode ser reescrito utilizando-se a definição (42) e também o seguinte resultado utilizado para o cômputo do expoente de $(C_t - bC_{t-1})$

$$\frac{\eta-1}{\eta} + \frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)} = \frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)} \quad (45)$$

O lado esquerdo da condição (43) é dado por:

$$CC_t^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} (C_t - bC_{t-1})^{\frac{-1}{\eta}} = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_t - bC_{t-1})^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_t^* - bC_{t-1}^*)^{\frac{\eta-1}{\eta}} (C_t - bC_{t-1})^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}} \right]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} \quad (46)$$

Esta expressão no estado estacionário é

$$\left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}} \right]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} \quad (47)$$

Já o lado direito de (43) pode ser reescrito como:

$$\beta E_t \left(\frac{R_{t+1}}{\Pi_{t+1}} (C_{t+1} - bC_t)^{\frac{-1}{\eta}} [CC_{t+1}]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} \right) = \beta E_t \frac{R_{t+1}}{\Pi_{t+1}} \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{t+1} - bC_t)^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{t+1}^* - bC_t^*)^{\frac{\eta-1}{\eta}} (C_{t+1} - bC_t)^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}} \right]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} \quad (48)$$

cuja expressão no estado estacionário fica:

$$\beta E_t \frac{R}{\Pi} \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}} \right]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} \quad (49)$$

A razão entre (46) e (47) é dada por

$$\begin{aligned}
& 1 - \left[c_t \frac{1}{(1-b)} - c_{t-1} \frac{b}{(1-b)} \right] \\
& \frac{\left[\sigma \left((1-\alpha) [(1-b)C]^{\frac{\sigma\eta(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}} + \frac{1}{\eta} \left(\alpha [(1-b)C^*]^{\eta-1} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}} \right]}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}}} + \dots \\
& \left[c_t^* \frac{1}{(1-b)} - c_{t-1}^* \frac{b}{(1-b)} \right] \\
& \left[\frac{\frac{1-\eta\sigma}{\eta} \left(\alpha [(1-b)C^*]^{\eta-1} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}}} \right]
\end{aligned}$$

E a razão entre (48) e (49) é

$$\begin{aligned}
& 1 - \left[c_{t+1} \frac{1}{(1-b)} - c_t \frac{b}{(1-b)} \right] \\
& \frac{\left[\sigma \left((1-\alpha) [(1-b)C]^{\frac{\sigma\eta(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}} + \frac{1}{\eta} \left(\alpha [(1-b)C^*]^{\eta-1} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}} \right]}{\left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}} \right]} + \dots \\
& \left[c_{t+1}^* \frac{1}{(1-b)} - c_t^* \frac{b}{(1-b)} \right] \\
& \left[\frac{\frac{1-\eta\sigma}{\eta} \left(\alpha [(1-b)C^*]^{\eta-1} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}}} \right] + r_{t+1} - \pi_{t+1}
\end{aligned}$$

Igualando os dois lados, chega-se à expressão

$$\begin{aligned}
& \left[\frac{c_{t+1}}{(1-b)} - c_t \left(\frac{1+b}{1-b} \right) + \frac{bc_{t-1}}{(1-b)} \right] \tag{50} \\
& \frac{\left[\sigma \left((1-\alpha) [(1-b)C]^{\frac{\sigma\eta(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}} + \frac{1}{\eta} \left(\alpha [(1-b)C^*]^{\eta-1} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}} \right]}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}}} = \dots \\
& \left[\frac{c_{t+1}^*}{(1-b)} - c_t^* \left(\frac{1+b}{1-b} \right) + \frac{bc_{t-1}^*}{(1-b)} \right] \\
& \left[\frac{\frac{1-\eta\sigma}{\eta} \left(\alpha [(1-b)C^*]^{\eta-1} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}}} \right] + r_{t+1} - \pi_{t+1}
\end{aligned}$$

Sejam δ e δ^* definidos abaixo:

$$\delta \equiv \frac{\left[\sigma \left((1-\alpha) [(1-b)C]^{\frac{\sigma\eta(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}} + \frac{1}{\eta} \left(\alpha [(1-b)C^*]^{\eta-1} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}} \right]}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}}} \quad (51)$$

$$\delta^* \equiv \frac{\frac{1-\eta\sigma}{\eta} \left(\alpha [(1-b)C^*]^{\eta-1} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}}} \quad (52)$$

Substituindo (51) e (52) na expressão da Equação de Euler na forma de desvio do estado estacionário, resulta em:

$$\begin{aligned} & \left[\frac{c_{t+1}}{(1-b)} - c_t \left(\frac{1+b}{1-b} \right) + \frac{bc_{t-1}}{(1-b)} \right] \delta = \left[\frac{c_{t+1}^*}{(1-b)} - c_t^* \left(\frac{1+b}{1-b} \right) + \frac{bc_{t-1}^*}{(1-b)} \right] \delta^* + r_{t+1} - \pi_{t+1} \\ & \left[\frac{c_{t+1}}{(1-b)} - c_t \left(\frac{1+b}{1-b} \right) + \frac{bc_{t-1}}{(1-b)} \right] \delta = \delta^* \left(\frac{c_{t+1}}{(1-b)} - \eta \left[q_{t+1}^M + \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{\tau}_{t+1}^M \right] \right. \\ & \left. - c_t \left(\frac{1+b}{1-b} \right) + \eta(1+b) \left[q_t^M + \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{\tau}_t^M \right] + \frac{bc_{t-1}}{(1-b)} - \eta b \left[q_{t-1}^M + \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{\tau}_{t-1}^M \right] + \right. \\ & \left. r_{t+1} - \pi_{t+1} \right. \\ & \left. \frac{c_{t+1}}{1-b} (\delta - \delta^*) - c_t \left(\frac{1+b}{1-b} \right) (\delta - \delta^*) + \frac{bc_{t-1}}{(1-b)} (\delta - \delta^*) = r_{t+1} - \pi_{t+1} + \right. \\ & \left. - \eta \delta^* \left[\Delta q_{t+1}^M + \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \Delta \widehat{\tau}_{t+1}^M - b \left(\Delta q_t^M \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \Delta \widehat{\tau}_t^M \right) \right] \right. \\ & \left. c_t = \frac{c_{t+1}}{1+b} + \frac{bc_{t-1}}{(1-b)} - \left(\frac{1-b}{1+b} \right) \frac{1}{(\delta - \delta^*)} \{ r_{t+1} - \pi_{t+1} + \right. \\ & \left. - \eta \delta^* \left[\Delta q_{t+1}^M + \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \Delta \widehat{\tau}_{t+1}^M - b \left(\Delta q_t^M + \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \Delta \widehat{\tau}_t^M \right) \right] \} \right] \end{aligned} \quad (53)$$

Note que, a diferença entre as expressões (51) e (52) é igual a σ , ou seja,

$$\begin{aligned} \delta - \delta^* &= \frac{\sigma \left((1-\alpha) [(1-b)C]^{\frac{\sigma\eta(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}}} + \\ & \frac{\left(\frac{1}{\eta} - \frac{1-\eta\sigma}{\eta} \right) \left(\alpha [(1-b)C^*]^{\eta-1} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{(1-\eta\sigma)}} \right)^{\frac{1}{\eta}}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C^*]^{\frac{\eta-1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}}} = \\ & \sigma \left[\frac{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + \alpha (1-\alpha)^{\frac{1-\eta}{\eta}} [(1+\tau^M)Q^M]^{(1-\eta)} [(1-b)C]^{\frac{\eta\sigma(1-\eta)}{\eta(1-\eta\sigma)}}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} [(1-b)C]^{\frac{\sigma(1-\eta)}{(1-\eta\sigma)}} + \alpha (1-\alpha)^{\frac{1-\eta}{\eta}} [(1+\tau^M)Q^M]^{(1-\eta)} [(1-b)C]^{\frac{\eta\sigma(1-\eta)}{\eta(1-\eta\sigma)}}} \right] = \sigma \end{aligned}$$

Assim, a trajetória do consumo doméstico é dada por (3)

$$c_t = E_t \left\{ \frac{c_{t+1}}{1+b} + c_{t-1} \frac{b}{1+b} - \frac{1}{\sigma} \left(\frac{1-b}{1+b} \right) (r_{t+1} - \pi_{t+1}) + \left(\frac{1-b}{1+b} \right) \frac{\eta \delta^*}{\sigma} \left[\Delta q_{t+1}^M + \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \Delta \widehat{\tau}_{t+1}^M - b \left(\Delta q_t^M + \frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \Delta \widehat{\tau}_t^M \right) \right] \right\}$$

sendo que π_{t+1} corresponde a inflação dos preços de bens produzidos localmente. Se $\tau^M = 0$ e $b = 0$, então a expressão para c_t é

$$c_t = E_t \left\{ c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_{t+1} - \pi_{t+1}) + \frac{\eta \delta^*}{\sigma} \Delta q_{t+1}^M \right\}$$

Definindo a razão (41) pela variável λ_t^{-1} , a sua versão em estado estacionário pode ser escrita como

$$\lambda C = C^*$$

Substituindo esta definição em (52) e utilizando a expressão (45), cancela-se, no numerador e no denominador, da expressão para δ^* , o termo em C . Assim, (52) passa a ser

$$\delta^* = \frac{\frac{1-\eta\sigma}{\eta} \alpha^{\frac{1}{\eta}} \lambda^{\frac{\eta-1}{\eta}}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} + (\alpha)^{\frac{1}{\eta}} \lambda^{\frac{\eta-1}{\eta}}}$$

Utilizando-se a expressão (44), a variável λ é equivalente a

$$\lambda = \frac{\alpha}{(1-\alpha)} [(1+\tau^M) Q^M]^{-\eta} \quad (54)$$

e, portanto, δ^* fica

$$\delta^* = \left(\frac{1-\eta\sigma}{\eta} \right) \frac{\alpha^{\frac{1}{\eta}} \left[\frac{\alpha}{(1-\alpha)} [(1+\tau^M) Q^M]^{-\eta} \right]^{\frac{\eta-1}{\eta}}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} \left[\frac{\alpha}{(1-\alpha)} [(1+\tau^M) Q^M]^{-\eta} \right]^{\frac{\eta-1}{\eta}}} \quad (55)$$

Em particular, se $(1+\tau^M) Q^M = 1$, então

$$\delta^* \equiv \frac{(1-\eta\sigma)}{\eta} \alpha$$

Na equação da oferta de trabalho, o resultado (43) pode ser utilizado para avaliar a utilidade marginal do consumo doméstico:

$$\begin{aligned} u_c &= (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C C_t^{\frac{(1-\eta\sigma)}{\eta-1}} (C_t - bC_{t-1})^{-\frac{1}{\eta}} \\ &= (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} \left[(1-\alpha)_t^{\frac{1}{\eta}} (C_t - bC_{t-1})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_t^* - bC_{t-1}^*)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{(1-\eta\sigma)}{\eta-1}} (C_t - bC_{t-1})^{-\frac{1}{\eta}} \end{aligned}$$

Utilizando $\lambda_t C_t = C_t^*$ e trazendo o termo $(C_t - bC_{t-1})^{-\frac{1}{\eta}}$ para dentro dos colchetes, a utilidade marginal do bem de consumo produzido localmente, u_c , é dada por:

$$(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} \left[(1-\alpha)_t^{\frac{1}{\eta}} (C_t - bC_{t-1})^{\frac{\sigma(1-\eta)}{1-\eta\sigma}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (\lambda_t C_t - \lambda_{t-1} C_{t-1})^{\frac{\eta-1}{\eta}} (C_t - bC_{t-1})^{\frac{1-\eta}{\eta(1-\eta\sigma)}} \right]^{\frac{(1-\eta\sigma)}{\eta-1}}$$

A oferta de trabalho de cada família é derivada como em Christiano *et al.* [1], onde o consumidor escolhe o seu salário após a escolha de consumo e de poupança, e após receber a transferência T^j advinda do governo, cujo valor é, por hipótese, condicionada à possibilidade da escolha ótima de salário. Desse modo, baseado na argumentação de Erceg [2], pode-se concluir que os trabalhadores são homogêneos em todas as decisões, exceto na escolha do salário de curto prazo e de horas trabalhadas. Seguindo ainda Erceg [2], considera-se que cada família oferta trabalho diferenciado, N_t^j , para uma entidade representativa que atua em um mercado competitivo de venda do trabalho agregado, dado por:

$$N_t^o = \left[\int_0^1 (N_t^j)^{1/\lambda_w} d_j \right]^{\lambda_w}, \quad \lambda_w \in [1, \infty)$$

onde λ_w é uma medida para substitutabilidade dos tipos de trabalhos. Assim, o agregador de trabalho resolve:

$$\max W_t \cdot \left[\int_0^1 (N_t^j)^{1/\lambda_w} d_j \right]^{\lambda_w} - \int_0^1 W_t^j N_t^j d_j$$

e escolhe cada N_t^j com base em:

$$\lambda_w W_t \cdot \left[\int_0^1 (N_t^j)^{1/\lambda_w} d_j \right]^{\lambda_w-1} \cdot 1/\lambda_w (N_t^j)^{(1-\lambda_w)/\lambda_w} = W_t^j$$

para qualquer que seja j . Segue que:

$$N_t^j = \left(\frac{W_t^j}{W_t^i} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} N_t^i \quad \forall i, j$$

Integrando $(N_t^j)^{1/\lambda_w}$ e $W_t^j N_t^j$ usando a condição anterior, mais a condição de lucro zero, chega-se à:

$$W_t = \left[\int_0^1 (W_t^j)^{\frac{1}{1-\lambda_w}} d_j \right]^{1-\lambda_w}$$

E a demanda pelo trabalho é dada por:

$$N_t^j = \left(\frac{W_t}{W_t^j} \right)^{\frac{\lambda_w}{\lambda_w - 1}} N_t$$

Considera-se agora o problema da escolha de salário na presença de rigidez de preços à la Calvo. Ao escolher seu salário, o trabalhador toma como dado o salário e o trabalho agregado da economia, levando em conta a curva de demanda negativamente inclinada nos salários pretendidos. Em cada período o trabalhador não poderá reotimizar o seu salário com probabilidade θ^w . O sorteio dessa variável é independente do período e de qual trabalhador está sendo sorteado. Quando não reotimiza, o trabalhador escolhe seu salário de acordo com a seguinte regra:

$$W_t^j = W_{t-1}^j \cdot X_{t-1}$$

e X pode ser a inflação em $(t-1)$ ou a inflação de longo prazo para qualquer que seja o t ($X_{t-1} = 1$), dependendo da regra que é seguida. O consumidor sorteado em t escolhe o seu salário com base em:

$$\max_{\widetilde{W}} E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\theta^w \beta)^l \Lambda_{t,t+l} \left[\frac{\widetilde{W} N_t^j X_{t-1+l}}{P_{t+l}} - \frac{v_{t+l}}{\Lambda_{t,t+l}} \right]$$

A condição de primeira ordem para a escolha do salário ótimo é dada por:

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\theta^w \beta)^l \Lambda_{t,t+l} \left[\frac{X_{t-1+l}}{P_{t+l}} \frac{d(\widetilde{W} N_{t+l}^j)}{d\widetilde{W}} - \frac{v_{nt+l}}{\Lambda_{t,t+l}} \frac{dN_{t+l}^j}{d\widetilde{W}} \right] = 0 \quad (56)$$

Sendo

$$\frac{dN_t^j}{d\widetilde{W}} = \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \frac{N_t^j}{\widetilde{W}}$$

e

$$\frac{d(\widetilde{W} N_t^j)}{d\widetilde{W}} = \frac{1}{1 - \lambda_w} N_t^j$$

então, (56) pode ser reescrita como:

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\theta^w \beta)^l \Lambda_{t,t+l} N_{t+l}^j \left[\frac{\widetilde{W} X_{t-1+l}}{P_{t+l}} - \lambda_w \frac{v_{nt+l}^j}{\Lambda_{t,t+l}} \right] = 0$$

Reescrevendo a condição (56) em termos do trabalho agregado, tem-se que:

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\theta^w \beta)^l \Lambda_{t,t+l} N_{t+l} \left(\frac{\widetilde{W}}{W_{t+l}} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} \left[\frac{\widetilde{W} X_{t-1+l}}{P_{t+l}} - \lambda_w \frac{v_{nt+l}^j}{\Lambda_{t,t+l}} \right] = 0$$

Definindo :

$$X_{t-1+l} \equiv 1, W^* \equiv \frac{\widetilde{W}}{P_t}$$

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\theta^w \beta)^l \Lambda_{t,t+l} N_{t+l} \left(\frac{P_t P_{t+l}}{P_{t+l} W_{t+l}} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} \left[\frac{W^* P_t}{P_{t+l}} - \lambda_w \frac{v_{nt+l}^j}{\Lambda_{t,t+l}} \right] = 0$$

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\theta^w \beta)^l \Lambda_{t,t+l} N_{t+l} \left(\frac{W_{t+l}}{P_{t+l}} \right)^{\frac{-\lambda_w}{1-\lambda_w}} \left[W^* \left(\frac{P_t}{P_{t+l}} \right)^{\frac{1}{1-\lambda_w}} - \lambda_w \frac{v_{nt+l}^j}{\Lambda_{t,t+l}} \left(\frac{P_t}{P_{t+l}} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} \right] = 0$$

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\theta^w \beta)^l \Lambda_{t,t+l} N_{t+l} \left(\frac{W_{t+l}}{P_{t+l}} \right)^{\frac{-\lambda_w}{1-\lambda_w}} \left[W^* (\Pi_{t,t+l})^{\frac{-1}{1-\lambda_w}} - \lambda_w \frac{v_{nt+l}^j}{\Lambda_{t,t+l}} (\Pi_{t,t+l})^{\frac{-\lambda_w}{1-\lambda_w}} \right] = 0$$

E note que se mapearmos:

$$\begin{aligned} \theta^w &\rightarrow \theta, \lambda_w \rightarrow \frac{\xi}{\xi-1}, W_t \rightarrow P_t, W_t^* \rightarrow (P_t)^o \\ \frac{v_{nt+l}^j}{\Lambda_{t,t+l}} &\rightarrow \varsigma M C_{t+l}^i, N_{t+l} \left(\frac{W_{t+l}}{P_{t+l}} \right)^{\frac{-\lambda_w}{1-\lambda_w}} \rightarrow Y_{t+l} \end{aligned}$$

obtemos solução análoga ao problema da firma, apresentada detalhadamente no bloco de derivação da firma intermediária:

$$w_t^* = (1 - \theta^w \beta) (\widehat{v}_{nt} - u_{ct}) + \theta^w \beta E_t [\pi_{t+1} - w_{t+1}^*] \quad (57)$$

Reescrevendo o salário agregado:

$$W_t = \left[\theta^w (W_{t-1})^{\frac{1}{1-\lambda_w}} + (1 - \theta^w) \left(\widetilde{W} \right)^{\frac{1}{1-\lambda_w}} \right]^{1-\lambda_w}$$

e aproximando em primeira ordem em torno dos valores de longo prazo:

$$1 = \left[\theta^w \left(\frac{\frac{W_t}{P_t}}{\frac{W_{t-1}}{P_{t-1}} \Pi_t} \right)^{\frac{-1}{1-\lambda_w}} + (1 - \theta^w) \left(\frac{W^*}{P_t} \right)^{\frac{1}{1-\lambda_w}} \right]$$

$$1 + 0 = 1 + \left[\frac{-1}{1-\lambda_w} \theta^w (w_t - p_t - (w_{t-1} - p_{t-1}) - \pi_t) + (1 - \theta^w) \frac{1}{1-\lambda_w} (W^{**})^{\frac{1}{1-\lambda_w}} (w_t^{**}) \right]$$

$$W^{**} \equiv \frac{W^*}{P}$$

$$(w_t^{**}) = \frac{\theta^w}{(1-\theta^w)} (w_t - p_t - (w_{t-1} - p_{t-1}) - \pi_t) = w_t^* - (w_t - p_t)$$

$$w_t^* = \frac{1}{1-\theta^w} (w_t - p_t) - \frac{\theta^w}{1-\theta^w} (w_{t-1} - p_{t-1} + \pi_t)$$

chega-se à expressão:

$$w_t^* = \frac{1}{1-\theta^w} w_t^r - \frac{\theta^w}{1-\theta^w} (w_{t-1}^r + \pi_t)$$

$$w_t - p_t \equiv w_t^r$$

Substituindo em (57):

$$\frac{1}{1-\theta^w} w_t^r - \frac{\theta^w}{1-\theta^w} (w_{t-1}^r + \pi_t) = \left\{ \theta^w \beta E_t \left[\frac{(1-\theta^w \beta) (\widehat{v}_{nt} - u_{ct}) + \frac{\theta^w}{1-\theta^w} w_t^r}{\frac{1}{1-\theta^w} (\pi_{t+1} - w_{t+1}^r) + \frac{\theta^w}{1-\theta^w} w_t^r} \right] \right\}$$

$$\left[\frac{1-\beta(\theta^w)^2}{1-\theta^w} \right] w_t^r - \frac{\theta^w}{1-\theta^w} (w_{t-1}^r + \pi_t) = \left\{ \frac{(1-\theta^w \beta) (\widehat{v}_{nt} - u_{ct}) + \theta^w \beta E_t \left[\frac{1}{1-\theta^w} (\pi_{t+1} - w_{t+1}^r) \right]}{\theta^w \beta E_t \left[\frac{1}{1-\theta^w} (\pi_{t+1} - w_{t+1}^r) \right]} \right\}$$

$$w_t^r = \frac{1}{1-\beta(\theta^w)^2} \left\{ \frac{(1-\theta^w)(1-\theta^w \beta) (\widehat{v}_{nt} - u_{ct})}{+\theta^w [(\beta E_t (\pi_{t+1} - w_{t+1}^r) + (w_{t-1}^r + \pi_t))]} \right\}$$

Definindo $v(.) \equiv \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$ e aproximando a oferta de trabalho em primeira ordem, obtém-se:

$$n_t^o(\theta^w) = \frac{1}{\varphi} \left[\frac{[1-\beta(\theta^w)^2] w_t^r - \theta^w [(\beta E_t (\pi_{t+1} - w_{t+1}^r) + (w_{t-1}^r + \pi_t))]}{(1-\theta^w)(1-\theta^w \beta)} + u_{ct} \right]$$

$$n_t^o(0) = \frac{w_t^r + u_{ct}}{\varphi}$$

Resolvendo para o desvio da utilidade marginal do consumo, resulta que:

$$n_t^o = \frac{1}{\varphi} \left[\frac{\left\{ \frac{[1-\beta(\theta^w)^2] w_t^r - \theta^w [(\beta E_t (\pi_{t+1} - w_{t+1}^r) + (w_{t-1}^r + \pi_t))]}{(1-\theta^w)(1-\theta^w \beta)} \right\} - \left\{ \frac{c_t \frac{\sigma}{(1-b)} + c_{t-1} \frac{\sigma b}{(1-b)}}{+\frac{\delta^*}{(1-b)} [\widehat{\lambda}_t - b \widehat{\lambda}_{t-1}]} \right\}}{\left[\widehat{\lambda}_t - b \widehat{\lambda}_{t-1} \right]} \right]$$

$$\left[\widehat{\lambda}_t - b \widehat{\lambda}_{t-1} \right] = \left[-\eta \left(\frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{\tau}_t^M + q_t^M \right) + \eta b \left(\frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{\tau}_{t-1}^M + q_{t-1}^M \right) \right]$$

$$n_t^o = \frac{1}{\varphi} \left[\begin{array}{c} \frac{[1-\beta(\theta^w)^2]w_t^r - \theta^w[(\beta E_t(\pi_{t+1} - w_{t+1}^r) + (w_{t-1}^r + \pi_t))]}{(1-\theta^w)(1-\theta^w\beta)} \\ -c_t \frac{\sigma}{(1-b)} + c_{t-1} \frac{\sigma b}{(1-b)} - \frac{\eta \delta^*}{(1-b)} \left[\begin{array}{c} \left(\frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{T}_t^M + q_t^M \right) \dots \\ \dots - b \left(\frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{T}_{t-1}^M + q_{t-1}^M \right) \end{array} \right] \end{array} \right]$$

que é a expressão dada por (5).

• Solução do problema de otimização da firma

Firma produtora do bem de consumo final

As condições de primeira ordem do problema da firma (12) são as seguintes:

$$\begin{aligned} \frac{\xi}{\xi-1} P_t \left(\int_0^1 (Y_t^i)^{\frac{\xi-1}{\xi}} d_i \right)^{\frac{1}{\xi-1}} \left(\frac{\xi-1}{\xi} (Y_t^i)^{-\frac{1}{\xi}} \right) - P_t^i &= 0 ; \forall \{i, t\} \\ P_t \left(\int_0^1 (Y_t^i)^{\frac{\xi-1}{\xi}} d_i \right)^{\frac{1}{\xi-1}} (Y_t^i)^{-\frac{1}{\xi}} &= P_t^i \end{aligned}$$

Mas, de (10), a condição pode ser reescrita como

$$P_t Y_t^{\frac{1}{\xi}} (Y_t^i)^{-\frac{1}{\xi}} = P_t^i$$

Assim, a maximização de lucro implica na seguinte expressão para a demanda da firma agregadora do bem intermediário i

$$Y_t^i = \left(\frac{P_t}{P_t^i} \right)^\xi Y_t \quad (58)$$

Segundo Christiano *et al.* ([1], p. 7), de acordo com (58), a demanda pelo bem intermediário i é uma função decrescente do preço relativo do bem intermediário $\frac{P_t^i}{P_t}$ e função crescente do produto agregado do bem final, Y_t . Elevando esta condição a $\frac{\xi-1}{\xi}$ e integrando em i no intervalo $(0, 1)$, mais a condição de lucro zero, obtém-se a relação (13).

Firma produtora do bem de consumo intermediário

Da condição de primeira ordem do problema da firma produtora do bem intermediário i , obtém-se a sua demanda por mão-de-obra, N_t^i , conforme o resultado (17).

A demanda agregada por trabalho, N_t^d , é obtida pela agregação das demandas de cada firma i ,

$$N_t^d = \int_0^1 (N_t^i)^d di = \left(\frac{\varsigma A_t}{W_t} \right)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \int_0^1 (P_t^i)^{\frac{1}{1-\varsigma}} di$$

Utilizando a condição (58), ou seja,

$$P_t^i = P_t \left(\frac{Y_t}{Y_t^i} \right)^{\frac{1}{\varsigma}}$$

e substituindo na demanda agregada por trabalho resulta em

$$N_t^d = Y_t^{\frac{1}{(1-\varsigma)\xi}} \left(\frac{\varsigma P_t^{\frac{1}{\xi}} A_t}{W_t} \right)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \int_0^1 (Y_t^i)^{\frac{-1}{(1-\varsigma)\xi}} di \quad (59)$$

A função lucro real da firma i , dada pela expressão (16), pode ser reescrita da seguinte maneira, utilizando novamente a condição (58):

$$\frac{P_t^i}{P_t} \left(\frac{P_t}{P_t^i} \right)^{\xi} Y_t - N_t^i \frac{W_t}{P_t}$$

Note que o custo total real da firma i , TC_t^i , é dado por

$$TC_t^i = N_t^i \frac{W_t}{P_t}$$

que, de acordo com a tecnologia da firma i , dada por (15), pode ser reescrito como

$$TC_t^i = \left(\frac{Y_t^i}{A_t} \right)^{\frac{1}{\varsigma}} \frac{W_t}{P_t}$$

e o custo marginal real para cada firma, MC_t^i , é igual a

$$MC_t^i = \frac{\partial TC_t^i}{\partial Y_t^i} = \frac{1}{\varsigma} (A_t)^{-\frac{1}{\varsigma}} \frac{W_t}{P_t} (Y_t^i)^{\frac{1-\varsigma}{\varsigma}} \quad (60)$$

e portanto, TC_t^i pode ser reescrito como

$$TC_t^i = \varsigma Y_t^i MC_t^i \quad (61)$$

Utilizando a expressão (61), o lucro da firma i em um instante t é igual a

$$\frac{P_t^i}{P_t} \left(\frac{P_t}{P_t^i} \right)^\xi Y_t - \varsigma Y_t^i MC_t^i$$

Substituindo (58), obtém-se

$$\begin{aligned} \frac{P_t^i}{P_t} \left(\frac{P_t}{P_t^i} \right)^\xi Y_t - \varsigma \left(\frac{P_t}{P_t^i} \right)^\xi Y_t MC_t^i &= \\ \left[\frac{P_t^i}{P_t} \left(\frac{P_t}{P_t^i} \right)^\xi - \varsigma \left(\frac{P_t}{P_t^i} \right)^\xi MC_t^i \right] Y_t &= \\ \left[\left(\frac{P_t^i}{P_t} \right)^{1-\xi} - \varsigma \left(\frac{P_t}{P_t^i} \right)^\xi MC_t^i \right] Y_t & \end{aligned} \quad (62)$$

Com esta expressão, escreve-se a soma dos lucros em cada instante, obtendo-se o problema de otimização da firma que escolhe o preço P_t^i , dado pela expressão (20), cuja condição de primeira ordem é:

$$\begin{aligned} E_t \sum_{t=0}^{\infty} (\theta\beta)^t \Lambda_{t,t+t} \left[\frac{(1-\xi)}{P_{t+t}} \left(\frac{P_t^{i\text{ótimo}}}{P_{t+t}} \right)^{-\xi} Y_{t+t} + \frac{\xi}{P_{t+t}} \left(\frac{P_{t+t}}{P_t^{i\text{ótimo}}} \right)^{\xi+1} \varsigma MC_{t+t}^i Y_{t+t} \right] &= 0 \\ E_t \sum_{t=0}^{\infty} (\theta\beta)^t \Lambda_{t,t+t} \left[\frac{(\xi-1)}{P_{t+t}} \left(\frac{P_t^{i\text{ótimo}}}{P_{t+t}} \right)^{-\xi} Y_{t+t} \right] &= \\ E_t \sum_{t=0}^{\infty} (\theta\beta)^t \Lambda_{t,t+t} \left[\frac{\xi}{P_{t+t}} \left(\frac{P_{t+t}}{P_t^{i\text{ótimo}}} \right)^{\xi+1} \varsigma MC_{t+t}^i Y_{t+t} \right] & \\ P_t^{i\text{ótimo}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} (\theta\beta)^t \Lambda_{t,t+t} \left[P_{t+t}^{\xi-1} Y_{t+t} \right] &= \frac{\xi}{(\xi-1)} E_t \sum_{t=0}^{\infty} (\theta\beta)^t \Lambda_{t,t+t} \left[P_{t+t}^\xi \varsigma MC_{t+t}^i Y_{t+t} \right] \end{aligned}$$

Dividindo ambos os lados por P_t^ξ tem-se

$$\begin{aligned} \frac{P_t^{i\text{ótimo}}}{P_t} E_t \sum_{t=0}^{\infty} (\theta\beta)^t \Lambda_{t,t+t} \left[\left(\frac{P_{t+t}}{P_t} \right)^{\xi-1} Y_{t+t} \right] &= \\ \frac{\xi}{(\xi-1)} E_t \sum_{t=0}^{\infty} (\theta\beta)^t \Lambda_{t,t+t} \left[\left(\frac{P_{t+t}}{P_t} \right)^\xi \varsigma MC_{t+t}^i Y_{t+t} \right] & \end{aligned}$$

Define-se $(P_t^i)^o$ e $\Pi_{t,t+t}$ como:

$$\begin{aligned} (P_t^i)^o &= \frac{P_t^{i\text{ótimo}}}{P_t} \\ \Pi_{t,t+t} &= \frac{P_{t+t}}{P_t} \end{aligned}$$

Substituindo ambos os termos na expressão acima tem-se que:

$$(P_t^i)^o E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \Lambda_{t,t+t'} \left[\Pi_{t,t+t'}^{\xi-1} Y_{t+t'} \right] = \frac{\xi}{(\xi-1)} E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \Lambda_{t,t+t'} \left[\Pi_{t,t+t'}^{\xi} \varsigma MC_{t+t'}^i Y_{t+t'} \right]$$

Linearizando a condição em relação ao estado estacionário, o lado esquerdo é expresso da seguinte forma:

$$\begin{aligned} (P_t^i)^o E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \Lambda_{t,t+t'} \left[\Pi_{t,t+t'}^{\xi-1} Y_{t+t'} \right] &\simeq \\ \Lambda \left[P^o \Pi^{\xi-1} Y \right] E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \left[1 + p_t^{io} + \delta_{t,t+t'} + (\xi-1) \pi_{t,t+t'} + y_{t+t'} \right] \end{aligned}$$

E o lado direito fica aproximado como:

$$\begin{aligned} &\left(\frac{\xi}{\xi-1} \right) E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \Lambda_{t,t+t'} \left[\Pi_{t,t+t'}^{\xi} Y_{t+t'} MC_{t+t'}^i \right] \simeq \\ &\left(\frac{\xi}{\xi-1} \right) \Lambda \left[\Pi^{\xi} Y (\varsigma MC) \right] E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \left[1 + \delta_{t,t+t'} + \xi \pi_{t,t+t'} + y_{t+t'} + mc_{t+t'}^i \right] \end{aligned}$$

Igualando as duas aproximações e supondo que $\Lambda = \Pi = 1$ no estado estacionário, obtém-se que

$$\begin{aligned} E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \left[1 + p_t^{io} + \delta_{t,t+t'} + (\xi-1) \pi_{t,t+t'} + y_{t+t'} \right] &= \\ = E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \left[1 + \delta_{t,t+t'} + \xi \pi_{t,t+t'} + y_{t+t'} + mc_{t+t'}^i \right] \end{aligned}$$

$$E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \left(p_t^{io} - mc_{t+t'}^i - \pi_{t,t+t'} \right) = 0$$

$$p_t^{io} = (1 - \theta\beta) E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \left(mc_{t+t'}^i + \pi_{t,t+t'} \right)$$

onde p_t^{io} é o desvio percentual em relação ao preço ótimo do estado estacionário.

Abrindo os termos da sequência, p_t^{io} pode ser reescrito como

$$\begin{aligned} p_t^{io} &= (1 - \theta\beta) \left[mc_t^i + (\theta\beta) E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \left(\pi_{t,t+t'+1} + mc_{t+t'+1}^i \right) \right] \\ p_t^{io} &= (1 - \theta\beta) \left[mc_t^i + (\theta\beta) E_t \sum_{t'=0}^{\infty} (\theta\beta)^{t'} \left[\pi_{t,t+t'+1} + mc_{t+t'+1}^i + \pi_{t+1,t+t'+1} - \pi_{t+1,t+t'+1} \right] \right] \end{aligned}$$

Como $\pi_{t,t+\nu+1} - \pi_{t+1,t+\nu+1} = \pi_{t+1}$, chega-se à expressão

$$\begin{aligned}
p_t^{io} &= (1 - \theta\beta) mc_t^i + E_t(\theta\beta) \pi_{t+1} + (\theta\beta) \left[(1 - \theta\beta) E_t \sum_{\nu=0}^{\infty} (\theta\beta)^\nu (mc_{t+\nu+1}^i + \pi_{t+1,t+\nu+1}) \right] \\
p_t^{io} &= (1 - \theta\beta) mc_t^i + (\theta\beta) E_t \pi_{t+1} + \\
&\quad (\theta\beta) \left\{ (1 - \theta\beta) \left[E_t mc_{t+1}^i + (\theta\beta) E_t \sum_{\nu=0}^{\infty} (\theta\beta)^\nu (mc_{t+\nu+2}^i + \pi_{t+1,t+\nu+2}) \right] \right\} \\
p_t^{io} &= (1 - \theta\beta) mc_t^i + (\theta\beta) E_t \pi_{t+1} + (\theta\beta) E_t p_{t+1}^o \tag{63}
\end{aligned}$$

$$p_t^{io} = (1 - \theta\beta) mc_t^i + (\theta\beta) E_t [\pi_{t+1} + p_{t+1}^o] \tag{64}$$

Utilizando a hipótese de Calvo, *i.e.* uma fração θ das firmas não move seus preços, e lembrando que $P_t = \left(\int_0^1 (P_t^i)^{1-\xi} d_i \right)^{\frac{1}{1-\xi}}$, conclui-se que:

$$\begin{aligned}
P_t &= \left[\theta (P_{t-1})^{1-\xi} + (1 - \theta) (P_t^a)^{1-\xi} \right]^{\frac{1}{1-\xi}} \\
P_t^a &\equiv \left[\varpi (P_t^{rt})^{1-\xi} + (1 - \varpi) (P_t^{i\acute{o}timo})^{1-\xi} \right]^{\frac{1}{1-\xi}}
\end{aligned}$$

onde $P_t^{rt} = \Pi_{t-1} P_{t-1}^a$, e uma fração $(1 - \theta)\varpi$ das firmas reajustam preços seguindo uma regra de bolso ao passo que uma fração $(1 - \theta)(1 - \varpi)$ das firmas reajustam preços de forma ótica, seguindo o modelo proposto em Galí e Gertler [4]. Dividindo as duas equações anteriores por P_t chega-se à:

$$\begin{aligned}
1 &= \theta (\Pi_t)^{\xi-1} + (1 - \theta) (Q_t^a)^{1-\xi} \therefore Q_t^a \equiv \frac{P_t^a}{P_t} \\
Q_t^a &= \left(\varpi \left(\frac{\Pi_{t-1}}{\Pi_t} Q_{t-1}^a \right)^{1-\xi} + (1 - \varpi) (P_t^{io})^{1-\xi} \right)^{\frac{1}{1-\xi}}
\end{aligned}$$

Assumindo que no longo prazo os preços são estáveis, *i.e.* $\Pi^{ss} = 1$, e aproximando em primeira ordem as equações anteriores chega-se a:

$$\begin{aligned}
q_t^a &= \pi_t \left(\frac{\theta}{1 - \theta} \right) \\
q_t^a &= \varpi (\pi_{t-1} - \pi_t + q_{t-1}^a) + (1 - \varpi) p_t^{io}
\end{aligned}$$

Resolvendo para p_t^{io} :

$$p_t^{io} = \left(\frac{\theta + \varpi - \theta\varpi}{(1 - \varpi)(1 - \theta)} \right) \pi_t - \left(\frac{\varpi}{(1 - \varpi)(1 - \theta)} \right) \pi_{t-1}$$

e combinando com (64) obtém-se que:

$$\begin{aligned}
& \left(\frac{\theta + \varpi - \theta\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_t - \left(\frac{\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_{t-1} = \dots \\
= & (1-\theta\beta) mc_t + \theta\beta E_t \left[\left(\frac{\theta + \varpi - \theta\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_{t+1} - \left(\frac{\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_t + \pi_{t+1} \right] = \\
& \left(\frac{\theta + \varpi - \theta\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_t - \left(\frac{\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_{t-1} = \dots \\
& (1-\theta\beta) mc_t + \theta\beta E_t \left[\left(\frac{\theta + \varpi - \theta\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_{t+1} - \left(\frac{\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_t + \pi_{t+1} \right] \\
& \left(\frac{\theta + \varpi - \theta\varpi + \theta\beta\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_t - \left(\frac{\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_{t-1} = \dots \\
& (1-\theta\beta) mc_t + \theta\beta E_t \left[\left(\frac{\theta + \varpi - \theta\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_{t+1} + \pi_{t+1} \right] \\
& \left(\frac{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_t - \left(\frac{\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_{t-1} = \left\{ \begin{array}{l} (1-\theta\beta) mc_t + \\ \left(\frac{\theta\beta}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) E_t [\pi_{t+1}] \end{array} \right\} \\
& \left(\frac{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_t = \left(\frac{\varpi}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) \pi_{t-1} + \left\{ \begin{array}{l} (1-\theta\beta) mc_t \\ + \left(\frac{\theta\beta}{(1-\varpi)(1-\theta)} \right) E_t [\pi_{t+1}] \end{array} \right\} \\
\pi_t = & \left(\frac{\varpi}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))} \right) \pi_{t-1} + \left\{ \begin{array}{l} \frac{(1-\theta\beta)(1-\varpi)(1-\theta)}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))} mc_t + \\ \left(\frac{\theta\beta}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))} \right) E_t [\pi_{t+1}] \end{array} \right\}
\end{aligned}$$

Resultando em:

$$\pi_t = \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda mc_t + \lambda_f E_t [\pi_{t+1}] \quad (65)$$

$$\begin{aligned}
\lambda & \equiv \frac{(1-\theta\beta)(1-\varpi)(1-\theta)}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))} \\
\lambda_f & \equiv \frac{\theta\beta}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))} \\
\lambda_b & \equiv \frac{\varpi}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))}
\end{aligned}$$

O próximo passo da derivação consiste em se obter uma aproximação semelhante para a equação de demanda agregada pelo trabalho ofertado via “agregador”. Para isto, é conveniente mostrar primeiramente que a igualdade $Y_t^x = \int (Y_t^i)^x di$ é válida sempre que forem consideradas aproximações de primeira ordem. Aplicando esse resultado em (60), conclui-se também que $\int MC_t^i di = MC_t$.

Seja \tilde{Y}_t definida como

$$\tilde{Y}_t \equiv \int (Y_t^i)^x di$$

onde x representa um expoente qualquer. Substituindo-se a expressão (58) resulta que

$$\begin{aligned}\tilde{Y}_t &\equiv \int (Y_t^i)^x di = \int \left[\left(\frac{P_t}{P_t^i} \right)^\xi Y_t \right]^x di \\ \tilde{Y}_t &= Y_t^x \int \left(\frac{P_t^i}{P_t} \right)^{-\xi x} di\end{aligned}$$

e utilizando a hipótese de Calvo:

$$\begin{aligned}\frac{\tilde{Y}_t}{Y_t^x} &= \left[\theta \left(\frac{P_{t-1}}{P_t} \right)^{-\xi x} + (1 - \theta) (Q_t^a)^{-\xi x} \right] \\ \frac{\tilde{Y}_t}{Y_t^x} &= \left[\theta \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{\xi x} + (1 - \theta) (Q_t^a)^{-\xi x} \right] \\ \frac{\tilde{Y}_t}{Y_t^x} &= \left[\theta \Pi_t^{\xi x} + (1 - \theta) (Q_t^a)^{-\xi x} \right]\end{aligned}$$

No estado estacionário, resulta que

$$\frac{\tilde{Y}}{Y^x} = 1$$

Expandindo o lado direito da expressão para $\frac{\tilde{Y}_t}{Y_t^x}$ na vizinhança do estado estacionário, e lembrando que $\Pi = 1$ e $Q^a = 1$, resulta que

$$\begin{aligned}\frac{\tilde{Y}_t}{Y_t^x} &= 1 + \xi x [\theta \pi_t - (1 - \theta) q_t^a] \\ \frac{\tilde{Y}_t}{Y_t^x} &= 1 + \xi x \left[\theta \pi_t - (1 - \theta) \pi_t \left(\frac{\theta}{1 - \theta} \right) \right] \\ \frac{\tilde{Y}_t}{Y_t^x} &= 1 + \xi x \left[\theta \pi_t - \left((1 - \theta) \frac{\theta}{(1 - \theta)} \pi_t \right) \right] = 1\end{aligned}$$

Logo,

$$\tilde{Y}_t = Y_t^x = \int (Y_t^i)^x di$$

Com este resultado, pode-se reescrever a demanda agregada por trabalho, expressão (59), como:

$$N_t^d = \left(\frac{\varsigma P_t A_t}{W_t} \right)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \quad (66)$$

e fazendo a aproximação para o desvio percentual de N_t^d em relação seu valor de estado estacionário N^d , resulta em (18)

$$n_t^d = \frac{1}{\varsigma - 1} (w_t - p_t - a_t)$$

Emprega-se o mesmo procedimento sobre a expressão (60), para se obter o desvio do custo marginal da firma i :

$$mc_t^i = \frac{-a_t}{\varsigma} + (w_t - p_t) + \left(\frac{1 - \varsigma}{\varsigma} \right) y_t^i \Rightarrow mc_t = \frac{-a_t}{\varsigma} + (w_t - p_t) + \left(\frac{1 - \varsigma}{\varsigma} \right) y_t \quad (67)$$

O índice de preços ao consumidor é definido como uma combinação de preços de bens domésticos e importados dado pela expressão

$$P_t^{cpi} = \left[(1 - \alpha) P_t^{1-\eta} + (\alpha) (P_t Q_t^M)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

que, aproximando em primeira ordem através da expansão de Taylor para função de duas variáveis (P_t, Q_t^M) , tem-se que

$$p_t^{cpi} = p_t + \delta^{cpi} q_t^M$$

$$\delta^{cpi} = \frac{\alpha (Q^M)^{1-\eta}}{(1 - \alpha) + (\alpha) (Q^M)^{1-\eta}} \in [0, 1]$$

Segue que

$$\pi_t^{cpi} = \pi_t + \delta^{cpi} \Delta q_t^M \quad (68)$$

onde π_t é igual a $(p_t - p_{t-1})$ e Δq_t^M é igual a $(q_t^M - q_{t-1}^M)$. Utilizando a expressão (65) para a dinâmica da inflação dos bens domésticos, tem-se que:

$$\pi_t^{cpi} = \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda m c_t + \lambda_f E_t [\pi_{t+1}] + \delta^{cpi} \Delta q_t^M$$

mas, de (68), $E_t [\pi_{t+1}] = E_t [\pi_{t+1}^{cpi}] - \delta^{cpi} E_t [\Delta q_{t+1}^M]$ e $\pi_{t-1} = \pi_{t-1}^{cpi} - \delta^{cpi} \Delta q_{t-1}^M$. Assim, obtém-se a expressão (69), que se refere à curva de Phillips do índice de preços ao consumidor:

$$\pi_t^{cpi} = \lambda_f E_t [\pi_{t+1}^{cpi}] + \lambda_b \pi_{t-1}^{cpi} + \lambda m c_t + \delta^{cpi} [\Delta q_t^M - \lambda_b \Delta q_{t-1}^M - E_t (\lambda_f \Delta q_{t+1}^M)] \quad (69)$$

- **Governo**

Levando em conta o problema do governo, obtém-se a expressão da restrição agregada da economia, que aproximada em primeira ordem está composta também pelo termo $(l_t - p_t)$. Da definição do lucro de cada firma que produz o bem intermediário, \mathcal{L}_t^i , tem-se que o lucro agregado é dado por:

$$\mathcal{L}_t = \int_0^1 (P_t^i A_t (N_t^i)^\varsigma - N_t^i W_t) di$$

Da equação da demanda por trabalho da firma i (17) e da equação de demanda agregada por trabalho (66), a expressão acima pode ser reescrita como

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_t &= A_t \int_0^1 P_t^i \left(\left(\frac{\varsigma A_t P_t^i}{W_t} \right)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \right)^\varsigma di - W_t \int_0^1 N_t^i di \\ \mathcal{L}_t &= A_t \left(\frac{\varsigma A_t}{W_t} \right)^{\frac{\varsigma}{1-\varsigma}} \int_0^1 (P_t^i)^{\frac{1}{1-\varsigma}} di - W_t \left(\frac{\varsigma P_t A_t}{W_t} \right)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \end{aligned}$$

Usando a relação (13), segue que

$$\mathcal{L}_t = A_t \left(\frac{\varsigma A_t}{W_t} \right)^{\frac{\varsigma-1}{1-\varsigma}} \left(\frac{\varsigma P_t A_t}{W_t} \right)^{\frac{1}{1-\varsigma}} - W_t \left(\frac{\varsigma P_t A_t}{W_t} \right)^{\frac{1}{1-\varsigma}}$$

Simplificando esta expressão, resulta em

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_t &= P_t^{\frac{1}{1-\varsigma}} A_t^{\frac{1}{1-\varsigma}} \left(\frac{W_t}{\varsigma} \right)^{\frac{-\varsigma}{1-\varsigma}} - W_t^{\frac{-\varsigma}{1-\varsigma}} (\varsigma P_t A_t)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \\ \mathcal{L}_t &= (\varsigma P_t A_t)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \frac{1}{\varsigma} (W_t)^{\frac{-\varsigma}{1-\varsigma}} - W_t^{\frac{-\varsigma}{1-\varsigma}} (\varsigma P_t A_t)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \\ \frac{\mathcal{L}_t}{P_t} &= \left(\frac{W_t}{P_t} \right)^{\frac{-\varsigma}{1-\varsigma}} (\varsigma A_t)^{\frac{1}{1-\varsigma}} \left[\frac{1-\varsigma}{\varsigma} \right] \end{aligned}$$

Aproximando em primeira ordem, chega-se a

$$l_t - p_t = \frac{a_t}{1-\varsigma} - \frac{\varsigma}{1-\varsigma} (w_t - p_t)$$

Utilizando o resultado (18) tem-se que

$$\begin{aligned} l_t - p_t &= \frac{a_t}{1-\varsigma} - \frac{\varsigma}{1-\varsigma} (w_t - p_t) - \frac{(w_t - p_t - a_t)}{\varsigma - 1} + n_t \\ l_t - p_t &= -\frac{\varsigma}{1-\varsigma} (w_t - p_t) + \frac{(w_t - p_t)}{1-\varsigma} + n_t \\ l_t - p_t &= w_t - p_t + n_t \end{aligned}$$

O desvio do lucro real também pode ser escrito como:

$$\begin{aligned}l_t - p_t &= \frac{a_t}{1 - \varsigma} - \frac{\varsigma}{1 - \varsigma} (l_t - p_t - n_t) \\l_t - p_t &= (1 - \varsigma) \left[\frac{a_t}{1 - \varsigma} + \frac{\varsigma}{1 - \varsigma} n_t \right] \\l_t - p_t &= a_t + \varsigma n_t\end{aligned}$$

Levando em conta as identidades do lucro real com a renda do trabalho e com o produto, chega-se a equação (23).

B Procedimento computacional e resultados

Podem ser listadas as 17 variáveis a serem estimadas por 17 equações:

PIB e Consumo: (y, a, c)

Comércio e Dívida com resto do mundo: (m, x, d, g, y^*)

Preços de Equilíbrio: $(q^m, w^{\text{real}}, \pi^{\text{cpi}}, r^*, r^w)$

Variáveis de Política: $(r, \bar{\pi}^{\text{cpi}}, \tau^m, \tau^x)$

e as equações são:

- PIB e Consumo (y, a, c) :

$$\begin{aligned}
 y_t &= s_c c_t + s_x x_t \\
 a_t &= \rho a_{t-1} + \varepsilon_t^a \\
 c_t &= E_t \left\{ \frac{c_{t+1}}{(1+b)} + \frac{b}{(1+b)} c_{t-1} - \frac{1}{\sigma} \left(\frac{1-b}{1+b} \right) (\Delta q_{t+1}^m + r_t^*) + \right. \\
 &\quad \left. \left(\frac{1-b}{1+b} \right) \frac{\eta \delta^*}{\sigma} \left[\Delta q_{t+1}^M + \frac{\tau^M \Delta \hat{\tau}_{t+1}^M}{(1+\tau^M)} - b \left(\Delta q_t^M + \frac{\tau^M \Delta \hat{\tau}_t^M}{(1+\tau^M)} \right) \right] \right\}
 \end{aligned}$$

- Comércio e Dívida com resto do mundo: (m, x, y^*, d, g)

$$\begin{aligned}
 m_t &= c_t - \eta (1-b) \left(q_t^M + \frac{\tau^M \hat{\tau}_t^M}{(1+\tau^M)} \right) \\
 x_t &= y_t^* - \varkappa \left(\frac{\tau^X}{1+\tau^X} \hat{\tau}_t^X - q_t^m \right) \\
 y_t^* &= \rho^{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*} \\
 [x_t + \tau^X (x_t + \hat{\tau}_t^X)] &= \left[\begin{array}{l} (q_t^m + r_{t-1}^* + d_t^*) R^* \frac{s_d}{s_x} - (q_t^m + d_{t+1}^*) \frac{s_d}{s_x} + \\ \frac{s_g}{s_x} g_t + \frac{s_m}{s_x} (q_t^M + m_t^*) \end{array} \right] \\
 g_t &= \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t^g
 \end{aligned}$$

- Preços de Equilíbrio ($q^m, w^{\text{real}}, \pi^{\text{cpi}}, r^*, r^w$):

$$q_t^m = E_t [q_{t+1}^m] - \frac{E_t (r_{t+1}) - r_t^* - E_t \pi_{t+1}^{\text{cpi}}}{(1 - \delta^{\text{cpi}})}$$

$$\frac{w_t^{\text{real}} - a_t}{\varsigma - 1} = \frac{1}{\varphi} \left[\frac{[1 - \beta(\theta^w)^2] w_t^r - \theta^w [(\beta E_t (\pi_{t+1}^{\text{cpi}} - \delta^{\text{cpi}} \Delta q_{t+1}^m - w_{t+1}^r) + (w_{t-1}^r + \pi_t^{\text{cpi}} - \delta^{\text{cpi}} \Delta q_t^m))]}{(1 - \theta^w)(1 - \theta^w \beta)} \right. \\ \left. - C_t \frac{\sigma}{(1-b)} + C_{t-1} \frac{\sigma b}{(1-b)} \right. \\ \left. - \frac{\eta \delta^*}{(1-b)} \left[\begin{array}{c} \left(\frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{\tau}_t^M + q_t^M \right) \dots \\ \dots - b \left(\frac{\tau^M}{(1+\tau^M)} \widehat{\tau}_{t-1}^M + q_{t-1}^M \right) \end{array} \right] \right]$$

$$\pi_t^{\text{cpi}} = \lambda_b \pi_{t-1}^{\text{cpi}} + \lambda_f E_t [\pi_{t+1}^{\text{cpi}}] + \lambda \left[w_t^{\text{real}} - \frac{a_t}{\varsigma} + \left(\frac{1 - \varsigma}{\varsigma} \right) y_t \right] - \delta^{\text{cpi}} \left\{ \begin{array}{c} E_t [\lambda_f \Delta q_{t+1}^M] \\ + \lambda_b \Delta q_{t-1}^M - \Delta q_t^M \end{array} \right\}$$

$$\lambda_b = \frac{\varpi}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))}; \lambda = \frac{(1 - \theta \beta) (1 - \varpi) (1 - \theta)}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))}; \lambda_f = \frac{\theta \beta}{\theta + \varpi (1 - \theta (1 - \beta))}$$

$$r_t^* = r_t^w + \frac{\kappa_o}{2} (d_t^* - y_t + q_t^m)$$

$$r_t^w = \rho^w r_{t-1}^w + \varepsilon_t^w$$

- Variáveis de Política ($r, \bar{\pi}^{\text{cpi}}, \tau^m, \tau^x$)

$$r_t = \gamma_r r_{t-1} + (1 - \gamma_r) [\gamma_\pi (\pi_t^{\text{cpi}} - \bar{\pi}_t^{\text{cpi}}) + \bar{\pi}_t^{\text{cpi}} + \gamma_y y_t] + \varepsilon_t^r$$

$$\bar{\pi}_t^{\text{cpi}} = \rho_\pi \bar{\pi}_{t-1}^{\text{cpi}} - \varepsilon_t^{\bar{\pi}}$$

$$\widehat{\tau}_t^X = \rho_{\tau^x} \widehat{\tau}_{t-1}^X + \varepsilon_t^{\tau^x}$$

$$\widehat{\tau}_t^m = \rho_{\tau^m} \widehat{\tau}_{t-1}^m + \varepsilon_t^{\tau^m}$$

C Tabelas

Tabela 1

Coefficiente de penetração das importações segundo setores da CNAE 1.0

SEGUNDO SETORES DE ATIVIDADES

Em % - preços constantes de 2006

Setores de Atividades	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Variação entre 1999 e 2008
Extração de carvão mineral	89,0	88,9	88,5	84,9	86,0	86,7	85,0	83,0	84,1	84,9	-4,6
Extração de petróleo	53,9	48,3	56,3	60,6	58,2	63,3	58,0	59,8	64,5	62,5	15,9
Extração de minerais metálicos	48,8	47,0	45,8	31,2	29,9	44,9	36,2	35,2	38,2	39,8	-18,4
Extração de minerais não-metálicos	5,9	7,7	7,2	6,0	6,6	8,1	6,7	6,8	7,6	9,8	66,7
Produtos alimentícios e bebidas	3,0	2,9	2,5	2,7	2,5	2,5	2,7	2,9	3,1	3,3	11,8
Produtos do fumo	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	92,5
Produtos têxteis	7,2	8,2	6,2	5,5	6,4	7,1	8,2	10,5	13,5	15,9	120,3
Confeção de artigos do vestuário e acessórios	1,4	1,3	1,6	1,1	1,1	1,8	2,8	4,1	4,6	5,7	297,7
Preparação de couros seus artefatos e calçados	2,7	3,4	3,6	2,8	3,6	4,7	5,6	6,6	8,2	10,1	266,2
Produtos de madeira	1,6	2,0	1,7	1,6	2,0	2,4	2,3	3,0	3,3	3,3	101,5
Celulose, papel e produtos de papel	8,0	8,0	6,7	5,9	5,5	6,6	6,3	7,5	8,4	9,2	15,9
Edição, impressão e reprodução de gravações	3,4	3,3	3,0	3,5	1,2	1,2	1,3	1,4	1,6	1,7	-51,0
Coque, refino de petróleo e combustíveis	17,3	17,5	16,7	14,6	12,1	10,5	9,8	11,6	13,3	14,8	-14,7
Produtos químicos	14,9	16,4	18,1	18,3	19,4	21,5	20,2	21,6	24,3	26,0	74,6
Artigos de borracha e plástico	6,4	7,3	7,8	7,9	8,5	9,3	11,0	11,4	12,6	14,7	130,9
Produtos de minerais não-metálicos	2,2	2,5	2,7	2,5	2,8	3,4	3,7	4,2	4,9	5,5	154,4
Metalurgia básica	9,8	10,2	10,7	8,9	8,6	8,8	10,5	12,2	12,8	14,7	49,7
Produtos de metal	4,7	4,9	5,5	5,0	4,9	5,6	6,5	7,9	9,7	10,9	134,1
Máquinas e equipamentos	25,4	22,4	24,8	22,6	20,8	21,0	24,7	26,5	28,4	32,6	28,2
Máquinas para escritório e de informática	53,8	56,4	50,3	44,2	39,8	37,7	40,9	37,0	37,3	43,7	-18,9
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	23,6	24,7	27,6	23,2	20,6	20,2	21,8	24,0	23,2	26,5	12,6
Material eletrônico e de comunicações	27,7	30,0	28,5	24,0	26,7	31,0	34,5	41,1	42,4	47,9	73,0
Equipamentos médico-hospitalares, de automação industrial e de precisão	41,0	42,0	43,6	41,7	39,3	43,4	49,1	56,1	64,8	65,2	58,9
Veículos automotores, reboques e carrocerias	12,9	12,6	12,6	10,5	10,0	9,5	10,8	12,4	14,1	16,6	28,4
Outros equipamentos de transporte	46,3	53,3	33,2	19,3	15,7	27,9	28,0	33,0	40,9	35,5	-23,3
Móveis e indústrias diversas	5,2	5,3	5,1	4,5	4,6	5,7	6,1	6,8	8,3	9,9	89,9
Média Anual	19,9	20,3	19,6	17,4	16,8	18,6	19,0	20,3	22,1	23,5	18,3

Fonte: Elaborado pela Funcex a partir de dados do IBGE, Secex/MDIC e Bacen.

Tabela 2

Varição Anual (%) dos Índices de Preços e de Quantum das Exportações Brasileiras

Período	Total das exportações		Produtos Básicos		Produtos Semi-manufaturados		Produtos Manufaturados	
	P	Q	P	Q	P	Q	P	Q
1999	-12,8	7,7	-16,1	8,7	-15,7	16,8	-10,7	4,2
2000	3,3	11,1	-2,0	8,5	14,4	-6,9	1,0	18,0
2001	-3,5	9,5	-8,4	33,3	-10,5	8,3	-0,1	1,3
2002	-4,5	8,6	-4,1	15,2	-4,6	14,0	-4,6	5,2
2003	4,7	15,7	10,4	13,1	11,3	9,7	-0,6	21,0
2004	10,9	19,1	18,9	13,3	14,5	7,2	6,0	26,1
2005	12,1	9,4	13,7	7,1	11,8	6,3	11,0	10,8
2006	12,5	3,3	9,4	6,1	18,1	3,5	12,4	2,2
2007	10,5	5,5	14,5	11,8	10,9	0,7	8,4	3,2
2008	26,3	-2,5	41,2	0,2	25,3	-0,9	16,2	-5,0
1999/2005	23,9	99,2	28,4	128,7	39,3	43,6	12,6	112,3
1999/2008	94,6	111,8	127,2	171,8	128,5	48,4	59,4	112,7

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FUNCEX.

Tabela 3

Varição Anual (%) dos Índices de Preço e de Quantum das Importações Brasileiras

Período	Total das importações		Bens de Capital		Bens Intermediários		Bens de Consumo Duráveis		Bens de Consumo Não Duráveis		Combustíveis	
	P	Q	P	Q	P	Q	P	Q	P	Q	P	Q
1999	0,5	-15,0	1,3	-19,9	-1,4	-8,4	-2,3	-49,7	-4,6	-22,6	20,6	-7,5
2000	0,1	13,1	-7,3	3,3	-6,6	24,7	-5,3	5,6	-10,5	1,0	73,3	-8,5
2001	-3,3	2,9	-3,0	16,0	-1,5	-0,4	4,1	1,8	-6,8	-1,9	-10,8	3,2
2002	-3,2	-12,2	-2,7	-17,8	-1,8	-11,6	-7,8	-32,5	-7,1	-1,8	-7,0	-5,9
2003	6,1	-3,6	0,1	-18,0	4,9	4,0	3,6	-17,7	2,9	-3,4	22,6	-14,2
2004	9,9	18,3	-2,4	10,3	9,0	21,2	-3,9	28,0	6,8	7,8	30,6	17,8
2005	11,2	5,4	5,8	21,6	7,4	5,9	1,9	35,7	9,2	9,5	35,1	-12,7
2006	6,9	16,1	0,8	24,0	3,3	15,6	5,4	73,5	13,0	14,1	24,4	4,7
2007	8,2	22,0	2,9	32,1	8,5	19,7	0,4	50,6	14,9	14,1	11,0	19,9
2008	22,0	17,7	10,1	34,5	20,3	17,9	8,8	42,9	14,2	11,1	46,5	2,0
1999/2005	21,6	22,8	-9,6	8,3	10,9	46,7	-7,7	3,6	-6,9	10,8	211,0	-21,5
1999/2008	71,6	104,8	3,2	138,7	49,6	139,4	6,2	286,8	38,0	60,1	528,9	0,6

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FUNCEX.

Tabela 4

Participação das Importações por Países e Blocos Econômicos no Total das Importações Brasileiras										
Ano	Total	Países de alto custo			Países de baixo custo					
		Países de alto custo (exclusive EUA)	Estados Unidos (inclusive Porto Rico)	Novos Países Membros UE	Sudeste Asiático	América Latina (exclusive Mercosul)	Mercosul	China	Índia e Rússia	Outros Países*
1999	100	38.7	24.1	0.59	1.94	5.61	13.6	1.75	0.98	12.7
2000	100	33.4	23.3	0.83	2.46	6.95	14.0	2.19	1.51	15.3
2001	100	34.8	23.5	1.08	2.23	5.47	12.6	2.39	1.81	16.1
2002	100	35.3	22.1	0.78	2.91	5.60	11.9	3.29	2.12	16.0
2003	100	34.2	20.1	0.79	3.52	5.30	11.8	4.44	2.15	17.7
2004	100	31.7	18.4	0.87	3.17	5.88	10.2	5.91	2.17	21.8
2005	100	31.2	17.5	0.89	3.75	6.30	9.58	7.28	2.62	20.9
2006	100	28.0	16.2	0.87	4.28	8.15	9.82	8.75	2.65	21.3
2007	100	27.7	15.7	0.78	4.01	7.51	9.64	10.5	3.22	21.0
2008	100	26.8	14.9	1.00	3.76	6.77	8.63	11.6	3.98	22.5

Fonte: Elaboração própria a partir de dados das Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

* Inclui países de alto e baixo custo de produção.

Tabela 5

Participação das Exportações por Países e Blocos Econômicos no Total das Exportações Brasileiras										
Ano	Total	Países de Alto Custo			Países de Baixo Custo					
		Países de Alto Custo (exclusive EUA)	Estados Unidos (inclusive Porto Rico)	Novos Países Membros da UE	Sudeste Asiático	América Latina (exclusive Mercosul)	Mercosul	China	Índia e Rússia	Outros Países*
1999	100	35,2	22,6	0,97	1,82	8,46	14,1	1,41	2,21	13,2
2000	100	33,5	24,3	1,01	1,67	9,91	14,0	1,97	1,16	12,5
2001	100	30,7	24,7	1,05	1,54	10,6	10,9	3,26	2,38	14,8
2002	100	30,6	25,7	0,80	2,51	11,7	5,49	4,17	3,15	15,9
2003	100	30,1	23,1	0,95	1,98	10,9	7,77	6,19	2,81	16,2
2004	100	29,1	21,1	1,28	2,25	12,3	9,24	5,63	2,39	16,7
2005	100	27,0	19,2	1,16	2,49	12,7	9,91	5,77	3,42	18,3
2006	100	26,7	18,0	1,12	2,33	13,6	10,1	6,10	3,18	18,8
2007	100	29,2	15,8	0,98	2,70	12,6	10,8	6,69	2,93	18,3
2008	100	27,7	14,0	0,89	3,35	11,4	11,0	8,29	2,91	20,5

Fonte: Elaboração própria a partir de dados das Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

* Inclui países de alto e baixo custo de produção.

Tabela 6: *Priors*

Parâmetros , Descrição	Média	Distrib.	D.Pdr. (%).
β , Taxa de desconto intertemporal	0,985	-	-
b , Formação de hábito	0,25	Beta	10
$1 + \varphi$, Desutilidade por trabalho adicional	1,80	1+Normal	40
η , Substituíbilidade dos bens doméstico-estrangeiro	0,30	Normal	10
$\tau^M = \tau^X$, Custo de integração no estado estacionário	0,20	Beta	10
ζ , Retornos de escala na produção	0,75	Beta	10
s_x , Exportações por produto no estado estacionário	0,12	-	-
s_m , Importação por produto no estado estacionário	0,11	-	-
s_g , Custo irrec. de integração por produto (est. estac.)	0,5%	-	-
ρ_α , Persistência da produtividade	0,70	Beta	15
ρ_π , Persistência da meta de inflação implícita	0,70	Beta	15
$\rho_{\tau x}$, Persistência dos custos de exportação	0,70	Beta	15
$\rho_{\tau m}$, Persistência dos custos de importação	0,70	Beta	15
ρ_g , Persistência do custo irrec.	0,70	Beta	15
ρ_{y^*} , Persistência da renda mundial	0,70	Beta	15
ρ_{r^w} , Persistência da taxa de juros internacional	0,70	Beta	15
σ , Elasticidade substituição intertemporal	1,50	Normal	25
α , Indicador do grau de abertura da economia	0,20	Beta	5
\varkappa , Elasticidade preço da demanda por exportações	0,75	Normal	20
κ_o , Escala da elasticidade dos juros à dívida externa	0,25	Normal	10
$(1 - \theta)$, Probabilidade de reajustar preço	0,70	1-Beta	5
$(1 - \varpi 1 - \theta)$, Probabilidade de reajustar otimamente	0,50	1-Beta	10
$(1 - \theta_w)$, Probabilidade de reajustar salário	0,50	1-Beta	20
γ_r , Persistência dos juros internos	0,75	Beta	15
γ_π , Elasticidade juros-inflação	1,75	Normal	10
γ_y , Elasticidade juros-produto	0,75	Normal	20
$\sigma_\varepsilon \begin{pmatrix} \text{choque econômico} \\ \text{erro de medida} \end{pmatrix}$, D. Padrão dos choques	0.5 0.2	Gamma Invertida	inf 15

Tabela 7: *Dados para a estimação*

Variável	Fonte	Código	Ajustes?
PIB	IBGE	Tabela 1621	Sazonal
Consumo	IBGE	Tabela 1621	Sazonal
Importação	IBGE	Tabela 1621	Sazonal
Exportação	IBGE	Tabela 1621	Sazonal
Dívida Externa / PIB	BCB	Séries 3685, 4385	Interpolação
Renda Mundial	Elaboração Própria	Ponderação por volume de comércio: EUA, UE, Japão, China, Argentina	-
(Termos de troca) ⁽⁻¹⁾	Elaboração Própria	FUNCEX	-
Salário Real	IBGE	Tabelas 16, 2182	Sazonal, média do trimestre
IPCA	BCB	433	Trimestre acumulado
Juros da dívida externa	BCB	Séries 11406,11411	Interpolação
Juros - FED	FED	"FEDFUNDS"	Sazonal, média do trimestre
Selic	BCB	Série 4189	Sazonal, média do trimestre
Meta de Inflação	BCB	n/d	Interpolação

Tabela 8: *Resultados da estimação*

Parâmetros	Moda-Posterior
\bar{b} , Formação de hábito	0,24
$1 + \varphi$, Desutilidade por trabalho adicional	1,03
η , Substitutibilidade dos bens doméstico-estrangeiro	0,30
$\tau^M = \tau^X$, Custo de integração no estado estacionário	0,14
ζ , Retornos de escala na produção	0,83
ρ_a , Persistência da produtividade	0,33
ρ_π , Persistência da meta de inflação implícita	0,75
ρ_{τ^x} , Persistência dos custos de exportação	0,73
ρ_{τ^m} , Persistência dos custos de importação	0,97
ρ_g , Persistência do custo irrec. de integrar mercados	0,76
ρ_{y^*} , Persistência da renda mundial	0,54
ρ_{r^w} , Persistência da taxa de juros internacional	0,54
σ , Elasticidade substituição intertemporal	1,57
α , Indicador do grau de abertura da economia	0,13
\varkappa , Elasticidade preço da demanda por exportações	0,57
κ_θ , Escala da elasticidade dos juros à dívida externa	0,22
$(1 - \theta)$, Probabilidade de reajustar preço	0,66
$(1 - \varpi 1 - \theta)$, Probabilidade de reajustar otimamente	0,60
$(1 - \theta_w)$, Probabilidade de reajustar salário	0,92
γ_r , Persistência dos juros internos	0,28
γ_π , Elasticidade juros-inflação	1,64
γ_y , Elasticidade juros-produto	1,00
$\sigma_\varepsilon \begin{pmatrix} \pi, \tau^m, \tau^x, \\ a, g, y^*, r^w, r \\ \text{measurement errors} \end{pmatrix}$, D. Padrão dos choques	0.1;0.6;0.2 0.1;0.2;0.1;0.1;0.1 ∈ (0.04;1)

D Figuras

Figura 1

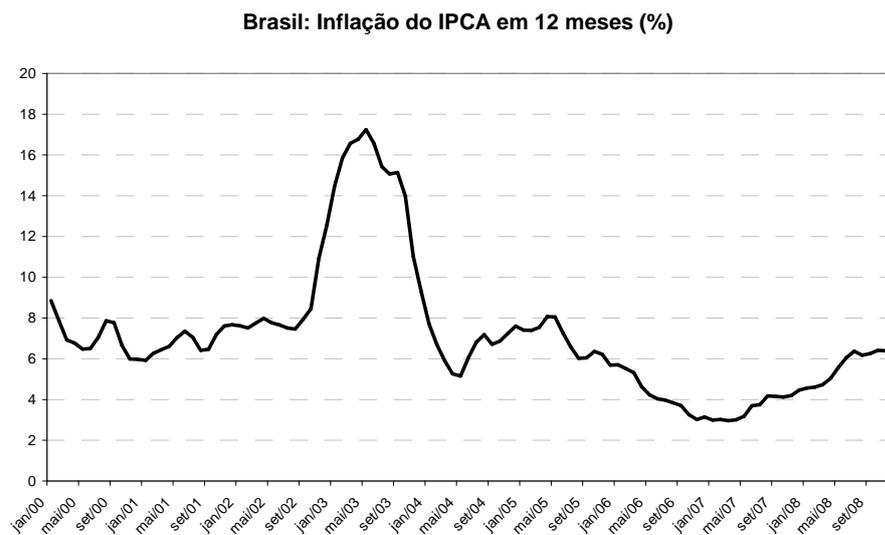


Figura 2

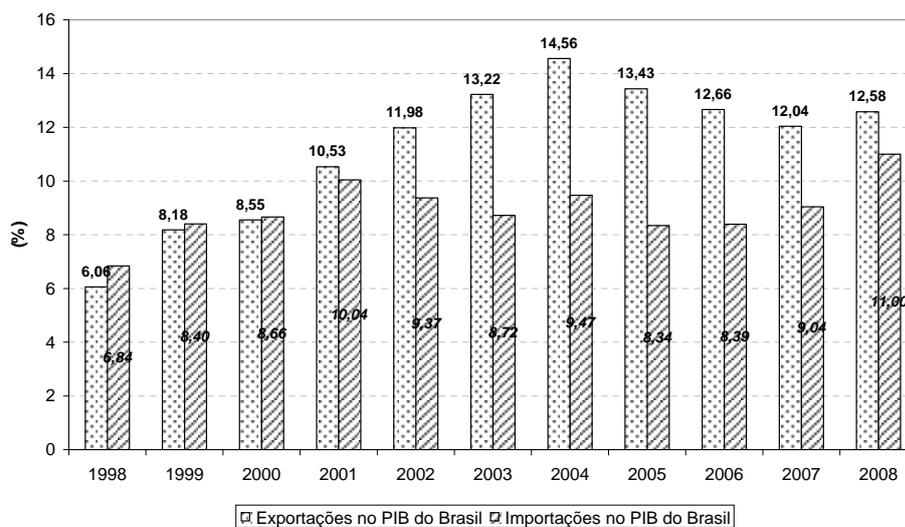


Figura 3

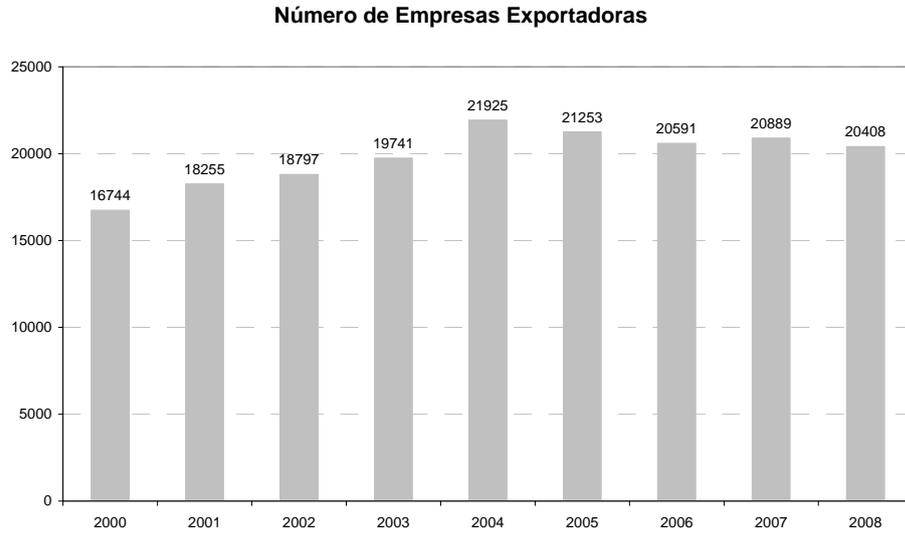


Figura 4

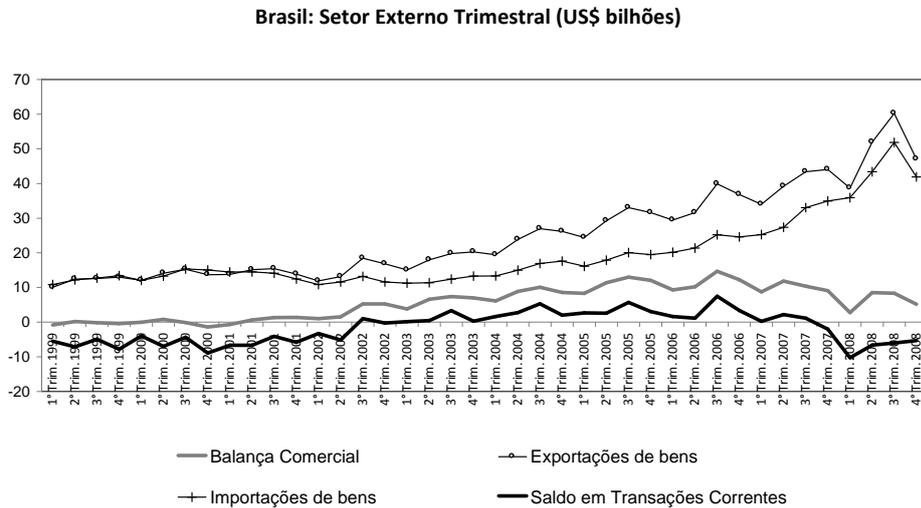


Figura 5



Figura 6: Resposta ao choque de produtividade, +10%

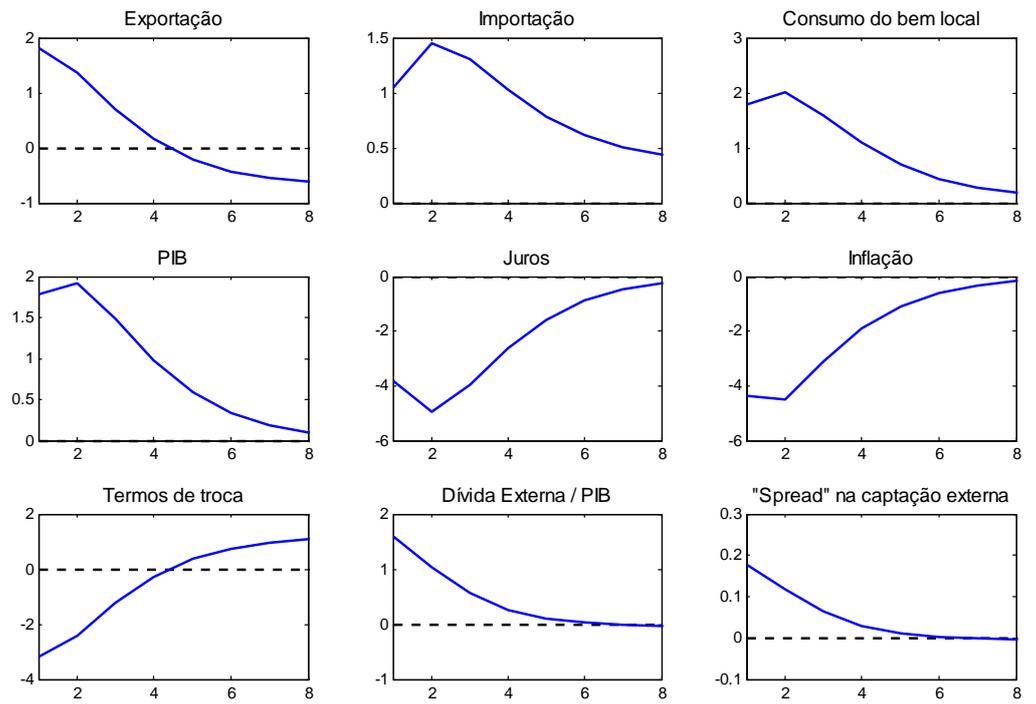


Figura 7: Resposta ao choque de política monetária, +1% a.a.

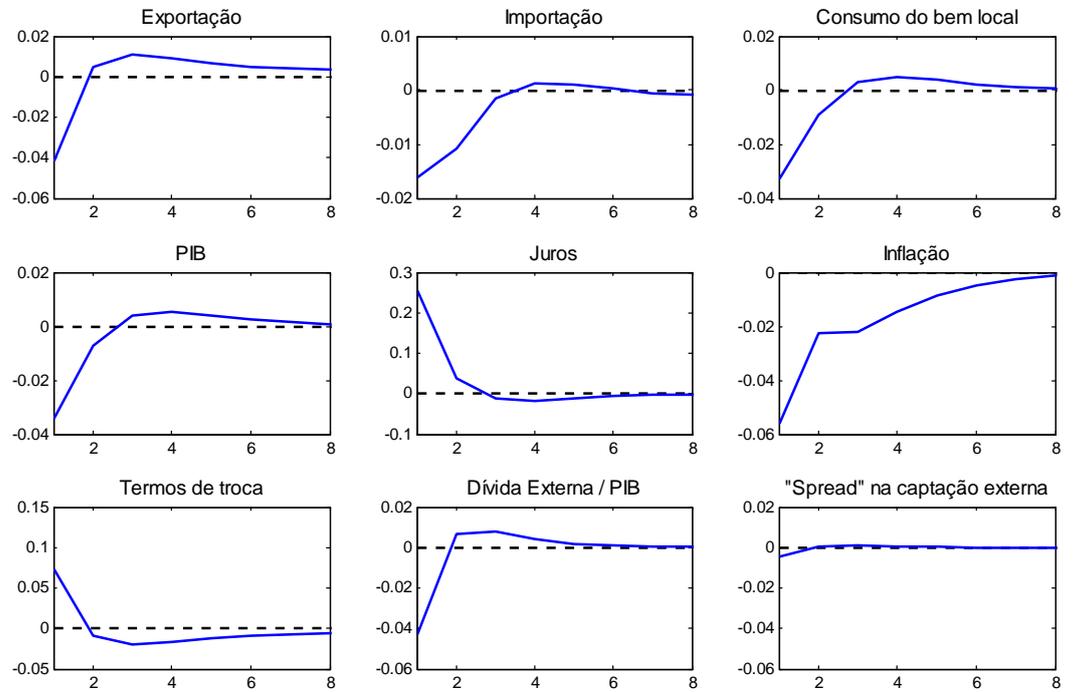


Figura 8: Resposta ao choque na renda mundial, $-1\% \text{ (}\varepsilon_t^w = -1\%)$

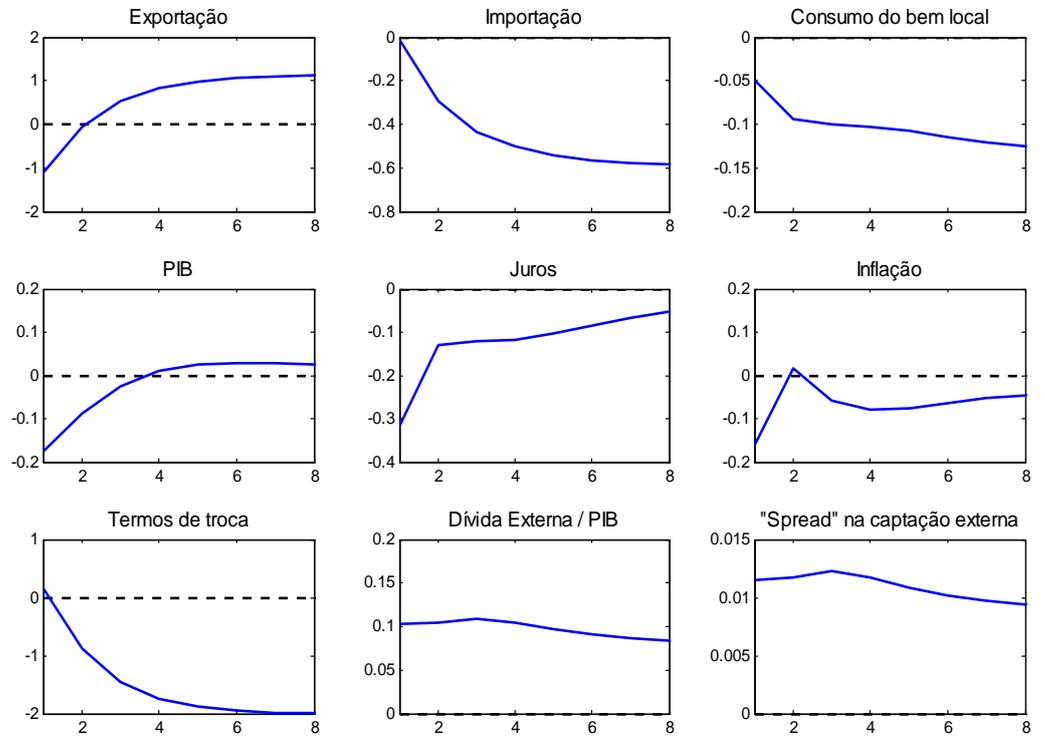


Figura 9: Resposta ao choque no custo de exportação, +10%

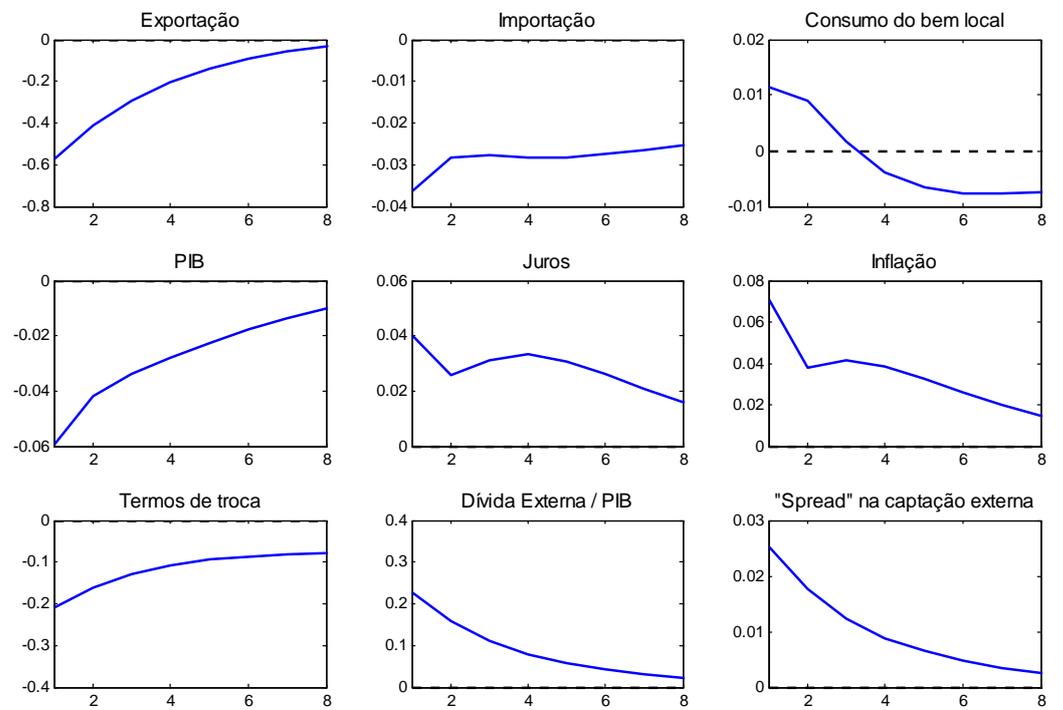


Figura 10: Resposta ao choque no custo de importação, +10%

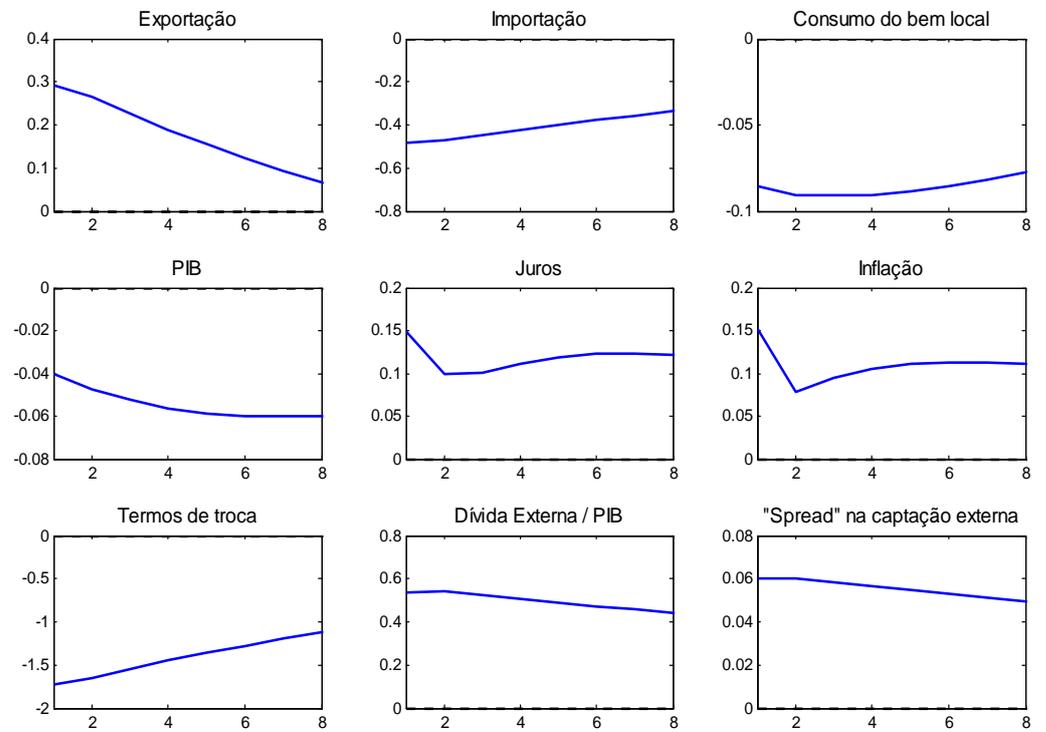
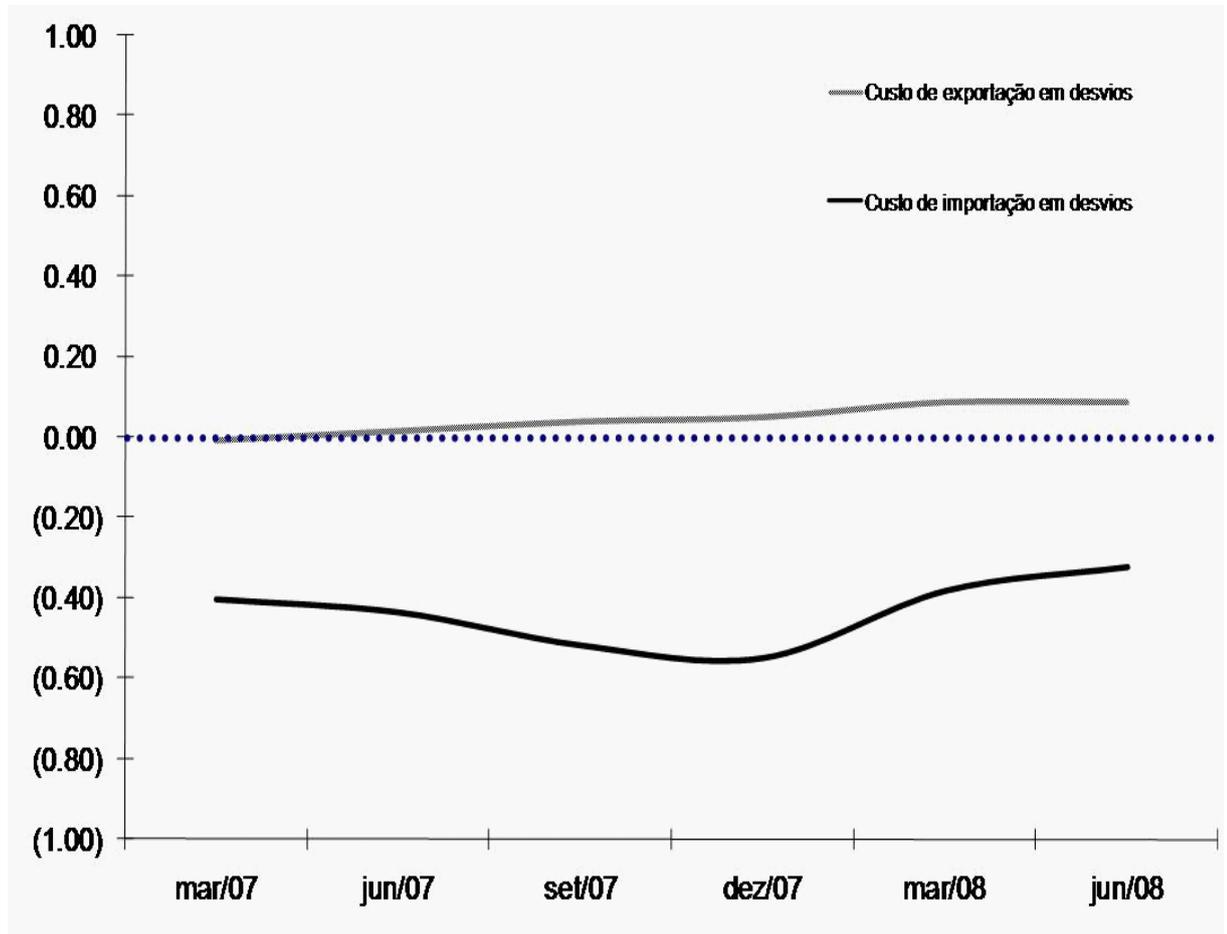


Figura 11: Medidas recentes de globalização



Referências Bibliográficas

- [1] Christiano, Lawrence; Eichenbaum, Martin; e Evans, Charles. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, NBER Working Paper Series, Working Paper 8403, Jul. 2001.
- [2] Erceg, Christopher J.; Henderson, Dale W; Levin, Andrew T. Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts, Journal of Monetary Economics, 46(2), Out. 2000.
- [3] Glatzer, Ernst; Gnan, Ernest; Valderrama, Maria. Globalization and Inflation — a Small Open, High-Income Country Perspective, Oesterreichische Nationalbank, 2006, mimeo.
- [4] Galí, Jordi; Gertler, Mark. Inflation dynamics: A structural econometric analysis, Journal of Monetary Economics, 44(2), Out. 1999.
- [5] Galí, Jordi; Monacelli, Tommaso. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, Review of Economic Studies, 72, p. 707-734, 2005.
- [6] Kohn, Donald L. The Effects of Globalization on Inflation and Their Implications for Monetary Policy, Federal Reserve Bank of Boston, 51st Economic Conference "Global Imbalances — As Giants Evolve", Chatham, Massachusetts, 1998.
- [7] McCallum, Bennett; Nelson, Edward. Nominal Income Targeting in an Open Economy Optimizing Model, NBER Working Paper Series, Working Paper 6675, Jul. 2001.
- [8] Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, Balança Comercial Brasileira: Dados Consolidados, jan-dez 2008.

- [9] Obstfeld, Maurice; Rogoff, Kenneth. The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?, NBER Working Paper Series, Working Paper 7777, 2000.
- [10] Pinheiro, Armando; Bonelli, Regis. Comparative Advantage or Economic Policy? Stylized Facts and Reflections on Brazil's Insertion in the World Economy — 1994-2005, IPEA Texto para Discussão No. 1275a, abril 2007.
- [11] Ribeiro, Livio. Dois Ensaio sobre a Balança Comercial Brasileira:1999/2005. Dissertação de Mestrado, Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia, 2006.

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
Tito Nicias 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 Freqüência na Estimaco da Volatilidade e do Valor em Risco para o Ibovespa** Dez/2002
Joo Maurcio de Souza Moreira e Eduardo Fac Lemgruber
- 62 **Taxa de Juros e Concentraco Bancria no Brasil** Fev/2003
Eduardo Kiyoshi Tonooka e Srgio Mikio Koyama
- 63 **Optimal Monetary Rules: the Case of Brazil** Fev/2003
Charles Lima de Almeida, Marco Aurlio Peres, Geraldo da Silva e Souza and Benjamin Miranda Tabak
- 64 **Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy** Fev/2003
Marcelo Kfoury Muinhos and Sergio Afonso Lago Alves
- 65 **On the Information Content of Oil Future Prices** Fev/2003
Benjamin Miranda Tabak
- 66 **A Taxa de Juros de Equilbrio: uma Abordagem Mltipla** Fev/2003
Pedro Calhman de Miranda e Marcelo Kfoury Muinhos
- 67 **Avaliaco de Mtodos de Clculo de Exigncia de Capital para Risco de Mercado de Carteiras de Aes no Brasil** Fev/2003
Gustavo S. Arajo, Joo Maurcio S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente
- 68 **Real Balances in the Utility Function: Evidence for Brazil** Fev/2003
Leonardo Soriano de Alencar and Mrcio I. Nakane
- 69 **r-filters: a Hodrick-Prescott Filter Generalization** Fev/2003
Fbio Arajo, Marta Baltar Moreira Areosa and Jos Alvaro Rodrigues Neto
- 70 **Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates** Fev/2003
Benjamin Miranda Tabak
- 71 **On Shadow-Prices of Banks in Real-Time Gross Settlement Systems** Apr/2003
Rodrigo Penaloza
- 72 **O Prmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras** Maio/2003
Ricardo Dias de Oliveira Brito, Angelo J. Mont'Alverne Duarte e Osmani Teixeira de C. Guillen
- 73 **Anlise de Componentes Principais de Dados Funcionais – uma Aplicaco s Estruturas a Termo de Taxas de Juros** Maio/2003
Getlio Borges da Silveira e Octavio Bessada
- 74 **Aplicaco do Modelo de Black, Derman & Toy  Precificaco de Opes Sobre Ttulos de Renda Fixa** Maio/2003
Octavio Manuel Bessada Lion, Carlos Alberto Nunes Cosenza e Csar das Neves
- 75 **Brazil's Financial System: Resilience to Shocks, no Currency Substitution, but Struggling to Promote Growth** Jun/2003
Ilan Goldfajn, Katherine Hennings and Helio Mori

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

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

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

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

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

- 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