

UMA AVALIAÇÃO CRÍTICA DAS ESTIMATIVAS DA CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL

Ricardo Summa¹

Resumo: o presente artigo busca avaliar criticamente as estimativas da curva de Phillips para a economia brasileira no período recente, com respeito a proposição teórica da curva de Phillips aceleracionista que é um dos fundamentos do modelo do Novo Consenso em Política Econômica. Foram avaliadas as três principais hipóteses do modelo aceleracionista identificadas em Serrano (2007) - inércia completa; relação entre hiato do produto e inflação; e choques de oferta com média zero – a partir das estimações dos trabalhos empíricos para o Brasil. Um exame dos resultados desses trabalhos no faz concluir que as hipóteses da curva aceleracionista não se verificam e que, portanto, as conclusões sobre as causas da inflação, da dinâmica inflacionária e dos canais de transmissão da política econômica são diferentes daquelas estabelecidas pelo modelo do Novo Consenso.

Palavras-chave: Curva de Phillips aceleracionista, Modelo do Novo Consenso, Inflação de custo e de demanda

Abstract: This article aims to evaluate critically the estimates of the Phillips curve for the Brazilian economy in recent years, with respect to the theoretical proposition of the accelerationist Phillips curve which is one of the foundations of the model of the New Consensus on Economic Policy. We assessed the three main assumptions of the accelerationist model identified in Serrano (2007) – complete inertia; relationship between output gap and inflation, and supply shocks with mean zero - from the empirical estimates for Brazil. An examination of the results of the Brazilian works is concluded that the hypothesis of the accelerationist curve not are not verified and therefore, conclusions about the causes of inflation, the inflation dynamics and the transmission channels of economic policy are different from those established by the New Model Consensus.

Key words: Accelerationist Phillips curve, New Consensus model, Cost-push and Demand-pull inflation

JEL: E31

¹ Professor Adjunto IE/UFRJ. E-mail: ricardosumma@ufrj.br

1. Introdução

A inflação brasileira, que durante as décadas de 80 e início dos 90 foi um grande problema econômico a ser resolvido, teve sua dinâmica alterada após o Plano Real, em 1994. Passados quatro anos do plano, houve uma grande crise no balanço de pagamentos e a taxa de câmbio, que era fixa, sofreu uma forte desvalorização em 1999. Nesse mesmo ano é instituído o Sistema de Metas de inflação (SMI), que fixa uma meta anual de inflação a ser perseguida, e conta também com as políticas macroeconômicas de meta de superávit primário e taxa de câmbio flutuante.

O arcabouço teórico que inspirou diversos governos a adotarem o SMI no mundo é o chamado modelo do Novo Consenso em política macroeconômica (Blinder (1997), Romer (2000)) para economia aberta (Romer (2005), Taylor (2005)). Segundo essa visão, a principal fonte de pressão inflacionária é pelo lado da demanda agregada, de tal maneira que pressões dessa natureza levam a uma aceleração da inflação. O principal instrumento do BC para controlar a aceleração da inflação é a manipulação da taxa básica de juros, via demanda agregada e o produto efetivo.

Um dos fundamentos do modelo do Novo Consenso é a curva de Phillips aceleracionista, que estabelece relação entre a inflação(π) com o hiato do produto ($Y - Y^*$) e os choques de oferta (c).

$$(1) \pi = a\pi_{-1} + b(Y - Y^*) + c$$

As principais hipóteses adotadas para os parâmetros e as variáveis são as seguintes: a) A inércia inflacionária é plena, e isso reflete no fato de que o parâmetro a tem que ser igual a 1 b) Os choques de demanda afetam a inflação ($b > 0$); c) O produto potencial é exógeno; d) Os choques de oferta têm média zero.

Se todas as hipóteses acima expostas forem válidas, o núcleo inflacionário de longo prazo será de demanda. A inflação será o resultado de todos os choques de demanda ocorridos no passado. Um choque de demanda acelera a inflação, ou seja, altera o patamar da inflação de maneira permanente. Por outro lado, se as hipóteses acima não forem válidas, os resultados diferem consideravelmente, tanto em termos do núcleo inflacionário (que será de custos) quanto em relação ao caráter aceleracionista da inflação frente a choques de demanda, pois choques transitórios terão impactos apenas transitórios sobre a inflação (Serrano (2007)).

Nesse artigo, serão avaliados os trabalhos empíricos de estimação da curva de Phillips para o Brasil para o período recente, com ênfase no período pós-implantação do SMI, para discutir em que medida tais hipóteses são ou não validadas pelas estimativas.

O presente artigo se articula em mais quatro seções, além dessa introdução e da conclusão. Na seção 2, discutiremos as estimativas da inércia inflacionária (parâmetro a) nas curvas de Phillips do Brasil e também a questão das expectativas inflacionárias. Na terceira seção, serão avaliadas as estimativas da relação entre demanda e inflação (ou seja, do parâmetro b). Nas seções 4 e 5 discutiremos a hipótese de que os choques de oferta tem média zero analisando, respectivamente, o papel da inflação importada e do conflito distributivo.

2. Inércia e expectativas

Nessa seção, serão discutidas as diversas formas de estimar o parâmetro a , de inércia inflacionária e também a relevância de incorporar explicitamente as expectativas na curva de Phillips. Com base nos trabalhos empíricos feitos para o Brasil com ênfase no período pós a implantação do SMI, avaliaremos em que medida as estimativas do parâmetro de inércia corroboram a hipótese teórica adotada pelo modelo do Novo Consenso, de inércia plena (de que o parâmetro $a = 1$).

2.1. Raiz unitária e a escolha da amostra.

O primeiro problema que podemos detectar em uma série de trabalhos sobre a inflação brasileira é a escolha do período do processo inflacionário a ser estudado, pois após a implantação do plano Real a inflação passa a apresentar um comportamento totalmente distinto do período anterior ao plano.

O trabalho de Figueiredo e Marques (2007) compara a dinâmica da inflação entre os períodos de 1980 a 1993 (A3) e 1994:01 a 2007:04 (A4). A partir dos modelos Arfima e Arfima-Garch, os autores constataam que o parâmetro que mede a persistência inflacionária cai bastante do primeiro período para o segundo. Se no período que vai de 1980 a 1993 a inflação pode ser descrita como processo de longa memória com alta persistência e, assim, a hipótese de inércia plena e comportamento defensivo é bem

razoável², no período 1994:01 a 2007:04 a inflação deixa de apresentar caráter não estacionário na média. Embora continue com processo de lento decaimento, demonstrando que ainda que exista certo grau de inércia, tal inércia não é mais plena. Assim, concluem que “após o Plano Real, a inércia inflacionária apresentou uma substancial redução.”(Figueiredo e Marques, 2007p. 17).

Utilizando o método de regressão quantílica, Cribari-Neto e Maia (2006) encontram que na maioria dos valores estimados para os parâmetros auto-regressivos para os quantis são inferiores à unidade, “sugerindo a estacionariedade global de ambas as séries [IPCA e IGP-DI] pós- Plano Real”³ (Cribari-Neto e Maia, 2006, p.162). Tal resultado também é confirmado em outro estudo de Cribari-Neto: “O plano real, além de reduzir a taxa de inflação a níveis baixos, conseguiu reduzir consistentemente o grau de inércia inflacionária da economia”(Cribari-Neto e Cassiano, 2005 p. 564).⁴

Podemos observar também que diversos testes de raiz unitária rejeitam a existência de raiz unitária para o período recente de inflação brasileira (pós-plano Real), enquanto os resultados para series antes do plano real apresentam raiz unitária, e as séries mais longas que abrangem os dois períodos tendem ou a apresentar não estacionariedade ou resultados ambíguos⁵:

² Na verdade, Serrano (1986) discute que o processo inflacionário brasileiro da década de 80 que parece ser de inércia plena na verdade é decorrente da conjugação de inércia com conflito distributivo mais acirrado, mas o processo aparece como possuindo inércia plena.

³ Entretanto, os autores encontram que nos quantis mais altos há indício de comportamento explosivo. Dessa forma, a inflação tende a apresentar maior grau de inércia nos quantis condicionais mais elevados, mas o processo global é estacionário. Isso pode acontecer porque os quantis mais elevados devem ser justamente aqueles decorrentes de choques cambiais e choques externos, que por sua vez influenciam os preços administrados previstos em contrato e o preço de diversos insumos, gerando uma segunda onda de inflação, mas que não persiste passado essa segunda onda de choques, indicando que o processo global é estacionário.

⁴ Outro estudo aponta o mesmo resultado, analisando a inflação dos preços livres e administrados no Brasil: “chega-se à conclusão que o processo inflacionário brasileiro ainda possui algum grau de persistência, mas reverte a uma média, (...). Além disso, a persistência inflacionária brasileira está mais controlada até para os preços monitorados”. (Rebelo e outros, 2009, p. 16)

⁵ Presença de raiz unitária para alguns testes e rejeição de raiz unitária para outros.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária e estacionariedade para a inflação

Autores	Amostra	Periodicidade	Índice	Teste	Resultado	
Figueiredo e outros(2007)	94:01 a 2007:04	mensal	IGP-DI	PP	Rejeita R.U.	
				KPSS	Estacionária	
Moreira e outros(2007)	1995:I a 2006:II	trimestral	IPCA	ADF	Rejeita R.U.	
				PP	Rejeita R.U.	
Maia e Cribari-Neto (2006)	1994:08 a 2004:04	mensal	IGP-DI e IPCA	ADF	Rejeita R.U.	
Portugal (2005)	1994:I a 2001:I	trimestral	IPCA	Teste QKS global	Rejeita R.U.	
				ADF	Rejeita R.U.	
Ferreira/Jayme JR (2004)	1994:08 a 2003:12	mensal	IPCA	ADF	Rejeita R.U.	
				PP	Rejeita R.U.	
				KPSS	Não Estacionária	
Serrano e Braga (2008)	1999:01 a 2008:09	mensal	IPCA	PP c/ mudança Estr.	Rejeita R.U.	
				ADF	Rejeita R.U.	
				IPCA/Livres	ADF	Rejeita R.U.
Modenesi e Araújo (2009)	2000:01 a 2008:03	mensal	IPCA	ADF	Rejeita R.U.	
				IPCA/Núcleo Livres	ADF	Rejeita R.U.
				DF-GLS	Rejeita R.U.	
Rebello e outros (2009)	1999:01 a 2009:04	mensal	IPCA	KPSS	Não Estacionária	
				ADF	Rejeita R.U.	
Figueiredo e outros (2007)	1980:01 a 1989:12	mensal	IGP-DI	ADF	Rejeita R.U.	
				PP	R.U.	
				KPSS	Não Estacionária	
Fasolo e Portugal (2004)	1980:01 a 2007:04	mensal	IGP-DI	DF-GLS	Rejeita R.U.	
				PP	Rejeita R.U.	
				KPSS	Não Estacionária	
Fasolo e Portugal (2004)	1990:08 a 2002:08	mensal	IPCA	ADF	R.U.	
				PP	Rejeita R.U.	

Fonte: elaboração própria a partir dos artigos citados

Assim, a utilização de séries mais longas, que contenham dados da inflação brasileira antes do Plano Real tende a superestimar o parâmetro de inércia discutido na seção anterior (parâmetro “a”), podendo levar ao falso entendimento de inércia plena e inflação aceleracionista. Dessa forma, tendemos a concordar com a posição de Schwartzman (2006), de que a

“mudança estrutural pós Plano Real é tão grande que é preferível descartar a utilização de dados anteriores” (Schwartzman, 2006, p.145).⁶

2.2 Evidências de inércia parcial

Moreira e outros (2007) estimam uma curva de Phillips tal como sugerido na equação (1) e encontram que o parâmetro da inflação defasada α é igual a 0,24, evidenciando, assim, inércia parcial.

Braga e Serrano (2008) estimam uma curva de Phillips para a inflação medida por três índices de preços diferentes: o IPCA cheio, os preços livres do IPCA e o núcleo dos preços livres do IPCA. O parâmetro de inércia α estimado é de 0,63 para a inflação medida pelo IPCA, 0,72 para os preços livres e de 0,89 para o núcleo dos preços livres, todos, portanto, indicando evidências a favor da inércia parcial.⁷

2.3 Imposição de inércia total.

Vimos acima que a inflação brasileira recente, após o Plano Real apresenta características de um processo estacionário, e que o processo inflacionário desde os anos 80 apresenta caráter não estacionário. Uma maneira de superestimar o parâmetro “a” da equação 3.1 é a utilização de amostras de inflação que se iniciem antes de 1994, conforme discutido na seção 1.

Outra forma de estimar uma equação aceleracionista consiste em impor arbitrariamente “a = 1” e estimar a relação entre variação da inflação

⁶ Dos textos selecionados para esta resenha, podemos citar Madalozzo e Portugal (2000), Lima (2003), Lima e Brito (2008) e Fasolo e Portugal (2004) como exemplos de utilização de amostras com tendência a superestimar os parâmetros de inércia (ou de inércia mais expectativas)⁶: o primeiro analisa o período 1982-1997; o segundo de 1985 a 2002, o terceiro utiliza amostra de 1982 a 2007 e o último de 1990 a 2002.

⁷ Alguns outros resultados que utilizam métodos diferentes de uma estimação padrão da curva de Phillips obtêm resultados que vão na mesma direção de indicar inércia parcial. Ferreira e Jayme Jr. (2004), por meio de análise via função de impulso-resposta, encontram que a persistência da inflação depois de um choque é significativa até três meses à frente. Cribari-Neto e Maia (2006) argumentam ainda que a melhor maneira de representar o processo inflacionário brasileiro é um AR(1), com parâmetros estimados do autorregressivo de 0,76 para IPCA e 0,61 para o IGP-DI.

com choques de demanda⁸. Silva Filho (2008) estima uma curva de Phillips em que a variável dependente é a aceleração da inflação e relaciona esta com a taxa de desemprego:

$$(2) \Delta\pi = \beta(U_t)$$

Dessa maneira, a hipótese aceleracionista da curva de Phillips é imposta e não testada.

2.4 A questão das expectativas

Alguns artigos estimam a curva de Phillips incluindo, além do efeito de inércia, outro efeito referente às expectativas inflacionárias. A curva de Phillips desse tipo, denominada Híbrida, é exposta abaixo:

$$(3) \pi = a_1\pi_{-1} + a_2\pi^e + b(Y - Y^*) + c$$

Nessa subseção discutiremos se é razoável colocar explicitamente na curva de Phillips uma variável para captar as expectativas ou se é melhor estimar o modelo apenas com a inflação defasada.

Lima e Céspedes (2006) analisa os resultados das expectativas de inflação obtidos pela pesquisa Focus realizada pelo Banco Central junto aos agentes de mercado e também as expectativas feitas pelo BACEN e divulgadas em seus relatórios de inflação. O autor conclui que modelos univariados lineares (que utilizam apenas informações sobre a dinâmica passada da inflação) superam as expectativas de mercado (coletadas pela pesquisa FOCUS) e as do próprio BACEN em habilidade preditiva, para previsões superiores a três meses a frente⁹.

⁸ Fair (2000) mostra, para o caso dos EUA, que os resultados de modelos com este tipo de imposição são piores que a estimação do parâmetro “a” sem imposição, pois lá também há evidências que a inflação recente tem inércia parcial.

⁹ Segundo Lima e Céspedes (2006), essas previsões devem ser tomadas como meras simulações condicionadas a cenários, não necessariamente os mais prováveis, e não devem refletir as verdadeiras expectativas do BACEN a respeito da taxa de inflação. Mas tal afirmação de que o BACEN não divulga as suas reais expectativas são extremamente fortes, uma vez que tais informações são amplamente divulgadas, e seria estranho que um Banco Central divulgasse publicamente expectativas não verdadeiras. Em segundo lugar, o BACEN tem o poder de fixar a taxa de juros de curto prazo, esta tem forte influencia sobre a taxa de

Guillén (2008), também analisando a pesquisa FOCUS, encontra que o viés das expectativas, ou seja, a diferença entre inflação realizada e prevista é significativo; que a informação não é plenamente utilizada e que erros de previsão são persistentes, negando assim a validade da Hipótese das expectativas racionais. O autor também demonstra que as expectativas dependem bastante da inflação passada¹⁰.

Em Bevilaqua, Mesquita e Minella (2007), os autores mostram que a expectativa de inflação é explicada principalmente pela meta fixada pelo Banco Central, além de outras variáveis, e também depende da inflação defasada nos últimos 12 meses. Como a própria meta de inflação não se descola da inflação passada (houve revisão da meta quando ela ficou muito longe da inflação passada, como em 2003, e nos anos seguintes, quando a inflação começou a cair a meta também acompanhou), podemos concluir que as expectativas de inflação dependem, no fim das contas, da inflação passada.

Silva Filho (2006) encontra o seguinte resultado:

“mechanical backward looking mechanisms beat easily the Focus forecasts when the performance criterion used is the bias and are just a little bit worse when the criterion used is the mean squared (...) This result is very disturbing from a rational expectation perspective and makes it very clear that the absence of bias is not a very meaningful proof that forecasts are “rational” as it is widely assumed in the literature” (Silva Filho, 2006, p. 32-33).

Silva Filho (2008) conclui que a melhor maneira de utilizar a expectativa inflacionária é dizer que esta é igual a inflação passada, ou seja,

$$\pi_t^p = \pi_{t-1} .$$

2.5 Imposição de hipóteses sobre a formação de expectativas inflacionárias

Alguns trabalhos impõem hipóteses sobre a formação de expectativas inflacionárias que não tem respaldo nas evidências de que a expectativa inflacionária é mais bem especificada como sendo igual a inflação passada, conforme discutido na seção anterior.

câmbio, e por sua vez sobre a inflação. Assim, como pode o BACEN, que controla em grande medida variáveis cruciais para a dinâmica inflacionária, não ter idéia do cenário que ocorrerá?

¹⁰ As expectativas em algumas estimações dependem de outras informações, como hiato do produto ou taxa de juros, o que faz o autor concluir que a hipótese pura de expectativas adaptativas não é a melhor possível.

Schwartzman (2006) impõe que os agentes utilizam para formular suas expectativas um modelo multivariado (VAR), que leva em conta a inflação passada medida pelo IPCA e IGP-M, a utilização de capacidade, a depreciação cambial e a inflação importada medida pelo PPI americano, todos com defasagens entre dois e seis trimestres. Assume, portanto, que os agentes utilizam “um método condizente com a hipótese das expectativas racionais” (Schwartzman, p. 142).

Mas como foi visto na seção passada, não há evidências de que os agentes utilizam tais métodos ao elaborarem expectativas de inflação¹¹. Schwartzman, nesse sentido, não compara a série gerada pelo seu modelo de expectativas com séries empíricas, como, por exemplo, a expectativa medida pela pesquisa FOCUS. O autor simplesmente supõe que é razoável que os agentes se comportem como se estimassem um modelo multivariado para ao formarem suas expectativas sobre inflação.

Em Portugal (2005) encontramos uma modelagem bem menos sofisticada da expectativa inflacionária. O autor impõe arbitrariamente que a expectativa de inflação é igual a uma média móvel da inflação a um período atrás, da inflação corrente e da inflação dois períodos à frente. Dessa maneira, Portugal impõe que os agentes sabem qual será a inflação que de fato ocorrerá nos dois trimestres subsequentes, e não testa tal hipótese contra evidências empíricas de expectativa de inflação.

Em Fasolo e Portugal (2004), podemos citar a imposição da validade da relação de Fisher, ou seja, que a taxa nominal de juros corresponde à taxa real mais a inflação esperada no fim do período do título, para calcular a expectativa de inflação¹². Dessa maneira, a taxa esperada de inflação é obtida pela diferença entre a taxa nominal e a real. O problema dessa imposição é que, se vale a relação de Fisher, a taxa real de juros deveria ser independente da taxa nominal, e há evidência empírica de que políticas de taxas de juros nominais elevadas afetam as taxas de juros reais até no longo prazo (ver Serrano, 2004, p. 26 para o caso americano). Os autores, entretanto, não comparam a série de expectativas por eles gerada com evidências empíricas de formação de expectativas.

¹¹ Canova (2002) mostra que, para países do G-7 modelos multivariados dificilmente trazem resultados melhores que modelos univariados para previsão de inflação. Assim, a informação contida na dinâmica da inflação passada é suficiente para prever a inflação futura, sendo que pouquíssimas outras variáveis adicionam previsibilidade marginal às especificações univariadas, inclusive às vezes elas podem trazer mais ruído do que melhorias de previsão.

¹² A expectativa é calculada pela diferença entre o rendimento nominal do CDB pré-fixado no primeiro dia do mês e o rendimento real do CDB pós-fixado no último dia do mês.

2.6 Soma dos parâmetros de inércia e expectativas

Para que a curva de Phillips Híbrida seja aceleracionista, é preciso que a soma dos parâmetros a_1+a_2 da equação (3) sejam iguais à unidade. Discutiremos nessa subseção em que medida trabalhos que estimam curvas de Phillips híbridas encontram esse tipo de resultado.

Fasolo e Portugal (2004) estimam a curva de Phillips para a amostra completa e para sub-amostras. Os autores estimam que a soma do parâmetro da defasagem e das expectativas é $a_1+ a_2 = 0,967$, utilizando a amostra completa¹³. Para a amostra parcial de jan/1995 a dez/2002, o parâmetro estimado $a_1 = 0,10$ e a_2 é negativo e não significativo, logo um número muito distinto da unidade. Para a amostra que vai de 1990 a 1994 os autores encontram valores estimados de $a_1 = 0,3$ (porém não significativo) e $a_2 = 0,44$ (significativo).¹⁴

Portugal (2005) estima a curva de Phillips e encontra que o parâmetro referente à inércia inflacionária a_1 é não significativo, enquanto o parâmetro de expectativa $a_2 = 0,81$. Portanto, a soma de um parâmetro nulo com outro de 0,8 é menor do que 1¹⁵.

Schwartzman (2006), ao estimar as equações para índices desagregados (preços comercializáveis, não-comercializáveis e monitorados), impõe que a soma dos parâmetros das expectativas (medidas pelo modelo VAR) com os da inflação defasada é igual à unidade¹⁶ e depois testa tal hipótese.

¹³ Os autores fazem um teste LR e concluem que pode-se considerar esse valor da soma dos parâmetros igual a 1.

¹⁴ Madalozzo e Portugal (2000) utilizam uma curva de Phillips só com expectativas (sem inflação defasada) e impõem que o parâmetro $a_2 = 1$. . Estimam a relação entre diferença entre inflação e expectativas com a taxa de desemprego para calcular a NAIRU, que será explicada na seção posterior.

¹⁵ Por fim, o autor faz um teste de que os parâmetros somam 1, e não rejeita tal a hipótese. Mas tal teste tem o mesmo problema apontado por Schwartzman de ser pouco poderoso para amostra pequena (as duas amostras têm o mesmo tamanho). Assim, a evidência de que o parâmetro de inércia é não significativo e “ $a + b = 0,8$ ” parecem ser evidências mais fortes de que a curva é não aceleracionista.

¹⁶ Na verdade, para cada equação desagregada a restrição tem significado distinto. Para os bens não comercializáveis, a restrição é a de que os parâmetros de inércia e expectativas ($a+b$) somam 1. Para os bens comercializáveis e monitorados, o autor inclui os parâmetros da taxa de câmbio real, e, portanto a equação tem também a imposição da validade da Paridade do poder de compra. Concentrar-nos-emos mais nos resultados da equação dos não comercializáveis, que é a que propõe o caso aceleracionista.

Há dois problemas envolvidos nessa estimação. Primeiro, a estimação é feita com imposição dessa restrição sobre a soma dos parâmetros, e não é apresentada nenhuma avaliação alternativa de quanto seriam os valores estimados a_1 e a_2 sem tal imposição¹⁷.

O segundo problema é que os testes utilizados pelo autor para mostrar que a restrição de que os parâmetros da equação somam um, “devido ao tamanho da amostra (...) são pouco poderosos, tendendo a não rejeitar as hipóteses mesmo estas sendo falsas.”(Schwartzman, 2006, p.149). Ainda assim, rejeita a 5% o teste para a amostra iniciada em 1998, e a 10% para a amostra iniciada em 1999 para o teste em conjunto, e rejeita para todas as amostras quando se trata dos preços monitorados. Mesmo para a inflação de bens não comercializáveis, a instabilidade do teste é forte, pois simplesmente adicionando um ano (4 observações) na amostra, o p-valor do teste cai de 70% para 58%, e depois cai para 17% (para aumento da amostra de 1999 para 1998, e depois para 1997). Logo, parece que o problema do tamanho da amostra é relevante e parece ser sim um indicativo de que a não rejeição da hipótese pode ocorrer mesmo essa sendo falsa.

Se os testes para os parâmetros não parecem ser poderosos, o autor conclui que o fato de que a introdução da restrição “pareceu reduzir a sensibilidade do parâmetro a mudanças no tamanho da amostra” (idem, p.148), mas tal constatação parece ser um motivo fraco para aceitar a idéia aceleracionista contra as fortes evidências do caso contrário discutidas nesta seção.

Em um relatório de inflação de 2000 do BACEN é admitida a evidências de resultados não desejáveis decorrentes da estimação de uma curva de Phillips Híbrida. No modelo, há a imposição de expectativas racionais e de que a soma dos parâmetros devem ter soma igual a 1 (hipótese aceleracionista). Os resultados divulgados em BACEN (2002) indicam que o parâmetro de expectativa é muito mais alto que o de defasagem, o que “significa uma inércia muito baixa e, portanto, um ajuste da inflação e do produto mais rápido do que parece se verificar na realidade.” (BACEN, 2000, p.100).

¹⁷ Schwartzman (2006) alega que não publicou os resultados dos parâmetros das expectativas devido à restrição imposta. Mas para o modelo não restrito, seria interessante avaliar se o parâmetro das expectativas é significativo e se a soma dele com o parâmetro da inércia é próximo de 1. Isso poderia ajudar na avaliação qualitativa a respeito da hipótese aceleracionista.

3. Relação entre inflação e demanda

Nessa seção, serão avaliadas as estimativas do parâmetro b da equação (1), que mede a relação entre pressões de demanda – medidas pelo produto efetivo, taxa de desemprego e nível de utilização da capacidade instalada – e inflação, encontradas em diversos trabalhos empíricos para o caso brasileiro com ênfase no período em que vigora o SMI. Avaliaremos também trabalhos que empregam outros métodos econométricos que permitem analisar a relação entre pressões de demanda e inflação, como, por exemplo, os resultados de funções impulso-resposta gerados por modelos do tipo VAR¹⁸.

3.1 Hiato de produto e inflação

Braga e Serrano (2008) estimam a curva de Phillips utilizando o hiato do produto – com o produto potencial medido pelo filtro HP – e obtêm uma estimativa estatisticamente não-significativa nem mesmo a 10% para o parâmetro b , tanto para o IPCA cheio, quanto para os preços livres e o núcleo dos preços livres. Os mesmos resultados não significativos também são encontrados para a regressão entre variação da inflação e hiato do produto, também para os três índices de preços acima citados.

Portugal (2005) estima a relação, para o período 1994-2001, entre a inflação e o hiato do produto, este medido pela diferença entre produto efetivo e tendência medida por um filtro HP. O autor encontra que o hiato é não-significativo a 5%, mas é significativo a 10%.

3.2 Nível de utilização da capacidade industrial e inflação

A relação entre inflação e produção industrial apresenta resultados significativos para o parâmetro b quando estimada a curva de Phillips, porém resultados pouco significativos quando analisados por modelos do tipo VAR/VEC.

Moreira e outros (2007) encontram evidências de que o hiato do produto industrial – medido pela diferença do produto industrial efetivo e a

¹⁸ Não serão avaliados nesse artigo as evidências sobre o produto potencial exógeno ou se há efeito de histerese no produto. No Brasil, parece haver evidências de que o produto potencial é endógeno (Libanio (2008), Braga e Serrano (2008)), inclusive os métodos de estimação do produto potencial acabam introduzindo elementos endógenos (filtros estatísticos) para o cálculo da série do produto potencial (Summa (2009)).

tendência medida pelo filtro HP - afeta a inflação (parâmetro $b = 0,016$, significativo e com sinal desejado). Schwartzman (2006) estima um parâmetro b significativo e com o sinal desejado, utilizando como fonte de pressão de demanda os desvios do NUCI em relação à sua tendência linear, para a inflação dos preços não-comercializáveis.

Ferreira e Jayme Jr (2004) a partir de uma função impulso-resposta obtida por meio de um modelo VAR, verificam que “a taxa de inflação responde positivamente, como esperado pela teoria, às mudanças do NUCI¹⁹ (...). No entanto, essa resposta não é significativa em momento algum e dissipa-se por completo por volta do décimo nono mês. A não significância dessa relação pode indicar que a inflação brasileira não se caracteriza eminentemente por uma inflação de demanda (...) Pela decomposição de variância, constata-se que os choques do NUCI explicam, no máximo 12,1% dos erros de previsão da taxa da inflação, resultado que pode corroborar o argumento anterior” (Ferreira e Jayme Jr, 2004, p.17). Modenesi e Araújo (2009) argumentam que “a resposta [da inflação medida pela variação] do IPCA a um aumento do nível de atividade econômica, medido pela produção industrial, é praticamente desprezível” (Modenesi e Araújo, 2009, p.16), resultado obtido pelo uso da função impulso-resposta construída a partir de um modelo VEC.

Também utilizando funções impulso-resposta, Squeff (2009) encontra resposta desprezível da inflação frente a choques de produção industrial para o período 1999-2007; resposta positiva da inflação frente a choque de produto no período 1999-2003 e respostas negativas (sinal contrário do esperado) de inflação frente a choques da produção industrial para o período 2003-2007.

3.3 Taxa de desemprego e inflação

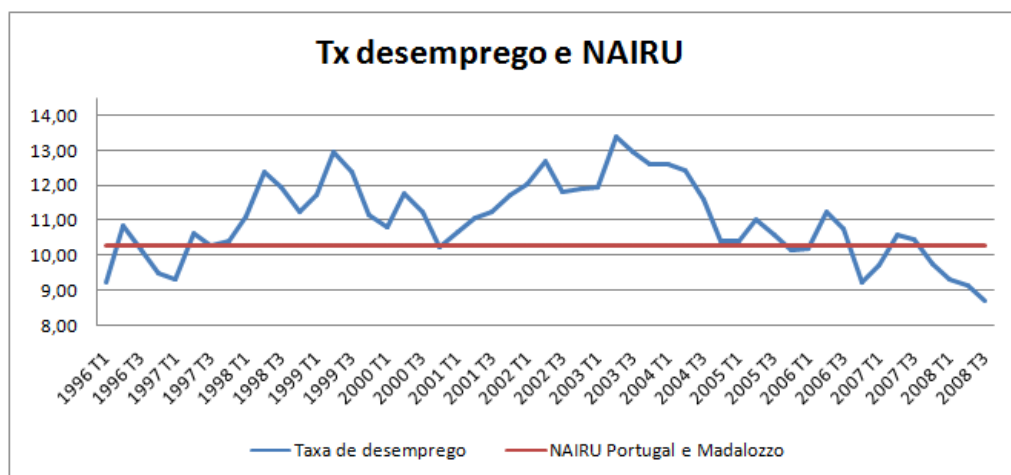
Madalozzo e Portugal (2000) estimam uma curva de Phillips entre a variação da inflação e a taxa de desemprego, e utilizam os resultados dos parâmetros para estimar a NAIRU para o Brasil²⁰. A NAIRU brasileira estimada por Madalozzo e Portugal (2000) no período 1982-1997 é de

¹⁹ Os autores calculam o NUCI pela relação entre produção industrial do IBGE e sua tendência estimada por um filtro HP.

²⁰ Conforme discutido na seção 2, estes partem da imposição de uma curva de Phillips aceleracionista.

10,3%²¹. Passados mais de 8 anos do estudo, podemos comparar a NAIRU estimada com os dados subseqüentes:

Gráfico 1 – Taxa de desemprego e NAIRU em Portugal e Madalozzo (2000)



Fonte: SEADE/DIEESE; Portugal e Madalozzo(2000)

No gráfico se observa que períodos de inflação alta, como, por exemplo, os anos de 1999, 2002 e 2003 a taxa de desemprego está acima da NAIRU, enquanto períodos de inflação mais moderada, como alguns trimestres de 1997 e 2006-2007 estão associados a uma taxa de desemprego abaixo da NAIRU, exibindo, portanto, sinais contrários ao que prevê a teoria. Convém notar que o distanciamento recente para baixo da taxa de desemprego em relação à NAIRU, ao invés de levar a uma aceleração, está associada a uma desaceleração e manutenção da inflação em patamares mais baixos, no segundo semestre de 2008.

No estudo mais recente sobre a NAIRU brasileira, Silva Filho (2008) inicia o trabalho demonstrando que a curva de Phillips aceleracionista para o Brasil exibe à primeira vista, no período 1996-2006, inclinação contrária à que se esperaria teoricamente, ou seja, aumentos na taxa de desemprego acelerariam a inflação, e vice-versa (ver também Bacen (2008)).

²¹ Os autores utilizam a taxa de desemprego medida pelo SEADE/DIEESE e incluem no modelo algumas variáveis dummies para tratar de períodos de quebra estrutural da taxa de inflação.

Silva Filho conclui que diversos choques, decorrentes de variação na taxa de câmbio, mudança nos termos de troca e de mudança de preços relativos pós-privatização (preços administrados) influenciaram a inflação brasileira. Deve-se, portanto, controlar o efeito desses choques para estimar a real relação entre variação da inflação e taxa de desemprego²².

Silva Filho (2008) estima cinco diferentes modelos e encontra que a taxa de desemprego que não acelera a inflação brasileira deve se situar entre 7,4 % e 8,5%²³. Tal resultado sugere, entretanto, que não podemos considerar que o núcleo inflacionário brasileiro é de demanda (se esta for medida pela taxa de desemprego), pelo menos no que tange o período recente. Pois confrontando a NAIRU estimada com os dados da taxa de desemprego efetiva, podemos ver que de 2001:IV a 2008:IV a taxa de desemprego só foi menor que a NAIRU máxima²⁴ (8,5%) em poucos trimestres (2007:IV, 2008:II a IV). Nota-se, ainda que, mesmo com a taxa de desemprego se distanciando da NAIRU em 2008, a inflação se desacelera nos últimos dois trimestres do ano, quando por esta teoria deveria acelerar.

Dessa maneira, faltam evidências de que a taxa de desemprego se situou abaixo da NAIRU estimada por algum período relevante no período recente, e nos poucos períodos que se situou não se verifica uma aceleração da inflação como consequência desse hiato. Assim, confrontando as estimativas de NAIRU constante com os dados, é possível concluir que o hiato do desemprego, medido pelos modelos de NAIRU constante, não nos ajuda a explicar a dinâmica inflacionária recente²⁵.

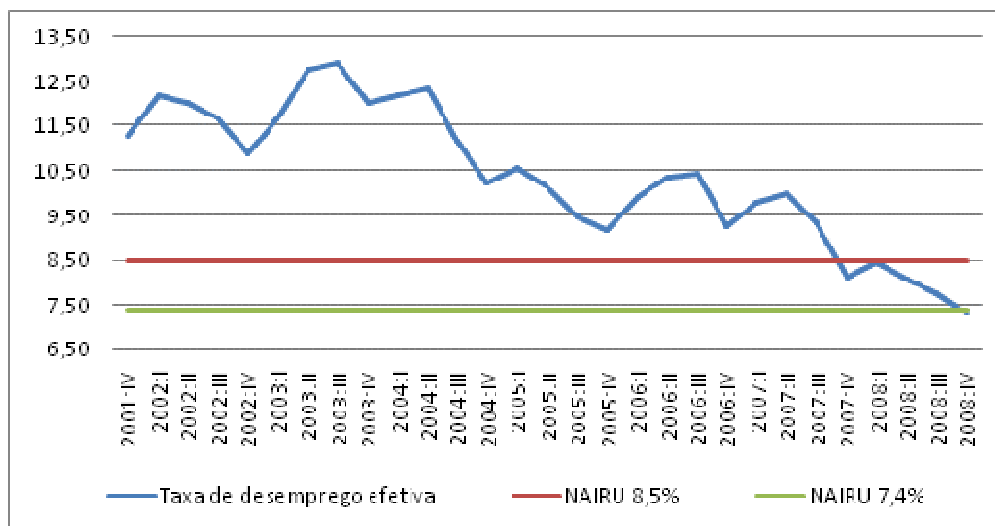
²² Mas, em contrapartida, Silva Filho acaba tendo que estimar um modelo “pouco parcimonioso”, com 13 parâmetros (defasagens da aceleração da inflação passada, choques, dummies) quando sua amostra tem 48 observações. Com isso, consegue inverter a curva de Phillips mostrada no início do seu artigo.

²³ Cabe notar que esse intervalo equivale apenas à incerteza do modelo, pois Silva Filho considera o método de atribuir intervalos de confiança pra a NAIRU estimada pouco útil, pois em geral esses intervalos são muito amplos.

²⁴ Se considerarmos a NAIRU mínima estimada, somente no último trimestre de 2008 a taxa de desemprego efetiva esteve abaixo dos 7,4%. Deveríamos esperar, portanto, uma grande desaceleração da inflação em todo esse período, culminando em um processo deflacionário, tendo em vista o grande período e a magnitude dos hiatos de desemprego (que chegaria a um máximo de 5,5% em 2003:III, considerando a NAIRU de 7,4%).

²⁵ Braga (2006) avalia as evidências de não existência de uma NAIRU nos EUA. Para o caso europeu, ver Schreiber e Wolters (2007) e Kromphardt e Logeay (2007).

Gráfico.2 – NAIRU estimada e desemprego no Brasil em Silva Filho (2008)



Fonte: Tx desemprego da PME/IBGE; Nairu max./mín. de Silva Filho (2008).

3.4. Estimação da NAIRU por filtros multivariados

O método de estimação da NAIRU variável tem como base de partida a estimação de uma curva de Phillips aceleracionista, com choques de oferta com média zero e com a hipótese de que a NAIRU varia no tempo²⁶.

Pelo método dos filtros multivariados, Lima (2003) estima para o Brasil uma NAIRU variável no tempo, para o período 1985-2001²⁷ por meio

²⁶ Quando surgiu o conceito de NAIRU, acreditava-se que esta era um parâmetro constante, estável, e dependia de fatores de oferta ligados ao mercado de trabalho. Nos EUA, por exemplo, por um período razoável e de forma amplamente aceita acreditou-se que a NAIRU girava em torno de 6%. Com os fenômenos ocorridos na Europa da década de 80, em que a taxa de desemprego se manteve por um período prolongado em patamar alto sem que a inflação se desacelerasse (Stirati, 2001); e nos EUA da década de 90, em que a NAIRU era suposta em 6% e a taxa de desemprego cai para cerca de 4% com diminuição da inflação (Braga, 2006), passou-se a acreditar em um efeito de persistência parcial ou completa da taxa de desemprego em relação à taxa de desemprego passada (que ficou conhecido como fenômeno da histerese). Frente a esses fatos, diversos autores passaram a estimar a NAIRU como variável no tempo (Gordon 1997; Staiger, Stock e Watson, 1997).

de dois modelos. Ambos os modelos extraem a tendência da série de desemprego por meio de filtros estatísticos, mas a variabilidade da NAIRU depende, além da variabilidade da taxa de desemprego, da variação da inflação. O primeiro²⁸ modelo extrai a tendência estocástica da taxa efetiva de desemprego com um filtro de Kalman. O segundo modelo extrai uma tendência estocástica²⁹ da série de taxa de desemprego através de um filtro de Kim.

Dessa maneira, os modelos são construídos estimando os parâmetros da NAIRU de tal forma que os desvios da NAIRU têm que estar associados à variação da inflação. Ou seja, a NAIRU varia para tornar o hiato de desemprego compatível com a variação da inflação. Isso ocorre por imposição da maneira como é construída a NAIRU, e supõe que as únicas fontes permanentes de inflação são decorrentes da demanda. Assim, ignora o fato de que a principal causa da aceleração da inflação antes do plano real decorria da política de manutenção da taxa de câmbio real por meio de políticas de desvalorizações nominais do câmbio e de uma forte componente de inércia dos preços e salários³⁰.

Os resultados encontrados por Lima (2003), portanto, associam a forte aceleração da inflação do período antes de 1994 como decorrentes de demanda e com isso distorcem a NAIRU para cima para dar conta de explicar uma hiperinflação gerada pelo hiato do desemprego. Nesse período, de 1985 até 1993, a taxa de desemprego se situa sempre bem abaixo da NAIRU, enquanto que após 1994, a NAIRU segue a trajetória muito parecida com a taxa efetiva de desemprego³¹. Logo, a partir desse modelo não se pode afirmar que houve aceleração da inflação de 1994 a 2001 no Brasil decorrente

²⁷ Conforme discutido na seção 3.1, o autor utiliza uma amostra que apresenta uma forte quebra estrutural com o Plano Real, e, conforme vimos, a série passa de não-estacionária para estacionária.

²⁸ Cabe notar que Lima (2003) estabelece o modelo como um ARCH, portanto a equação de mensuração é corrigida pelo resíduo.

²⁹ Nesse caso, a tendência estocástica segue um passeio aleatório e sua variância apresenta mudanças de regime de markov.

³⁰ Para ver a importância da taxa nominal de câmbio para a inflação, em um contexto de restrição externa como o Brasil da década de oitenta e início dos noventa, ver Bastos (2001).

³¹ Nas palavras do autor, “*we can conclude that the estimates of the NAIRU, considering both models, are very imprecise and that from the second quarter of 1995 the estimated value of the NAIRU is contained within its error bands and therefore it cannot be rejected that the observed rate of unemployment was equal to the NAIRU*” (Lima, 2003, p. 923).

de pressões de demanda, pelo menos quando estas são medidas pela diferença entre taxa de desemprego e NAIRU³².

O principal ponto a ser notado sobre a estimação da NAIRU variável, é que esta acaba sendo, em última instância, “nada mais que uma tendência de mudança da própria taxa de desemprego observada, o que implica que está sendo suposto a presença de histerese fraca na taxa de desemprego.” (Braga, 2006, p. 111). Assim, a explicação da mudança de patamar da NAIRU que dificilmente é explicada pelo lado da oferta, é perfeitamente conciliável com a idéia de que choques de demanda podem alterar de maneira permanente o nível de emprego (Braga (2008)). Assim, períodos recessivos levariam a uma maior taxa de desemprego, e como a NAIRU é a média móvel dessa taxa de desemprego, conseqüentemente a NAIRU poderia ser alterada pelos choques de demanda³³.

4 As pressões externas sobre a inflação: taxa de câmbio nominal, real e inflação importada

Vimos na introdução que a curva de Phillips considera que os choques de oferta têm média zero no longo prazo. Se pensarmos em uma economia aberta, isso significa dizer que as pressões advindas dos produtos (insumos, bens de capital e bens de consumo) importados e exportáveis, no longo prazo, não deve ter nenhum efeito sobre a inflação.³⁴

Nesta seção analisaremos estimações para períodos mais longos que encontram relação entre pressões inflacionárias externas e inflação doméstica.

³² Para outras estimativas da NAIRU variável, ver Fasolo e Portugal (2004) e Ferreira e outros (2003).

³³ Podemos ainda apontar outro problema apontados pela literatura da NAIRU variável, encontrados nos estudos brasileiros. Palumbo (2008) aponta que mundialmente as estimativas da NAIRU são envoltas em incerteza, pois intervalo de confiança tende a ser demasiado amplo. Nos estudos para a economia brasileira aqui expostos, Lima (2003) encontra intervalos de confiança bem amplos, que muitas vezes indicam que a NAIRU pode se situar a mais de 1 ponto percentual para cima ou para baixo. O estudo de Fasolo e Portugal (2004) obtém intervalos de confiança bem menores que os obtidos por Lima (2003). Silva Filho (2008, p. 29-30) opta por não estimar intervalos de confiança, segundo ele por estes serem em geral tão amplos que se tornam pouco úteis para fins de política econômica.

³⁴ O modelo do Novo Consenso para economia aberta, no longo prazo, não considera as pressões de variação da taxa de câmbio nominal pois pressupõe a validade dos teoremas da Paridade Descoberta da Taxa de Juros e da Paridade do Poder de Compra, portanto variações na taxa real de câmbio devem se compensadas por variações futuras no sentido oposto, de tal maneira que esses choques se anulariam. Ou seja, as variações do cambio nominal seguem, e não causam, a inflação.

Três tipos de variáveis são utilizadas para captar esse efeito: a taxa de câmbio nominal, a taxa de câmbio real e a inflação importada em reais.

Moreira e outros (2007) estimam uma equação de Phillips por variáveis instrumentais e encontram um parâmetro significativo da variação do câmbio nominal para explicar a inflação. Ferreira e Jayme Jr (2004) mostram que, a partir da função impulso-resposta estimada a partir de um modelo VAR, mudanças na taxa nominal de câmbio tem efeitos sobre a inflação. Modenesi e Araújo (2009) mostram que a taxa de câmbio nominal é cointegrada com a inflação medida pelo IPCA, e a primeira causa, no sentido de Granger, a última. Além disso, os autores encontram que, pela utilização da função impulso-resposta construída a partir de um modelo VEC, “a desvalorização cambial é repassada aos preços e seu efeito acelerador sobre a inflação mostra elevada persistência (Modenesi e Araújo, 2009, p.16)”. Squeff (2009) encontra que a taxa de câmbio nominal exerce papel relevante sobre a taxa de inflação medida pelo IPCA, utilizando um modelo VAR. Ele conclui que a apreciação cambial do período 2004-2007 foi importante para o cumprimento da meta de inflação.

A taxa de câmbio real é calculada nos trabalhos empíricos para o Brasil pela taxa de câmbio nominal multiplicado pelo índice de preços do produtor dos EUA, o PPI. Schwartzman (2006) encontra parâmetros significativos da variação da taxa de câmbio real tanto para a inflação dos preços administrados quanto dos comercializáveis.

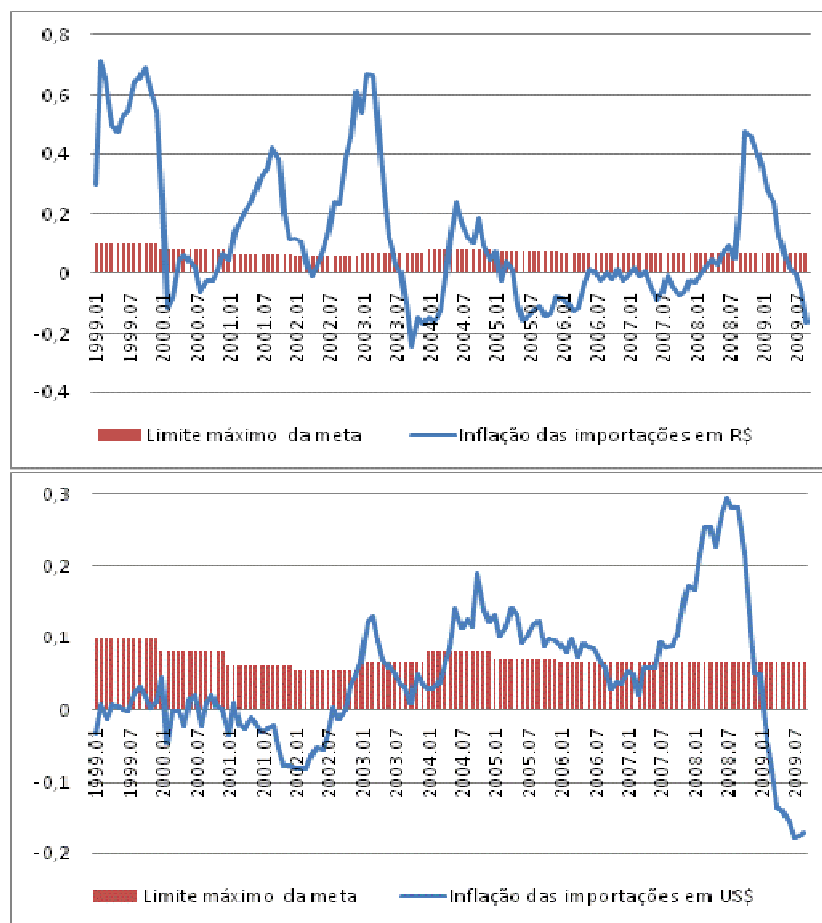
Outra maneira de avaliar os impactos das pressões inflacionárias externas é pela inflação dos produtos importados e exportáveis pelo Brasil. Multiplicando esses índices pela taxa de câmbio nominal, temos uma aproximação melhor sobre qual é a inflação importada relevante para o Brasil, pois se concentra apenas nos produtos transacionados e transacionáveis com o exterior. Braga e Serrano (2008) mostram que a inflação importada medida em reais tem efeitos sobre a inflação, tanto para o índice do IPCA cheio quanto para os preços livres.

Serrano (2010) mostra em um gráfico como a inflação dos produtos importados e exportados pelo Brasil é afetada pela taxa de câmbio nominal, e como esta em geral está associada ao cumprimento ou não da meta de inflação.

Nota-se pelo gráfico 3 que a inflação importada medida em dólares ficou acima da meta de inflação no período 2004-2008, e que as variações na taxa de câmbio nominal conseguiram fazer com que a inflação importada em reais ficasse dentro da meta nesse período. Por outro lado, períodos em que a

inflação importada medida em reais ficou fora da meta estão associadas com a taxa de inflação brasileira também fora da meta, como os anos de 1999, 2001-2003.

Gráfico .3 – Inflação dos produtos importados pelo Brasil em US\$ e em RS



Fonte: Serrano (2010), atualizado até 2009:09

5 Conflito distributivo: Salários e lucro

Além da pressão de custos que podem vir da mudança na taxa nominal de câmbio e dos preços dos produtos importados, devemos levar em conta as pressões decorrentes do conflito distributivo, entre lucros e salários.

Uma fonte de pressão desse tipo passou a ocorrer após a privatização de diversos serviços de utilidade pública. Esses serviços passaram a ser fornecidos por empresas privadas, com reajustes tarifários aprovados por agências governamentais. Os reajustes de uma parte dos serviços, como energia elétrica e telefone são em geral anuais, e são vinculados ao IGP-DI^{35,36}. Segundo Braga (2005), tal índice apresentou um descolamento com relação ao deflator implícito do PIB depois das desvalorizações de 1999 e, sobretudo, da de 2003, e, portanto, alguns economistas acham que ele deixou de ser uma medida síntese da inflação brasileira.

Pela tabela 2, notamos que o descolamento do IGP-DI em relação ao IPCA serve para explicar porque os preços administrados listados na tabela abaixo subiram mais que o IPCA após 1999. Mas além desse descolamento pós-1999 houve um reajuste muito mais forte nas tarifas entre 1995 a 1999, com estas subindo muito mais que o próprio IGP-DI no período.

Todos esses fatores³⁷ em conjunto garantiram (a) uma pressão de custo permanente, com os preços de serviços que afetam toda a cadeia produtiva subindo mais que a inflação oficial; (b) um aumento das margens de lucro das

³⁵ No caso da telefonia fixa, isso valeu até 2006 quando foi proposta uma cesta de índices (IST), porém tal regra valeu por um período de mais de dez anos.

³⁶ Além dos contratos serem reajustados por um índice que subiu mais que o da inflação oficial durante o período, previa-se inicialmente que as empresas deviam repassar parte dos ganhos de produtividade para as tarifas. Foi proposta a inclusão de um fator de produtividade, que descontaria o percentual máximo do preço teto que a empresa poderia reajustar. Mas o desconto pelo fator de produtividade demorou muito a entrar em vigor (iniciou somente em 2000) e, mesmo assim, com uma alíquota reduzida, que seria aumentada somente em 2005. Por fim, além dos reajustes anuais, é permitido também, por exemplo no caso da energia elétrica, revisões tarifárias com o objetivo de assegurar o equilíbrio econômico-financeiro da empresa, que podem ser solicitadas a qualquer instante.

³⁷ O fato da inflação dos administrados acima do IPCA é reconhecido como um problema inclusive pelos técnicos do BACEN, mas não tão preocupante em termos distributivos no longo prazo pois “sendo a inflação um fenômeno monetário, é de se esperar que em médio prazo ocorra uma convergência dos diversos índices de preço, inclusive aqueles utilizados para indexar reajustes de preços monitorados, para a trajetória das metas.” (BACEN, dez. 2007, p. 38).

concessionárias e um impacto nos salários reais com o reajuste de serviços essenciais para o consumidor acima da inflação³⁸.

Outra fonte de pressão decorrente de mudança de margens de lucro ou de custo de financiamento decorre de variações na taxa básica de juros. Esse fenômeno, conhecido na literatura como enigma dos preços³⁹, corresponde à resposta positiva da inflação logo após aumento na taxa básica de juros. Cabe ressaltar que esse fenômeno não afeta a inflação de maneira persistentemente, mas sim contribui para o aumento do nível geral de preços e da distribuição funcional da renda em favor dos setores que recebem lucros e juros. Ferreira e Jayme Jr (2004) e Silva Filho (2008) encontram evidências para ocorrência do enigma dos preços para a economia brasileira.

Tabela 2 – IPCA, IGP-DI e preços administrados

Inflação	1995-2008	1999-2008
IPCA	180	86
IGP-DI	272	146
Telefone Fixo	813	103
Energia elétrica residencial	391	125
Ônibus urbano	413	135
Metrô	348	106
Onibus intermunicipal	-	138
Trem	-	95
Pedágio	-	178
Plano de saúde	-	107
TV a cabo	-	101

Fonte: SEADE/DIEESE; Portugal e Madalozzo(2000)

³⁸ Vale notar o caso de derivados de petróleo, que são também considerados preços administrados. De 1995 a 2002 esses preços subiram mais que a inflação, mas no período recente, os preços da gasolina estão sendo contidos mesmo com um forte avanço dos preços internacionais do petróleo (Bastos e Braga, 2010).

³⁹ O termo em inglês é *Price Puzzle*. Para uma resenha sobre as evidências empíricas em diversos países e explicações teóricas, ver Lima e Setterfield (2008). Ver também Serrano (1993) e Stirati (2001) para argumentos teóricos sobre a taxa de juros de longo prazo como piso para a margem de lucro e Bastos (2010) para a relação entre taxa de juros e lucro de longo prazo no Brasil.

Pelo lado dos salários, temos dois movimentos distintos. O salário **mínimo** aumentou bastante em termos reais, principalmente no período 2005-2007. O impacto dessa variável, determinada institucionalmente, ocorre principalmente nos preços não-comercializáveis, mais sensíveis à remuneração do trabalho⁴⁰ (BACEN, 2007).

Por outro lado, os salários médios tiveram comportamento distinto do salário mínimo. Bastos e Braga (2010) mostra que: a) Os salários nominais cresceram menos que a inflação no período 1999-2006, quando passaram a crescer mais que a inflação; b) que não houve pressão de custo quando os salários nominais cresceram mais que a inflação porque a produtividade cresceu junto com os salários reais; e c) isso pode ser visto pela análise do Custo Unitário do Trabalho real, em nível, que diminui de 1999 a 2003, quando passa a ficar em um patamar invariante⁴¹. d) as estimativas mostram que os salários não tiveram impacto de pressionar a inflação para cima no período de 1999 a 2008.

Com isso, parece haver evidências de que os salários não pressionam a inflação de maneira persistente, mas o mesmo não pode ser dito das margens de lucros, sobretudo as dos preços administrados.

Considerações finais

Este artigo buscou avaliar criticamente as estimações da curva de Phillips para o Brasil no período recente (pós SMI), com atenção especial para cada uma das hipóteses fundamentais necessárias para que tal curva seja aceleracionista e dependente apenas das pressões de demanda no longo prazo, da maneira como propõe o modelo do Novo Consenso.

Com relação à inércia inflacionária e expectativas, vimos que a escolha da amostra é essencial para evitar tendência de viés de estimação do parâmetro de inércia; que existe forte evidência de que a inércia inflacionária

⁴⁰ No debate da inflação brasileira, muitos autores costumam atribuir ao aumento de preços de diversos serviços de baixa qualificação, como empregado doméstico, cabeleireiro, e outros serviços gerais à demanda aquecida, mas esquecem que nesse caso o salário mínimo parece constituir um bom referencial de reajuste, e como é uma variável determinada institucionalmente, é independente da demanda agregada.

⁴¹ O custo unitário do trabalho (CUT) associa salários dos trabalhadores, benefícios e a produtividade. Um estudo do BACEN confirma as evidências encontradas em Bastos e Braga (2010) sobre a evolução deste indicador, que “as pressões inflacionárias advindas do mercado de trabalho (industrial) ainda não emergiram.” (BACEN, 2007, p. 124).

medida para a amostra pós-Plano Real é parcial, e, portanto, o parâmetro “a” é menor que a unidade. Foi visto também que alguns autores estimam curvas de Phillips impondo a existência de inércia inflacionária plena, contrariando as evidências empíricas; e que as expectativas inflacionárias não se descolam da inflação passada, e portanto, é melhor estimar a curva de Phillips incluindo apenas a inflação defasada, sem incluir explicitamente as expectativas. Porém, alguns autores impõem hipóteses sobre a formação das expectativas que parecem não condizer com as evidências empíricas. Além disso, a curva de Phillips híbrida estimada em geral não fornece boas estimativas para os parâmetros de inércia e expectativas⁴².

Sobre a relação entre demanda e inflação, os resultados são contraditórios. Estimativas da curva de Phillips que utilizam o hiato do produto como fonte de pressão de demanda em geral não apresentam evidências de relação significativa entre inflação e hiato. Por outro lado, quando se utiliza a produção industrial, as estimativas da curva de Phillips apresentam evidências de relação entre produção industrial e inflação. Entretanto, modelos do tipo VAR mostram que os choques de produto industrial tem efeito desprezível sobre a inflação. Por fim, com relação à taxa de desemprego como fonte de pressão de demanda, as estimativas de NAIRU constante não são razoáveis e condizentes com a taxa de desemprego e a inflação observadas no Brasil no período recente, uma vez que os hiatos de desemprego encontrados deveriam levar a um longo processo de desaceleração da inflação, fato que não foi observado. Por outro lado, a utilização da NAIRU variável acaba sendo, em última instância,

Por fim, os estudos sobre a inflação brasileira confirmam a existência de pressões inflacionárias relevantes mesmo no longo prazo decorrentes da inflação importada medida em reais e do conflito distributivo (principalmente via margens de lucro das empresas de serviços públicos, uma vez que essas tarifas são reajustadas acima da inflação oficial), o que coloca em dúvida a hipótese de que os “choques” de oferta têm média zero no longo prazo.

Assim, segundo essas evidências discutidas: de que a inércia é parcial; de que o hiato do produto, se causar efeito inflacionário, só afetará a inflação de curto prazo (devido ao produto potencial endógeno e a tendência de fechamento dos hiatos); e de que as pressões de custo e conflito são importantes, alteram completamente os resultados do modelo do Novo

⁴² Afinal, como a inflação esperada não descola da inflação passada, as duas séries de inflação defasada e esperada acabam sendo correlacionadas, o que faz com que haja problemas de multicolinearidade na regressão, tornado um dos parâmetros estimados não significativo.

Consenso (ver Serrano (2007)), do ponto de vista dos canais de transmissão, da neutralidade da política monetária e das políticas de controle inflacionário.

Referências Bibliográficas

- Bevilaqua, A. ; Mesquita, M. ; Minella, A. Brazil: Taming inflation expectations. BACEN, **Working Paper Series**, 129, Jan. 2007.
- Bastos, C. Inflação e estabilização. In: Fiori, J. & Medeiros, C. (eds.). **Polarização mundial e crescimento**. Vozes, 2001.
- Bastos, C. Braga, J. **Conflito Distributivo e Inflação no Brasil: uma Aplicação ao Período Recente**, mimeo, UFF, 2010.
- Blinder, A Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? **American Economic Review**, 1997.
- Braga, J. **Índices de preço, câmbio e preços administrados**. Mimeo, IE-UFRJ, 2005.
- Braga, J. **Raiz unitária, inércia e histerese**: o debate sobre as mudanças da NAIRU na economia americana nos anos 1990. Tese de doutorado, IE-UFRJ, 2006.
- Braga, J. **Ajustamento nos Mercados de Fatores, Raiz Unitária e Histerese na Economia Americana**, Universidade Federal Fluminense, TD 241, Jul., 2008.
- Canova, F. G-7 Inflation Forecasts, **European Central Bank Working Paper Series**, No 151, 2002.
- Cribari-Neto F.; Cassiano, K. Uma análise da dinâmica inflacionária brasileira: resultados de autoregressão quantílica. **Revista Brasileira de Economia**, 59 (4): 535-566, 2005.
- Cribari-Neto, F.; Maia, A. L. S. Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de autoregressão quantílica. **Revista Brasileira de Economia**, 60 (2): 153-165, 2006.
- Fair, R. Testing the NAIRU model for the United States. **Review of Economics and Statistics**, Feb. 2000.
- Fasolo ; Portugal, M. Imperfect rationality and inflation inertia: New estimation of the Phillips curve for Brazil, **Estudos Econômicos**, 34(4): 25-776, 2004.
- Ferreira, A. B. ; Jayme Jr, F. G. Metas de Inflação e Vulnerabilidade externa no Brasil, Anais do XXXIII Encontro Nacional de economia da ANPEC, 2005
- Ferreira, A.; Aguirre, A.; Gomes, A. **Estimates of the NAIRU for Brazil using the Ball-Mankiw approach**. Notas Técnicas do CEPE. Belo Horizonte, 2003.

- Figueiredo, E. ; Marques, A. **Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um modelo Afirma – Figarch**. Trabalho apresentado na semana integrada do CCNE da UFSM, Ago. 2007.
- Gordon, R. The time-varying NAIRU and its implications for economic policy **Journal of Economic Perspectives**, Winter 1997.
- Guillén, D. **Expectativas de inflação no Brasil**: racionais, adaptativas ou sticky information, Seminários IPEA, 2008.
- Kromphardt, J. ; Logeay, C. Changes in the Balance of Power Between the Wage and Price Setters and the Central Bank: Consequences for the Phillips Curve and the NAIRU Kiel. **Working Paper Collection** No. 2 Jun. 2007
- Libânio, G. Aggregate Demand and the Endogeneity of the Natural Rate of Growth: evidence from Latin American economies. XXXX **Anais** do Encontro da SEP, 2008.
- Lima, E. The NAIRU, Unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, 57 (4), Out/Dez, 2003.
- Lima, E. ; Céspedes, B. O Desempenho do Mercado (Focus) e do BACEN na previsão da Inflação: Comparações com Modelos Lineares Univariados. In: de Paula, L. et alli (Org.). **Perspectivas para a Economia Brasileira**: Inserção Internacional e Políticas Públicas, editora EDUERJ, Rio de Janeiro, 2006
- Lima, G ; Setterfield, M. **Pricing behavior and the cost-push channel of monetary policy**. Mimeo 2008.
- Modenesi, A. ; Araujo, E. **Custos e Benefícios do Controle Inflacionário no Brasil (2000-2008)**: uma avaliação com base em um modelo VEC, Apresentado no II Congresso da Associação Keynesiana Brasileira, Porto Alegre, set. 2009.
- Moreira, T. ; Souza, G. ; Almeida, C. The fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: the brazilian case. **Brazilian Review of Econometrics**, 27 (1): 85-106, 2007.
- Portugal, P. **Estimação dos parâmetros das curvas IS e de Phillips da economia brasileira: 1994/2001**. Dissertação de mestrado apresentada a EPGE/FGV, 2005.
- Portugal, M. ; Madalozzo, R. Um modelo de NAIRU para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 20, n. 4 (80), p. 26-47, out./dez., 2000.
- Rebelo, A. ; Silva, C. ; Lopes, D. Persistência inflacionária: Comparações entre o caso brasileiro e outros países emergentes. **Anais** do XXXVII Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu: Anpec, 2009.
- Romer, D. Keynesian macroeconomics without the LM curve. **Journal of Economic Perspectives**, 14 (2), 149-169, 2000.

- Romer, D. **Advanced Macroeconomics**. The McGraw-Hill, 3 edição, 2005.
- Schwartzman, F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, 10 (1), Jan-mar, 2006
- Serrano, F. Inflação inercial e desindexação neutra. **Anais da ANPEC**, 1986.
- Serrano, F. Relações de poder e a política macroeconômica americana: de Bretton Woods ao padrão dólar-flexível. Em: Fiori, J. (2004). **O poder americano**. Vozes, 2004.
- Serrano, F. Histéresis, dinâmica inflacionaria y el supermultiplicador sraffiano”. Seminarios Sraffianos, UNLU-Grupo Luján. **Colección Teoría Económica**, Edicionones Cooperativas, 2007.
- Serrano, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. **Revista de Economia Política**, Vol. 30, n.1, Jan. 2010.
- Serrano, F.; Braga, J. **Some evidence on how inflation targeting really works in Brazil**. Apresentação no Seminário internacional do CCJE-UFRJ, dez 2008.
- Schreiber, S. ; Wolters, J. The long-run Phillips curve revisited: Is the NAIRU framework data-consistent? **Journal of Macroeconomics**, 29, pp. 355-67, 2007.
- Silva Filho, T. Is there too much certainty when measuring uncertainty? A critique of econometric inflation uncertainty measures with an application to Brazil. In **Essays on inflation uncertainty and its consequences**, D. Phil. Dissertation, University of Oxford, 2006.
- Silva Filho, T. Searching for the Nairu in a large relative price shocks' economy: the brazilian case, BACEN, **Working Paper Series**, 163, 2008
- Squeff, G. **Repassé cambial reverso: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007)**, Apresentado no II congresso da Associação Keynesiana Brasileira, Porto Alegre, set. 2009.
- Staiger, D., Stock, J. e Watson, M. The NAIRU, Unemployment, and Monetary Policy, **Journal of Economic Perspectives** 11 (Winter): 33-49, 1997.
- Stirati, A. Inflation, unemployment and hysteresis: an alternative view. *Review of Political Economy*, October, 2001.
- Summa, R. Uma avaliação crítica dos métodos de estimação do produto potencial e da NAIRU no Brasil, Apresentado no II congresso da Associação Keynesiana Brasileira, Porto Alegre, set. 2009.
- Taylor, J. B. **The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules**. In: <http://www.stanford.edu/~johntayl/Papers/AEA2001ExchRate.pdf>, 2005