

### 3

## O impacto de choques externos sobre a inflação e o produto dos países em desenvolvimento: o grau de abertura comercial importa?

### 3.1.Introdução

Todas as economias estão sujeitas a choques externos. Entretanto, a presença de choque externos grandes e freqüentes torna essa questão particularmente relevante para os países em desenvolvimento. Nesses países, a instabilidade oriunda de fatores externos torna ainda mais árdua a tarefa de promover o crescimento e a estabilidade dos preços. Ao longo das últimas décadas, o Brasil e muitos outros países em desenvolvimento têm vivenciado um processo de abertura comercial. Considerando-se esse processo de liberalização econômica, surge uma importante questão: de que forma o grau de abertura comercial de um país afeta o comportamento da inflação e a trajetória do produto diante de choques externos?

O objetivo desse capítulo é analisar de que modo o grau de abertura comercial dos países em desenvolvimento influencia a forma como a inflação e o produto respondem a determinados choques externos. Mais especificamente, são analisados os efeitos sobre a inflação doméstica de choques na inflação mundial e de choques nos preços das principais *commodities* e os efeitos sobre o produto doméstico de choques no produto dos EUA e/ou dos países industrializados. Ou seja, por meio de exercícios econométricos, investiga-se a relação entre o grau de abertura comercial e a resposta da inflação doméstica a choques que afetem a inflação no resto do mundo e a relação entre o grau de abertura comercial e a resposta do produto doméstico a choques que afetem o produto do resto do mundo.

As evidências sugerem que o grau de abertura comercial afeta o modo como a inflação doméstica reage a choques na inflação mundial e a choques no índice de preços das *commodities*. Como justificar esse resultado? Alega-se que o grau de abertura comercial altera o comportamento da política monetária diante dos choques externos que afetam a inflação. Ou seja, um choque na inflação mundial ou nos preços das *commodities* provoca uma elevação da inflação tanto em países mais abertos quanto em países mais fechados. Entretanto, o aumento da inflação provocado pelos choques externos gera uma reação mais forte da Autoridade Monetária em países mais abertos e, desse modo, a médio prazo, há um controle maior da trajetória da inflação. Por outro lado, nos países mais fechados, um regime de câmbio fixo parece conferir maior disciplina à Autoridade Monetária e maior credibilidade ao regime monetário. Sendo assim, o descontrole inflacionário após um choque na inflação externa revela-se maior em países comercialmente mais fechados que adotem um regime de câmbio flutuante. Em países comercialmente abertos e em países comercialmente fechados, mas com regime de câmbio fixo, a resposta da inflação doméstica é menos acentuada.

No que concerne o produto doméstico dos países em desenvolvimento, as evidências indicam que a transmissão dos choques externos não é afetada de modo significativo pelo grau de abertura comercial ou pelo regime cambial adotado.

O capítulo está dividido em cinco seções. A seção 3.2 apresenta um resumo dos principais trabalhos que analisam a relação entre abertura comercial e inflação e a relação entre abertura comercial e produto. A seção 3.3 descreve a metodologia empregada nos exercícios econométricos e apresenta os resultados encontrados. Na seção 3.4, testa-se a robustez dos resultados inicialmente obtidos por meio de exercícios adicionais. A seção 3.5 apresenta as principais conclusões do trabalho.

### **3.2.Revisão Bibliográfica**

Rogoff (1985) foi o primeiro a desenvolver um modelo estrutural direcionado para a análise da relação entre abertura comercial e inflação. O modelo de Rogoff (1985) é

uma extensão do modelo de inconsistência dinâmica de Barro e Gordon (1983)<sup>26</sup>. No modelo de inconsistência dinâmica, a ausência de comprometimento da Autoridade Monetária resulta em níveis de inflação ineficientemente elevados. Isso porque a Autoridade Monetária tem um incentivo a provocar uma surpresa inflacionária que resulte em um aumento do nível de produto. Entretanto, os agentes privados reconhecem esse incentivo e ajustam suas expectativas. Conseqüentemente, o equilíbrio alcançado é tal que a inflação é mais elevada e o nível de produto permanece o mesmo. Rogoff (1985) conclui que, para uma economia aberta, os custos de uma surpresa inflacionária são maiores, em função da deterioração dos termos de troca oriunda da expansão do produto doméstico. Ou seja, a curva de Phillips tende a ser mais inclinada em uma economia mais aberta. Conseqüentemente, no contexto de inconsistência dinâmica, um maior grau de abertura comercial resulta em uma taxa de inflação de equilíbrio mais baixa.

O modelo e as conclusões de Rogoff (1985) inspiraram uma série de trabalhos empíricos, que investigam a relação entre abertura comercial e inflação. Dentre eles, Romer (1993), é o mais relevante. Romer (1993) procura justificar parte da variabilidade da inflação entre os países por meio da relação entre o grau de abertura comercial e a inclinação da curva de Phillips. O autor analisa um amplo grupo de países por meio de regressões *cross-section*, nas quais a variável dependente é a taxa de inflação média no período 1973-1990 e a principal variável explicativa é o grau de abertura comercial médio no período. Os resultados de Romer (1993) indicam que existe uma relação negativa e significativa entre o grau de abertura e a inflação média. Entretanto, essa relação é mais fraca em países onde há forte estabilidade política e independência da Autoridade Monetária. Além disso, os resultados sugerem que não há relação entre abertura e inflação na sub-amostra que inclui apenas os países mais desenvolvidos. Segundo o autor, esses resultados corroboram a teoria de inconsistência dinâmica e sua extensão para economias abertas.

---

<sup>26</sup> Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983) são as principais referências na literatura de inconsistência dinâmica.

O argumento de Romer (1993)<sup>27</sup>, baseado no impacto de uma surpresa inflacionária sobre a taxa de câmbio real, é adequado apenas para a análise de países grandes, capazes de influenciar os preços internacionais dos bens. O modelo de Lane (1997), também fundamentado na teoria de inconsistência dinâmica, aplica-se a economias grandes e pequenas. Para Lane (1997), a rigidez de preços e a competição imperfeita no setor de bens não-comercializáveis (e não o efeito sobre os termos de troca) são os responsáveis pela relação negativa entre inflação e abertura. Essas características do setor de bens não-comercializáveis incentivam a Autoridade Monetária a provocar uma surpresa inflacionária para aumentar o nível de produto. Quanto maior o grau de abertura comercial da economia, menor o setor de bens não-comercializáveis e, portanto, menor o incentivo a provocar um aumento da inflação.

Em sua análise empírica, também baseada em regressões *cross-section* cuja variável dependente é a taxa de inflação média, Lane (1997) encontra uma correlação negativa entre inflação e abertura, mesmo quando inclui um controle para o tamanho do país.

Terra (1998) contesta os resultados de Romer (1993), alegando que a relação negativa encontrada entre inflação e abertura comercial deve-se basicamente ao comportamento dos países altamente endividados durante a crise da dívida da década de 80. Terra (1998) refaz os exercícios econométricos de Romer (1993) utilizando outras sub-amostras e encontra resultados diferentes. Segundo ela, a relação negativa entre grau de abertura comercial e inflação ocorre apenas no grupo de países classificados como altamente endividados e torna-se mais forte no período da crise da dívida (1982-1990).

Para Terra (1998), esse resultado pode ser justificado pela relação entre dívida externa e inflação. Para realizar o pagamento da dívida externa, o país necessita de recursos externos obtidos por meio de superávits comerciais. Além disso, em muitos países em desenvolvimento, a dívida externa é basicamente pública e, portanto, o governo precisa taxar o setor privado para obter os recursos necessários para pagar a dívida. Quanto menor o grau de abertura comercial de um país, maior a desvalorização

---

<sup>27</sup> Apresentado formalmente em Rogoff (1985).

cambial necessária para obter os superávits comerciais. Entretanto, com a desvalorização cambial, a dívida externa torna-se mais cara em moeda doméstica e, assim, o governo precisa obter mais recursos junto ao setor privado. Se a taxaço do setor privado ocorre via imposto inflacionário, isso significa que o governo precisa de taxas mais elevadas de inflação para pagar a dívida externa.

Romer (1998), por sua vez, rebate as conclusões de Terra (1998), por meio de três críticas. Primeiramente, o autor observa que, mesmo no período anterior à crise, há uma relação negativa entre abertura e inflação nos países altamente endividados, o que invalida o argumento de Terra (1998). Além disso, de acordo com o argumento de Terra (1998), deveria haver uma relação positiva entre abertura e inflação quando os países estivessem contraindo a dívida (e isso não se verifica). E, por último, Romer (1998) ressalta que, de acordo com o argumento de Terra (1998), os países altamente endividados produziram superávits comerciais mais elevados para pagar suas dívidas. Entretanto, na prática, isso não se verifica.

### **3.3.Exercícios econométricos**

Nessa seção, realizam-se diferentes exercícios econométricos com o intuito de investigar se o grau de abertura comercial – medido como a razão entre a soma das exportações e das importações e o PIB – afeta o modo como a inflação e o produto dos países em desenvolvimento respondem a determinados choques externos. Analisa-se como choques na inflação externa são repassados para a inflação doméstica e como choques no nível de atividade externo afetam o produto doméstico. Mais especificamente, são examinados os efeitos de choques na inflação mundial e de choques nos preços das principais *commodities* sobre a inflação e de choques no PIB dos EUA na produção industrial dos países industrializados sobre o produto.

A primeira sub-seção explica a metodologia empregada em cada exercício, enquanto a segunda apresenta os resultados encontrados.

## *Metodologia*

### A. Vetores auto-regressivos

Uma possível abordagem consiste em utilizar técnicas de vetores auto-regressivos (VARs).<sup>28</sup> Sendo assim, com o objetivo de analisar a resposta da inflação e do produto a diferentes choques externos, estimam-se quatro modelos auto-regressivos com dados anuais para cada um dos 62 países em desenvolvimento estudados<sup>29</sup>. Cada modelo considera uma única variável externa.

---

<sup>28</sup> Para detalhes técnicos sobre VARs, ver apêndice.

<sup>29</sup> A Tabela 3.1 apresenta os países utilizados na análise e o período amostral dos VAR estimados. O objetivo inicial era estimar todos os modelos com dados anuais para o período entre 1970 e 2007. Entretanto, para muitos países, não havia a disponibilidade de séries tão longas; para outros, períodos de crise, como hiperinflação, forçaram a redução do período amostral. Além disso, a série do índice de preços das *commodities* só começa em 1981.

Tabela 3.1

País	Período Amostral do VAR	País	Período Amostral do VAR
África do Sul	1970-2006*	Madagascar	1970-2006*
Argélia	1993-2006	Malásia	1971-2006*
Argentina	1994-2006	Malauí	1981-2005*
Bangladesh	1988-2005	Marrocos	1970-2006*
Bolívia	1970-2006*	Maurício	1970-2006*
Botsuana	1975-2006*	México	1989-2006
Brasil	1995-2006	Nepal	1970-2004*
Burkina Faso	1980-2006*	Nicarágua	1993-2005
Burundi	1971-2006*	Níger	1987-2004
Cabo Verde	1984-2003	Nigéria	1974-2003*
Camarões	1970-2006*	Panamá	1970-2006*
Chile	1978-2006*	Papua Nova Guiné	1974-2004*
Colômbia	1970-2006*	Paquistão	1970-2006*
Costa do Marfim	1970-2006*	Paraguai	1970-2006*
Costa Rica	1970-2006*	Peru	1970-2006*
Croácia	1995-2006	Polônia	1983-2006
Egito	1983-2006	Quênia	1970-2006*
El Salvador	1970-2006*	República Checa	1994-2006
Equador	1970-2006*	República Dominicana	1970-2005*
Eslováquia	1994-2006	Senegal	1970-2006*
Filipinas	1970-2005*	Serra Leoa	1972-2005*
Gana	1970-1997*	Sri Lanka	1970-2006*
Guatemala	1970-2005*	Suriname	1974-1992*
Haiti	1970-2006*	Tailândia	1970-2006*
Honduras	1970-2006*	Togo	1971-2004*
Hungria	1973-2005*	Trinidad e Tobago	1970-2006*
Índia	1970-2007*	Tunísia	1980-2006*
Indonésia	1970-2006*	Turquia	1970-2005*
Jamaica	1970-2006*	Uruguai	1970-2006*
Jordânia	1977-2006*	Venezuela	1970-2004*
Lesoto	1988-2005	Zâmbia	1970-1997*

\* O período amostral do VAR que inclui o índice de preços das commodities começa apenas em 1982.

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) rejeitou a estacionariedade das seguintes séries (em logaritmo neperiano): índices de preços ao consumidor de cada um dos países em desenvolvimento, PIB ou índice de produção industrial de cada um dos países em desenvolvimento, índice de preços de *commodities*, índice mundial de preços ao consumidor, PIB norte-americano e índice de produção industrial dos países industrializados. Entretanto, o teste não rejeitou a estacionariedade das primeiras diferenças dessas séries. Dado que os modelos possuem apenas variáveis I(1), utilizou-se o teste de Johansen para a presença de cointegração. Como essa foi rejeitada em todos os casos, os modelos foram estimados em primeira diferença.

Portanto, em todos os modelos, as variáveis endógenas domésticas são a inflação (medida pela variação do índice de preços ao consumidor) e a primeira diferença do produto (medido pelo PIB ou, na indisponibilidade desse, pelo índice de produção industrial). Já a variável externa varia em cada um dos quatro modelos. No primeiro modelo, considera-se como variável externa a inflação mundial (medida pela variação índice de preços ao consumidor); no segundo, a primeira diferença de um índice de preços das principais *commodities*; no terceiro, a primeira diferença do PIB norte-americano; e no quarto, a primeira diferença da produção industrial dos países industrializados.<sup>30</sup>

Sendo assim, a forma reduzida de cada modelo pode ser representada do seguinte modo<sup>31</sup>:

$$X_t = \alpha + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_p X_{t-p} + u_t \quad (3)$$

onde:

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta z_t \\ \Delta y_t \\ \pi_t \end{pmatrix}$$

$\Delta z_t$  = variável externa

$\Delta y_t$  = variação do PIB doméstico

$\pi_t$  = inflação doméstica medida pelo índice de preços ao consumidor

A partir dos coeficientes estimados na forma reduzida e das restrições impostas pela decomposição de Cholesky, é possível estimar as FRI da inflação ou da variação do produto.<sup>32</sup> Assim, para cada país, estima-se a resposta da inflação ou do produto a um

<sup>30</sup> As séries foram obtidas na *homepage* do *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI).

<sup>31</sup> O número  $p$  de defasagens de cada modelo foi escolhido de acordo com os critérios de Akaike e/ou Schwarz.

<sup>32</sup> O apêndice apresenta os detalhes técnicos da metodologia.



choque na variável externa (FRI). Dividem-se, então, os 62 países em desenvolvimento em dois grupos (Tabela 3.2), de acordo com uma medida do grau de abertura comercial médio de cada país, e então se comparam as FRI médias do grupo de países “abertos” com as do grupo de países “fechados”. Cabe aqui uma observação quanto à medida utilizada para mensurar o grau de abertura comercial dos países e, portanto, para determinar se um país é classificado como comercialmente aberto ou fechado. Uma possibilidade seria utilizar a razão entre o volume de comércio externo e o PIB como medida de grau de abertura comercial. Entretanto, a classificação dos países com base nessa medida poderia sofrer de viés, dado que, por definição, países grandes são comercialmente mais fechados. Optou-se então por construir uma medida de grau de abertura comercial que considerasse o efeito do tamanho do país. Para isso, estimou-se uma regressão *cross-section* (ver equação 6) cuja variável dependente é a razão média (no período amostral) do volume de comércio externo e a variável independente é o tamanho médio (no período amostral) do país (medido pelo PIB em dólares constantes).

$$ce_i = \alpha + \beta z_i + \varepsilon_i \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, 62$$

(6)

onde:

$ce_i$  = razão média entre o volume de comércio externo e o tamanho do país  $i$   $\left( \frac{\text{Exportações} + \text{Importações}}{\text{PIB}} \right)$

$z_i$  = tamanho médio do país  $i$  medido pelo PIB em dólares

$\varepsilon_i$  = erro

O resíduo dessa regressão ( $\hat{\varepsilon}_i$ ) foi interpretado como uma medida mais apropriada do grau de abertura comercial médio de cada país e, de acordo com essa medida, selecionaram-se os dois grupos de países.<sup>33</sup>

<sup>33</sup> A Tabela 3.2 apresenta os 31 países com os maiores graus de abertura comercial – incluídos no grupo “abertos” – e os 31 países com os menores graus de abertura comercial – incluídos no grupo “fechados”. Reconhece-se que classificar os países como “abertos” ou “fechados” simplesmente pela ordenação de qualquer medida dos graus de abertura comercial é um método arbitrário e que pode gerar imprecisões, particularmente no caso dos países intermediários (i.e., os países com os menores graus de abertura comercial incluídos no grupo dos países “abertos” e os países com os maiores graus de abertura comercial incluídos no grupo dos países “fechados”). Uma opção seria excluir alguns desses países intermediários

Tabela 3.2

Países "Abertos"			
Botsuana	Filipinas	Malásia	Suriname
Brasil	Honduras	Maurício	Tailândia
Cabo Verde	Hungria	México	Togo
Chile	Índia	Nicarágua	Trinidad e Tobago
Costa do Marfim	Indonésia	Panamá	Tunísia
Costa Rica	Jamaica	Papua Nova Guiné	Turquia
Croácia	Jordânia	República Checa	Zâmbia
Eslováquia	Lesoto	Sri Lanka	
Países "Fechados"			
África do Sul	Colômbia	Malawi	Polônia
Argélia	Egito	Marrocos	Quênia
Argentina	El Salvador	Nepal	República Dominicana
Bangladesh	Equador	Níger	Senegal
Bolívia	Gana	Nigéria	Serra Leoa
Burkina Faso	Guatemala	Paquistão	Uruguai
Burundi	Haiti	Paraguai	Venezuela
Camarões	Madagascar	Peru	

### B. Dados em painel

Uma outra abordagem consiste em trabalhar com dados de painel, em vez de analisar cada país individualmente. Nesse caso, estimam-se as seguintes regressões com dados anuais para o período entre 1990 e 2007<sup>34</sup>:

$$\pi_{it} = \alpha\pi_{it-1} + \beta\xi_t + \gamma_{it}\xi_t + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad \text{para } i = 1,2,\dots,62 \text{ e } t = 1,2,\dots,18^{35}$$

(7)

$$\Delta y_{it} = \alpha\Delta y_{it-1} + \beta\xi_t + \gamma_{it}\xi_t + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad \text{para } i = 1,2,\dots,62 \text{ e } t = 1,2,\dots,18^{36}$$

(8)

dos exercícios. Entretanto, isso não resolveria a questão da arbitrariedade (quais seriam os pontos de corte?) e ainda reduziria o número de países analisados.

<sup>34</sup> Embora sejam considerados nos exercícios de painel os mesmos 62 países em desenvolvimento analisados nos exercícios de VAR, a amostra agora é diferente. Por se tratar de um painel dinâmico, a dimensão *cross-section* deve ser bem maior que a dimensão temporal. Sendo assim, optou-se por trabalhar com o período amostral 1990-2007.

<sup>35</sup> Trata-se, na verdade, de um painel desbalanceado. Sendo assim, nem todos os países contam com dezoito observações.

onde:

$\pi_{it}$  = inflação doméstica medida pelo índice de preços ao consumidor

$\Delta y_{it}$  = variação do PIB doméstico

$\xi_t$  = choque externo

$g_{it}$  = grau de abertura comercial do país  $i$ , medido como  $\frac{\text{Exportações} + \text{Importações}}{\text{PIB}}$

$\mu_t$  = efeitos temporais (não - observados)

$\eta_i$  = efeitos cross - section (não - observados)

$\varepsilon_{it}$  = erro

Assim como no exercício anterior, é necessário definir uma medida para o grau de abertura comercial de cada país. No caso do painel, é necessário construir uma série (e não apenas um grau de abertura médio como no caso dos VARs) que descreva a trajetória do grau de abertura comercial de cada país ao longo dos anos. Mesmo reconhecendo-se o problema oriundo da correlação entre o tamanho de um país e seu grau de abertura comercial, acredita-se que o volume de comércio externo (em relação ao PIB) de cada país a cada ano seja a medida mais apropriada para o grau de abertura comercial. Qualquer medida residual (como a utilizada nos VARs) seria muito volátil e acrescentaria muito ruído aos painéis.

Para cada choque externo, estima-se uma regressão. Ao todo, são quatro regressões: para choques na inflação mundial e nos preços das *commodities*, a inflação doméstica é a variável dependente; para choques no PIB norte-americano e na produção industrial dos países industrializados, a variação do produto doméstico é a variável dependente. Cada regressão possui como variáveis explicativas, além do componente auto-regressivo, o choque externo e um termo de interação do choque externo com o grau de abertura comercial do país, medido pela razão entre o volume de comércio externo e o

---

<sup>36</sup> Ver nota 11.

produto doméstico.<sup>37</sup> Para cada regressão, o coeficiente  $\gamma$  reflete o modo como o grau de abertura comercial afeta a resposta da inflação ou do produto ao choque externo.

Cabe aqui uma observação. O propósito desse capítulo é analisar os efeitos sobre a inflação e o produto de determinados choques externos (como por exemplo, choques nos preços das *commodities*). Deve-se, portanto, trabalhar com as séries dos choques externos (ou seja, com a série dos choques no índice de preços das *commodities*, e não simplesmente com a série do índice de preços das *commodities*). É preciso, portanto, identificar as séries de choques externos.

Como fazer isso? Como detalhado no apêndice, com a metodologia dos VAR é possível gerar as séries de choques, desde que se assumam hipóteses de identificação (como as embutidas na decomposição de Cholesky). Sendo assim, as FRI já representam os efeitos dos choques nas variáveis externas sobre as variáveis domésticas. No caso dos dados de painel, os choques externos entram como variáveis explicativas nas regressões. Logo, é necessário construir as séries de choques externos. Optou-se por considerar nas regressões os choques externos obtidos nos exercícios dos VAR. Ou seja, as séries de choques externos recuperadas nos VAR entram como variáveis explicativas nas regressões de painel.<sup>38</sup>

Estimar<sup>39</sup> um modelo como (7) ou (8) apresenta algumas dificuldades, em função da presença de efeitos não-observados (temporais e *cross-section*) e da correlação da variável dependente defasada com o erro (mesmo assumindo que os erros sejam serialmente descorrelacionados). Uma forma de lidar com os efeitos temporais não-observados é incluir interceptos específicos para cada período. O Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos, desenvolvido em Arellano e Bond (1991) e

---

<sup>37</sup> Testou-se a inclusão do tamanho do país (medido pelo PIB em dólares constantes) como uma variável de controle. Essa variável não se mostrou significativa e não alterou qualquer resultado e, por isso, não foi mantida nas regressões.

<sup>38</sup> Na seção referente à análise de robustez dos resultados, utiliza-se uma outra metodologia para identificar as séries de choques externos.

<sup>39</sup> O teste de raiz unitária para dados em painel de Levin, Lin e Chu rejeita a não-estacionariedade das séries de inflação, variação do produto e de todos os choques externos estimados.

baseado na hipótese de exogeneidade seqüencial<sup>40</sup>, lida com os demais problemas. Deve-se inicialmente aplicar a transformação de primeira diferença na equação para remover os efeitos *cross-section* (não-observados). A equação em primeira diferença pode então ser estimada com variáveis instrumentais. Utilizam-se como instrumentos defasagens dos níveis da variável dependente, das variáveis predeterminadas e das diferenças das variáveis estritamente exógenas.

A consistência do estimador proposto depende da validade dos instrumentos utilizados e Arellano e Bond (1991) desenvolvem dois testes para a especificação do modelo: um teste de Sargan de restrições sobre-identificadas e um teste de autocorrelação serial de segunda ordem nos resíduos da equação em diferenças. Sob a hipótese nula do teste de Sargan, os instrumentos não são correlacionados com os resíduos da equação em diferenças. Dado que a ausência de correlação serial de  $\varepsilon_{it}$  é uma condição necessária para a consistência do estimador, sob a hipótese nula do segundo teste, não há autocorrelação serial de segunda ordem nos erros da equação em diferenças.

## **Resultados**

Nessa sub-seção, os resultados encontrados nos exercícios econométricos são apresentados. Para facilitar a comparação dos diferentes métodos utilizados, apresentam-se primeiro os resultados referentes aos efeitos sobre a inflação (separados por tipo de choque externo) e, em seguida, os resultados referentes ao produto (também separados por tipo de choque).

### **Efeitos sobre a inflação**

#### **A. Choques na inflação mundial**

---

<sup>40</sup> De acordo com a hipótese de exogeneidade seqüencial, valores passados das variáveis explicativas não afetam os erros correntes do modelo.

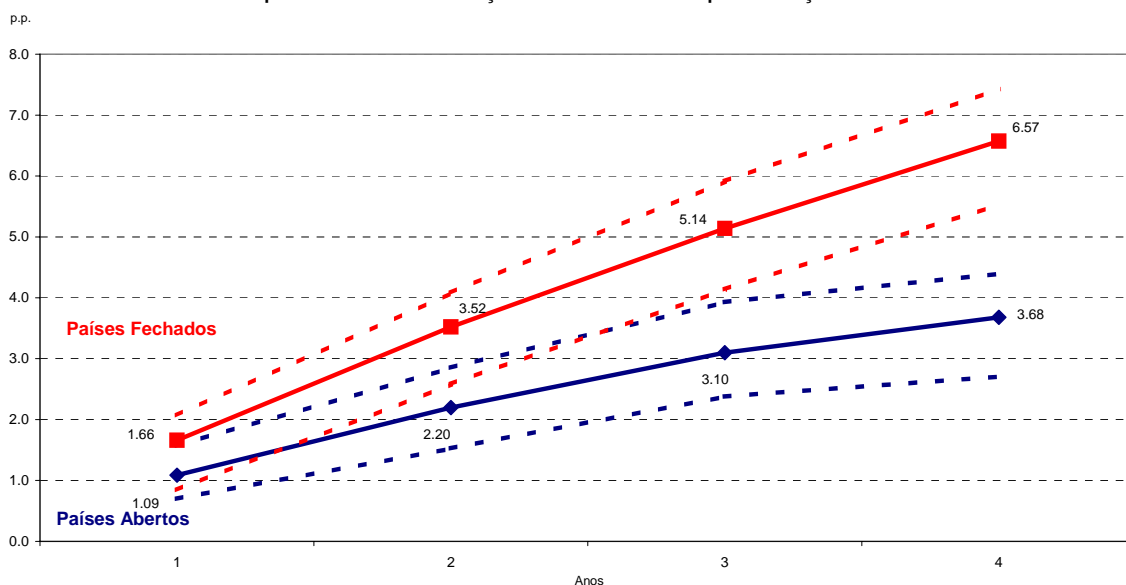
Em primeiro lugar, são apresentados os resultados obtidos após os VAR serem estimados e os países em desenvolvimento agrupados de acordo com o grau de abertura comercial (medido pelo resíduo da equação (6)). Para facilitar a compreensão dos resultados, o Gráfico 3.1 exibe as respostas acumuladas médias da inflação doméstica dos países “abertos” e “fechados” a um choque na inflação mundial.<sup>41</sup> Pode-se observar que embora haja um aumento da inflação nos dois grupos de países, o efeito parece ser maior para os países com menor grau de abertura comercial. Inicialmente, a diferença não é tão marcante: um ano após o choque, a inflação acumulada nos países “abertos” é 1,09 p.p. maior e nos países “fechados”, 1,66 p.p. Entretanto, nos anos seguintes, a diferença torna-se mais acentuada. Os intervalos de confiança revelam que, a partir de três anos após o choque, a magnitude da resposta acumulada da inflação é significativamente maior nos países mais fechados. A inflação acumulada nesses países durante os quatro anos seguintes ao choque na inflação mundial é 6,57 p.p mais elevada do que na ausência do choque, ao passo que nos países com maior abertura comercial, o aumento da inflação acumulada é bem menor, de 3,68 p.p.

O que se percebe nesse caso é que o impacto inicial do choque externo sobre a inflação doméstica não difere muito entre os dois grupos de países. Os resultados indicam apenas que, nesse caso, a inércia da inflação nos países com menor grau de abertura comercial é maior, de modo que, nesses países, a inflação permanece relativamente mais elevada ao longo dos anos.

---

<sup>41</sup> O gráfico apresenta ainda intervalos de confiança de um desvio-padrão construídos pelo método de *bootstrapping* (com 1.000 repetições).

Gráfico 3.1 - Função Resposta a Impulso  
Resposta acumulada da inflação doméstica a um choque na inflação mundial



Apresentam-se a seguir os resultados das regressões em painel.<sup>42</sup> Os coeficientes estimados nas regressões de painel, apresentados na Tabela 3.3 confirmam os resultados dos exercícios anteriores. Nota-se que um choque positivo na inflação mundial resulta em um efeito positivo sobre a inflação doméstica. Entretanto, o coeficiente do termo de interação do choque externo com o grau de abertura comercial é negativo e significativo, ou seja, esse efeito é menor quanto mais aberto for o país. As evidências indicam que, *ceteris paribus*, o efeito sobre a inflação doméstica de um choque na inflação mundial será maior quanto menor o grau de abertura comercial do país em desenvolvimento. Para que se tenha idéia do tamanho do efeito do grau de abertura comercial, é importante ressaltar que o grau de abertura comercial é medido como a razão entre o volume do comércio externo (soma das exportações e importações) e o PIB e, portanto, pode variar bastante e tomar valores elevados. Na amostra, essa variável alcança o valor máximo de 2,29 e o valor mínimo de 0,06. Isso significa que, para um mesmo choque de, por exemplo, 1 p.p na inflação mundial, em um país cujo volume de comércio fosse igual a 6% do PIB o aumento da inflação doméstica seria de 0,891 p.p ( $=0,967+(-1,197)*0,06$ ). Já em um país com volume de comércio equivalente

<sup>42</sup> Como já mencionado anteriormente, testou-se uma especificação na qual o tamanho do PIB era utilizado como variável de controle. Entretanto, essa variável não se mostrou significativa e não alterou qualquer resultado e, por isso, não foi mantida nas regressões.

a 80% do PIB, o aumento da inflação seria de apenas 0,010 p.p.  $(=0,967+(-1,197)*0,80)$ .

**Tabela 3.3**

Variável dependente: inflação anual  
Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>		
Inflação (t-1)	0,686	(0,000)	
Choque na inflação mundial <sup>2</sup>	0,967	(0,088)	
Grau de abertura*choque na inflação mundial	-1,197	(0,000)	
<i>Dummies de tempo</i>			
Período	Coeficiente <sup>1</sup>	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	0,667 (0,738)	1999	-2,780 (0,000)
1991	-0,952 (0,689)	2000	1,560 (0,000)
1992	-2,168 (0,006)	2001	-1,134 (0,000)
1993	0,428 (0,280)	2002	0,578 (0,136)
1994	4,044 (0,001)	2003	-0,126 (0,796)
1995	-3,268 (0,123)	2004	0,132 (0,688)
1996	-0,672 (0,105)	2005	-0,054 (0,887)
1997	-1,426 (0,000)	2006	-0,375 (0,256)
1998	1,963 (0,000)	2007	-0,237 (0,324)
Teste de Especificação		P-valor	
Sargan		0,232	
Autocorrelação de 2ª ordem		0,706	

<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída dos VAR.



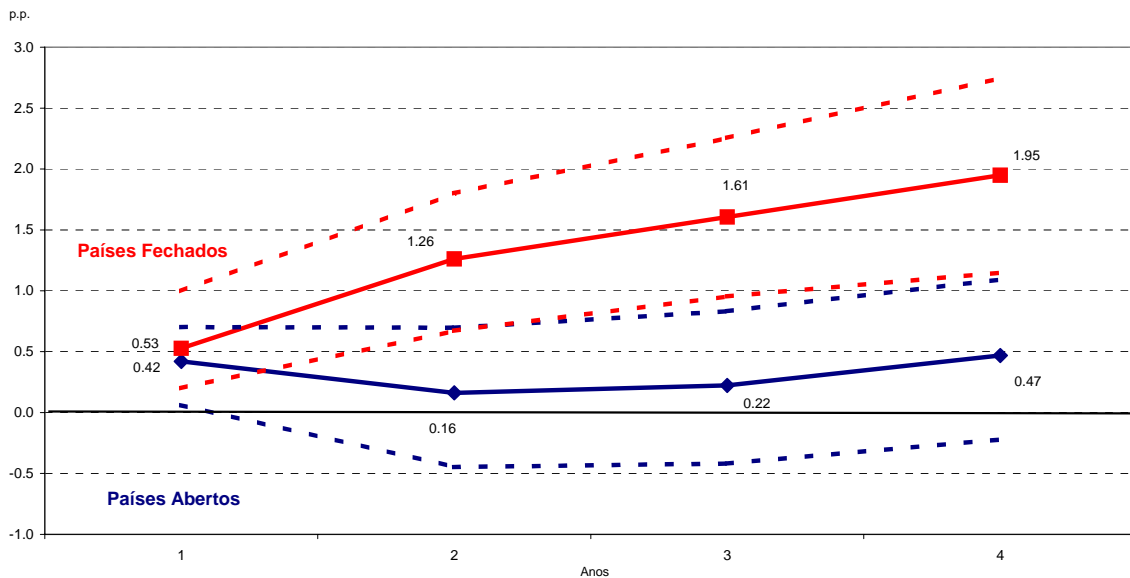
## B. Choques no índice de preços das principais *commodities*

Pode-se observar no Gráfico 3.2 as FRI acumuladas da inflação a um choque positivo nos preços das principais *commodities* para os países classificados como “abertos” e para os “fechados”.<sup>43</sup> Deve-se notar que a inflação reage de forma diferente nos dois grupos de países. Embora no primeiro ano após o choque a inflação responda de forma semelhante nos dois grupos de países, nos anos seguintes, surgem diferenças. Enquanto nos países “abertos”, o aumento inicial da inflação é quase totalmente revertido no segundo ano após o choque, nos países “fechados”, há uma elevação ainda maior da inflação. Conseqüentemente, a magnitude do efeito do choque nos preços das *commodities* é maior nos países “fechados”. A inflação acumulada nos quatro anos que se passam após o choque externo é 1,95 p.p. mais elevada nos países com menor grau de abertura comercial e apenas 0,47 p.p. mais elevada nos países comercialmente mais abertos.

---

<sup>43</sup> O gráfico apresenta ainda intervalos de confiança de um desvio-padrão construídos pelo método de *bootstrapping* (com 1.000 simulações).

Gráfico 3.2 - Função Resposta a Impulso  
Resposta acumulada da inflação a um choque no índice de preços das *commodities*



Os resultados referentes aos dados de painel encontram-se na Tabela 3.4. Mais uma vez, as evidências indicam que a reação da inflação a um choque no preço das principais *commodities* varia de acordo com o grau de abertura comercial dos países. O coeficiente estimado do choque é positivo, enquanto o coeficiente do termo de interação com o grau de abertura é negativo e significativo, indicando que, quanto menor o grau de abertura, maior o aumento da inflação em resposta ao choque. Para que se tenha idéia da magnitude do efeito do grau de abertura comercial, é importante ressaltar que o grau de abertura comercial é medido como a razão entre o volume do comércio externo (soma das exportações e importações) e o PIB e, portanto, pode variar bastante e tomar valores elevados. Na amostra, essa variável alcança o valor máximo de 2,29 e o valor mínimo de 0,06. Isso significa que, para um mesmo choque de, por exemplo, 1 p.p. nos preços das *commodities*, em um país cujo volume de comércio fosse igual a 6% do PIB o aumento da inflação doméstica seria de 1,446 p.p. ( $=1,591+(-2,287)*0,06$ ). Já em um país com volume de comércio equivalente a 80% do PIB, haveria uma redução de 0,239 p.p. ( $=1,591+(-2,287)*0,80$ ).

Tabela 3.4

Variável dependente: inflação anual  
 Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
 Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>		
Inflação (t-1)	0,648	(0,000)	
Choque nos preços das <i>commodities</i> <sup>2</sup>	1,591	(0,031)	
Grau de abertura*choque nos preços das <i>commodities</i>	-2,287	(0,009)	
Dummies de tempo			
Período	Coeficiente <sup>1</sup>	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	1,222 (0,002)	1999	-3,186 (0,000)
1991	-0,857 (0,072)	2000	1,505 (0,009)
1992	-2,343 (0,000)	2001	-1,058 (0,108)
1993	0,193 (0,375)	2002	0,892 (0,346)
1994	4,466 (0,000)	2003	-0,062 (0,943)
1995	-3,218 (0,000)	2004	-0,125 (0,889)
1996	-1,286 (0,058)	2005	-0,192 (0,744)
1997	-1,129 (0,013)	2006	0,466 (0,725)
1998	2,481 (0,002)	2007	0,189 (0,698)
Teste de Especificação		P-valor	
Sargan		0,341	
Autocorrelação de 2ª ordem		0,679	

<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída dos VAR.

Os exercícios realizados até agora indicam que choques que afetam a inflação externa (sejam choques diretos na inflação mundial ou choques nos preços das *commodities*) exercem um efeito maior sobre a inflação doméstica de países comercialmente mais fechados. Esses resultados são contrários ao senso comum: quanto

maior o grau de abertura comercial, maior o impacto de choques na inflação externa sobre a inflação doméstica, em função da maior presença de bens comercializáveis (cujos preços domésticos são influenciados pelos preços internacionais).

Então, por que isso ocorre? A explicação pode estar relacionada aos argumentos de Romer (1993) e Lane (1997)<sup>44</sup>, segundo os quais há uma relação negativa entre o grau de abertura comercial e a inflação média, particularmente em países com pouca estabilidade política e pouca independência da Autoridade Monetária. Alega-se que, por tornar a curva de Phillips mais inclinada, a abertura comercial afeta os incentivos da Autoridade Monetária para controlar a inflação, o que reduz a probabilidade de grandes saltos inflacionários. Desse modo, considerando-se os resultados dos exercícios realizados, um choque na inflação mundial ou nos preços das *commodities* teria, a princípio, um impacto semelhante nos diversos países em desenvolvimento, independentemente de seu grau de abertura. Todavia, nos países mais abertos, os custos mais elevados de um desequilíbrio inflacionário incentivam a Autoridade Monetária a agir de modo mais contundente. Conseqüentemente, há um controle maior da trajetória da inflação após o choque externo.

Uma justificativa alternativa está relacionada aos regimes cambiais adotados pelos países. Levy-Yeyati e Sturzenegger (2001) e Calderón e Schmidt-Hebbel (2008) concluem que a inflação tende a ser menor quando se adotam regimes de câmbio fixo. Isso ocorreria porque os regimes de câmbio fixo (i) disciplinariam a Autoridade Monetária e, conseqüentemente, a trajetória da inflação; e (ii) aumentariam a credibilidade da política monetária e, por conseguinte, auxiliariam no controle das expectativas de inflação.

---

<sup>44</sup> Como já visto, o argumento de Romer (1993) aplica-se somente a países capazes de influenciar os preços internacionais dos bens e, portanto, não pode ser utilizado para analisar economias menores. Entretanto, o modelo de Lane (1997), no qual a rigidez dos preços e a competição imperfeita no setor de não-comercializáveis justificam a relação inversa entre abertura e inflação, pode ser aplicado inclusive no caso de pequenos países.

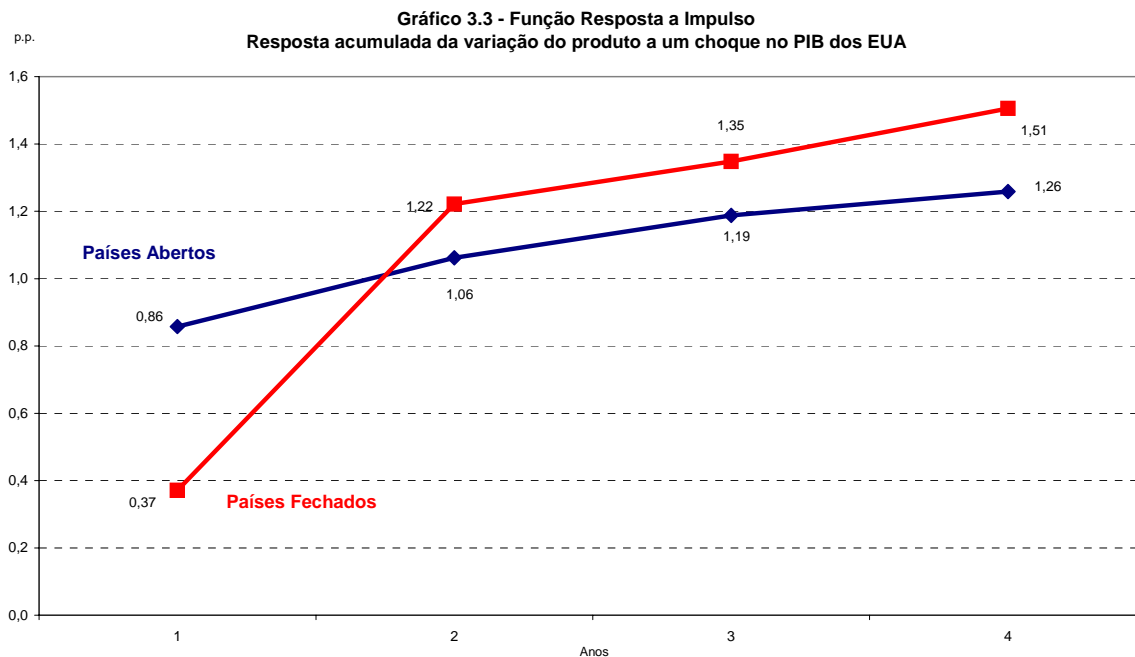
## Efeitos sobre o produto

### A. Choques no PIB dos EUA

Pode-se observar no Gráfico 3.3 as FRI acumuladas da variação do produto a um choque no PIB norte-americano para os países classificados como “abertos” e para os “fechados”.<sup>45</sup> Os resultados são muito semelhantes nos dois grupos de países: um choque positivo no produto dos EUA provoca uma elevação da variação do produto, resultado condizente com o destacado papel da economia norte-americana no cenário mundial. No primeiro ano após o choque, há uma elevação de 0,86 p.p. na variação do produto nos países “abertos” e uma elevação de 0,37 p.p. nos países considerados fechados. A partir do segundo ano, os efeitos acumulados tornam-se ainda mais próximos nos dois grupos de países. Sendo assim, a resposta acumulada da variação do produto é 1,06 p.p. (1,22p.p.) mais elevada no caso dos países “abertos” (“fechados”) após dois anos e 1,26 p.p. (1,51 p.p.). mais elevada após quatro anos.

---

<sup>45</sup> Também nesse caso foram construídos intervalos de confiança pelo método de *bootstrapping*. Entretanto, como os intervalos de confiança apenas confirmaram que de fato não há diferença significativa entre os dois grupos de países, optou-se por não apresentá-los para facilitar a visualização do gráfico.



Na Tabela 3.5, encontram-se os resultados da regressão estimada com os dados de painel. Observa-se que um choque positivo no produto dos EUA em  $t$  tem um efeito positivo na variação do produto doméstico em  $t$  e que esse efeito independe do grau de abertura comercial (o coeficiente do termo de interação não é significativo). Ou seja, mais uma vez, há evidência de que o produto doméstico reage de forma similar a choques no PIB norte-americano, independentemente do quão comercialmente aberto seja o país em desenvolvimento.

Tabela 3.5

Variável dependente: variação anual do PIB  
 Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
 Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>		
Varição anual do PIB (t-1)	0,185	(0,000)	
Choque no PIB dos EUA <sup>2</sup>	0,608	(0,006)	
Grau de abertura*choque no PIB dos EUA	1,223	(0,269)	
<i>Dummies de tempo</i>			
Período	Coeficiente <sup>1</sup>	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	1,035 (0,076)	1999	-0,496 (0,298)
1991	1,138 (0,027)	2000	1,250 (0,020)
1992	-2,906 (0,016)	2001	1,351 (0,170)
1993	1,094 (0,037)	2002	-1,599 (0,008)
1994	-0,823 (0,165)	2003	1,373 (0,001)
1995	1,420 (0,055)	2004	-0,485 (0,289)
1996	-0,768 (0,255)	2005	0,655 (0,106)
1997	-0,764 (0,020)	2006	0,981 (0,000)
1998	-0,390 (0,268)	2007	-0,785 (0,393)
Teste de Especificação		P-valor	
Sargan		0,498	
Autocorrelação de 2ª ordem		0,925	

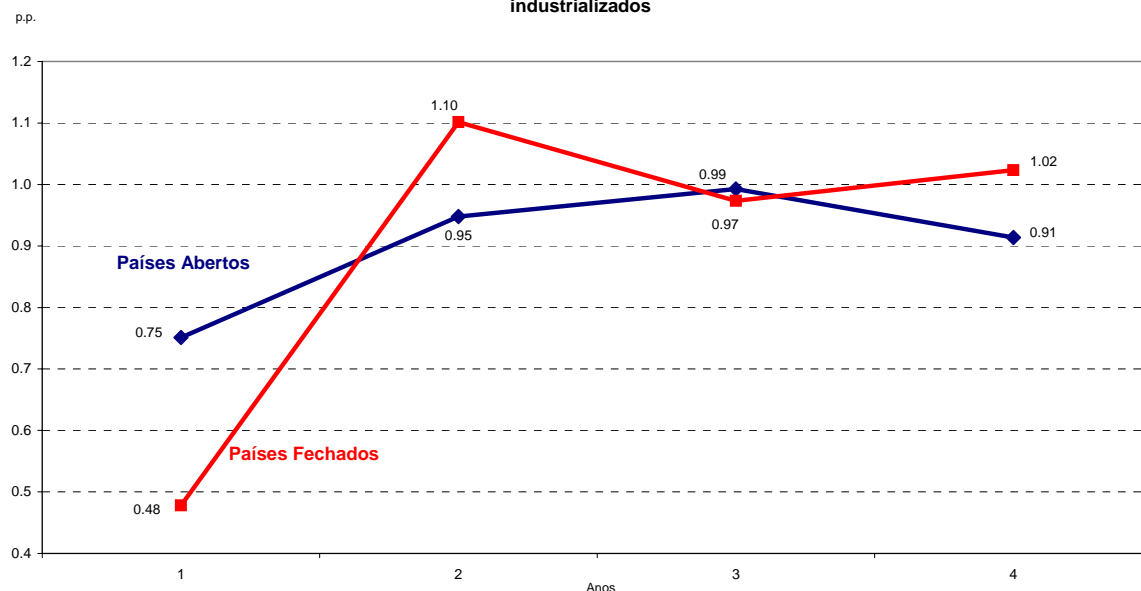
<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída dos VAR.

## B. Choques na produção industrial dos países industrializados

O Gráfico 3.4 exibe as FRI acumuladas da variação do produto doméstica dos países “abertos” e “fechados” a um choque na produção industrial dos países industrializados.<sup>46</sup> Nos dois grupos de países, o efeito tem o sinal esperado: um choque positivo na produção industrial dos países industrializados resulta em uma elevação da variação do produto doméstico. O efeito acumulado permanece elevado ao longo dos quatro anos. Mais uma vez, o grau de abertura comercial não parece afetar a resposta do produto: ao final de quatro anos, a variação acumulada do produto sobe aproximadamente 1 p.p. nos dois grupos de países.

Gráfico 3.4 - Função Resposta a Impulso  
Resposta acumulada da variação do produto a um choque na produção industrial dos países industrializados



Na Tabela 3.6, encontram-se os resultados da regressão de painel estimada com os choques extraídos dos VAR. Observa-se que um choque em  $t$  na produção industrial dos países industrializados tem um efeito positivo na variação do produto dos países em desenvolvimento em  $t$ , mas a resposta do produto não parece depender do grau de abertura comercial dos países.

<sup>46</sup> Também nesse caso foram construídos intervalos de confiança pelo método de *bootstrapping*. Entretanto, como os intervalos de confiança apenas confirmaram que de fato não há diferença significativa entre os dois grupos de países, optou-se por não apresentá-los para facilitar a visualização do gráfico.



Tabela 3.6

Variável dependente: variação anual do PIB  
 Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
 Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>		
Varição anual do PIB (t-1)	0,187	(0,000)	
Choque na prod. ind. dos países industrializados <sup>2</sup>	0,646	(0,003)	
Grau de abertura*choque na prod. ind. dos países industrializados	-0,330	(0,789)	
<i>Dummies de tempo</i>			
Período	Coeficiente <sup>1</sup>	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	0,237 (0,335)	1999	-0,729 (0,146)
1991	0,084 (0,838)	2000	0,689 (0,117)
1992	-0,059 (0,878)	2001	-0,081 (0,955)
1993	-0,259 (0,452)	2002	-0,882 (0,127)
1994	-0,252 (0,804)	2003	2,138 (0,000)
1995	-0,081 (0,847)	2004	0,182 (0,644)
1996	0,492 (0,244)	2005	0,021 (0,940)
1997	-0,637 (0,303)	2006	0,579 (0,228)
1998	-0,235 (0,756)	2007	-1,305 (0,112)
Teste de Especificação		P-valor	
Sargan		0,427	
Autocorrelação de 2ª ordem		0,779	

<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída dos VAR.

Portanto, no que diz respeito aos efeitos de choques sobre o produto externo (dos EUA ou dos países industrializados) sobre o produto doméstico dos países em desenvolvimento, os resultados indicam que o grau de abertura comercial não é uma

variável relevante. O grau de abertura não parece afetar a resposta do produto a esses choques externos. Mais uma vez, os resultados não corroboram o senso comum, segundo o qual o impacto de choques no nível de atividade externo sobre o produto doméstico deveria ser maior em países comercialmente mais abertos. Assim como no caso da inflação, pode-se questionar se os regimes cambiais dos países estão interferindo nos resultados. Será que, como destacado inicialmente por Friedman (1953), em um regime de câmbio fixo, a taxa de câmbio nominal pode absorver parte dos choques reais externos e, assim, reduzir seu efeito sobre o produto doméstico? Na próxima seção, exercícios adicionais testam essa hipótese.

### **3.4. Análise de robustez**

Nessa seção, realizam-se alguns exercícios adicionais com o propósito de analisar o quão robustos são os resultados inicialmente encontrados. Na primeira sub-seção, são apresentados os exercícios alternativos propostos e, na segunda, os resultados encontrados. Na terceira sub-seção, analisa-se se é possível justificar os resultados referentes ao comportamento da inflação com base na conduta da política monetária. Já na quarta sub-seção, estuda-se se os regimes cambiais adotados pelos países interferem nos resultados.

#### ***Metodologia***

##### **A. Vetores auto-regressivos**

Para cada um dos 62 países em desenvolvimento estudados, já foram estimados quatro modelos VAR (com dados anuais). Cada modelo VAR considera uma única variável externa (a inflação mundial, a variação dos preços das principais *commodities*, a variação do PIB norte-americano ou da produção industrial dos países industrializados), a variação do produto doméstico e a inflação doméstica. Como detalhado no apêndice, a partir dos coeficientes estimados na forma reduzida do VAR e das restrições impostas pela decomposição de Cholesky, é possível estimar as FRI da

inflação ou da variação do produto. Assim, para cada país, estima-se a resposta da inflação ou do produto a um choque na variável externa (FRI).

Uma outra forma de investigar a relação entre a abertura comercial de cada país e a resposta da inflação e do produto aos choques externos é estimando regressões *cross-section* que relacionem as FRI acumuladas estimadas e o grau de abertura comercial dos países<sup>47</sup> (as denominadas “regressões de segundo estágio”). Portanto, para cada choque externo, rodam-se quatro regressões com o objetivo de analisar o comportamento da inflação ou do produto.

Para os choques na inflação mundial e nos preços das *commodities*, as equações têm como variável dependente a resposta acumulada estimada da inflação em cada país um, dois, três ou quatro anos após o choque externo e como variáveis explicativas uma constante e o grau de abertura comercial médio de cada país.

$$Ef\pi_{iT}^x = \gamma + \delta g_i + \varepsilon_i \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, 62 \text{ e } T = 1, 2, \dots, 4$$

(9)

onde:

$Ef\pi_{iT}^x$  = resposta acumulada estimada da inflação do país  $i$   $T$  anos após o choque externo  $x$

$g_i$  = grau de abertura comercial médio do país  $i$

$\varepsilon_i$  = erro

Do mesmo modo, para os choques no produto dos EUA e no produto dos países industrializados, as equações têm como variável dependente a resposta acumulada estimada da variação do produto em cada país um, dois, três ou quatro anos após o choque externo e como variáveis explicativas uma constante e o grau de abertura comercial médio de cada país.

<sup>47</sup> O grau de abertura comercial médio de cada país é representado pelo resíduo da equação (6).

$$Ef\Delta y_{iT}^x = \gamma + \delta g_i + \varepsilon_i \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, 62 \text{ e } T = 1, 2, \dots, 4 \quad (10)$$

onde:

$Ef\Delta y_{iT}^x$  = resposta acumulada estimada do produto do país  $i$   $T$  anos após o choque externo  $x$

$g_i$  = grau de abertura comercial médio do país  $i$

$\varepsilon_i$  = erro

Nesse exercício, o coeficiente  $\delta$  mede o impacto do grau de abertura comercial sobre a resposta da inflação ou do produto domésticos a cada um dos choques externos. Um coeficiente significativo indica que a resposta da inflação ou do produto varia em função do grau de abertura comercial do país. Entretanto, como a variável dependente de cada regressão resulta de um exercício anterior, é preciso considerar que a incerteza presente no primeiro estágio (i.e., nos VAR) invalida os erros-padrão e as estatísticas- $t$  das regressões de segundo estágio. Para solucionar essa questão, calculam-se, pelo método de *bootstrapping*<sup>48</sup>, intervalos de confiança para as FRI, a partir dos quais se calcula a distribuição empírica do coeficiente de cada uma das regressões de segundo estágio. Com a distribuição empírica, é possível aferir a significância do coeficiente.

## B. Dados em painel

Um outro modo de tentar corroborar os resultados encontrados consiste em trabalhar novamente com dados de painel. Nesse caso, estimam-se regressões semelhantes as já estimadas:

---

<sup>48</sup> Realizando-se 1000 simulações.

$$\pi_{it} = \alpha\pi_{it-1} + \beta\xi_t + \gamma g_{it}\xi_t + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad \text{para } i = 1,2,\dots,62 \text{ e } t = 1,2,\dots,18^{49}$$

(11)

$$\Delta y_{it} = \alpha\Delta y_{it-1} + \beta\xi_t + \gamma g_{it}\xi_t + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad \text{para } i = 1,2,\dots,62 \text{ e } t = 1,2,\dots,18^{50}$$

(12)

onde:

$\pi_{it}$  = inflação doméstica medida pelo índice de preços ao consumidor

$\Delta y_{it}$  = variação do PIB doméstico

$\xi_t$  = choque externo

$g_{it}$  = grau de abertura comercial do país  $i$

$\mu_t$  = efeitos temporais (não - observados)

$\eta_i$  = efeitos cross - section (não - observados)

$\varepsilon_{it}$  = erro

Como já explicado, para cada choque externo, estima-se uma regressão. A variável dependente é a inflação doméstica ou a variação do produto doméstico. Cada regressão possui como variáveis explicativas, além do componente auto-regressivo, o choque externo e um termo de interação do choque externo com o grau de abertura comercial do país. O interesse está no coeficiente  $\gamma$ , que reflete a influência do grau de abertura comercial sobre a resposta da inflação ou do produto ao choque externo.

O que diferencia essas regressões das anteriormente estimadas são as séries de choques externos. Já foi mencionado que, para que se analisem corretamente as respostas das variáveis domésticas aos choques externos, é necessário construir as séries

---

<sup>49</sup> e <sup>50</sup> Trata-se, na verdade, de um painel desbalanceado. Sendo assim, nem todos os países contam com dezoito observações.

de choques. Ou seja, é importante que se trabalhe, por exemplo, com a série dos choques na inflação mundial, e não simplesmente com a série da inflação mundial. É preciso, portanto, identificar as séries de choques externos.

Nos primeiros exercícios, foram utilizadas as séries de choques extraídas dos VAR. Aqui, adota-se uma abordagem alternativa, que consiste em estimar equações auto-regressivas univariadas. Ou seja, a partir dos dados da variação do índice mundial de preços ao consumidor, estima-se uma série que de fato reflita apenas os choques na inflação mundial. O mesmo vale para a variação do índice de preços das *commodities*, a variação do produto dos EUA e a variação da produção industrial dos países industrializados. Sendo assim, antes de estimar as regressões de painel, estimam-se as seguintes regressões *time series*<sup>51</sup>:

$$x_t = \tau_0 + \tau_1 x_{t-1} + \tau_2 x_{t-2} + \dots + \tau_p x_{t-p} + \phi_t$$

(13)

onde  $x_t$  é a variável externa,  $\tau_0, \tau_1, \dots, \tau_p$  são os coeficientes a serem estimados e  $\phi_t$  é a série de erros.

Os resíduos estimados a partir de cada regressão são então considerados os verdadeiros choques externos, os quais entram como variáveis explicativas nas regressões de painel.

## ***Resultados***

### **Efeitos sobre a inflação**

#### **A. Choques na inflação mundial**

---

<sup>51</sup> O número  $p$  de defasagens de cada equação foi escolhido de acordo com os critérios de Akaike e/ou Schwarz.

Apresentam-se primeiramente os resultados das regressões *cross-section*. Os resultados das regressões das respostas acumuladas da inflação a um choque na inflação mundial (após um e dois, três e quatro anos) no grau de abertura comercial dos países encontram-se nas Tabelas 3.7 a 3.10. Além do valor estimado do coeficiente, apresentam-se o 5º e o 95º percentis da distribuição empírica do coeficiente. O grau de abertura comercial não parece ser relevante para explicar a resposta acumulada da inflação no primeiro ano após o choque, mas é significativa a partir do segundo ano. Esses resultados reforçam as conclusões do exercício anterior de que, após um choque na inflação mundial, a inflação doméstica reage inicialmente de forma similar nos países analisados, independentemente do grau de abertura comercial. Entretanto, a médio prazo, a magnitude do efeito inflacionário diminui com o grau de abertura.

**Tabela 3.7**

Variável dependente: resposta da inflação um ano após um choque na inflação mundial  
 Método: OLS  
 Número de observações: 68

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>
Constante	1,373 (1,058 1,976)
Grau de abertura comercial	-1,165 (-2,913 1,066)
R <sup>2</sup>	0,053
R <sup>2</sup> ajustado	0,037

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

**Tabela 3.8**

Variável dependente: resposta acumulada da inflação dois anos após um choque na inflação mundial

Método: OLS

Número de observações: 68

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	2,859	(1,862 4,939)
Grau de abertura comercial	-2,569	(-7,072 -1,859)
R <sup>2</sup>	0,092	R <sup>2</sup> ajustado 0,077

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

**Tabela 3.9**

Variável dependente: resposta acumulada da inflação três anos após um choque na inflação mundial

Método: OLS

Número de observações: 68

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	4,119	(3,168 5,042)
Grau de abertura comercial	-4,072	(-7,105 -1,394)
R <sup>2</sup>	0,105	R <sup>2</sup> ajustado 0,090

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

**Tabela 3.10**

Variável dependente: resposta acumulada da inflação quatro anos após um choque na inflação mundial

Método: OLS

Número de observações: 68

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	5,127	(3,237 7,007)
Grau de abertura comercial	-5,670	(-6,793 -2,033)
R <sup>2</sup>	0,115	R <sup>2</sup> ajustado 0,100

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

A Tabela 3.11 apresenta os resultados da regressão de painel. Nota-se que, mais uma vez, um choque positivo na inflação mundial resulta em um aumento da inflação doméstica. Entretanto, o coeficiente do termo de interação do choque externo com o



grau de abertura comercial é negativo e significativo, ou seja, esse efeito é menor quanto mais aberto for o país. As evidências indicam que a magnitude da resposta da inflação doméstica a um choque na inflação mundial está negativamente relacionada com o grau de abertura comercial.

Nesse caso, os resultados são bastante robustos. Os quatro exercícios realizados resultam na mesma conclusão: a resposta da inflação doméstica a choques na inflação mundial parece ser de maior magnitude para países comercialmente mais fechados. Além disso, os VAR parecem indicar que a diferença na resposta da inflação torna-se ainda maior a médio prazo.

Tabela 3.11

Variável dependente: inflação anual  
 Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
 Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Inflação (t-1)	0,618	(0,000)
Choque na inflação mundial <sup>2</sup>	0,758	(0,014)
Grau de abertura*choque na inflação mundial	-0,380	(0,000)

Dummies de tempo			
Período	Coeficiente	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	-5,917 (0,202)	1999	-1,935 (0,000)
1991	8,687 (0,165)	2000	1,072 (0,006)
1992	-5,434 (0,006)	2001	-1,290 (0,000)
1993	-0,935 (0,234)	2002	0,661 (0,083)
1994	1,384 (0,424)	2003	-0,163 (0,759)
1995	4,547 (0,322)	2004	0,265 (0,462)
1996	-2,303 (0,002)	2005	0,037 (0,908)
1997	-2,702 (0,001)	2006	-0,102 (0,721)
1998	1,226 (0,082)	2007	-0,505 (0,013)

Teste de Especificação		P-valor
Sargan		0,286
Autocorrelação de 2ª ordem		0,695

<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída do modelo univariado.

### B. Choques no índice de preços das principais *commodities*

As Tabelas 3.12 a 3.15 apresentam os resultados das regressões de segundo estágio. Assim como no caso de um choque na inflação mundial, considerando-se um choque no preço das *commodities*, o grau de abertura comercial não é significativo para a resposta da inflação um ano após o choque. Todavia, o grau de abertura é significativo para a

resposta acumulada da inflação a partir de dois anos após o choque. Mais uma vez, as evidências sugerem que o impacto inicial do choque não depende do grau de abertura comercial. Entretanto, a médio prazo, a resposta da inflação parece variar de acordo com o grau de abertura. A regressão de segundo estágio confirma esse resultado: a magnitude da resposta da inflação é menor quanto maior o grau de abertura comercial do país.

**Tabela 3.12**

Variável dependente: resposta da inflação um ano após um choque nos preços das *commodities*

Método: OLS

Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	0,473	(0,074 0,936)
Grau de abertura comercial	0,319	(-0,865 1,005)
R <sup>2</sup>	0,002	R <sup>2</sup> ajustado
		-0,015

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

**Tabela 3.13**

Variável dependente: resposta da inflação dois anos após um choque nos preços das *commodities*

Método: OLS

Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	0,711	(0,331 2,017)
Grau de abertura comercial	-1,636	(-4,088 -0,338)
R <sup>2</sup>	0,02	R <sup>2</sup> ajustado
		0,004

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

**Tabela 3.14**

Variável dependente: resposta da inflação três anos após um choque nos preços das *commodities*  
 Método: OLS  
 Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	0,914	(0,378 2,268)
Grau de abertura comercial	-2,069	(-5,087 -0,134)
R <sup>2</sup>	0,019	R <sup>2</sup> ajustado 0,002

**Tabela 3.15**

Variável dependente: resposta da inflação quatro anos após um choque nos preços das *commodities*  
 Método: OLS  
 Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	1,208	(1,006 3,591)
Grau de abertura comercial	-2,516	(-6,104 -0,288)
R <sup>2</sup>	0,021	R <sup>2</sup> ajustado 0,004

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

Com relação à regressão com dados de painel que utiliza como variável explicativa os choques calculados com base unicamente na trajetória da série da variação dos preços das *commodities*, obtêm-se os resultados da Tabela 3.16. Mais uma vez, as evidências indicam que um choque positivo nos preços das principais *commodities* provoca uma elevação da inflação nos países em desenvolvimento. Além disso, a magnitude desse efeito depende do grau de abertura comercial: quanto mais fechado o país, maior o aumento da inflação.

Em resumo, quando se analisam os efeitos de choques nos preços das principais *commodities* sobre a inflação dos países em desenvolvimento, os resultados são robustos. É possível concluir, com base nos quatro exercícios realizados, que o grau de abertura comercial é uma variável relevante. Um choque positivo nos preços das *commodities* parece resultar em taxas de inflação mais elevadas nos países

comercialmente mais fechados. Assim como no caso dos choques na inflação mundial, os VAR parecem indicar que a diferença na resposta da inflação torna-se ainda maior a médio prazo, um resultado compatível com o argumento de que, em países com maior grau de abertura comercial, a Autoridade Monetária tem incentivos para exercer um controle maior sobre a trajetória da inflação.

Tabela 3.16

Variável dependente: inflação anual  
 Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
 Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>		
Inflação (t-1)	0,601	(0,000)	
Choque nos preços das <i>commodities</i> <sup>2</sup>	0,868	(0,073)	
Grau de abertura*choque nos preços das <i>commodities</i>	-0,272	(0,008)	
<i>Dummies de tempo</i>			
Período	Coeficiente <sup>1</sup>	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	-8,392 (0,230)	1999	-8,516 (0,080)
1991	5,190 (0,237)	2000	-5,957 (0,259)
1992	-8,200 (0,082)	2001	8,158 (0,247)
1993	1,002 (0,022)	2002	-5,833 (0,285)
1994	-1,999 (0,662)	2003	-1,205 (0,284)
1995	1,971 (0,601)	2004	-4,102 (0,224)
1996	2,723 (0,454)	2005	7,844 (0,179)
1997	-1,072 (0,115)	2006	-11,653 (0,215)
1998	7,763 (0,103)	2007	9,983 (0,151)
Teste de Especificação		P-valor	
Sargan		0,401	
Autocorrelação de 2ª ordem		0,872	

<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída do modelo univariado.

Sendo assim, no que concerne à transmissão para a inflação doméstica dos países em desenvolvimento de choques que afetam a inflação do resto do mundo, todos os exercícios realizados indicam que o grau de abertura comercial é uma variável

relevante. O impacto sobre a inflação doméstica de um choque na inflação mundial ou de um choque nos preços das *commodities* é função do grau de abertura comercial do país. Principalmente a médio prazo, o efeito acumulado do choque externo sobre a inflação doméstica é maior nos países comercialmente mais fechados.

A princípio, os resultados encontrados parecem ser contrários ao senso comum de que a inflação doméstica deveria reagir mais a choques na inflação externa nos países comercialmente mais abertos. Isso ocorreria devido à maior proporção de bens comercializáveis (cujos preços domésticos são determinados a partir dos preços internacionais) nesses países. Quais seriam então as justificativas para esses resultados?

Uma alternativa seria utilizar os argumentos de Romer (1993) e Lane (1997). Esses autores alegam que a abertura comercial afeta os incentivos da Autoridade Monetária para controlar a inflação, o que reduz a probabilidade de grandes saltos inflacionários. Portanto, nos países mais abertos, os custos mais elevados de um desequilíbrio inflacionário incentivam a Autoridade Monetária a agir de modo mais contundente diante do aumento da inflação causado pelo choque externo. Conseqüentemente, há um controle maior da trajetória da inflação em médio prazo. Mais adiante, realizam-se novos exercícios com o intuito de testar essa hipótese.

A justificativa para os resultados encontrados poderia estar também relacionada aos regimes cambiais adotados nos países em desenvolvimento analisados. Ao analisarem o impacto do regime cambial sobre o desempenho macroeconômico de diversos países, Levy-Yeyati e Sturzenegger (2001) concluem que, em países não-industrializados, a inflação tende a ser menor quando se adotam regimes de câmbio fixo. Em um estudo sobre os determinantes não-monetários da inflação, Calderón e Schmidt-Hebbel (2008) encontram o mesmo resultado. Argumenta-se que os regimes de câmbio fixo disciplinam a Autoridade Monetária e, conseqüentemente, a trajetória da inflação. Além disso, os regimes de câmbio fixo têm um efeito sinalizador que aumenta a credibilidade da política monetária e, por conseguinte, auxilia no controle das expectativas de inflação. Mais uma vez, serão realizados novos exercícios para testar essa possibilidade.

## Efeitos sobre o produto

### A. Choques no PIB dos EUA

Os resultados das regressões de segundo estágio encontram-se nas Tabelas 3.17 a 3.20. Confirmando os resultados do exercício anterior, não há relação significativa entre o grau de abertura comercial e o efeito (ao longo de quatro anos) do choque no PIB norte-americano sobre variação do produto doméstico.

**Tabela 3.17**

Variável dependente: resposta da variação do produto um ano após um choque no PIB dos EUA

Método: OLS

Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	0,615	(0,494 0,902)
Grau de abertura comercial	0,263	(-1,139 0,462)
R <sup>2</sup>	0,007	R <sup>2</sup> ajustado
		-0,009

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

**Tabela 3.19**

Variável dependente: resposta acumulada da variação do produto três anos após um choque no PIB dos EUA

Método: OLS

Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	1,168	(0,803 1,617)
Grau de abertura comercial	-0,743	(-2,023 2,002)
R <sup>2</sup>	0,016	R <sup>2</sup> ajustado
		-0,0001

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.



**Tabela 3.20**

Variável dependente: resposta acumulada da variação do produto quatro anos após um choque no PIB dos EUA

Método: OLS

Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Constante	1,382	(0,879 2,063)
Grau de abertura comercial	-0,144	(-1,033 2,008)
R <sup>2</sup>	0,055	R <sup>2</sup> ajustado
		-0,039

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

Os resultados da regressão com dados de painel (utilizando a série de choques calculada a partir do modelo univariado), presentes na Tabela 3.21, também indicam que o grau de abertura comercial não interfere no modo como o produto doméstico dos países em desenvolvimento reage a choques no produto norte-americano.

Tabela 3.21

Variável dependente: variação anual do PIB  
 Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
 Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Varição anual do PIB (t-1)	0,254	(0,000)
Choque no PIB dos EUA <sup>2</sup>	1,900	(0,008)
Grau de abertura*choque no PIB dos EUA	0,266	(0,651)

Dummies de tempo			
Período	Coeficiente <sup>1</sup>	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	1,074 (0,304)	1999	-0,690 (0,233)
1991	5,892 (0,332)	2000	0,110 (0,882)
1992	-5,915 (0,345)	2001	5,665 (0,404)
1993	4,601 (0,371)	2002	-2,620 (0,306)
1994	-3,375 (0,369)	2003	1,766 (0,000)
1995	3,631 (0,302)	2004	0,203 (0,710)
1996	-4,636 (0,347)	2005	1,830 (0,323)
1997	1,013 (0,422)	2006	-0,577 (0,706)
1998	-3,322 (0,236)	2007	0,615 (0,839)

Teste de Especificação	P-valor
Sargan	0,734
Autocorrelação de 2ª ordem	0,869

<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída do modelo univariado.

Nesse caso, os quatro exercícios realizados resultam na mesma conclusão: a forma como os choques nos PIB dos EUA afetam o produto dos países em desenvolvimento não é função do grau de abertura comercial desses países.

### B. Choques na produção industrial dos países industrializados

Nas Tabelas 3.22 a 3.25, encontram-se os resultados referente às regressões de segundo estágio. Assim como no exercício anterior, as evidências indicam que não há relação significativa entre o grau de abertura comercial e a resposta da variação do produto (ao longo de quatro anos) a um choque na produção industrial dos países industrializados.

**Tabela 3.22**

Variável dependente: resposta da variação do produto um ano após um choque na produção industrial dos países industrializados

Método: OLS

Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>		
Constante	0,615 (0,494 0,902)		
Grau de abertura comercial	0,191 (-1,113 0,498)		
R <sup>2</sup>	0,005	R <sup>2</sup> ajustado	-0,012

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

**Tabela 3.23**

Variável dependente: resposta da variação do produto dois anos após um choque na produção industrial dos países industrializados

Método: OLS

Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>		
Constante	1,025 (0,661 1,423)		
Grau de abertura comercial	-0,510 (-2,018 2,003)		
R <sup>2</sup>	0,026	R <sup>2</sup> ajustado	0,009

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

**Tabela 3.24**

Variável dependente: resposta da variação do produto três anos após um choque na produção industrial dos países industrializados

Método: OLS

Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>
Constante	0,983 (0,557 1,496)
Grau de abertura comercial	-0,715 (-3,012 0,981)
R <sup>2</sup>	0,023
R <sup>2</sup> ajustado	0,007

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

**Tabela 3.25**

Variável dependente: resposta da variação do produto quatro anos após um choque na produção industrial dos países industrializados

Método: OLS

Número de observações: 62

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>
Constante	0,969 (0,814 2,027)
Grau de abertura comercial	-0,952 (-4,066 0,817)
R <sup>2</sup>	0,041
R <sup>2</sup> ajustado	0,025

<sup>1</sup> 5º e 95º percentis da distribuição empírica entre parênteses.

A Tabela 3.26 exibe os resultados da regressão de painel que utiliza como variável explicativa a série de choques extraída da equação auto-regressiva univariada. Novamente, um choque positivo na produção industrial dos países industrializados parece provocar um aumento contemporâneo na variação do produto dos países em desenvolvimento. Entretanto, nessa equação, o termo de interação do choque externo com o grau de abertura comercial é significativo. Nesse exercício em particular, há evidência de que a reação do produto nos países analisados é maior quanto maior o grau de abertura comercial.

Considerando-se os quatro exercícios realizados, não há resultados robustos quanto ao papel do grau de abertura comercial na resposta do produto dos países em desenvolvimento aos choques na produção industrial dos países industrializados. Em

apenas um exercício, há sinais de que o produto possa reagir de forma diferente a esses choques em função do grau de abertura comercial dos países. Nos outros três, o grau de abertura parece não ser relevante.

**Tabela 3.26**

Variável dependente: variação anual do PIB  
Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>		
Varição anual do PIB (t-1)	0,199	(0,000)	
Choque na prod. ind. dos países industrializados <sup>2</sup>	2,266	(0,000)	
Grau de abertura*choque na prod. ind. dos países industrializados	0,392	(0,000)	
<i>Dummies de tempo</i>			
Período	Coeficiente <sup>1</sup>	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	0,774 (0,012)	1999	-6,692 (0,000)
1991	5,199 (0,000)	2000	-1,067 (0,001)
1992	0,562 (0,085)	2001	17,670 (0,000)
1993	3,151 (0,000)	2002	-10,474 (0,000)
1994	-10,551 (0,000)	2003	3,895 (0,000)
1995	7,185 (0,000)	2004	-6,124 (0,000)
1996	-0,369 (0,192)	2005	8,585 (0,000)
1997	-7,063 (0,000)	2006	-8,022 (0,000)
1998	6,028 (0,000)	2007	2,532 (0,000)
Teste de Especificação		P-valor	
Sargan		0,584	
Autocorrelação de 2ª ordem		0,667	

<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída do modelo univariado.

Com relação à transmissão para o produto doméstico dos países em desenvolvimento dos choques sobre o produto do resto do mundo, as evidências indicam que o grau de abertura comercial não é uma variável relevante. O grau de abertura não parece afetar a resposta do produto aos choques externos.

É importante ressaltar que é esperado que o efeito de choques no produto externo sobre o produto doméstico seja maior em países com maior grau de abertura comercial. Entretanto, os exercícios indicam que não há diferença significativa. Como justificar esses resultados? Será que os resultados são sensíveis ao regime cambial adotado por cada país? Será que os países que abrem mão da flexibilidade da taxa de câmbio nominal são mais afetados por choques no produto externo? Em uma sub-seção subsequente, testa-se essa possibilidade.

### **Resposta da Política Monetária**

Os resultados encontrados apontam para um papel relevante do grau de abertura comercial na transmissão de choques externos para a inflação doméstica dos países em desenvolvimento. Segundo Romer (1993) e Lane (1997), isso ocorreria porque a abertura comercial influencia o *trade-off* entre inflação e produto e, desse modo, afeta os incentivos da Autoridade Monetária para controlar a inflação. Desse modo, em países comercialmente mais abertos, a reação da política monetária a um choque externo que provoque um desequilíbrio da inflação doméstica seria mais incisiva.

Uma forma de testar essa hipótese é analisar a relação entre o grau de abertura comercial dos países e a resposta da taxa real de juros doméstica aos choques externos que afetam a inflação doméstica (ou seja, choques na inflação mundial e choques nos preços das *commodities*). Se, de fato, a Autoridade Monetária de países mais abertos reage de forma mais enérgica diante de uma ameaça inflacionária, a trajetória da taxa de juros real deve refletir esse comportamento.

Portanto, para cada um dos choques, estima-se a seguinte regressão de painel, com dados anuais, para o período entre 1990 e 2007:

$$R_{it} = \alpha R_{it-1} + \beta \xi_t + \gamma g_{it} \xi_t + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, 62 \text{ e } t = 1, 2, \dots, 18^{52}$$

(14)

onde:

$$R_{it} = \frac{(1 + i_{it})}{(1 + \pi_{it})} = \text{taxa de juros real doméstica}$$

$\pi_{it}$  = inflação doméstica medida pelo índice de preços ao consumidor

$i_{it}$  = taxa de juros nominal doméstica

$\xi_t$  = choque externo

$g_{it}$  = grau de abertura comercial do país  $i$

$\mu_t$  = efeitos temporais (não - observados)

$\eta_i$  = efeitos cross - section (não - observados)

$\varepsilon_{it}$  = erro

Portanto, para cada choque, estima-se uma regressão semelhante à estimada para a inflação. Nesse caso, a taxa de juros real doméstica é a variável dependente. As variáveis explicativas são o componente auto-regressivo, o choque externo<sup>53</sup> e um termo de interação do choque externo com o grau de abertura comercial do país. Portanto, mais uma vez, o interesse reside no coeficiente do termo de interação do grau de abertura comercial com o choque externo ( $\gamma$ ). Um coeficiente significativo indica que a resposta da taxa de juros real ao choque externo é função do grau de abertura comercial.

<sup>52</sup> Trata-se, na verdade, de um painel desbalanceado. Sendo assim, nem todos os países contam com dezoito observações.

<sup>53</sup> A série de choques na inflação mundial e a série de choques nos preços das *commodities* foram extraídas dos modelos univariados apresentados na Equação (13).

De acordo com os resultados, presentes nas Tabelas 3.27 e 3.28, a taxa de juros real sobe após um choque na inflação mundial ou nos preços das *commodities*. Como os exercícios anteriores indicaram que ocorre um aumento da inflação após cada um dos choques externos, conclui-se que há uma elevação mais que proporcional da taxa de juros nominal. Além disso, tanto no caso de um choque na inflação mundial, quanto no caso de um choque nos preços das *commodities*, o coeficiente  $\gamma$  é positivo e significativo, indicando que a resposta da taxa de juros real está positivamente relacionada ao grau de abertura comercial do país. Ou seja, as evidências indicam que, de fato, nos países mais abertos, ocorre um aperto maior da política monetária após cada um dos choques externos.<sup>54</sup>

---

<sup>54</sup> Reconhece-se que é possível argumentar que a lógica correta não é que a política monetária reaja mais a um choque inflacionário devido ao maior grau de abertura comercial, mas sim que o maior grau de abertura comercial e a política monetária mais apertada sejam, ao mesmo tempo, características que reflitam as preferências da sociedade. Haveria, sim, uma correlação entre esses dois fatores, mas não necessariamente uma relação de causalidade.



Tabela 3.27

Variável dependente: taxa de juros real anual  
 Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
 Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>	
Taxa de juros real (t-1)	0,356	(0,000)
Choque na inflação mundial <sup>2</sup>	0,504	(0,001)
Grau de abertura*choque na inflação mundial	0,147	(0,074)

<i>Dummies de tempo</i>			
Período	Coeficiente <sup>1</sup>	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	-8,559 (0,000)	1999	0,205 (0,613)
1991	11,021 (0,000)	2000	-0,560 (0,106)
1992	-3,383 (0,000)	2001	1,101 (0,006)
1993	-2,111 (0,000)	2002	0,292 (0,751)
1994	-7,143 (0,000)	2003	-4,259 (0,004)
1995	11,774 (0,000)	2004	-0,297 (0,627)
1996	0,476 (0,151)	2005	0,308 (0,384)
1997	-0,329 (0,389)	2006	0,776 (0,000)
1998	-1,138 (0,023)	2007	-7,249 (0,000)

Teste de Especificação	P-valor
Sargan	0,362
Autocorrelação de 2ª ordem	0,557

<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída do modelo univariado.

Tabela 3.28

Variável dependente: taxa de juros real anual  
 Método: Método Generalizado de Momentos para painéis dinâmicos  
 Amostra: 1990 2007

Regressor	Coeficiente <sup>1</sup>		
Taxa de juros real (t-1)	0,377	(0,000)	
Choque nos preços das <i>commodities</i> <sup>2</sup>	0,665	(0,088)	
Grau de abertura*choque nos preços das <i>commodities</i>	0,144	(0,083)	
<i>Dummies de tempo</i>			
Período	Coeficiente <sup>1</sup>	Período	Coeficiente <sup>1</sup>
1990	-10,044 (0,060)	1999	-7,293 (0,050)
1991	6,183 (0,058)	2000	-8,780 (0,027)
1992	-6,642 (0,058)	2001	12,179 (0,021)
1993	-0,511 (0,172)	2002	-8,804 (0,026)
1994	-9,715 (0,004)	2003	-3,664 (0,006)
1995	7,496 (0,005)	2004	-5,604 (0,036)
1996	6,708 (0,016)	2005	9,216 (0,041)
1997	0,034 (0,942)	2006	-14,031 (0,044)
1998	7,086 (0,055)	2007	4,950 (0,345)
Teste de Especificação		P-valor	
Sargan		0,401	
Autocorrelação de 2ª ordem		0,927	

<sup>1</sup> P-valor entre parênteses.

<sup>2</sup> Série de choques extraída do modelo univariado.

De acordo com os resultados encontrados, o grau de abertura comercial parece afetar o modo como a inflação doméstica dos países em desenvolvimento reage a choques na inflação externa (mais especificamente, choques na inflação mundial e choques nos preços das principais *commodities*). Por outro lado, o grau de abertura comercial não parece interferir na resposta do produto doméstico a choques no produto externo (choques no produto dos EUA e choques no produto dos países industrializados). Será que esses resultados estão influenciados pelos regimes cambiais adotados pelos países em desenvolvimento?

Para testar essa hipótese, repetem-se os exercícios seguindo a metodologia de VAR. Em um primeiro momento, foram apresentados os resultados obtidos após os VAR serem estimados, as FRI serem calculadas e os países em desenvolvimento agrupados simplesmente de acordo com o grau de abertura comercial. Os 62 países em desenvolvimento foram divididos em dois grupos (Tabela 3.2), de acordo com uma medida do grau de abertura comercial médio de cada país. 31 países foram considerados “abertos” e 31 países, “fechados”. Nesse novo exercício, os 62 países em desenvolvimento serão divididos em quatro grupos: (1) países “abertos” com regime de câmbio flutuante; (2) países “abertos” com regime de câmbio fixo; (3) países “fechados” com regime de câmbio flutuante; e (4) países “fechados” com regime de câmbio fixo.

Como serão construídos esses grupos? A definição de país “aberto” e “fechado” permanece a mesma. No que se refere à classificação dos regimes cambiais, inicialmente, a partir das informações presentes em Levy-Yeyati e Sturzenegger (2005), Frankel, Schmukler e Servén (2002) e IMF-AREAER (diversos números), constrói-se um índice que represente o regime cambial adotado por cada país ao longo de cada ano como. O índice indicador toma o valor 1 para representar um regime de câmbio fixo, o valor 2 para representar um regime intermediário e o valor 3 para representar um regime de câmbio flutuante. A classificação do regime cambial “médio” de cada país ao longo da amostra é feita então com base na média desse índice (que vai de 1 a 3). Os países cujo índice médio é maior ou igual a 2,5 são considerados países com regime de câmbio flutuante e os países cujo índice médio é menor que 2,5 são denominados países com regime de câmbio fixo. Portanto, os países já incluídos no grupo “abertos” com índice

maior ou igual a 2,5 pertencem ao grupo de países “abertos” com regime de câmbio flutuante (15 países); os países já incluídos no grupo “abertos” com índice menor a 2,5 pertencem ao grupo de países “abertos” com regime de câmbio fixo (16 países); os países já incluídos no grupo “fechados” com índice maior ou igual a 2,5 pertencem ao grupo de países “fechados” com regime de câmbio flutuante (20 países); os países já incluídos no grupo “fechados” com índice menor a 2,5 pertencem ao grupo de países “fechados” com regime de câmbio fixo (11 países). A Tabela 3.29 apresenta os quatro grupos de países.

Tabela 3.29

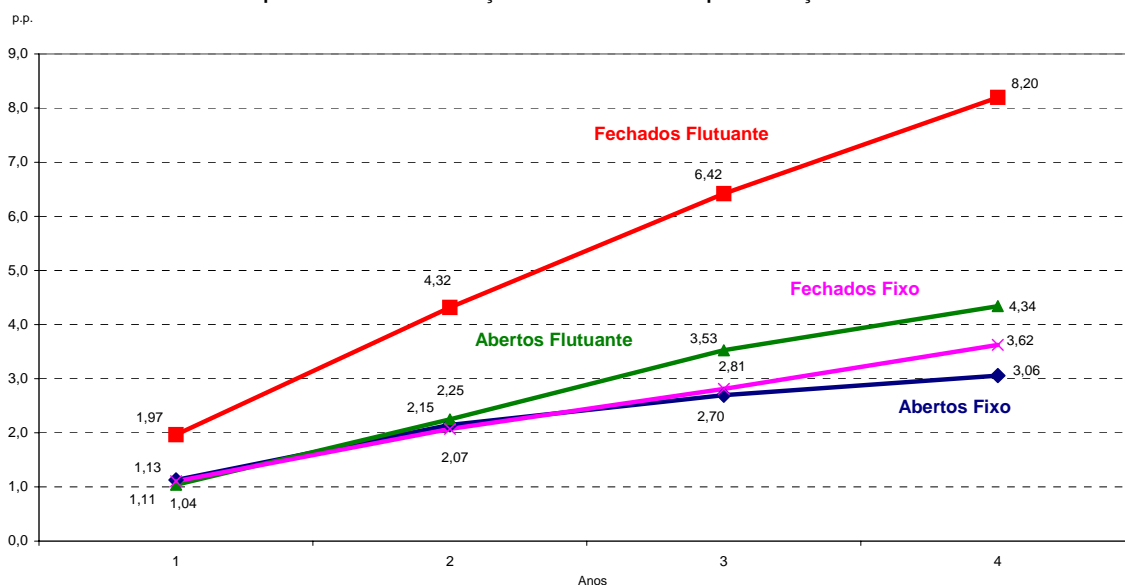
Países "Abertos" Câmbio Flutuante		Países "Abertos" Câmbio Fixo	
Brasil	Maurício	Botsuana	Malásia
Chile	México	Cabo Verde	Nicarágua
Costa Rica	Papua Nova Guiné	Costa do Marfim	Panamá
Croácia	República Checa	Eslováquia	Sri Lanka
Filipinas	Tailândia	Honduras	Suriname
Índia	Turquia	Hungria	Togo
Indonésia	Zâmbia	Jordânia	Trinidad e Tobago
Jamaica		Lesoto	Tunísia
Países "Fechados" Câmbio Flutuante		Países "Fechados" Câmbio Fixo	
África do Sul	Malawi	Argentina	Marrocos
Argélia	Nigéria	Bangladesh	Nepal
Bolívia	Paquistão	Burkina Faso	Níger
Burundi	Paraguai	Camarões	Senegal
Colômbia	Peru	El Salvador	Venezuela
Egito	Polônia	Equador	
Gana	Quênia		
Guatemala	República Dominicana		
Haiti	Serra Leoa		
Madagascar	Uruguai		

O Gráfico 3.5 apresenta as respostas acumuladas da inflação doméstica a um choque na inflação mundial para os quatro grupos de países.<sup>55</sup> Pode-se observar que embora haja um aumento da inflação nos quatro grupos de países, o efeito é maior para os países com menor grau de abertura comercial e regime de câmbio flutuante. Inicialmente, a diferença não é tão marcante. Entretanto, nos anos seguintes, a diferença entre esse grupo e os demais se torna mais acentuada. Esse é o único grupo de países

<sup>55</sup> Também nesse caso foram construídos intervalos de confiança pelo método de *bootstrapping*. Entretanto, optou-se por não apresentá-los para facilitar a visualização do gráfico. Ainda assim, as conclusões obtidas levam em consideração os intervalos de confiança calculados. Por exemplo, quando se afirma que há uma diferença entre dois determinados grupos, essa diferença é significativa de acordo com os intervalos de confiança construídos.

cuja resposta da inflação doméstica a um choque na inflação mundial é distinta. A inflação acumulada nos países “fechados” com câmbio flutuante durante os quatro anos seguintes ao choque na inflação mundial é 8,20 p.p mais elevada do que na ausência do choque, ao passo que nos países “fechados” com câmbio fixo, o aumento da inflação acumulada é bem menor, de 3,62 p.p. Nos países “abertos” com câmbio flutuante e nos países “abertos” com câmbio fixo, esse aumento é de, respectivamente, 4,34 p.p. e 3,06 p.p.

Gráfico 3.5 - Função Resposta a Impulso  
Resposta acumulada da inflação doméstica a um choque na inflação mundial

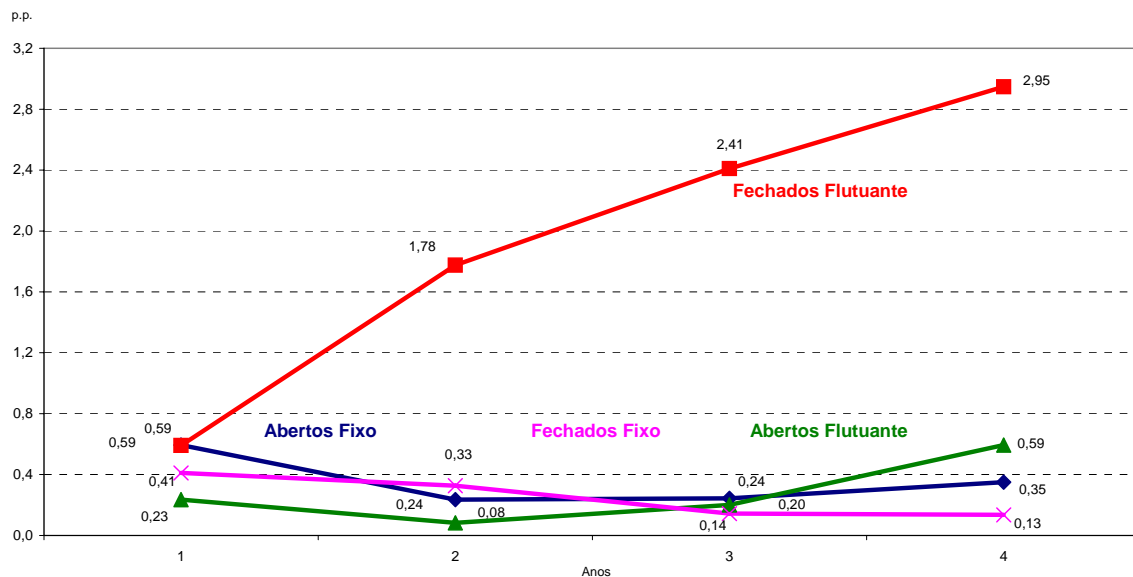


O Gráfico 3.6 apresenta as respostas acumuladas da inflação doméstica a um choque nos preços das principais *commodities* para os quatro grupos de países.<sup>56</sup> Pode-se observar que embora haja um aumento da inflação nos quatro grupos de países, o efeito é maior para os países com menor grau de abertura comercial e regime de câmbio flutuante. Inicialmente, a diferença não é tão marcante. Entretanto, nos anos seguintes, a diferença entre esse grupo e os demais se torna mais acentuada. Somente no grupo de países “fechados” com câmbio flutuante, a resposta da inflação doméstica é mais marcante. Nos demais grupos, a inflação reage menos. A inflação acumulada nos países “fechados” com câmbio flutuante durante os quatro anos seguintes ao choque no índice

<sup>56</sup> Também nesse caso foram construídos intervalos de confiança pelo método de *bootstrapping*. Entretanto, optou-se por não apresentá-los para facilitar a visualização do gráfico. Ainda assim, as conclusões obtidas levam em consideração os intervalos de confiança calculados. Por exemplo, quando se afirma que há uma diferença entre dois determinados grupos, essa diferença é significativa de acordo com os intervalos de confiança construídos.

de preços das *commodities* é 2,95 p.p mais elevada do que na ausência do choque, ao passo que nos países “fechados” com câmbio fixo, o aumento da inflação acumulada é bem menor, de 0,13 p.p. Nos países “abertos” com câmbio flutuante e nos países “abertos” com câmbio fixo, esse aumento é de, respectivamente, 0,59 p.p. e 0,35 p.p.

Gráfico 3.6 - Função Resposta a Impulso  
Resposta acumulada da inflação a um choque no índice de preços das *commodities*



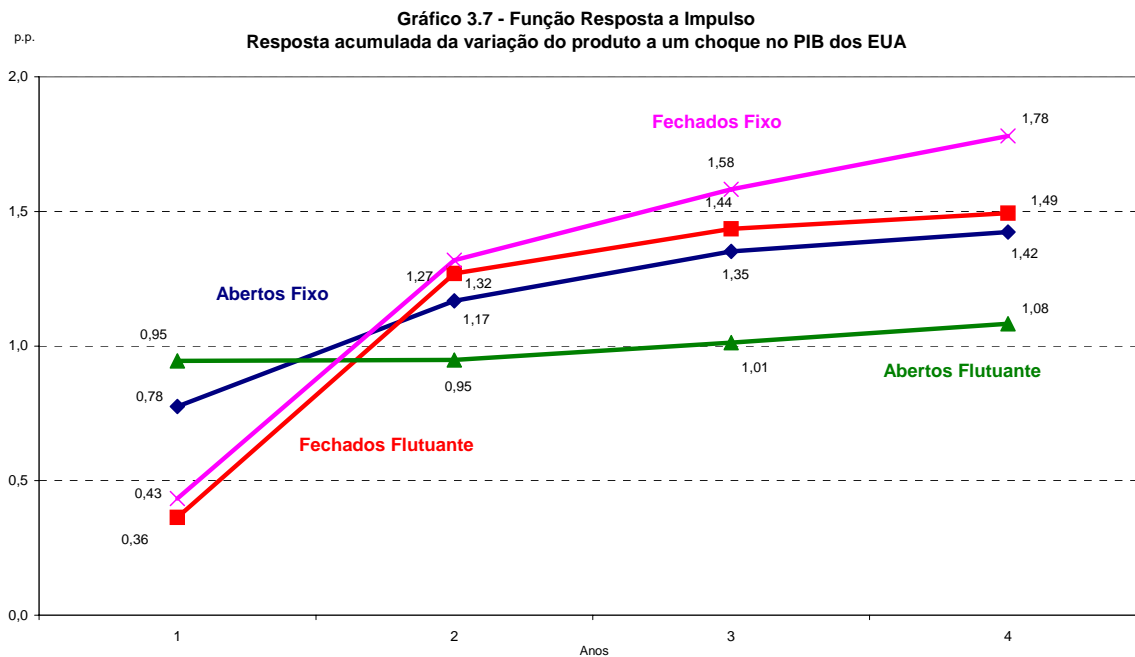
No caso do impacto de choques na inflação externa (sejam choques diretos na inflação mundial ou choques nos preços das *commodities*) sobre a inflação doméstica de países em desenvolvimentos, nota-se que o regime cambial é relevante quando se trata de países considerados comercialmente fechados. Uma vez considerados na análise os regimes cambiais adotados pelos países, percebe-se que, em países “fechados”, o regime cambial interfere nos resultados. Anteriormente, observou-se que, nos países “abertos”, a resposta da inflação doméstica era menos acentuada. Ou seja, ao contrário do esperado, a inflação dos países comercialmente mais fechados e, portanto, com uma parcela menor de bens comercializáveis em suas cestas, aumentava mais em resposta a um choque positivo na inflação externa. Alegou-se que isso ocorria porque, em função da abertura comercial, as Autoridades Monetárias tinham incentivos a exercer um controle maior sobre a trajetória da inflação. Esses novos exercícios não invalidam esse argumento, mas requerem uma explicação adicional: embora nos países “fechados” as Autoridades Monetárias tenham menos incentivos para controlar a inflação, quando se

trata de países “fechados” com regimes de câmbio fixo, o próprio regime cambial disciplina a política monetária e, conseqüentemente, a trajetória da inflação. Ou seja, é necessário combinar as duas justificativas para entender por que a resposta da inflação é semelhante nos países “fechados” com câmbio fixo, nos países “abertos” com câmbio fixo e nos países “abertos” com câmbio flutuante e difere apenas nos países “fechados” com câmbio flutuante. Nesses, a Autoridade Monetária tem incentivos menores para controlar a inflação e o regime de câmbio não força um controle maior por parte da Autoridade Monetária. Por isso a inflação reage de forma mais abrupta aos choques externos.

O Gráfico 3.7 apresenta as respostas acumuladas do produto doméstico a um choque no PIB dos EUA para os quatro grupos de países.<sup>57</sup> Pode-se observar que o comportamento do produto doméstico é semelhante nos quatro grupos de países. Ou seja, o regime cambial adotado por cada país, assim como seu grau de abertura comercial, não altera a resposta do produto doméstico a choques no produto norte-americano. Ao que tudo indica, choques no nível de atividade dos EUA afetam de forma similar o nível de atividade dos países em desenvolvimento analisados.

---

<sup>57</sup> Também nesse caso foram construídos intervalos de confiança pelo método de *bootstrapping*. Entretanto, optou-se por não apresentá-los para facilitar a visualização do gráfico. Ainda assim, as conclusões obtidas levam em consideração os intervalos de confiança calculados. Por exemplo, quando se afirma que não há diferença entre dois determinados grupos, essa diferença não é significativa de acordo com os intervalos de confiança construídos.

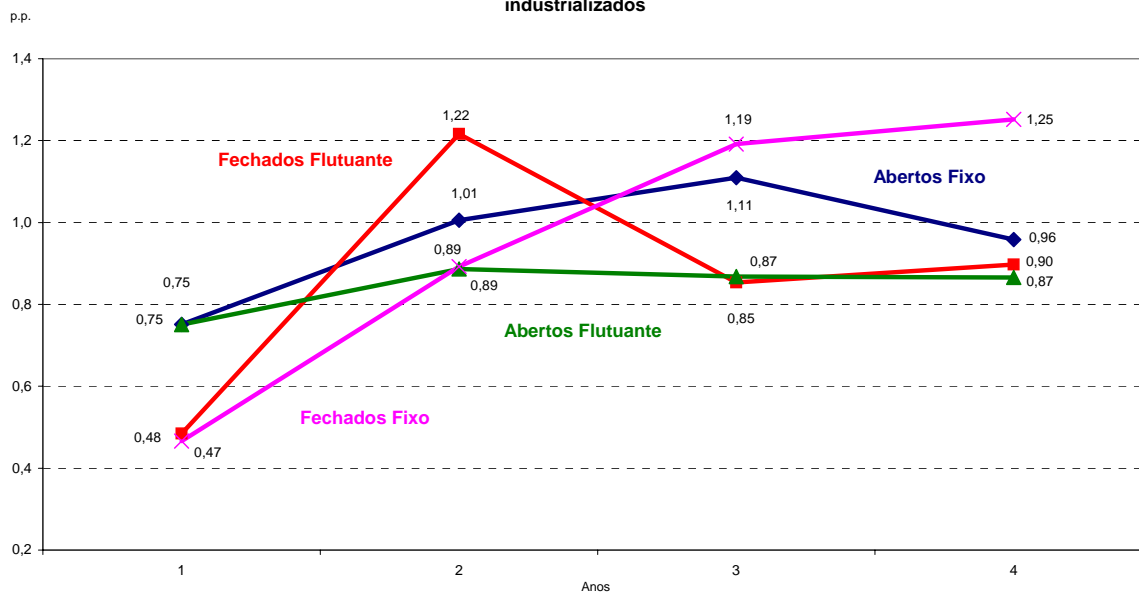


O Gráfico 3.8 apresenta as respostas acumuladas do produto doméstico a um choque na produção industrial dos países industrializados para os quatro grupos de países.<sup>58</sup> É possível observar novamente que os resultados para os quatro grupos de países são similares. Independentemente do grau de abertura comercial e do regime cambial adotado, o produto dos países parece ser afetado de forma semelhante por choques no nível de atividade dos países industrializados.

<sup>58</sup> Também nesse caso foram construídos intervalos de confiança pelo método de *bootstrapping*. Entretanto, optou-se por não apresentá-los para facilitar a visualização do gráfico. Ainda assim, as conclusões obtidas levam em consideração os intervalos de confiança calculados. Por exemplo, quando se afirma que não há diferença entre dois determinados grupos, essa diferença não é significativa de acordo com os intervalos de confiança construídos.



**Gráfico 3.8 - Função Resposta a Impulso**  
Resposta acumulada da variação do produto a um choque na produção industrial dos países industrializados



No caso do efeito de choques no nível de atividade externo (sejam choques no PIB norte-americano ou choques na produção industrial dos países em desenvolvimento) sobre o nível de atividade doméstico de países em desenvolvimentos, nem o grau de abertura comercial nem o regime cambial parecem ser relevantes. Ao contrário do senso comum, países comercialmente mais abertos ou que adotem regimes de câmbio fixo não parecem ser mais afetados. Nos países analisados, o regime de câmbio flutuante não parece ter a capacidade de absorver o choque externo e, desse modo, reduzir seu efeito sobre o produto doméstico.

### 3.5. Conclusões

O propósito desse capítulo foi analisar a relação entre o grau de abertura comercial dos países em desenvolvimento e os efeitos de determinados choques externos sobre a inflação e o produto domésticos. Por meio de diferentes exercícios econométricos, concluiu-se que o grau de abertura comercial não interfere na resposta do produto doméstico a choques no produto norte-americano e choques no produto dos países industrializados. Por outro lado, concluiu-se que o grau de abertura comercial afeta o modo como a inflação doméstica reage a choques na inflação mundial e a choques nos

preços das *commodities*. Os resultados indicam que, quanto maior o grau de abertura comercial do país, menor o aumento da inflação doméstica após o choque externo.

Com base nos modelos de Romer (1993) e Lane (1997), justificam-se esses resultados por meio do comportamento da política monetária doméstica. Alega-se que, quanto maior o grau de abertura comercial de um país, maiores os incentivos para a Autoridade Monetária combater um descontrole inflacionário. Conseqüentemente, em países mais abertos, um choque na inflação mundial ou nos preços das *commodities* provoca uma resposta mais firme da política monetária e, assim, resulta em uma elevação menor da inflação. De fato, exercícios adicionais permitem concluir que há uma relação positiva entre o grau de abertura comercial e a magnitude do aperto da política monetária em resposta ao aumento da inflação provocada pelo choque externo. Quanto maior o grau de abertura comercial, maior a resposta da taxa de juros real doméstica a um choque na inflação mundial ou a um choque nos preços das *commodities*.

Além disso, concluiu-se que os regimes cambiais adotados pelos países interferem nos resultados. Alega-se que, assim como a abertura comercial altera os incentivos da Autoridade Monetária, a adoção de um regime de câmbio impõe maior disciplina à Autoridade Monetária e, ao mesmo tempo, confere maior credibilidade à política monetária. Com efeito, os resultados dos exercícios sugeriram que somente países considerados comercialmente fechados e que adotem um regime de câmbio fixo apresentam um descontrole inflacionário mais pronunciado em resposta a um choque na inflação mundial ou nos preços das principais *commodities*.

Em resumo, um choque na inflação mundial ou nos preços das *commodities* pressiona a inflação doméstica dos países em desenvolvimento. Quanto maior o grau de abertura comercial, maiores os incentivos da Autoridade Monetária para reagir de modo mais contundente a essa pressão inflacionária. Conseqüentemente, há um controle maior da inflação após o choque externo nos países comercialmente mais abertos. Em países comercialmente fechados, só há um controle maior da inflação quando se trata de um

regime de câmbio fixo. Nesse caso, o regime cambial confere maior disciplina e credibilidade à condução da política monetária.

### 3.6. Apêndice: vetores auto-regressivos

Considere o seguinte modelo auto-regressivo na forma estrutural:

$$A_0 X_t = B + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = \Omega \quad (1)$$

onde  $X_t = \begin{pmatrix} \Delta z_t \\ \Delta y_t \\ \pi_t \end{pmatrix}$  é um vetor (3x1) de variáveis endógenas,  $\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{\Delta z_t} \\ \varepsilon_{\Delta y_t} \\ \varepsilon_{\pi_t} \end{pmatrix}$  é um vetor

(3x1) de erros,  $A_0, B_1, \dots, B_p$  são matrizes de coeficientes (3x3) e  $B$  é um vetor de coeficientes (3x1).

Nesse formato, cada componente do vetor de erros possui interpretação econômica. Portanto,  $\varepsilon_{\Delta z_t}$  é um choque puro na variável  $\Delta z_t$ ,  $\varepsilon_{\Delta y_t}$  é um choque puro na variável  $\Delta y_t$  e  $\varepsilon_{\pi_t}$  é um choque puro na variável  $\pi_t$ . Entretanto, devido ao problema de simultaneidade das equações, não é possível estimar os coeficientes da forma estrutural.

Todavia, se  $A_0$  é inversível, pode-se chegar à seguinte forma reduzida:

$$X_t = \alpha + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_p X_{t-p} + u_t \quad \text{Var}(u_t) = \Lambda \quad (2)$$

onde  $\alpha = A_0^{-1}B$ ,  $\beta_i = A_0^{-1}B_i$  para  $i=1,2,\dots,p$ ,  $u_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2yt} \\ u_{3t} \end{pmatrix} = A_0^{-1}\varepsilon_t$  é um vetor (3x1) de resíduos e  $\Lambda = A_0^{-1}\Omega(A_0^{-1})'$ .

Os coeficientes (e, por conseguinte, os resíduos) da forma reduzida podem ser facilmente estimados por Mínimos Quadrados Ordinários. Entretanto, os componentes do vetor de resíduos não possuem interpretação econômica, dado que cada componente é uma combinação linear dos choques do modelo estrutural ( $u_t = A_0^{-1}\varepsilon_t$ ). É preciso, portanto, recuperar os coeficientes da forma estrutural e os choques estruturais para que, então, se possam analisar os efeitos dos choques de cada variável. Para isso, é preciso impor restrições adicionais ao modelo.

Uma forma de identificar o modelo estrutural é por meio da decomposição de Cholesky, a qual impõe um formato recursivo às equações do VAR. De acordo com a decomposição de Cholesky:

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ . & 1 & 0 \\ . & . & 1 \end{pmatrix} \text{ e } \Omega = \begin{pmatrix} > 0 & 0 & 0 \\ 0 & > 0 & 0 \\ 0 & 0 & > 0 \end{pmatrix}$$

Nesse caso, há dois tipos de restrições sendo impostas ao modelo estrutural. O formato de  $A_0$  implica que o vetor  $X_t$  está ordenado de modo que  $\Delta z_t$  possa afetar contemporaneamente  $\Delta y_t$  e  $\pi_t$ , mas não possa ser afetado contemporaneamente por eles. Do mesmo modo,  $\Delta y_t$  pode afetar  $\pi_t$  de forma contemporânea, mas não pode ser afetado de forma contemporânea por  $\pi_t$ . Ou seja, as restrições ao formato de  $A_0$  impõem uma espécie de ordem de exogeneidade a  $X_t$ . Já o formato diagonal de  $\Omega$  impõe que os choques do modelo estrutural sejam descorrelacionados.

Após identificar a forma estrutural do VAR, é possível estimar as funções de resposta a impulso (FRI). Com as FRI, é possível estimar a trajetória de cada uma das variáveis endógenas do modelo em resposta aos choques estruturais.