

TEXTOS PARA DISCUSSÃO CEPAL • IPEA

LC/BRS/R.239

16

O atual regime de política econômica favorece o desenvolvimento?

Julia de Medeiros Braga



NACIONES UNIDAS

CEPAL

ipea

Sumário

APRESENTAÇÃO

1	INFLAÇÃO E POLÍTICA MONETÁRIA.....	7
2	INFLAÇÃO E SUAS COMPONENTES DE CUSTO NO BRASIL NO PERÍODO DE 1999 A 2008	9
2.1	SALÁRIO E PRODUTIVIDADE.....	9
2.2	TAXA DE CÂMBIO, TAXA DE JUROS E INFLAÇÃO.....	21
2.2.1	Preços internacionais.....	24
3	INFLAÇÃO DE CUSTO E POLÍTICA ECONÔMICA	29
	REFERÊNCIA.....	35





APRESENTAÇÃO

A Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (Cepal) e o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) mantêm atividades conjuntas desde 1971, abrangendo vários aspectos do estudo do desenvolvimento econômico e social do Brasil, da América Latina e do Caribe. A partir de 2010, os Textos para Discussão Cepal-Ipea passaram a constituir instrumento de divulgação dos trabalhos realizados entre as duas instituições.

Os textos divulgados por meio desta série são parte do Programa de Trabalho acordado anualmente entre a Cepal e o Ipea. Foram publicados aqui os trabalhos considerados, após análise pelas diretorias de ambas as instituições, de maior relevância e qualidade, cujos resultados merecem divulgação mais ampla.

O Escritório da Cepal no Brasil e o Ipea acreditam que, ao difundir os resultados de suas atividades conjuntas, estão contribuindo para socializar o conhecimento nas diversas áreas cobertas por seus respectivos mandatos. Os textos publicados foram produzidos por técnicos das instituições, autores convidados e consultores externos, cujas recomendações de política não refletem necessariamente as posições institucionais da Cepal ou do Ipea.



O ATUAL REGIME DE POLÍTICA ECONÔMICA FAVORECE O DESENVOLVIMENTO?

Julia de Medeiros Braga

1

INFLAÇÃO E POLÍTICA MONETÁRIA

Nas décadas de 1980 e 1990, desenvolveu-se com grande força na América Latina a interpretação estruturalista para a inflação, cujos caminhos acabaram, em certa medida, por informar planos de estabilização aplicados no continente.¹ As condições específicas sociopolíticas dos anos 1990, no entanto, contribuíram para certa perda de vigor no pensamento latino-americano heterodoxo sobre inflação, com forte crescimento da ortodoxia novo keynesiana (a visão convencional).

A visão convencional sobre o processo inflacionário tem como elemento central a existência de excesso de demanda no mercado de bens e fatores. Esse tipo de análise é consistente com a abordagem tradicional neoclássica, que interpreta a inflação como um fenômeno monetário na qual os preços relativos refletem a escassez dos fatores de produção, enquanto a economia tende a um equilíbrio de pleno emprego.

O surgimento do princípio da demanda efetiva como teoria alternativa para determinação do produto rompe com um dos pressupostos fundamentais de tal abordagem. Quando a renda é determinada pela demanda efetiva, não há nenhuma razão lógica para que a elevação da demanda não se reflita em um aumento de oferta, seja por maior utilização da capacidade instalada, seja pelo aumento desta via elevação da acumulação segundo o processo do acelerador. A existência de inflação por excesso de demanda não estaria

1 Bastos (2001) apresenta uma revisão da evolução dessa tradição e sua relação com os programas de estabilização nessas décadas.

logicamente eliminada, como demonstram os modelos de poupança de Cambridge, mas sua existência a curto prazo e persistência a longo prazo dependeria de hipóteses muito restritivas.

No mundo real, as economias capitalistas costumam operar com capacidade ociosa. Isso permite, a curto prazo, uma resposta adequada da oferta a mudanças do nível de demanda agregada e, a longo prazo, o mecanismo acelerador tende a elevar a taxa de crescimento e, assim, o valor do produto potencial como resposta a elevações do nível de demanda agregada.

Especificamente quanto ao aparato da Curva de Phillips, uma série de críticas específicas relativas ao funcionamento do mercado de trabalho e à formação de expectativas soma-se a essa crítica mais geral e central a respeito da existência de um produto potencial cujo valor independe do comportamento da demanda efetiva.²

No caso brasileiro recente, a crítica teórica à interpretação da inflação como resultado de excesso de demanda vem sendo corroborada por uma série de evidências empíricas (ver, por exemplo, Contador, 1985 e Summa, 2010 para um *survey* sobre a literatura empírica). A relação entre inflação e excesso de demanda – por qualquer indicador que se adote, seja a taxa de desemprego, seja o hiato do produto ou ainda o grau de utilização da capacidade – sempre se mostrou bastante instável, variando de acordo com a fase histórica da economia, sendo negativa em alguns períodos e positiva em outros. Nas últimas estimativas do Banco Central do Brasil (Bacen), para o período de 1996 a 2007, o coeficiente associado ao hiato do desemprego é significativo, porém seu sinal é positivo, o contrário do que se espera quando se adota o modelo aceleracionista.³ Essa crítica, por sua feita, atinge também em cheio o cerne da estrutura analítica do sistema de metas de inflação adotado pelo Banco Central, abrindo caminho para a proposição de esquemas teóricos distintos que dariam sustentação a políticas econômicas de cortes distintos das atuais.

2 Ver Serrano (2010).

3 Ver Bacen (2008).

2

INFLAÇÃO E SUAS COMPONENTES DE CUSTO NO BRASIL NO PERÍODO DE 1999 A 2008

2.1 SALÁRIO E PRODUTIVIDADE

Desde o ano de 1999 até 2004, os salários nominais cresceram abaixo da inflação – medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo Especial (IPCA) –, com média de 3,2% ao ano (a.a.). Somente a partir de 2005, a variação dos salários nominais ficou acima da inflação geral, passando a crescer 7,5% a.a. em média.

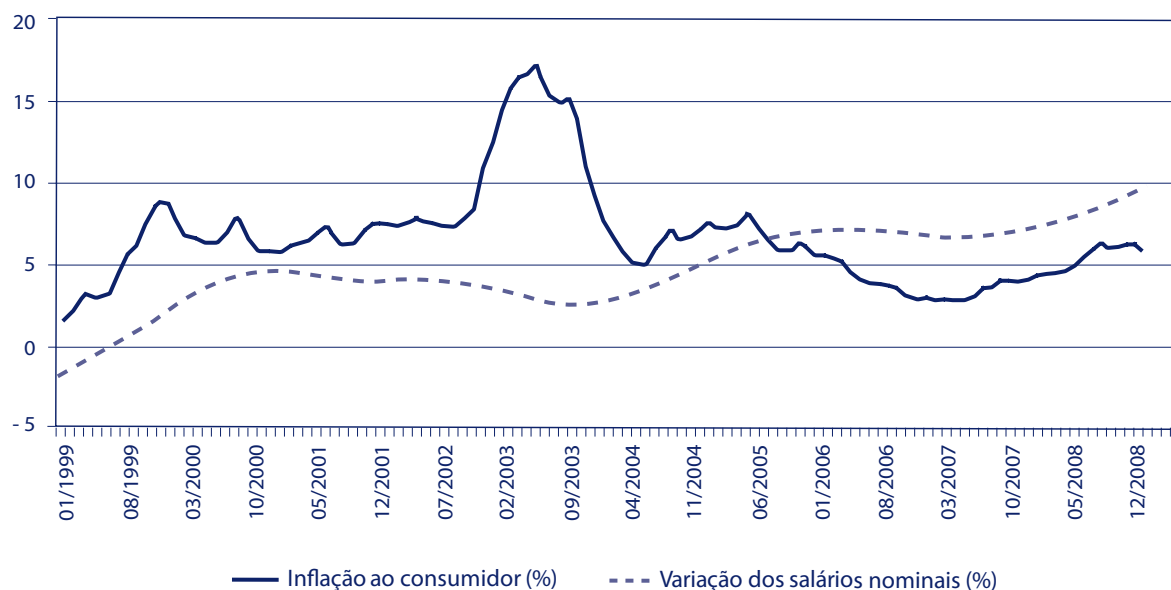


Gráfico 1: Salário e inflação

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Elaboração: da autora.

Obs.: ambas os indicadores são variações acumuladas em 12 meses.

Os salários nominais foram obtidos a partir da série de rendimento médio habitualmente recebido pela população ocupada da Pesquisa Mensal do Emprego. A série foi suavizada pelo filtro Hodrick-Prescott.

Para o setor industrial, em particular, os salários nominais apresentaram recuperação a partir de 2003. Ainda assim, a evolução ficou continuamente abaixo da inflação ao consumidor, mesmo nos anos mais recentes.

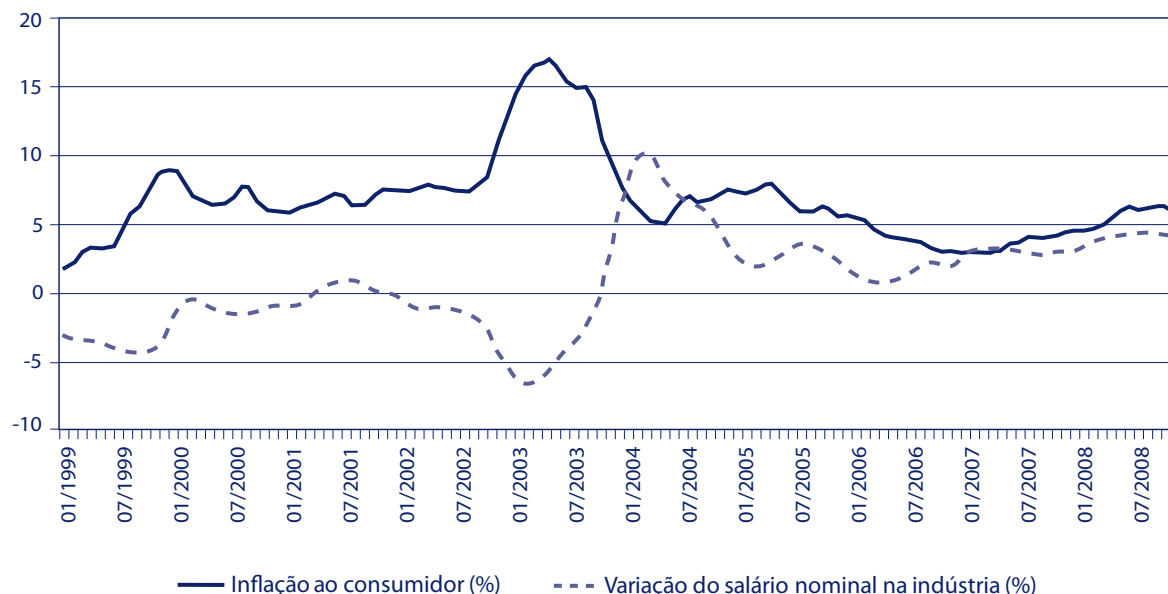


Gráfico 2 : Salário na indústria e inflação

Fonte: IBGE.

Elaboração: da autora.

Obs.: ambas as séries são variações acumuladas em 12 meses.

Os salários nominais foram obtidos a partir da série de Folha Salarial por Trabalhador da Indústria da Pesquisa Mensal do Emprego na Indústria. Série suavizada pelo modelo Tramo-Seats.

Testamos o impacto de algumas variáveis sobre a variação percentual mensal dos salários nominais. Foram considerados a taxa de desemprego ou, alternativamente, um indicador de nível de atividade econômica (o excesso de capacidade produtiva), o assim denominado hiato de aspiração, a variação nominal do salário mínimo e a inflação passada como *proxy* para expectativa de inflação por parte dos trabalhadores. Por causa da mudança metodológica realizada pela Pesquisa Mensal do Emprego (PME) no cálculo dos salários, as estimativas ficaram restritas ao período de 2003 a 2008.

Box 1: Estimativa dos salários nominais

Por causa do tamanho reduzido da amostra, optou-se por um modelo de regressão linear múltipla estimado via mínimos quadrados ordinários. O teste de raiz unitária apontou a rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária a 10% de significância para todas as séries, exceto a taxa de

desemprego. Contudo a taxa de desemprego é, tipicamente, um exemplo de série macroeconômica estacionária. Consideramos que a não rejeição da hipótese de raiz unitária foi associada à curta janela de tempo específica adotada. O correlograma da série de variação do salário nominal apontou uma correlação positiva apenas na primeira defasagem, o que justificou a inclusão de um componente autorregressivo. O teste de Breusch-Godfrey apontou a não rejeição da hipótese de ausência de autocorrelação serial, o teste de White teve como resultado a não rejeição da hipótese de ausência de heterocedasticidade e o teste de Bera-Jarque indicou a não rejeição da hipótese de que os resíduos têm distribuição normal. Alternativamente se estimou a mesma equação utilizando o indicador de excesso de demanda no lugar da taxa de desemprego. A alteração da variável exógena não modificou os resultados dos testes de hipótese para os resíduos da equação.

Regressão da variação salarial		
Amostra jan./2003 a dez./2008	Método: mínimos quadrados	
Variável	Coefficiente	Valor-p
C	2,98	0,01
Variação salarial (-1)	-0,35	0,00
Inflação (-1)	-0,49	0,19
Hiato de aspiração	-1,72	0,06
Hiato do produto	0,21	0,07
Variação salário-mínimo (-1)	0,15	0,73
R ²	0,15	
R ² ajustado	0,09	
Valor – p (do teste F)	0,05	
Estatística de Durbin-Watson	1,9	
Teste de autocorrelação LM (Breusch-Godfrey)		
Valor – p (2 defasagens)	0,73	
Valor – p (6 defasagens)	0,73	
Valor – p (12 defasagens)	0,90	
Teste de White	0,56	
Bera-Jarque	0,37	

Fonte: elaboração da autora.

Regressão da variação salarial

Amostra jan./2003 a dez./2008		Método: mínimos quadrados		
Variável	Coefficiente	Estatística t		
C	3,95	3,18	R ²	0,20
Variação salarial (-1)	-0,38	-3,27	R ² ajustado	0,14
Inflação (-1)	-0,32	-0,86	Valor-p (do teste F)	0,01
Hiato de aspiração	-0,51	-0,95	Estatística de Durbin-Watson	
Taxa de desemprego	-0,23	-2,72	Teste de auto correlação LM (Breusch-Godfrey)	
Variação salário-mínimo (-1)	0,00	0,00	Valor-p (2 defasagens)	0,36
			Valor-p (6 defasagens)	
			Valor-p (12 defasagens)	
			Teste de White	0,89
			Bera-Jarque	0,44

Abaixo estão as equações similares às estimadas acima anteriormente, porém exclusivas para o setor formal (empregos com carteira assinada) em substituição ao emprego total.

Regressão da variação salarial (dos empregos da iniciativa privada com carteira assinada)

Amostra jan./2003 a dez./2008		Método: mínimos quadrados	
Variável	Coefficiente		Valor-p
C	4,83		0,01
Variação salarial (-1)	-0,16		0,16
Inflação (-1)	0,38		0,46
Hiato de aspiração	-3,17		0,01
Hiato do produto	0,32		0,06
Variação salário-mínimo (-1)	0,51		0,36
R ²	0,16		
R ² ajustado	0,10		
Valor-p (do Teste f)	0,04		
Estatística de Durbin-Watson	2,07		

Regressão da variação salarial (dos empregos da iniciativa privada com carteira assinada)

Variável	Coefficiente	Valor-p
Amostra jan./2003 a dez./2008	Método: mínimos quadrados	
C	6,31	0,00
Variação salarial (-1)	-0,21	0,08
Inflação (-1)	0,59	0,23
Hiato de aspiração	-1,80	0,01
Taxa de desemprego	-0,33	0,01
Variação salário-mínimo (-1)	0,30	0,51
R ²	0,21	
R ² ajustado	0,15	
Valor-p (do teste F)	0,01	
Estatística de Durbin-Watson	2,16	

Fonte: elaboração da autora.

De acordo com as estimativas, os salários nominais apresentaram movimento pró-cíclico no período estudado. O indicador de atividade econômica mostrou-se estatisticamente representativo: quando o nível de utilização da capacidade sobe 1 p.p. acima do nível médio, a variação dos salários nominais aumenta em cerca de 0,20 p.p. No caso específico do setor privado formalizado (empregos com carteira assinada), esse coeficiente é de 0,32. O impacto da taxa de desemprego sobre os salários também foi testado no lugar do indicador de atividade econômica. Tudo o mais constante, quando a taxa de desemprego aumenta em 1 p.p. os salários *diminuem* em 0,23 p.p. e os salários no setor privado formalizado diminuem em 0,33 p.p.

A produtividade na indústria (medida como a produção industrial por número de horas pagas) apresentou queda de crescimento, passando de 3,9% ao ano, em média, de 1999-2003, para 3,0% nos anos seguintes. Essa desaceleração aconteceu mesmo com um aumento do ritmo de crescimento da produção industrial e deve-se ao crescimento do número de horas pagas, que passou de negativo para positivo (ver tabela a seguir). Dessa forma, a característica de crescimento com maior incorporação de mão de obra explica a pequena queda do crescimento da produtividade nos últimos anos.

Tabela 1: Produtividade do trabalho

	Produção industrial	Horas pagas	Produtividade
Taxa de crescimento (%) ao ano			
1999-2008	3,3	-0,2	3,4
1999-2003	2,1	-1,8	3,9
2004-2008	4,4	1,4	3,0

Fonte: IBGE.
Elaboração: da autora.

Podemos considerar agora a evolução do poder de compra dos salários (salários reais) *vis-à-vis* a evolução da produtividade. O custo unitário do trabalho, variável que representa a razão entre o salário real dividido pela produtividade (ver a descrição no box “Dados”), apresentou queda desde 1999 até 2003. A partir de 2004, essa variável apresenta-se em patamar aproximadamente invariante. Isso significa que os salários reais do setor privado e público – ou mesmo somente dos trabalhadores de carteira assinada no setor privado – não acompanharam o crescimento da produtividade na indústria até 2003. De 2004 a 2009, contudo, esses cresceram no mesmo ritmo. A análise retroativa a um passado ainda mais distante indica que essa variável está estabilizada, porém em um patamar baixo, especialmente quando comparada aos níveis de meados dos anos 1980.

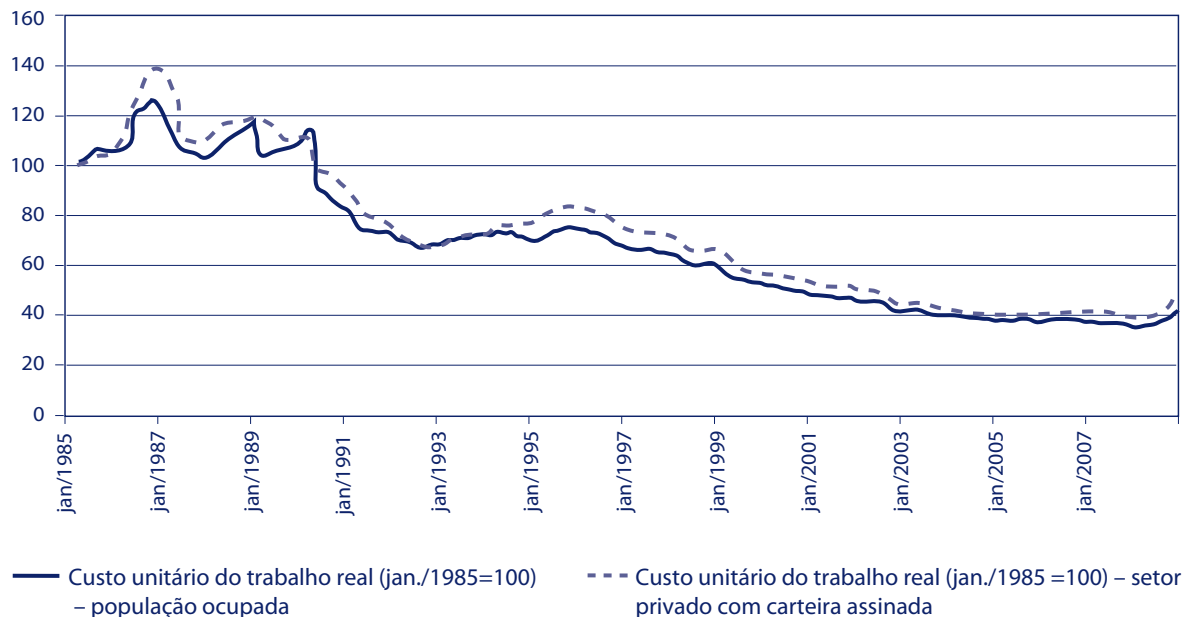


Gráfico 3: Custo unitário real do trabalho

Fonte: IBGE.
Elaboração: da autora.

O custo unitário do trabalho, quando considerada a economia como um todo, é uma *proxy* para a parcela salarial na renda. É importante ressaltar algumas diferenças importantes entre essas duas variáveis. Em primeiro lugar a parcela salarial, que pode ser medida pelas Contas Nacionais, leva em conta o comportamento do PIB como um todo e não fica restrita ao setor industrial. Além disso, o produto interno bruto (PIB) é medido como valor adicionado, enquanto a produção industrial não. Essa última diferença pode ser importante em caso de setores industriais verticalmente integrados.

Não existem dados para a parcela dos salários na renda para antes de 1990 nem para os últimos anos (2007 e 2008). A comparação entre o comportamento dos dois indicadores só é, portanto, possível para o período 1990-2006. Nota-se que o indicador de custo unitário real apresenta queda bem mais intensa do que a parcela salarial. Essa parcela oscilou no patamar de 34% na primeira metade da década de 1990, quando iniciou queda até atingir 31% em 2002, voltando a se recuperar a partir de 2004.

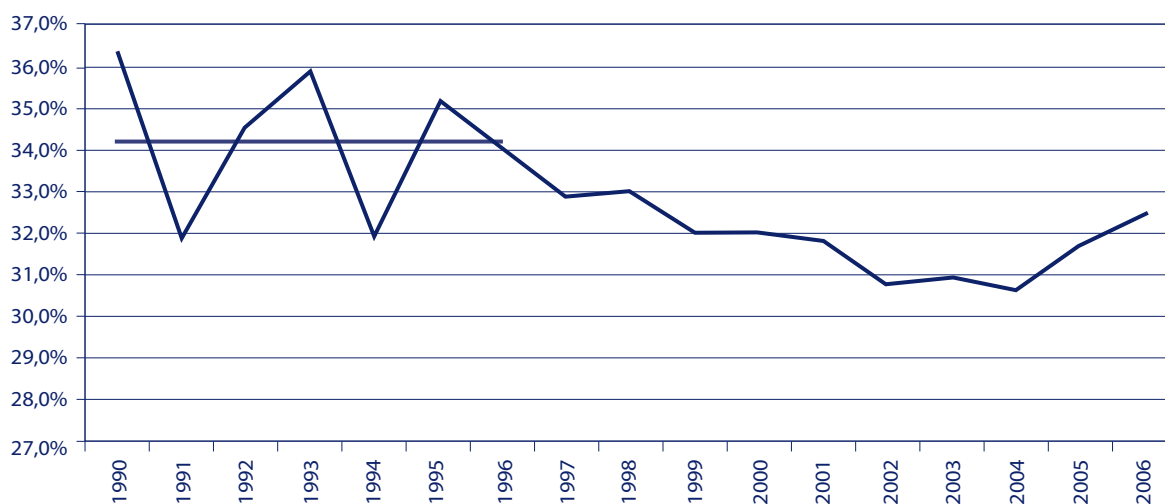


Gráfico 4: Participação dos salários na renda (%)

Fonte: IBGE.
Elaboração: da autora.

Ainda assim, os dados apresentam algumas semelhanças: em ambos os casos, para o período de 1990 a 2006, 1990 é o ano de máximo e 1995 marca o início de uma trajetória de queda.

Independentemente da forma como é medido, o fato é que podemos caracterizar que, *grossa modo*, houve um aumento do hiato de aspiração dos trabalhadores (distância entre a parcela efetiva dos salários na renda e da parcela desejada pelos trabalhadores). Tal aumento do hiato de aspiração, contudo, não foi uma

variável importante para a explicação da inflação salarial no período recente. As estimativas apontam que o coeficiente de resposta dos salários a variações do hiato de aspiração apresenta sinal contrário ao esperado, mostrando que o aumento do hiato de aspiração não pressionou para cima os salários nominais. Isso pode ser interpretado como um indício do baixo poder de barganha dos trabalhadores no período analisado, que não conseguiram pleitear aumentos salariais maiores, o que pode ser uma consequência de longo período de baixo crescimento médio do emprego, iniciado na década perdida, 1980, que continuou baixo na década seguinte.

O salário-mínimo, por sua vez, cresceu em termos reais no período como um todo (4,6% a.a. de 1999 a 2008), acelerando esse ritmo a partir de 2003 (quando passa a crescer na média 6,6% a.a.).⁴ Contudo, seus efeitos sobre os salários médios ainda não são visíveis e decresceu em termos reais 1,6% a.a. de 1999 a 2008 e cresceu 2,3% a.a. no período mais recente (de 2003 a 2008). Os testes indicam que essa variável não é estatisticamente representativa para a explicação dos salários médios. Isso significa que a política de recuperação do poder de compra dos salários-mínimos não teve efeito considerável sobre os salários médios. Tal falta de representatividade estatística pode ser atribuída a pouca abrangência no mercado de trabalho e reduzido papel indexador do salário-mínimo, embora tal fato não reduza a importância deste para diminuição da pobreza e recuperação do poder de compra da aposentadoria de muitos brasileiros.

A inflação passada também não se mostrou uma variável importante na explicação dos salários nominais, confirmando a pouca relação entre essas duas variáveis observada a partir dos gráficos.

A interação entre salários e inflação foi analisada de forma mais aprofundada a partir de um modelo para testar agora o impacto dos salários nominais sobre a inflação. Também nesse caso foi considerado o período de 2003 a 2008. Alternativamente, foram realizadas estimativas para o período de 1999 a 2008, a partir de uma série de salários que foi obtida pelo encadeamento da série antiga com a nova série – o procedimento está descrito no box “Dados”.

Box 2: Inflação (canal de custo da política monetária e outras variáveis de custo)

O teste de raiz unitária ADF apontou a rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária com valor-p de 0,006 para a inflação no período de 2000 a 2008. O mesmo resultado vale para as séries de variação da taxa de câmbio, inflação importada (variação dos preços dos importados), o indicador de excesso de demanda e a variação nominal dos salários. Como esperado, a taxa de juros tem uma raiz unitária. Esse resultado é suficiente para que não seja considerada a formulação do canal

⁴ Essa taxa refere-se ao crescimento de dezembro de 2008 em relação a dezembro de 2002. O primeiro número foi obtido pela comparação entre dezembro de 1998 e dezembro de 2008.

de juros que adota o nível da taxa de juros na equação da inflação. Dada a potencial simultaneidade entre essas variáveis, ambas devem ser integradas de mesma ordem. O teste também aponta que a variação absoluta ou relativa da taxa de juros são séries estacionárias.

Pela análise do correlograma da inflação, encontramos a correlação significativa somente na primeira defasagem, com valor de 0,62. Além disso, não existe sinal de sazonalidade significativa.

Estimamos um modelo ADL (*autoregressive distributed lags*) com defasagens trimestrais (primeiro, terceiro, sexto, nono e décimo segundo mês) para todas as variáveis. O máximo de 12 meses foi determinado por causa do tamanho relativamente pequeno da amostra. Nessa versão incluímos a variação a inflação importada, cujos preços são denominados em dólares, porém convertidos para a moeda nacional real e, portanto, já incorporando o efeito das variações cambiais.

Restringindo o modelo de acordo com o nível de significância das variáveis, chegamos à conclusão que duas variáveis são claramente não significativas: o indicador de excesso de demanda e a variação nominal dos salários. A variação absoluta da taxa de juros é significativa no período corrente quando as outras defasagens são eliminadas. O teste de Breusch-Godfrey indica ausência de autocorrelação remanescente nos resíduos. Já o teste de White indica que os resíduos podem ser heterocedásticos. Reestimamos o modelo com a correção da heterocedasticidade utilizando o estimador de White para a matriz de variância-covariância. O modelo foi novamente avaliado de acordo com os novos erros padrões e a versão mais parcimoniosa obtida foi:

Regressão da inflação				
<i>Método: mínimos quadrados com heterocedasticidade corrigida por meio do método de White</i>				
<i>Amostra jan./2000 a dez./2008</i>				
Variável	Coefficiente	Valor-p		
C	0,21	0,0	R ²	0,60
Inflação (-1)	0,58	0,0	R ² ajustado	0,56
Inflação importada	-0,01	0,3	Valor-p (do teste F)	0,00
Inflação importada (-1)	0,03	0,0	Estatística de Durbin-Watson	1,82
Inflação importada (-3)	0,01	0,1	Teste de autocorrelação LM (Breusch-Godfrey)	
Inflação importada (-6)	0,01	0,0	Valor-p (2 defasagens)	0,36
Inflação importada (-9)	0,01	0,2	Valor-p (6 defasagens)	0,88
Inflação importada (-12)	-0,01	0,2	Valor-p (12 defasagens)	0,82
Variação da Selic	0,37	0,1		
Representação de longo prazo: inflação = 0,11 inflação importada + 0,89 variação da Selic				

Fonte: elaboração da autora.

Alternativamente, incluímos a variação relativa da taxa de juros. Esta não altera em sobremaneira as estimativas e, portanto, ambas formulações do canal de custo da política monetária são válidas do ponto de vista estritamente estatístico.

O teste de Granger causalidade indica que a variação da taxa de juros não Granger causa a inflação enquanto que a inflação Granger causa a taxa de juros. Isso significa que as variações da taxa de juros não precede temporalmente variações na inflação, mas a última precede temporalmente a primeira.

Teste de Granger Causalidade Bilateral

Amostra jan./2000 a dez./2008		Defasagem (2)	Defasagem (12)
Hipótese nula		Valor-p	Valor-p
Inflação		0,89	0,40
Selic		0,01	0,01

Fonte: elaboração da autora.

Por causa do problema da mudança metodológica na série de salários, devemos observar se a equação acima é alterada caso haja uma restrição do período para os anos de 2003 a 2008. A versão mais parcimoniosa da regressão para esse período indica que nesse caso a variação salarial passa a ser significativa na explicação da inflação a 10% de significância:

Regressão da Inflação

Método: mínimos quadrados com heterocedasticidade corrigida por meio do método de White				
Amostra jan./2003 a dez./2008				
Variável	Coefficiente	Valor-p		
			R ²	0,70
C	0,11	0,03	R ² ajustado	0,68
Inflação (-1)	0,69	0,00	Valor-p (do teste F)	0,00
Inflação importada (-1)	0,02	0,02	Estatística de Durbin-Watson	1,86
Inflação importada (-6)	0,01	0,07		
Variação da Selic	0,21	0,19		
Variação salarial	0,04	0,07		

Fonte: elaboração da autora.

Os mesmos modelos foram rodados agora para a variação dos salários nominais no setor formal. Este não se mostrou significativo na explicação da inflação mesmo no período restrito de 2003 a 2008.

A partir desse modelo inicial, para levar em conta a endogeneidade da variação salarial (que teoricamente pode sofrer o impacto da inflação de preços ocorrida no passado), consideramos duas alternativas de modelagem. A primeira é uma estimação feita em dois estágios. Os instrumentos utilizados foram: o diferencial de juros corrigidos pelo risco-país, a variação do preço internacional do petróleo, o hiato de aspiração, o indicador de excesso de demanda e a inflação do período anterior.

Regressão da inflação				
Amostra jan./2000 a dez./2008				
Instrumentos: diferencial de juros com EMBI (-1), hiato do produto (-1), hiato de aspiração, preço internacional do petróleo, inflação (-1)				
Variável	Coefficiente	Valor-p		
C	0,36	0,28	R-squared	-0,1
Inflação (-1)	0,67	0,00	Adjusted R-squared	-0,2
Inflação importada (-1)	0,05	0,07	Prob (F-statistic)	0,0
Variação da Selic	0,50	0,55	Durbin-Watson stat	2,2
Variação salarial	-0,40	0,51		
Elasticidade de longo prazo da inflação importada = 0,15				

Fonte: elaboração da autora.

A segunda alternativa de modelagem é um VAR (1) entre variação salarial e inflação. Adicionamos a variável de atividade econômica, a variação da taxa de juros, o hiato de aspiração e a inflação importada em reais como variáveis exógenas. Nesse caso, além da inflação importada, a série de salário é marginalmente significativa na explicação da inflação. A elasticidade de longo prazo para a inflação importada nesse modelo é 0,07. O modelo não apresenta resíduos com autocorrelação remanescente.

Estimativa do VAR

Amostra jan./2003 a dez./2008

Estadística t em []

	Inflação	Variação salarial			
Inflação (-1)	0,74	-0,48	R-squared	0,7	0,2
	[10,47]	[-1,27]	Adj. R-squared	0,7	0,1
Variação salarial (-1)	0,05	-0,33	F-statistic	24,8	2,0
	[2,04]	[-2,72]	VAR Residual Serial Correlation LM Tests	Defasagens	Valor-p
C	-0,15	2,90	Probs from chi-square with 4 df.	1	0,5
	[-0,64]	[2,39]		6	0,4
Hiato	-0,02	0,19		12	0,5
	[-1,37]	[2,02]			
Hiato de aspiração	0,18	-1,55			
	[1,10]	[-1,80]			
Variação da Selic	0,17	-0,48			
	[0,96]	[-0,49]			
Inflação importada (-1)	0,02	0,00			
	[3,18]	[-0,05]			

Fonte: elaboração da autora.

Obs.: nesse caso, além da inflação importada, a série de salário é marginalmente significativa na explicação da inflação. A elasticidade de longo prazo para a inflação importada nesse modelo é 0,07. O modelo não apresenta resíduos com autocorrelação remanescente.

A segunda alternativa de modelagem é um VAR (1) entre variação salarial e inflação. Adicionamos a variável de atividade econômica, a variação da taxa de juros, o hiato de aspiração e a inflação importada em reais como variáveis exógenas.

As estimativas confirmam nossa percepção, a partir da análise dos gráficos, de que os salários não tiveram impacto de pressionar a inflação para cima no período de 1999 a 2008, pois a variação salarial não apresenta efeito significativo robusto estatisticamente nas equações da inflação, variando conforme o modelo e o indicador de salário utilizado.

Por outro lado, existe fator fundamental para o entendimento do comportamento do valor real dos salários, que é a forte relação inversa entre salários reais e taxa de câmbio na maior parte do período pós-1999. Anos de valorização cambial foram acompanhados de crescimento dos salários reais, enquanto anos de desvalorização cambial foram acompanhados de sua queda. Não é por outro motivo que os salários nominais aumentaram abaixo da inflação ao consumidor no período 1999 a 2004, conforme foi descrito anteriormente, uma vez que houve duas grandes desvalorizações do real nesses anos. Por outro lado, os anos seguintes podem ser caracterizados por

uma moeda doméstica valorizada, quando os salários apresentaram trajetória de crescimento mais acelerada. Tal relação inversa caracteriza importante dimensão do “conflito distributivo” da economia brasileira, que acontece entre aqueles cuja renda principal é o salário e aqueles cuja renda aumenta quando há desvalorização cambial, seja no âmbito do processo produtivo, seja pelas atividades puramente especulativas.

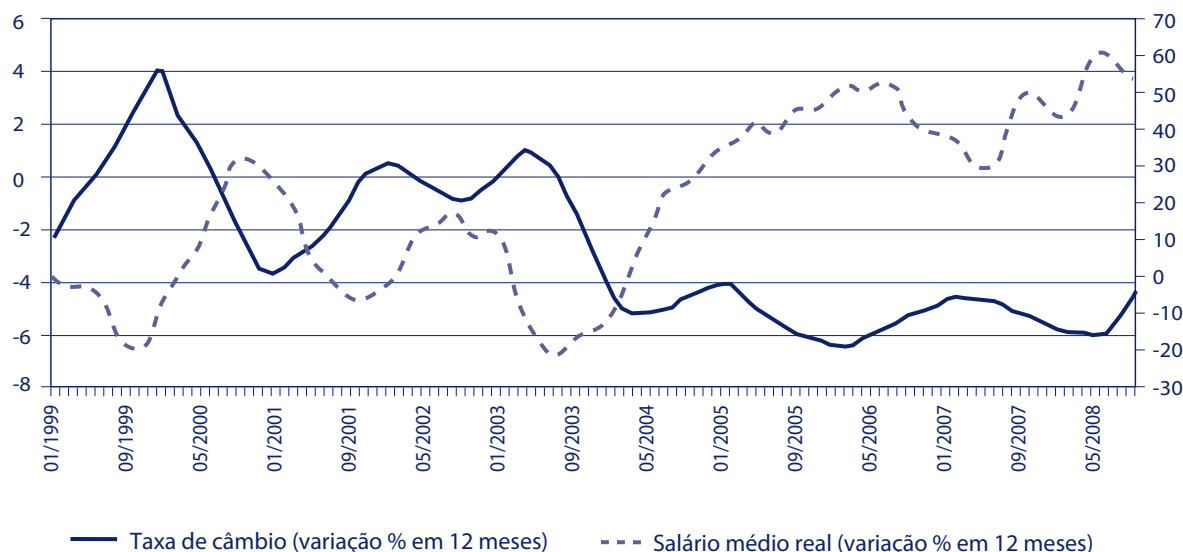


Gráfico 5: Salário e câmbio

Fonte: IBGE.

Elaboração: da autora.

Obs.: A série da taxa de câmbio foi suavizada pela média móvel 12 meses.

A série de salário médio real é a do rendimento médio real habitualmente recebido da população ocupada.

Foi suavizada por meio do procedimento Tramo & Seats.

2.2

TAXA DE CÂMBIO, TAXA DE JUROS E INFLAÇÃO

O comportamento da taxa de câmbio é fortemente condicionado ao comportamento da taxa de juros. Expectativas de variação cambial são diretamente afetadas pelo diferencial de juros corrigido pelo risco (diferença entre a taxa básica de juros interna – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) – e a taxa básica de juros externa – *Fed Funds Rate* – somada ao risco Brasil). Cada 1 p.p. de aumento da Taxa Selic aumenta a diferença entre a expectativa da taxa de câmbio para o mês seguinte em relação à taxa nominal observada no período corrente em 0,08 p.p., quando são mantidos constantes os outros fluxos de divisas – que não são diretamente afetados pela diferencial de juros, como a conta-corrente o investimento direto estrangeiro e capitais em renda variável –, a taxa externa e o risco-país. Esse aumento se dá como uma reação à valorização da

taxa de câmbio no tempo corrente. Isso significa que a taxa de câmbio valoriza-se em 0,08 p.p.⁵ Essa relação é bastante sistemática e altamente representativa estatisticamente, como fica evidente no gráfico a seguir:

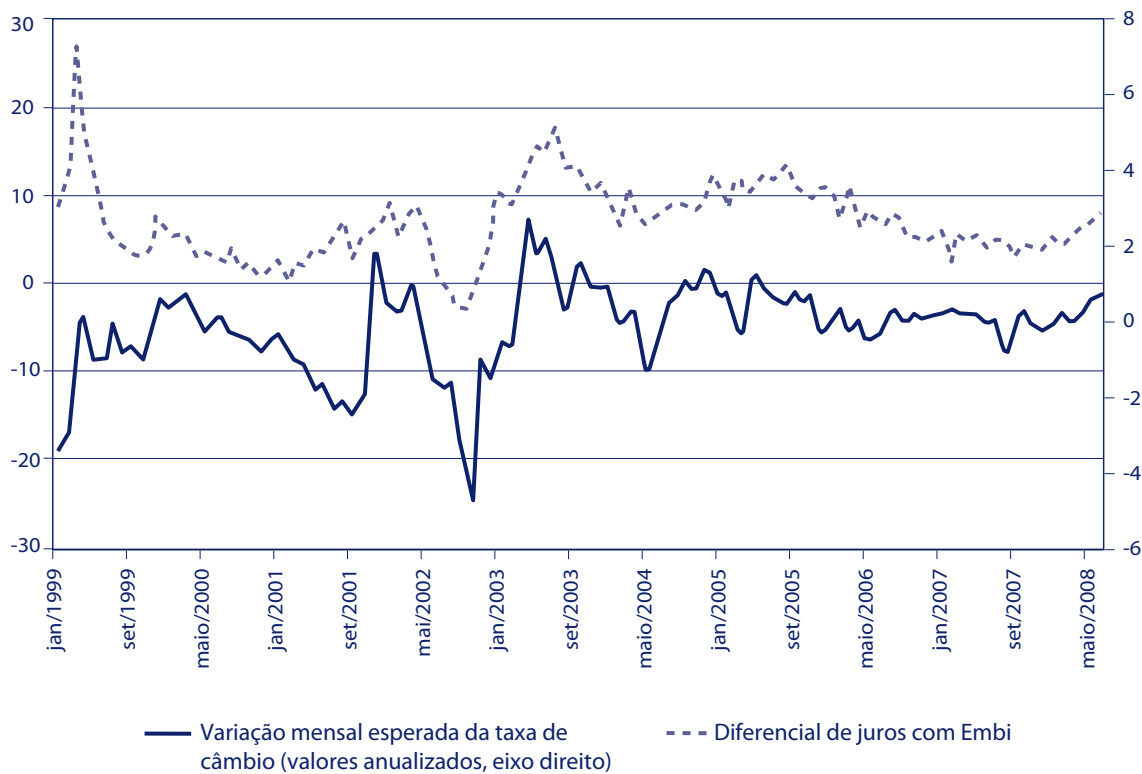


Gráfico 6 : Juros e câmbio

Fonte: Banco Central do Brasil (Bacen), JP Morgan e FED.
Elaboração: da autora.

Variações na taxa de câmbio, por sua vez, são bastante significativas para a explicação da inflação. Mantidos os preços internacionalmente denominados em dólares constantes, um aumento de 10% na taxa de câmbio leva a um aumento de 1 p.p. da inflação.

Esses dois elos constituem-se no “canal de câmbio” da política monetária que descreve, portanto, uma relação inversa entre inflação e taxa de juros: tudo o mais constante, quando a taxa de juros aumenta a inflação diminui por causa da valorização da moeda.

5 Essa estimativa é retirada de outro trabalho da autora (Braga, 2008). O gráfico que relaciona juros e câmbio expressa a seguinte equação: $e_t^e - e_t = (i - i^* - \gamma)$ em que e_t^e é a expectativa da taxa de câmbio, e_t é a taxa de câmbio efetiva, i é a taxa básica de juros interna, i^* é a externa e γ é o risco soberano. Deve-se observar que o que está sendo medido aqui é o diferencial entre juros e expectativa de variação cambial. Decorre que um diferencial positivo no lado direito da equação acima traduz uma valorização do câmbio corrente superior à valorização esperada no futuro.

O assim denominado “canal de custo” da política monetária também pode ser testado. Diferentes modelos que levam em consideração esse canal geram diferentes formas funcionais para a relação entre a inflação e a taxa de juros (ver LIMA; SETTERFIELD, 2008). A forma mais adequada, segundo os testes estatísticos, é aquela em que a variação da taxa de juros entra como determinante direto na equação da inflação. O resultado é que essa variável é significativa – tem coeficiente associado diferente de zero –, exceto no ano de 1999, quando a taxa sofreu uma oscilação muito forte.⁶ O coeficiente de impacto de um aumento de 1 p.p. na variação da Selic é um aumento da inflação em 0,45 p.p.

Porém, o teste de causalidade indica que as variações da taxa de inflação antecedem temporalmente variações na taxa de juros. Portanto, a relação positiva entre a taxa de juros e a inflação não pode ser caracterizada como efeito direto desse canal, mas sim da própria política monetária, que reage às alterações na taxa de inflação.

Nos modelos ortodoxos de política monetária, variações da Taxa Selic definem-se como resposta a distância entre a inflação esperada e a meta estabelecida pelo governo. Ainda que a inflação passada não entre explicitamente nesse tipo de equação, empiricamente é possível observar que expectativas de inflação são bastante influenciadas pelo comportamento da inflação no passado recente. Dessa forma, a própria política monetária é afetada pelo que aconteceu com a inflação.

As estimativas da chamada Regra de Taylor na literatura confirmam nosso argumento. Muitos autores estimam que o coeficiente de resposta da taxa de juros à variação da inflação é maior do que a unidade a curto prazo, de forma que a taxa de juros reage fortemente a um choque inflacionário positivo (ver por exemplo BARBOSA; SOARES, 2006). Outros autores enfatizam a falta de reação da política monetária em casos de períodos de inflação baixa, afirmando que o Bacen incorporou a convenção de que há elevado piso para a Selic que não deve ser ultrapassado para baixo (MODENESI, 2008). De fato, em períodos de inflação baixa, sempre surge no debate econômico aqueles que defendem uma diminuição da meta de inflação em vez de reduções mais significativas da taxa de juros.

De acordo com nossas estimativas, a consequência dessa reação da política monetária às variações da inflação é que, diante de um choque que eleve o patamar da inflação, em média, 89,0% do valor **real** da taxa de juros permanece inalterado.

Entre 2000 e 2008, a taxa de juros real oscilou muito pouco, apresentando média de 9,8% e desvio-padrão de 2,2 p.p. (ver gráfico 7). Somente nos últimos dois anos (2007 e 2008) apresentou trajetória mais consistente de queda, passando a oscilar em um patamar de 7,5%. Como a taxa básica de juros define um piso para o

⁶ Por esse comportamento muito atípico, o ano de 1999 foi suprimido das análises estatísticas e, portanto, não influenciou nos resultados apresentados.

valor das margens de lucro, conclui-se que a própria política monetária tem contribuído para a manutenção de um valor real das margens de lucro em um em um prazo mais longo.

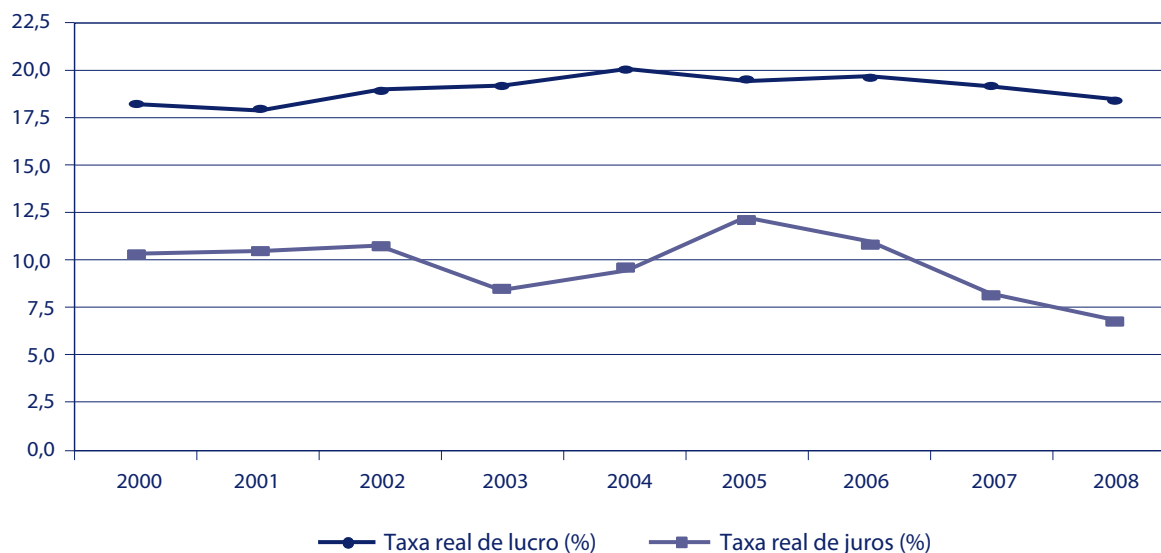


Gráfico 7: Juros e lucro

Fonte: IBGE, Bacen e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

No gráfico anterior apresentamos uma *proxy* para a taxa de lucro real média da economia brasileira nesse período em termos anuais (a descrição do cálculo utilizado está no *box* “Dados”). Esta flutuou em torno de 19%, patamar cerca de 9 p.p. acima da taxa de juros. Os dados indicam que a taxa de real de lucro flutua menos que a taxa real de juros; porém, ainda assim, parece compartilhar de tendência semelhante. Nos últimos anos, a taxa real de lucro diminuiu levemente, acompanhando a trajetória de queda da taxa real de juros.

2.2.1

Preços internacionais

Os preços internacionais também se mostraram bastante significativos para a explicação das variações da inflação. Para dada taxa de câmbio, um aumento de 10 p.p. dos preços em dólares dos insumos importados aumenta a inflação em 1 p.p.

O gráfico 6 mostra a evolução do índice dos preços importados medidos em dólares, a taxa de câmbio e a inflação (com a meta representada pela área cinza). Em geral, pode-se verificar que, de 1999 a 2003, a inflação foi pressionada pelas desvalorizações cambiais. Nesse período, até meados de 2002,

os preços internacionais em dólares estavam em queda de forma que a inflação importada estava negativa. A partir de então, a inflação importada iniciou uma trajetória ascendente e passou a pressionar a inflação doméstica. Dessa forma, *grosso modo*, o primeiro período pode ser caracterizado por uma inflação causada pelas variações cambiais, enquanto no segundo período o principal determinante da inflação foram as variações dos preços determinados no mercado internacional, delineando uma inflação importada pela economia brasileira. Portanto, enquanto um fator estava atuando em uma direção, o outro atuava em outra, o que ajudava a não provocar uma aceleração da inflação.

O único período em que os dois fatores atuaram conjuntamente foi final de 2002/início de 2003, o que explica o alto patamar da inflação alcançado ao longo do ano de 2003.

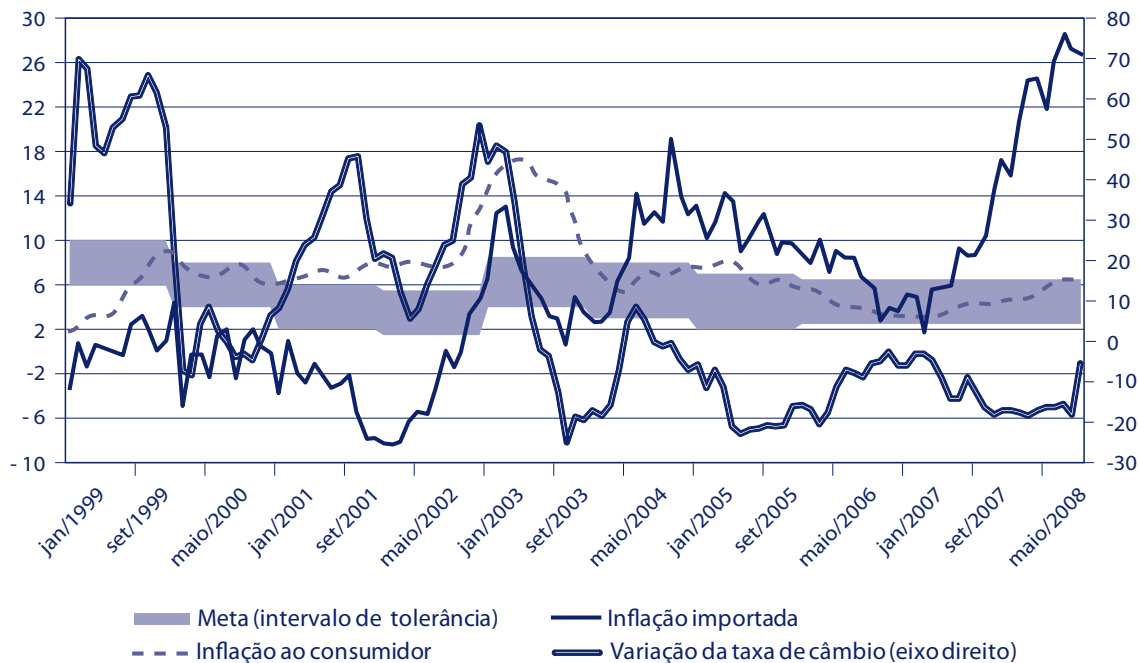


Gráfico 8: Inflação importada e câmbio

Fonte: Bacen, IBGE e Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex).
 Elaboração: da autora.
 Obs.: todas as variáveis são variações (%) em relação ao mesmo mês do ano anterior.

O gráfico a seguir mostra que a inflação dos preços dos produtos exportados teve correlação positiva com a inflação importada. Os preços dos bens exportados seguiram a trajetória de longo prazo dos preços das *commodities*. Os preços dos bens importados, cujo conteúdo tecnológico é mais elevado, embora tenham se descolado em alguns anos e não sofram de volatilidade tão intensa, ainda assim,

no agregado, não apresentaram comportamento de longo prazo (isto é, tendencial) tão diferente dos preços das *commodities*.

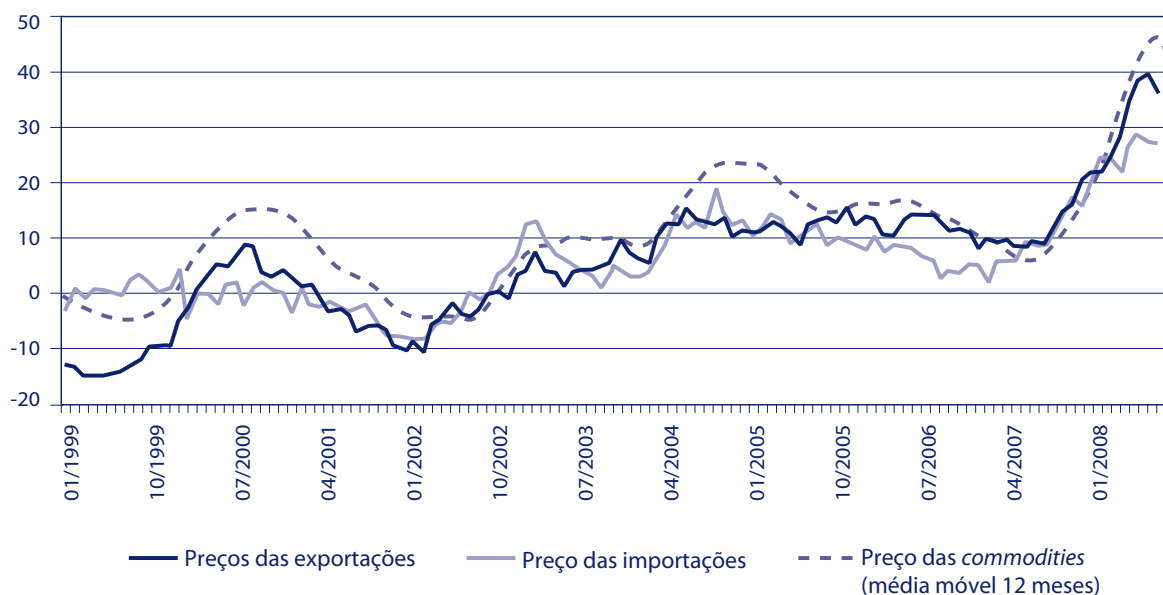


Gráfico 9: Commodities e preços dos bens transacionáveis

Fonte: Ipea e Funcex
Elaboração: da autora.
Obs.: todas as séries são variações (%) em 12 meses.

Como aconteceu com as *commodities* em geral, o impacto sobre os preços das variações do preço internacional do petróleo é intermediado pelas variações da taxa de câmbio quando convertido na moeda local. Por um lado, os aumentos do preço internacional do petróleo de 1999 e, posteriormente, de 2002, foram exacerbados pela desvalorização do real. Em 1999, o aumento de 150% em dólares significou aumento de 250% em reais. Em 2002, a variação de 65% em dólares se transformou em uma variação de quase 150% em reais. Por outro lado, o aumento do período 2004-2006 e o mais intenso, em 2007-2008, foram parcialmente amortecidos pela valorização do real – diminuindo, no primeiro caso, do patamar de 40% para 20% e no segundo caso, de 60% para 40%.

Além disso, o impacto do preço do petróleo sobre a inflação também pode ser alterado de acordo com a política de reajuste da Petrobras e do governo federal. Um exemplo marcante disso ocorreu nos anos recentes, quando a variação de cerca de 40% do preço do petróleo em reais ocorrida em 2007-2008 não foi inteiramente repassada ao preço dos combustíveis. Os preços da gasolina e do diesel nas refinarias permaneceram inalterados do final de 2005 até maio de 2008, quando houve

reajuste de 10% no caso da gasolina e 15% no caso do diesel. O impacto sobre o consumidor do reajuste da gasolina, no entanto, foi nulo (a componente gasolina do IPCA variou em 0,0% no acumulado em 12 meses, apresentando até mesmo leve queda nos anos de 2007 e 2008 como um todo), uma vez que foi compensado pela diminuição do imposto sobre os combustíveis – Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (Cide). Já o abatimento da Cide sobre o diesel não teve o mesmo efeito; porém, ainda assim, a variação ocorrida a partir de maio de 2008, no acumulado em 12 meses, respeitou o limite superior do intervalo da meta de inflação (ver gráfico a 10).

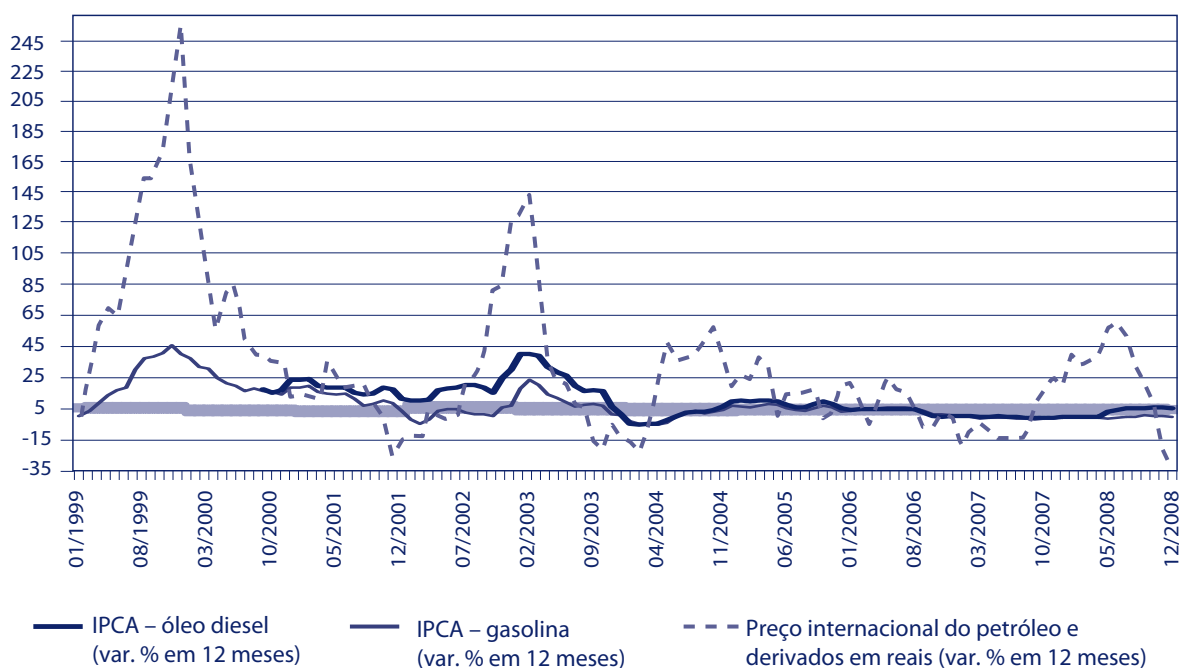


Gráfico 10: Combustíveis

Fonte: Bacen, Ipea e IBGE.
Elaboração: da autora.

Naturalmente, na perspectiva da teoria da inflação de custo, o preço dos combustíveis tem grande impacto sobre a inflação. O peso dos combustíveis no índice IPCA foi cerca de 5% em 2008. Além disso, há o impacto indireto sobre o transporte público, nos custos dos fretes rodoviários e em todo o custo de transporte em geral (que, contando com os combustíveis, tem peso de aproximadamente 20% sobre o IPCA), com a ampla difusão de reajustes que pode provocar sobre todos os bens e serviços da economia em geral.

Outros preços administrados exerceram papel importante na determinação da inflação. Pelas regras impostas durante o processo de privatização, alguns desses itens acabaram por criar uma espécie de

memória, o que impõe uma inércia sobre a inflação. Especificamente, no caso da energia elétrica, o reajuste é referenciado ao IGP-M. Os contratos dos serviços telefônicos utilizavam o IGP-DI até 2005, quando passaram a utilizar um Índice de Serviços de Telecomunicação, composto por uma combinação de outros índices, entre eles: IPCA, INPC, IGP-DI e IGP-M. Como o IGP sofre forte influência das variações cambiais, esses contratos acabam por atrelar esses preços de forma indireta aos movimentos da taxa de câmbio. No caso da energia elétrica, tal influência também é sentida de forma direta, uma vez que a energia gerada por Itaipu é determinada em dólares.

Tais regras permitiram que esses preços tivessem reajustes muito acima da média da inflação durante o período de desvalorização cambial. Esse aumento pode ser caracterizado por uma “inflação de grau de monopólio” (SICSÚ, 2003) e, na perspectiva adotada neste trabalho, refere-se ao lucro acima do “normal” que é aquele cujo piso é influenciado pelas variações da taxa de juros.

Podemos então resumir a interação relevante entre os determinantes principais da inflação no período de 1999 a 2008 para a economia brasileira, de acordo com a interpretação dos modelos de conflito distributivo. Levando em consideração as variações observadas dos preços internacionais e da inflação passada, o Banco Central estipula uma taxa de juros adequada. Ao reagir às variações da inflação, por meio das variações consequentes sobre a taxa de câmbio, com objetivo de cumprir a meta de inflação, acaba por proteger as margens de lucro contra os salários reais. Como vimos, somente nos últimos anos os salários nominais reagiram a aumentos da inflação. Porém, ainda não podem ser considerados fatores que pressionam a inflação ainda mais para cima, de forma que cause uma espiral positiva entre preços e salários, porque estão crescendo em termos reais, quando muito, ao ritmo de crescimento da produtividade (cerca de 3% nos últimos anos).

São esses aumentos da produtividade e o fato de os salários nominais não terem conseguido recompor patamares mais elevados de parcela salarial na renda que vigoravam no passado, os fatores principais que explicam por que a inflação não teve uma tendência a acelerar no Brasil no período do Regime de Metas de Inflação. Apenas no período entre 2002 e 2003, a inflação apresentou comportamento altista com maior velocidade. O que ocorreu foi uma pressão tanto por parte dos preços internacionais denominados em dólares quanto da própria desvalorização cambial. Estes fatores contribuíram para um aumento dos preços dos insumos importados afetando os custos de produção, além de afetar também os preços de alguns produtos exportados e que são também vendidos no mercado interno.

3

INFLAÇÃO DE CUSTO E POLÍTICA ECONÔMICA

Na primeira seção deste texto, apresentamos a possibilidade teórica da inflação como fenômeno ligado a pressões de custo, considerando a formação desta não diretamente vinculada à obtenção de um equilíbrio de pleno emprego ou de plena capacidade da economia.

Essa plena capacidade/emprego, ou produto potencial máximo, quando apresentado em termos dinâmicos tem como representação uma taxa de crescimento máxima ou um valor supostamente “sustentável”, no sentido de ser não inflacionário. Seja em uma leitura estática ou dinâmica da análise teórica tradicional, esta leva sempre à interpretação de que a elevação dos preços surge como fenômeno de excesso da demanda sobre a capacidade produtiva máxima da economia. Segue diretamente desse referencial teórico uma política de combate à inflação com linhas gerais bem definidas: qualquer desvio da trajetória de crescimento, ou do nível de produto potencial, deve ser imediatamente combatido com as necessárias medidas monetárias contracionistas.

Entretanto, em uma abordagem que tem o princípio da demanda efetiva como elemento analítico central para explicar o nível de produto a curto prazo e sua taxa de crescimento no longo prazo, existe uma flexibilidade no sistema econômico suficiente para fazê-lo transitar a uma taxa de crescimento mais elevada via aceleração do investimento e uma reação endógena da poupança.

Assim, uma vez que se interpreta a inflação como um fenômeno ligado a pressões de custo e não excesso de demanda, não há nenhuma razão teórica em se associar inflação a crescimento mais acelerado da economia. Desse diagnóstico diverso seguem-se outros remédios ou medidas preventivas para evitar que surjam pressões de custos, que não a contenção de demanda.

Nunca é demais lembrar que a inflação é indesejada por várias razões, sendo a principal delas a possibilidade real de resultar em redução das rendas contratuais, entre as quais a mais importante é o salário.

Como visto em seções anteriores, as fontes de pressão podem advir da evolução das principais variáveis nominais, como câmbio, salário, juros e preços das *commodities*. A manutenção e/ou ampliação desse estímulo inicial estará ligada à dinâmica de interação entre tais variáveis.

Na parte empírica deste estudo, mostramos que a inflação brasileira nos últimos anos foi determinada principalmente pela evolução da taxa de câmbio e dos preços dos insumos importados em dólares, enquanto os salários não tiveram papel de pressão sobre os custos. Mostramos também que alterações na taxa de juros surtiram efeito sobre a inflação principalmente pelas alterações que provocaram sobre a taxa de câmbio e pelo fato de ter preservado o valor real das margens de lucro.

Uma vez que isso é observado empiricamente, podemos levantar alguns cenários em que a devida e permanente preocupação com a questão inflacionária não se choca com uma ênfase na aceleração do processo de desenvolvimento econômico.

Inicialmente, vale reforçar a ideia de que, apesar de pró-cíclico, o comportamento do salário na economia brasileira tem sido relativamente moderado. Em termos econômicos, isso significa que a política de controle de demanda pode ser mais flexível, na medida em que uma diminuição da taxa de desemprego, ou aumento do emprego associado a um maior nível de produto, teria uma reação limitada em termos de pressão de custos. Além do mais, a trajetória salarial no período estudado aponta para a existência de um razoável espaço de recuperação da parcela salarial na renda.

A experiência recente mostra também que a combinação de autossuficiência em petróleo, combinada à propriedade majoritariamente estatal da Petrobras, adiciona um grau de liberdade à política anti-inflacionária brasileira. Este componente esteve ausente, por exemplo, nas crises dos anos 1970 e início dos anos 1980, com impactos graves sobre a trajetória da inflação nesses períodos. A atuação da Petrobras no sentido de estabilizar o preço do combustível, mesmo em um ambiente internacional altamente especulativo e volátil, foi extremamente eficiente, ainda mais se lembrarmos que a política de metas de inflação brasileira tem como indicador a inflação cheia e não apenas o núcleo (*core*) – índice de preços expurgado dos efeitos de preços voláteis como combustíveis e alimentos.

Como visto nos estudos empíricos, a taxa de câmbio tem sido central para explicar a trajetória da inflação, sendo inclusive utilizada para tal de forma persistente pelo Banco Central. Este, por meio de sua política de juros elevados, busca valorizar o câmbio com objetivos deflacionistas. Tal grau de liberdade também esteve ausente na década de 1980, quando a interrupção dos fluxos internacionais ao país impossibilitou que tentativas de contenção do processo inflacionário no país fossem exitosas. Tanto isto é verdade que a retomada do capital externo foi um dos fatores fundamentais para explicar o sucesso do Plano Real na década de 1990, que teve como elemento central a utilização de uma âncora cambial.

Entretanto, é importante notar que o fato de não existir uma âncora cambial formal no atual regime não impede que a taxa de câmbio continue sendo utilizada de forma indireta, por meio da política de juros, pelo Banco Central para manutenção da estabilidade de preços.

Independentemente dos resultados positivos específicos de tal política, há efeitos colaterais sobre outras variáveis da economia que apontam para os limites de sua utilização. A valorização cambial tem impacto negativo sobre a competitividade das exportações e das importações industriais. O segundo efeito é usualmente menos notado que o primeiro, entre outras coisas, porque a valorização cambial tende a subestimar o aumento do coeficiente de importação quando medido na moeda do país (importações dividido sobre o PIB), mascarando o impacto do câmbio sobre as quantidades importadas medidas em termos reais. Os dados mostram que desde 2004, quando o câmbio começa a sofrer um processo de valorização nominal e real, uma vez retirado tal efeito, o índice real de importações cresceu mais de 60%.

Em relação às exportações, para os setores de *commodities*, esse efeito de valorização cambial pode ser compensado por elevação do volume e do preço de *commodities*, cujos preços são formados em mercados externos na moeda internacional. Ou seja, seu impacto não é tão relevante. Entretanto, esse efeito pode ser extremamente nocivo para as exportações industriais, ainda mais quando somado ao efeito sobre as importações/penetração no mercado interno, para a própria sobrevivência de setores industriais mais dinâmicos.

Assim, a solução mais virtuosa para eventuais pressões de custo é exatamente o próprio crescimento econômico. Como essa associação muitas vezes é apresentada de forma invertida, ou seja, apontando maior crescimento econômico e baixa inflação como antagonísticos, é importante explicitar suas conexões.

Em primeiro lugar, deve-se destacar que, em modelos que explicam o crescimento econômico pelo princípio da demanda efetiva (ou modelos keynesianos/kaleckianos), é natural que exista uma oscilação do nível de atividade econômica em torno de algum nível normal desejado. Esse nível situa-se em torno de 80% da capacidade instalada, ou seja, na média entre períodos de aceleração e desaceleração da atividade econômica, a demanda ocuparia cerca de 80% da capacidade máxima produtiva. A operação abaixo do máximo é uma característica desejada pelos produtores, que assim contam com uma capacidade ociosa planejada para fazer frente, exatamente, a eventuais elevações da demanda agregada. Logo, em períodos de aceleração do crescimento é inelutável que tal utilização da capacidade ociosa se eleve. No mecanismo normal de crescimento econômico puxado pela demanda, o próprio investimento, ao reagir à maior demanda, cria capacidade produtiva mais elevada em períodos seguintes. Porém, no período em que é realizado, o crescimento econômico constitui-se em um elemento de elevação da demanda sobre uma capacidade produtiva dada. Assim, uma reação automática de política monetária contracionista, frente à elevação da utilização da capacidade produtiva nessa fase de aceleração da demanda, com objetivo de combater uma suposta inflação de demanda, pode abortar um processo de crescimento econômico de longo prazo. A não compreensão do fenômeno do crescimento econômico, como dependente do comportamento de demanda, pode terminar por travar

o próprio processo de crescimento, já que este, por meio do efeito da demanda sobre crescimento do investimento, leva inexoravelmente, a curto prazo, a uma elevação da utilização da capacidade produtiva. Particularmente no caso brasileiro, no qual a resposta do custo do trabalho é moderada em relação ao crescimento da demanda, a pressão de custo de uma aceleração do crescimento tende a ser bastante limitada.

Se, por um lado, o crescimento não causa, segundo as observações empíricas, grande pressão inflacionária, por outro, pode servir, no longo prazo, para absorver tal movimento altista de certos custos, caso se manifeste. Crescimento econômico elevado *per capita* duradouro reflete, normalmente, ganhos de produtividade do trabalho. Tais ganhos podem absorver elevação do salário nominal sem pressionar a margem de lucro das empresas tendo o efeito adicional benéfico de reforçar a formação de um mercado de consumo mais amplo. O alargamento da demanda agregada permite a captação de ganhos de escala e de aprendizagem, melhorando o próprio desempenho das empresas. Vale repetir que esta não é apenas uma construção teórica plausível, tendo sido a marca registrada do crescimento europeu nas décadas de 1950 e primeira metade de 1960. Mesmo nos dias de hoje, pode-se registrar no caso da China uma economia de alto crescimento, baixa inflação e, recentemente, expressivos ganhos salariais.

Finalmente, crescimento econômico que leve a ganhos de produtividade é crucial para ganhos de competitividade externa. Só assim é possível combinar estabilidade cambial, fundamental para a estabilidade de preços, e crescimento salarial.

Até esse ponto tratou-se a questão do crescimento e da inflação de maneira macroeconômica, ou seja, da compatibilidade ou mesmo da complementaridade de crescimento e baixa inflação, dadas certas condições sobre mercado de trabalho/conflito distributivo e do cenário e posicionamento externo da economia brasileira (termos de troca e financiamento). Entretanto, esse processo virtuoso também depende de estratégias microeconômicas adequadas, tais como: políticas industriais e de incentivo à inovação tecnológica, políticas de incentivo ao crédito e investimento em infraestrutura. Mais uma vez, essas políticas fundamentais só são possíveis por meio de uma intervenção estatal eficiente e que, para tanto, não pode ser alvo de discontinuidades e interrupções ao sabor de impactos indiretos de medidas de política monetária anti-inflacionárias restritivas. Sabe-se que políticas monetárias restritivas, operando por meio de elevação da taxa básica de juros, ao elevar a carga de juros paga pelo governo acabam por ter como contrapartida uma elevação do superávit primário, muitas vezes resultado de uma redução do gasto público. Essas medidas teriam, assim, um efeito direto de restrição à aceleração do crescimento via desincentivo à demanda agregada no momento ascendente do ciclo econômico e indireto pela influência negativa e eventual discontinuidade nos gastos públicos fundamentais para ganhos de produtividade microeconômicos.

Box 3: Dados

A série para medir os salários nominais é o rendimento nominal médio habitualmente recebido pela população ocupada da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Tal variável tem a limitação de se restringir às principais regiões metropolitanas do país: Rio de Janeiro, São Paulo, Salvador, Belo Horizonte, Recife e Porto Alegre. Em função da mudança metodológica realizada pela pesquisa em 2003, quando foram consideradas estimativas para o período de 1999 a 2008, a série foi encadeada com a série do rendimento nominal médio recebido pela população ocupada da Pesquisa Mensal do Emprego – Antiga Metodologia. Para as estimativas foi realizado um tratamento de ajuste da sazonalidade da série antiga visando a compatibilizar as duas séries.

O indicador de atividade foi construído a partir do dado de grau de utilização da capacidade na indústria, da Fundação Getúlio Vargas (FGV). A variável representa o desvio do grau de utilização em relação a sua média no período de 1999 a 2008 (80,7%). Essa média foi normalizada para se igualar a 100% de forma que valores superiores a 100 representem excesso de demanda e valores inferiores a 100, excesso de oferta.

O custo unitário do trabalho é o salário real dividido pela produtividade. Para essa variável foi utilizado o rendimento médio real habitualmente recebido pela população ocupada da Pesquisa Mensal do Emprego, encadeado com a série rendimento médio real recebido pela população ocupada da Pesquisa Mensal do Emprego – Antiga Metodologia. A medida de produtividade refere-se à produtividade na indústria que é obtida como a produção industrial dividido pelo número de horas pagas. A produção industrial é medida pelo índice da Pesquisa Industrial Mensal Produção Física (PIM-PF) do IBGE, cuja abrangência geográfica é: Pernambuco, Ceará, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. O número de horas pagas na indústria tem como fonte a Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário, que abrange as mesmas regiões que a PIM-PF.

O hiato de aspiração é a distância entre a parcela efetiva dos salários na renda e a parcela desejada pelos trabalhadores. A parcela salarial efetiva foi medida a partir do custo unitário real do trabalho. A parcela considerada a “desejada” foi o máximo alcançado no período 1999 a 2008, que se localizou temporalmente no início do período.

A taxa real de lucro foi calculada a partir da razão entre a massa real de lucros, deflacionada pelo deflator implícito do PIB (IBGE), e o capital fixo produtivo do ano anterior. O capital produtivo é o estoque de capital fixo de máquinas e equipamentos, líquido de depreciação, somado ao estoque líquido de capital fixo da construção não residencial, ambos indicadores calculados pelo Instituto de Pesquisa



Econômica Aplicada (Ipea). A massa salarial foi obtida a partir da diferença entre o PIB líquido de impostos sobre produtos e a massa salarial ampliada, que abrange além dos salários, os rendimentos de autônomos e as contribuições sociais. Estes dados têm como fonte as Contas Nacionais, que só estão disponíveis para os anos de 2000 a 2006. Para 2007 e 2008, a massa de salários foi obtida supondo que teve crescimento em igual ritmo ao da massa dos rendimentos efetivamente recebidos da PME/ IBGE. Para a massa de rendimento de autônomos a hipótese é que esta tenha crescido no mesmo ritmo da massa de rendimento daqueles que trabalham por conta própria, indicador também calculado pela PME. Para as contribuições sociais, foi suposto que esta cresceu em ambos os anos no ritmo da média anual de crescimento de 2000 a 2006.

REFERÊNCIA

BACEN. A taxa natural de desemprego no Brasil. **Relatório de inflação**, v. 10, n.1, p. 129, mar. 2008.

BARBOSA, F.; SOARES, J. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. In: ANAIS DO XXXIV ENCONTRO DA ANPE, 2006.

BRAGA, J. **Brazilian exchange rate estimation in the inflation targeting regime**. 2008. Mimeografado.

BASTOS, C. P. Inflação e estabilização. In: FIORI, J.; MEDEIROS, C. (Ed.). **Polarização mundial e crescimento**. Petrópolis: Vozes, 2001.

CONTADOR, C. **Reflexões sobre o dilema entre inflação e crescimento econômico na década de 80**. 1985. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/311/250>>.

LIMA, G. T.; SETTERFIELD, M. **Pricing behaviour and the cost-push channel of monetary policy**. In: I ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, Unicamp, Campinas, 2008.

MODENESI, A. **Convenção e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB – 2000-2007**. [S.l.]: Ipea, 2008 (Texto para Discussão, n. 1.351).

SERRANO, F. Taxa de juros, taxa de câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 30, p. 1, 2010.

SICSÚ, J. Políticas não-monetárias de controle da inflação: uma proposta pós-keynesiana. **Análise Econômica**, Ciências Econômicas da UFRGS, 2003.

SUMMA, R. **Uma avaliação crítica das estimativas da curva de Phillips no Brasil**. In: XV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, São Luis do Maranhão, 2010.