

6

Estimação da CPNK para o Brasil

Nesta seção apresentaremos estimativas dos parâmetros do modelo tanto em forma reduzida como em forma estrutural. Primeiramente, utilizaremos a hipótese de que o Brasil é uma economia fechada. Esta especificação possui duas características interessantes: (i) Funcionará como padrão de comparação para o modelo em economia aberta e (ii) permitira uma comparação mais direta com outros resultados presentes na literatura que utilizaram esta especificação, particularmente para os Estados Unidos e Europa. Desta forma, estaremos interessados em obter estimativas de:

$$\hat{\pi}_t = \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} + \phi_2 \widehat{CM}_t + \phi_3 E_t \{ \hat{\pi}_{t+1} \} \quad (6-1a)$$

$$\hat{\pi}_t = \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} + \phi_7 x_t + \phi_3 E_t \{ \hat{\pi}_{t+1} \} \quad (6-1b)$$

onde:

$$\phi_1 = \phi_1(\beta, \gamma) \equiv \frac{\gamma}{1 + \beta\gamma} \quad (6-2a)$$

$$\phi_2 = \phi_2(\alpha, \beta, \gamma, \delta) \equiv \left(\frac{1}{1 + \beta\gamma} \right) \left(\frac{(1 - \alpha\beta)(1 - \alpha)}{\alpha} \right) \quad (6-2b)$$

$$\phi_3 = \phi_3(\beta, \gamma) \equiv \frac{\beta}{1 + \beta\gamma} \quad (6-2c)$$

$$\begin{aligned} \phi_7 &= \phi_7(\alpha, \beta, \gamma, \theta, \sigma^{-1}, \omega) \quad (6-2d) \\ &\equiv \left(\frac{1}{1 + \beta\gamma} \right) \left(\frac{(1 - \alpha\beta)(1 - \alpha)}{\alpha} \right) \left(\frac{\omega + \sigma^{-1}}{1 + \omega\theta} \right) \end{aligned}$$

Temos, então, seis parâmetros estruturais: $\alpha, \beta, \gamma, \theta, \sigma^{-1}, \omega$.

A seguir, assumiremos a hipótese de que o Brasil pode ser considerado uma pequena economia aberta. Desta forma, estamos interessados em estimar as relações a seguir, colocadas em função do câmbio nominal e da

inflação externa onde $\tilde{q}_t \equiv \hat{e}_t + \hat{p}_t^*$:

$$\begin{aligned}\hat{\pi}_t &= \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} + \phi_2 \widehat{CM}_t + \phi_3 E_t \{ \hat{\pi}_{t+1} \} \\ &+ \phi_4 \Delta \tilde{q}_{t-1} + \phi_5 \Delta \tilde{q}_t + \phi_6 E_t \{ \Delta \tilde{q}_{t+1} \}\end{aligned}\quad (6-3a)$$

$$\begin{aligned}\hat{\pi}_t &= \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} + \phi_7 \tilde{x}_t + \phi_3 E_t \{ \hat{\pi}_{t+1} \} \\ &+ \phi_4 \Delta \tilde{q}_{t-1} + \phi_5 \Delta \tilde{q}_t + \phi_6 E_t \{ \Delta \tilde{q}_{t+1} \}\end{aligned}\quad (6-3b)$$

sendo:

$$\phi_1 = \phi_1(\beta, \gamma) \equiv \frac{\gamma}{1 + \beta\gamma} \quad (6-4a)$$

$$\phi_2 = \phi_2(\alpha, \beta, \gamma, \delta) \equiv \left(\frac{1 - \delta}{1 + \beta\gamma} \right) \left(\frac{(1 - \alpha\beta)(1 - \alpha)}{\alpha} \right) \quad (6-4b)$$

$$\phi_3 = \phi_3(\beta, \gamma) \equiv \frac{\beta}{1 + \beta\gamma} \quad (6-4c)$$

$$\phi_4 = \phi_4(\beta, \gamma, \delta) \equiv - \left(\frac{\gamma\delta}{1 + \beta\gamma} \right) \quad (6-4d)$$

$$\phi_5 = \phi_5(\delta) \equiv \delta \quad (6-4e)$$

$$\phi_6 = \phi_6(\beta, \gamma, \delta) \equiv - \left(\frac{\beta\delta}{1 + \beta\gamma} \right) \quad (6-4f)$$

$$\begin{aligned}\phi_7 &= \phi_7(\alpha, \beta, \gamma, \delta, \theta, \sigma^{-1}, \omega) \\ &\equiv \left(\frac{1 - \delta}{1 + \beta\gamma} \right) \left(\frac{(1 - \alpha\beta)(1 - \alpha)}{\alpha} \right) \\ &\quad \left(\frac{\omega + \sigma^{-1} - \zeta^\delta [\sigma^{-1}\chi^\delta - 1]}{1 + \omega\theta} \right)\end{aligned}\quad (6-4g)$$

Desta forma, temos um total de sete parâmetros estruturais: $\alpha, \beta, \gamma, \delta, \theta, \sigma^{-1}, \omega$.

Para facilitar a comparação com resultados obtidos para as economias americana e europeia, utilizaremos a mesma estratégia de modelagem aplicada por Galí e Gertler (1999) e Galí et al (2001). A idéia básica é que, como sob expectativas racionais o erro na projeção de Λ_{t+1} em (5-36) é decorrelacionado com a informação disponível até o período t , temos que:

$$E_t \{ (\beta [\Lambda_{t+1}^e - \Lambda_{t+1}]) z_t \} = 0 \quad (6-5)$$

onde z_t é um vetor de variáveis do conjunto de informação do período t ou anterior, sendo ortogonal a surpresa em Λ no período $t + 1$. A condição

de ortogonalidade (6-5) forma a base para a estimação do modelo através do método generalizado dos momentos (MGM). Os instrumentos utilizados foram inflação medida pelo IPCA (cinco defasagens), parcela do trabalho na produção¹ como medida de custo marginal, hiato do produto² e inflação de salários (duas defasagens de cada variável). Além disso, o modelo em economia aberta utilizou como instrumento a variação cambial nominal acrescida da inflação externa americana (cinco defasagens). As estimativas apresentadas foram baseadas em dados mensais obtidos no IPEADData, utilizando-se a amostra do período 1995:01 - 2003/09.

Apresentaremos agora os resultados das regressões para diversas amostras. Inicialmente, trabalharemos como o modelo de uma economia fechada, apresentando primeiramente os resultados na forma reduzida, apresentando a seguir os resultados da forma estrutural. As estimativas do modelo de uma pequena economia aberta são apresentados na seqüência.

6.1

Economia fechada

6.1.1

Forma reduzida

A regressão da Curva de Phillips na forma reduzida procura obter os valores dos coeficientes diretamente associados as variáveis do modelo. Foram obtidos os coeficientes tanto para a especificação onde o custo marginal é utilizado como medida de atividade real como para a especificação com o hiato do produto. As condições de ortogonalidade utilizadas foram:

$$E_t \left\{ \left(\hat{\pi}_t - \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} - \phi_2 \widehat{CM}_t - \phi_3 \hat{\pi}_{t+1} \right) z_t \right\} = 0 \quad (6-6a)$$

$$E_t \left\{ \left(\hat{\pi}_t - \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} - \phi_2 x_t - \phi_3 \hat{\pi}_{t+1} \right) z_t \right\} = 0 \quad (6-6b)$$

¹Esta medida foi construída multiplicando-se as séries de rendimento nominal e população e população ocupada, ambas obtidas no IPEADData, e dividindo-se o resultado pela série de PIB mensal do Banco Central do Brasil. A justificativa para esta medida pode ser obtida para uma função de produção do tipo $Y_t = A_t H_t$. Logo $CM_t \simeq L_t$, onde $L_t = \frac{W_t H_t}{P_{H,t} Y_t}$. Assim temos que $\widehat{CM}_t \simeq \hat{L}_t$.

²Obtido como o resíduo da regressão do PIB sobre 11 variáveis dicotômicas sazonais e uma tendência linear. Resultados semelhantes seriam obtidos através da utilização de um filtro Hodrick-Prescott.

Tabela 6.1: CPNK em economia fechada - forma reduzida

	Parâmetros reduzidos		
	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3
\widetilde{CM}_t	0.444 (0.062)	0.001 (0.002)	0.538 (0.073)
x_t	0.458 (0.058)	-0.007 (0.009)	0.520 (0.070)

Nota: Valores em parênteses representam erros-padrão.

Os resultados destas duas especificações se encontram agrupadas na tabela a seguir:

De forma geral, as estimativas são consistentes com a teoria. Além disso, os resultados para os parâmetros associados a inflação são razoavelmente consistentes, independentemente da variável utilizada para representar o nível de atividade real.

Existem porém algumas diferenças marcantes. Primeiramente, uma comparação entre as especificações que utilizam o custo marginal vis a vis as que utilizam o hiato do produto reflete um problema anteriormente observado na literatura; o sinal negativo na especificação do hiato do produto vai de encontro a teoria. Por outro lado, apesar da estimativa associada ao custo marginal apresentar o sinal esperado, esta não é estatisticamente significativa.

Os trabalhos empíricos envolvendo Curvas de Phillips normalmente utilizam-se de alguma medida de hiato do produto como o indicador relevante de atividade econômica real da economia. Entretanto, como enfatizado por Fuhrer e Moore (1995), o modelo teórico da Curva de Phillips Neo-Keynesiana sugere que a inflação deveria antecipar o hiato do produto no decorrer dos ciclos econômicos, como pode ser observado iterando-se a equação (5-5):

$$\hat{\pi}_t = \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t \{x_{t+k}\}$$

Esta equação nos diz que um aumento (diminuição) na inflação corrente deveria sinalizar um subsequente aumento (diminuição) no hiato do produto. O gráfico a seguir apresenta a correlação cruzada entre o hiato do produto x_t (calculado com base na série de produção industrial do IBGE obtida no IPEADData utilizando-se uma regressão linear com tendência e 11 variáveis dicotômicas sazonais) e a inflação.

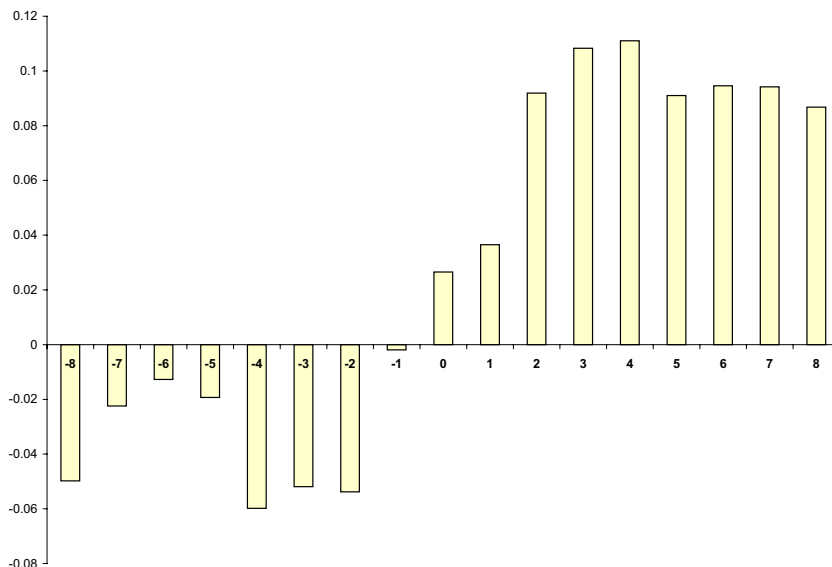


Figura 6.1: Hiato do produto (t), inflação ($t + k$)

Como indicado pelo gráfico, o hiato do produto apresenta correlação positiva com a inflação futura e negativa com a inflação passada. Ou seja, os dados mostram exatamente o contrário do comportamento previsto pela teoria.

Desta forma, Galí e Gertler (1999) utilizam uma medida de custo marginal em sua estimação da Curva de Phillips para a economia americana³. A série utilizada para medir \widehat{CM}_t foi o log da razão entre a massa salarial e o PIB nominal; o primeiro foi calculado utilizando-se os dados de salário nominal e pessoal empregado no IBGE, enquanto o segundo foi obtido no Banco Central do Brasil. O correlograma do custo marginal com a inflação apresenta um comportamento mais de acordo com o modelo teórico.

Os gráficos a seguir apresentam o comportamento das duas especificações.

6.1.2 Forma estrutural

Vamos agora refazer o exercício anterior de uma forma que nos permita obter diretamente os parâmetros estruturais α , β e γ do nosso modelo. Não serão apresentadas estimativas dos parâmetros θ , σ^{-1} e ω por dois motivos: (1) Conforme observado na estimação na forma reduzida, a estimação utilizando-se o hiato do produto, devido as dificuldades enfrentadas na

³A medida utilizada foi a série de *labour income share*.

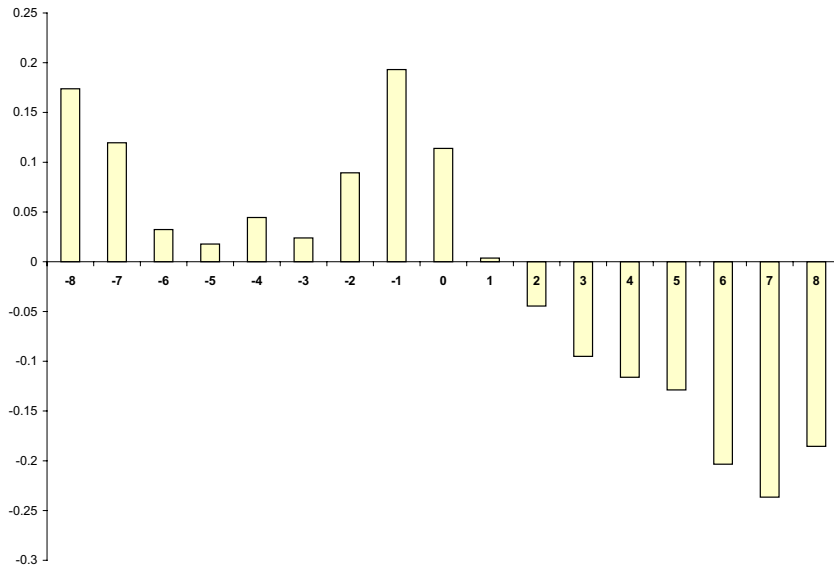


Figura 6.2: Custo marginal (t), inflação (t + k)

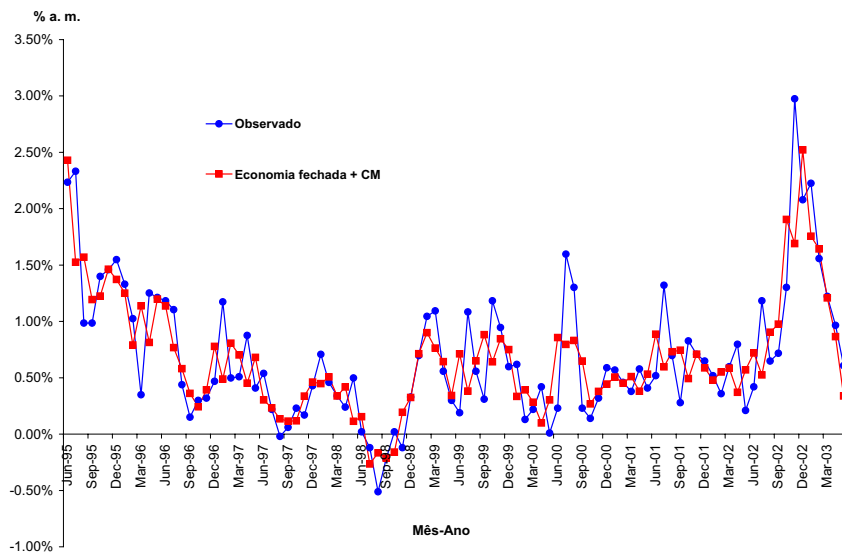


Figura 6.3: CPNK - economia fechada + custo marginal

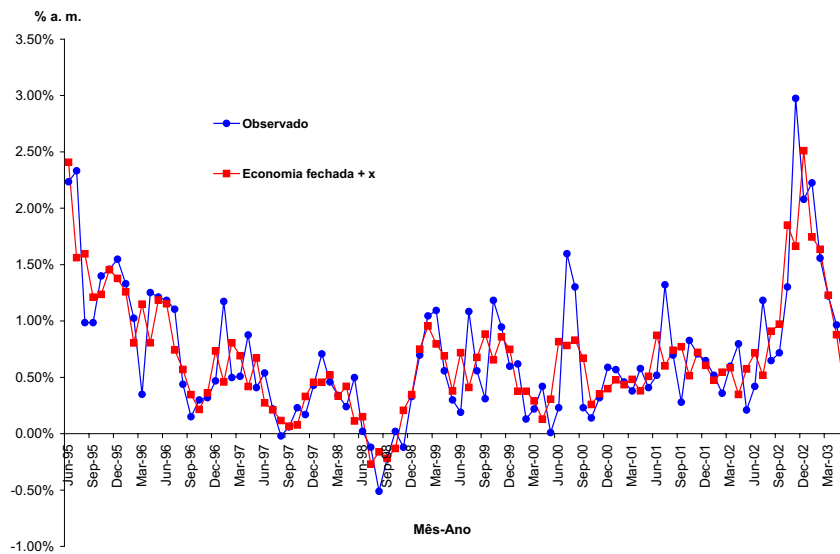


Figura 6.4: CPNK - economia fechada + hiato do produto

correta construção desta série, apresenta resultados em desacordo com a teoria, e (2) talvez por este fato, não foi possível nem identificar o parâmetro composto $\left(\frac{\omega + \sigma^{-1} - \zeta^{\delta} [\sigma^{-1} \chi^{\delta} - 1]}{1 + \omega \theta} \right)$.

Utilizou-se novamente MGM com o mesmo conjunto de instrumentos. Contudo, a estimação não-linear via MGM em pequenas amostras é sensível a forma com que as condições de ortogonalidade são normalizadas⁴. Por esta razão, utilizaram-se duas especificações alternativas.

Outro fator considerado foi a calibragem do parâmetro β . De acordo com (2-21) tem-se que a taxa de juros real de equilíbrio estacionário é igual a $R_t = \beta^{-1}$. Utilizando-se diversos métodos alternativos, Miranda e Muinhos (2003) estimaram entre 11 a 14% a.a. a taxa de juros de equilíbrio para a economia brasileira. Estes valores implicam uma faixa de calibragem para o parâmetro β em torno de 0.99. Desta forma, em cada uma das especificações alternativas para a condição de ortogonalidade utilizaram-se duas opções para o valor do parâmetro β : na primeira, β não sofre nenhuma restrição quanto ao seu possível valor, enquanto na segunda fixa-se $\beta 1$. As

⁴Ver, por exemplo, Fuhrer et al (1995) para mais detalhes sobre esta questão.

Tabela 6.2: CPNK em economia fechada - forma estrutural

	Parâmetros estruturais			Parâmetros reduzidos		
	α	β	γ	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3
(1)	0.990 (0.035)	0.889 (0.149)	0.733 (0.134)	0.444 [0.444]	0.001 [0.001]	0.538 [0.538]
(2)	0.995 (0.021)	0.813 (0.136)	0.700 (0.110)	0.446 [0.444]	0.001 [0.001]	0.518 [0.538]
$\beta = 1$						
(1)	0.957 (0.048)	1.000 -	0.731 (0.187)	0.422 [0.444]	0.001 [0.001]	0.578 [0.538]
(2)	0.945 (0.035)	1.000 -	0.469 (0.155)	0.319 [0.444]	0.002 [0.001]	0.681 [0.538]

Nota: Valores em parênteses representam erros-padrão;

Valores em colchetes são as estimativas obtidas na forma reduzida.

condições de ortogonalidade denominadas (1) e (2) são:

$$E_t \left\{ \left(\begin{array}{c} \hat{\pi}_t - \left[\frac{\gamma}{1+\beta\gamma} \right] \hat{\pi}_{t-1} \\ - \left[\frac{1}{1+\beta\gamma} \right] \left[\frac{(1-\alpha\beta)(1-\alpha)}{\alpha} \right] \widehat{CM}_t - \left[\frac{\beta}{1+\beta\gamma} \right] \hat{\pi}_{t+1} \end{array} \right) z_t \right\} = 0 \quad (6-7a)$$

$$E_t \left\{ \left(\begin{array}{c} [1 + \beta\gamma] \hat{\pi}_t - \gamma \hat{\pi}_{t-1} \\ - \left[\frac{(1-\alpha\beta)(1-\alpha)}{\alpha} \right] \widehat{CM}_t - \beta \hat{\pi}_{t+1} \end{array} \right) z_t \right\} = 0 \quad (6-7b)$$

Os resultados foram consolidados na tabela que se encontra a seguir:

Os resultados dos parâmetros estruturais em economia fechada são relativamente consistentes, tanto entre as duas especificações das condições de ortogonalidade como também entre os resultados para β restrito versus irrestrito. Existem, porém, alguns comentários que merecem destaque.

Com o método (1) temos $\alpha = 0.99$ com erro padrão igual a 0.04, o que significa que os preços são fixados por aproximadamente 8 anos! Este período é, sem dúvida, longo demais e não parece representar corretamente o comportamento esperado da economia brasileira. Note porém que pequenas mudanças podem afetar consideravelmente este prazo. Tomando-se um desvio padrão por exemplo, $\alpha = 0.95$, obtém-se um prazo médio de menos

de dois anos que, embora ainda possa ser considerado alto, encontra-se bem mais próximo do valor que seria esperado. Os resultados se tornam um pouco melhores quando trabalhamos com $\beta = 1$. Neste caso, obtemos um prazo médio na faixa de 1.5 a 2 anos. Estes resultados, porém, ainda parecem por demais elevados para os padrões brasileiros, principalmente quando comparados àqueles obtidos em economia aberta, como será visto mais adiante.

Considere agora o índice de indexação da economia. Com exceção do método (2) no caso de $\beta = 1$, temos $\gamma \simeq 0.70$ com erro padrão na faixa de 0.11 a 0.20, o que significa que as firmas repassam quase 3/4 da inflação passada. Este dado aponta para um nível de indexação da economia brasileira que não é mais observado na prática.

Por fim, pode-se observar que a estimativa de β é similar nas duas especificações, em torno de 0.80. A princípio, seriam esperados valores mais próximos a 0.90. É importante notar, entretanto, que o impacto de restringirmos o valor de β para a unidade tem pouco impacto nos demais parâmetros do modelo, exceto no nível α de rigidez da economia, visto a sensibilidade deste parâmetro a pequenas mudanças de seu valor. Ainda assim, pode-se considerar que restringir β para valores mais em consonância com a teoria não afeta os resultados de forma significativa.

Vamos agora observar os parâmetros reduzidos que resultaram da estimação dos parâmetros estruturais. De uma maneira geral, os resultados obtidos são consistentes com os obtidos diretamente e informam resumidamente que: (i) a parcela *backward-looking* não é desprezível, encontrando-se estimativas consistentes na faixa de 0.45, porém (ii) a parcela *forward-looking* é dominante, apresentando valores em torno de 0.53, e (iii) o impacto no custo marginal não é estatisticamente significativo e apresenta impacto desprezível, em desacordo com a teoria.

6.1.3 Comparação internacional

A seguir, vamos comparar os resultados encontrados com os disponíveis na literatura. Galí e Gertler (1999) e Galí et al (2001) obtiveram estimativas para os Estados Unidos e Europa respectivamente. Esses valores encontram-se resumidos na tabela abaixo:

Antes de se iniciar a análise comparativa, alguns comentários tornam-se necessários. Os resultados para Estados Unidos e Europa foram baseados em dados trimestrais, com a inflação sendo medida pelo deflator do PIB.

Tabela 6.3: Parâmetros internacionais: Estados Unidos e Europa

	Parâmetros estruturais			Parâmetros reduzidos		
	α	β	γ	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3
Estados Unidos						
(1)	0.827	0.898	0.451	0.364	0.020	0.599
(2)	0.818	0.878	0.400	0.347	0.026	0.610
Europa						
(1)	0.922	0.920	0.335	0.272	0.006	0.689
(2)	0.907	0.897	0.024	0.025	0.018	0.877

Como veremos quando da apresentação dos resultados em um modelo de economia aberta, índice que inclui em sua composição preços ao produtor apresenta um comportamento razoavelmente diverso de um índice de preços ao consumidor.

De modo geral, os resultados para a Europa, Estados Unidos e Brasil implicam que:

Em relação aos parâmetros estruturais, o Brasil apresenta altos graus de rigidez e de indexação quando comparado com Estados Unidos e Europa. Apesar de seus valores pouco realistas, o parâmetro de desconto também implica em uma taxa de juros real de equilíbrio extremamente maior do que as observadas nos Estados Unidos e Europa.

Como resultado, os parâmetros reduzidos resultantes apresentam um peso maior para a inflação defasada em detrimento da expectativa sobre a inflação futura, tornando mais importante a parcela *backward-looking*. Além disso, o impacto do custo marginal é consideravelmente menor na economia brasileira.

6.2

Economia aberta

6.2.1

Forma reduzida

Refez-se o exercício anterior para o caso de uma pequena economia aberta. Novamente, tanto o custo marginal como o hiato do produto

Tabela 6.4: Comparação internacional: Brasil, Estados Unidos e Europa

	Parâmetros estruturais		
	Prazo médio (anos) ^a	Juros reais (% a.a.) ^b	Indexação (%) ^c
Brasil			
(1)	8.3	310	73.3
(2)	16.7	1099	70.0
Estados Unidos			
(1)	1.4	54	45.1
(2)	1.4	68	40.0
Europa			
(1)	3.2	40	33.5
(2)	2.7	54	2.4

a. Prazo médio que um termo permanece inalterado: $(1 - \alpha)^{-1}$

b. Taxa de juros real de equilíbrio: β^{-1}

c. Percentual da inflação do período anterior transferida aos preços: γ

foram utilizados como medida de atividade. As condições de ortogonalidade utilizadas foram:

$$E_t \left\{ \begin{pmatrix} \hat{\pi}_t - \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} - \phi_2 \widehat{CM}_t - \phi_3 \hat{\pi}_{t+1} \\ -\phi_4 \Delta \tilde{q}_{t-1} - \phi_5 \Delta \tilde{q}_t - \phi_6 \Delta \tilde{q}_{t+1} \end{pmatrix} z_t \right\} = 0 \quad (6-8a)$$

$$E_t \left\{ \begin{pmatrix} \hat{\pi}_t - \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} - \phi_2 \tilde{x}_t - \phi_3 \hat{\pi}_{t+1} \\ -\phi_4 \Delta \tilde{q}_{t-1} - \phi_5 \Delta \tilde{q}_t - \phi_6 \Delta \tilde{q}_{t+1} \end{pmatrix} z_t \right\} = 0 \quad (6-8b)$$

onde acrescentou-se cinco defasagens da variação cambial nominal acrescida da inflação americana no conjunto informacional representado pelo vetor z_t .

Os resultados das duas especificações apresentadas se encontram agrupadas na tabela a seguir:

Da mesma forma que no caso de uma economia fechada, as estimativas estão alinhadas com a teoria. Além disso, os resultados para os parâmetros associados a inflação e setor externo são razoavelmente consistentes, independentemente da variável utilizada para representar o nível de atividade real.

Porém, algumas importantes diferenças se fazem notar. Novamente, o sinal negativo na especificação do hiato do produto vai de encontro a teoria. Contudo, apesar da estimativa associada ao custo marginal apresentar um

Tabela 6.5: CPNK em economia aberta - forma reduzida

	Parâmetros					
	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6
\widehat{CM}_t	0.280 (0.094)	0.003 (0.003)	0.768 (0.128)	-0.029 (0.020)	0.040 (0.024)	-0.036 (0.017)
\tilde{x}_t	0.276 (0.081)	-0.018 (0.010)	0.777 (0.132)	-0.021 (0.017)	0.025 (0.019)	-0.024 (0.014)

Nota: Valores em parênteses representam erros-padrão.

impacto pequeno, esta é estatisticamente significativa.

Outro ponto a ser observado é o impacto da abertura da economia. Resumidamente, embora as variáveis associadas ao setor externo tenham um impacto direto pequeno, sua presença apresenta importantes efeitos indiretos, alterando consistentemente os pesos associados a inflação defasada e a expectativa da inflação futura.

Os gráficos a seguir apresentam o comportamento das duas especificações.

6.2.2 Forma estrutural

Vamos novamente refazer o exercício anterior de uma forma que nos permita obter diretamente os parâmetros estruturais α , β , γ e δ do nosso modelo em economia aberta. Utilizou-se o método do MGM com o mesmo conjunto de instrumentos, com as mesmas condições de ortogonalidade alternativas e com as duas opções para o valor do parâmetro β . As condições

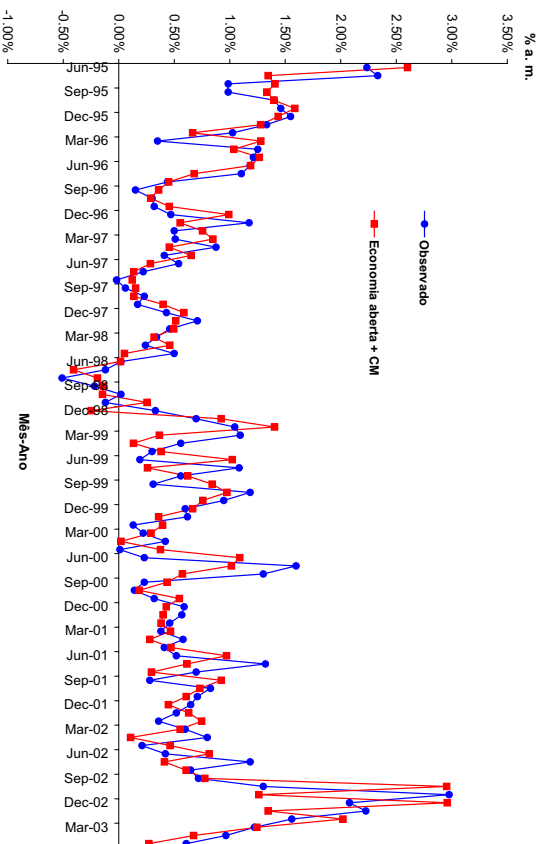


Figura 6.5: CPNK: economia aberta + custo marginal

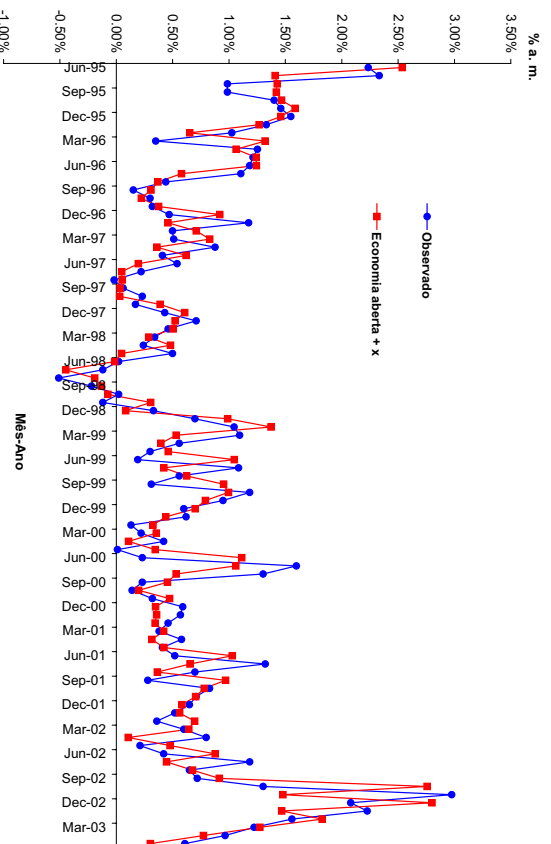


Figura 6.6: CPNK: economia aberta + hiato do produto

Tabela 6.6: CPNK em economia aberta - forma estrutural

	Parâmetros estruturais				Parâmetros reduzidos					
	α	β	γ	δ	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6
(1)	0.974 (0.062)	0.975 (0.102)	0.575 (0.124)	0.021 (0.012)	0.369 [0.280]	0.001 [0.003]	0.625 [0.768]	-0.008 [-0.029]	0.021 [0.040]	-0.013 [-0.036]
(2)	0.954 (0.031)	0.943 (0.061)	0.303 (0.105)	0.019 (0.012)	0.236 [0.280]	0.004 [0.003]	0.734 [0.768]	-0.004 [0.029]	0.019 [0.040]	-0.014 [-0.036]
$\beta = 1$										
(1)	0.966 (0.065)	1.000 -	0.577 (0.127)	0.021 (0.012)	0.366 [0.280]	0.001 [0.003]	0.634 [0.768]	-0.008 [-0.029]	0.021 [0.040]	-0.013 [-0.036]
(2)	0.938 (0.033)	1.000 -	0.236 (0.113)	0.015 (0.010)	0.191 [0.280]	0.003 [0.003]	0.809 [0.768]	-0.003 [-0.029]	0.015 [0.040]	-0.012 [-0.036]

Nota: Valores em parênteses representam erros-padrão;

Valores entre colchetes são as estimativas obtidas na forma reduzida.

de ortogonalidade (1) e (2) neste caso são:

$$E_t \left\{ \left(\begin{array}{c} \hat{\pi}_t - \left[\frac{\gamma}{1+\beta\gamma} \right] \hat{\pi}_{t-1} \\ - \left[\frac{1-\delta}{1+\beta\gamma} \right] \left[\frac{(1-\alpha\beta)(1-\alpha)}{\alpha} \right] \widehat{CM}_t - \left[\frac{\beta}{1+\beta\gamma} \right] \hat{\pi}_{t+1} \\ + \left[\frac{\gamma\delta}{1+\beta\gamma} \right] \Delta \tilde{q}_{t-1} - \delta \Delta \tilde{q}_t + \left[\frac{\beta\delta}{1+\beta\gamma} \right] \Delta \tilde{q}_{t+1} \end{array} \right) z_t \right\} = 0 \quad (6-9a)$$

$$E_t \left\{ \left(\begin{array}{c} [1 + \beta\gamma] \hat{\pi}_t - \gamma \hat{\pi}_{t-1} \\ - [1 - \delta] \left[\frac{(1-\alpha\beta)(1-\alpha)}{\alpha} \right] \widehat{CM}_t - \beta \hat{\pi}_{t+1} \\ + [\gamma\delta] \Delta \tilde{q}_{t-1} - \delta [1 + \beta\gamma] \Delta \tilde{q}_t + [\beta\delta] \Delta \tilde{q}_{t+1} \end{array} \right) z_t \right\} = 0 \quad (6-9b)$$

Os resultados se encontram na tabela abaixo:

Os valores dos parâmetros estruturais obtidos em economia aberta nos contam basicamente a mesma estória dos resultados obtidos em forma reduzida; os resultados são relativamente consistentes, tanto entre as duas especificações das condições de ortogonalidade como também entre os resultados para β restrito versus irrestrito.

Vamos avaliar mais detalhadamente os parâmetros estruturais obtidos neste caso. O parâmetro α apresenta valores entre 0.94 e 0.97, implicando um prazo médio para os preços na faixa de 1 a 3 anos. Estes valores encontram-se em um patamar mais de acordo com o esperado para a economia brasileira do que os resultados obtidos em economia fechada, principalmente levando-se em consideração os erros-padrão obtidos, fazendo com que o valor mínimo do parâmetro em questão encontre-se próximo a 0.90, o que nos fornece um prazo médio de 10 meses.

No que se refere ao nível de indexação da economia, pode-se observar que o modelo em economia aberta também apresenta um quadro mais de acordo com a realidade. Embora sensível a especificação da condição de ortogonalidade (mas não a restrição quanto aos valores de β), obtêm-se estimativas que variam entre 0.24 a 0.58, indicando que aproximadamente 1/4 a 1/2 da inflação passada é transferida aos preços.

Quanto aos valores de β temos que, em economia aberta, obtemos estimativas com valores mais elevados, entre 0.94 a 0.97. Estes valores encontram-se mais próximos aos associados a taxa de juros de equilíbrio estimada para o Brasil e também aqueles comumente utilizados em grande parte da literatura (algo próximo de 0.99). É importante frisar, entretanto, que a quase totalidade dos trabalhos empíricos internacionais utilizam periodicidade trimestral. Desta forma, enquanto em modelos trimestrais $\beta \simeq 0.99$ implica uma taxa de juros de equilíbrio em torno de 4% a.a., em modelos com periodicidade mensal como o aqui apresentado o valor obtido para a taxa de juros de equilíbrio encontra-se por volta de 13% a.a.. Novamente, pode-se observar que a restrição do valor de β a unidade não afeta significativamente os resultados obtidos para os demais parâmetros do modelo.

Vamos agora avaliar os valores obtidos para o parâmetro que resulta diretamente da utilização de um modelo em economia aberta. O parâmetro δ apresentou uma estabilidade surpreendente ao longo de todas as especificações além de ser estatisticamente significativa, com valores em torno de 0.02 e com erro padrão 0.01. Os valores obtidos, que corroboram a estratégia de modelagem do Brasil como uma pequena economia aberta, implicam que apenas cerca de 2% do consumo doméstico está alocado em produtos importados. Uma possível explicação para este valor consideravelmente pequeno pode ter uma razão diferente do grau de abertura da economia. A série de inflação utilizada foi o IPCA, um índice de preços ao consumidor e não um índice que considere os preços no atacado. Considere os gráficos a seguir, onde são apresentados o IPCA e o IGP-DI aberto em dois de seus componentes: o IPC e o IPA-DI, respectivamente índices de preços ao consumidor e no atacado.

Existe uma vasta literatura sobre o reduzido grau de transmissão da desvalorização cambial para os preços ao consumidor quando comparado com a transmissão para os preços no atacado⁵. As explicações para esse fenômeno se valem das seguintes observações. Primeiramente, o preço final dos produtos importados tem na sua composição uma certa proporção

⁵Ver, por exemplo, Bacchetta e Wincoop (2002) e Burstein et al (2002).

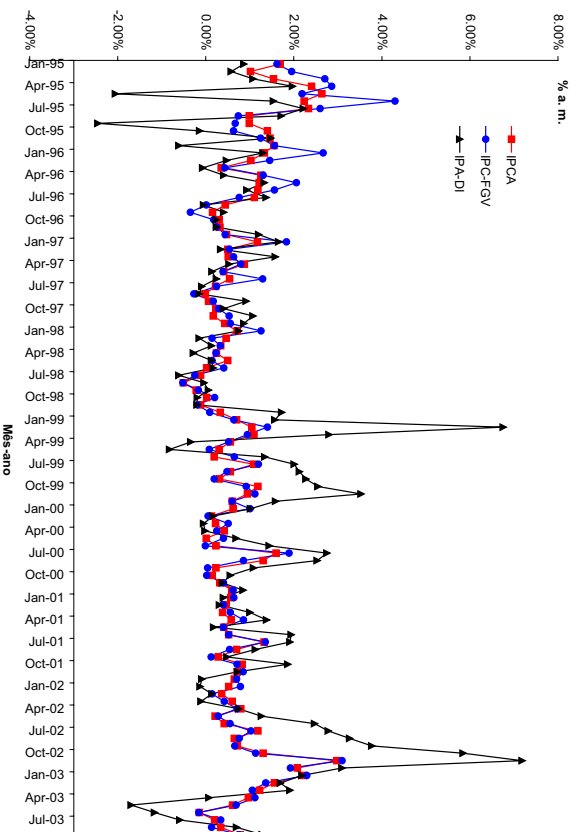


Figura 6.7: Impacto cambial: IPCA vs. IGP-DI

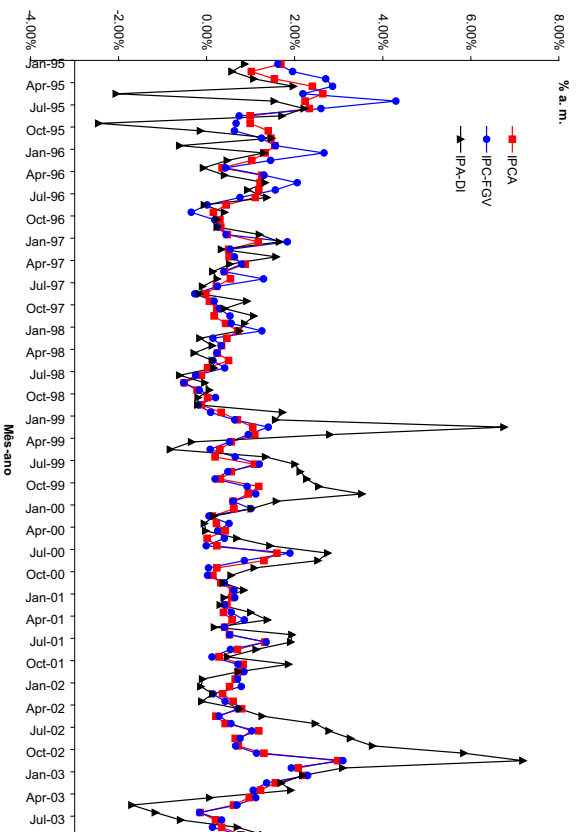


Figura 6.8: *Pass-through*: preços ao consumidor vs. preços ao produtor

de insumos domésticos, como transporte e comercialização. Outro ponto importante é a estrutura das importações. Quanto menor a presença de bens finais e maior a de intermediários, mais branda deverá ser a transmissão do câmbio para os preços aos consumidores. Nenhum destes aspectos foi abordado detalhadamente ao longo deste trabalho.

O impacto da abertura da economia também pode ser sentido quando da avaliação dos parâmetros reduzidos resultantes. Apesar de apresentar uma pequena sensibilidade em relação à condição de ortogonalidade utilizada, o quadro geral apresenta como características principais: (i) A parcela *backward-looking* apresenta valores inferiores ao caso de uma economia fechada, na faixa de 0.10 a 0.37, (ii) da mesma forma, a parcela *forward-looking* apresentou valores acima dos obtidos em economia fechada, em torno de 0.63 a 0.81, (iii) o impacto do custo marginal, apesar de continuar sendo pouco expressivo, é estatisticamente significante, e (iv) os valores associados ao setor externo, apesar de pequenos, são estatisticamente significantes.

Em resumo, temos que a utilização de um modelo em economia aberta apresenta pequeno impacto diretamente associado as variáveis externas, com o somatório dos parâmetros associados a $\Delta\tilde{q}_{t+j}$ apresentando valores próximos a zero. Contudo, o impacto indireto nas demais variáveis do modelo é considerável, acentuando-se o peso da parcela *forward-looking* da Curva de Phillips. É curioso observar que a soma dos parâmetros associados à inflação defasada e a expectativa de inflação futura é consistentemente próxima a unidade, conforme apresentado em alguns trabalhos na literatura⁶.

⁶Como, por exemplo, Buiter e Jewitt (1985), Fuhrer e Moore (1995) e Jondeau e Bihan (2001).