

**UM MODELO ALTERNATIVO AO “NOVO CONSENSO” PARA ECONOMIA  
ABERTA**

**Ricardo de Figueiredo Summa**

*Tese apresentada ao Instituto de  
Economia da Universidade Federal do Rio  
de Janeiro como requisito parcial para  
obtenção do grau de Doutor em Ciências  
Econômicas*

**Orientador: Prof. Franklin Serrano**

**Rio de Janeiro, 02 de Março de 2010**

**UM MODELO ALTERNATIVO AO “NOVO CONSENSO” PARA ECONOMIA  
ABERTA**

**Ricardo de Figueiredo Summa**

**Banca examinadora**

---

**Prof. Dr. Franklin Serrano (UFRJ) (Orientador)**

---

**Prof. Dr. Fabio Neves Perácio de Freitas (UFRJ)**

---

**Prof. Dr. Miguel Antonio Pinho Bruno (UERJ/IPEA)**

---

**Prof. Dr. Gilberto de Assis Libanio (UFMG)**

---

**Prof. Dr. Carlos Pinkusfeld Monteiro Bastos (UFF)**

**Rio de Janeiro, 02 de Março de 2010**

## **Agradecimentos**

Em elaboração.

## RESUMO

Nesta tese, é discutido um modelo alternativo ao modelo do Novo Consenso para economia aberta, para avaliar os canais de transmissão, os custos de longo prazo da política monetária, bem como suas limitações. Os custos de longo prazo são avaliados em termos da taxa de crescimento da capacidade produtiva e da taxa real de juros de longo prazo, da taxa real de câmbio e da evolução da situação das contas externas, e da distribuição funcional da renda para diferentes metas de inflação. Esse modelo é construído levando em conta 1) as evidências empíricas para a economia brasileira no período recente, que são analisadas a partir do exame crítico das estimações das equações fundamentais do modelo do Novo Consenso: do produto potencial, a curva IS, curva de Phillips e a Paridade Descoberta da Taxa de Juros; e 2) Teorias Heterodoxas.

## **ABSTRACT**

In this thesis, we discussed an alternative model to the New Consensus model to open economy to assess the transmission channels, the long-term costs of monetary policy and its limitations. The long-term costs are evaluated in terms of rate of growth of productive capacity and the real interest rate of long-term, the real exchange rate and developments in the external accounts, and income distribution to different targets inflation. This model is built taking into account 1) the empirical evidence for the Brazilian economy in recent years, which are measured from the critical examination of the estimations of the equations of the model of the New Consensus: potential output, the IS curve, Phillips curve Parity and Uncovered Interest Rate, and 2) heterodox theories.

# Índice

Introdução.....	8
Capítulo 1 - O Modelo do Novo Consenso.....	12
1. Curva IS e produto potencial.....	13
2. A curva de Phillips.....	14
3. Determinação da taxa de câmbio.....	16
4. Regra de Taylor.....	19
5. Solução do modelo.....	19
Capítulo 2 - Hiato do produto no Brasil: histerese forte do produto, estimativas do produto potencial e da curva IS.....	22
Introdução.....	22
1. Histerese do produto.....	23
1.1 Testes de raiz unitária.....	24
2. Estimções do produto potencial para o Brasil.....	27
2.1 Produto potencial exógeno estimado pela Função de Produção.....	27
2.1.1 O método de estimação.....	28
2.1.2 Avaliação dos resultados.....	32
2.2 O produto potencial medido pelos filtros estatísticos.....	35
2.2.1 Os filtros univariados.....	35
2.2.2 Filtros Multivariados.....	38
2.3 O produto potencial endógeno calculado pela Função de produção.....	41
2.3.1 Aplicação de filtros no método da Função de produção.....	41
2.3.2 Implicações teóricas do uso de filtros estatísticos.....	45
3. Curva IS.....	46
3.1. A relação entre taxa de juros, de câmbio e demanda agregada.....	47
3.2 Conclusões sobre as estimativas da curva IS.....	49
Capítulo 3 – Estimativas da curva de Phillips e a relação câmbio-juros no Brasil.....	50
Introdução.....	50
1. Inércia e expectativas.....	52
1.1 Raiz unitária e a escolha da amostra.....	52
1.2 Evidências de inércia parcial.....	55
1.3 Imposição de inércia total.....	55
1.4 A questão das expectativas.....	56
1.5 Imposição de hipóteses sobre a formação de expectativas inflacionárias.....	58
1.6 Soma dos parâmetros de inércia e expectativas.....	59
1.7 Considerações.....	61
2. Relação entre inflação e demanda.....	62
2.1 Hiato de produto e inflação.....	62
2.2 Nível de utilização da capacidade industrial e inflação.....	63
2.3 Taxa de desemprego e inflação.....	64
2.3.1 Estimação da NAIRU por filtros multivariados.....	67
2.3.2 Considerações gerais sobre a NAIRU Variável.....	71
3. As pressões externas sobre a inflação: taxa de câmbio nominal, real e inflação importada.....	72
4. Conflito distributivo: Salários e lucro.....	74
4.1 Margens de lucro e Preços administrados.....	74
4.2 Salários, Custo unitário do trabalho e produtividade.....	77
5. A paridade descoberta da taxa de juros.....	80
5.1 Estimções da paridade descoberta da taxa de juros.....	82
5.2 A hipótese de expectativas exógenas.....	83
5.3 A relação entre câmbio e juros.....	84
Capítulo 4 – Um Modelo alternativo para economia aberta.....	86
Introdução.....	86
1. Supermultiplicador sraffiano e curva IS.....	87
1.1 A taxa de crescimento do produto efetivo e da capacidade.....	87
1.2 A distribuição funcional da renda e o multiplicador.....	91
2. Curva de Phillips para economia aberta.....	92
3. Determinação da taxa de câmbio nominal.....	95
4. O Modelo completo e a solução analítica.....	99
5. Simulações.....	102
5.1 Diferentes metas de inflação.....	104
5.2 Mudança na inflação importada em dólares.....	107
5.3 Aumento da taxa de juros internacional ou do risco-país e piora da situação externa do país.....	108
5.4 Saldo da Balança Comercial.....	109
5.5 Distribuição funcional da renda.....	111
5.6 Problemas com o financiamento do BP.....	113
Conclusão.....	116
Bibliografia.....	120

## Índice de Gráficos e Tabelas

Gráfico 1.1 – Demanda Agregada e Curva de Phillips .....	19
Gráfico 2.1 – NUCI calculada da indústria e NUCI da CNI .....	25
Gráfico 2.2 – NUCI calculado por setores – Indústria de bens de consumo e bens de capital .....	27
Gráfico 2.3 – Hiato de produto estimado por Silva Filho (2001) .....	31
Gráfico 2.4 – Relação entre produto efetivo e produto potencial estimado por Barroso (2007) .....	32
Gráfico 2.5 – Hiato do produto calculado pelo filtro HP .....	36
Gráfico 2.6 – NAIRU Calculada por filtro HP .....	41
Gráfico 2.7 – NAICU Calculada por filtro HP .....	42
Gráfico 2.8 – Produto potencial calculado por Souza Jr (PTF, NAIRU e NAICU endógenas) .....	43
Gráfico 3.1 – Taxa de desemprego e NAIRU em Portugal e Madalozzo (2000) .....	64
Gráfico 3.2 – NAIRU estimada e desemprego no Brasil em Silva Filho (2008) .....	66
Gráfico 3.3 – Inflação dos produtos importados pelo Brasil em US\$ e em R\$ .....	72
Gráfico 3.4 – Inflação dos produtos exportados pelo Brasil em US\$ e em R\$ .....	73
Gráfico 4.1 – Relação entre taxa de juros e meta de inflação .....	104
Gráfico 4.2 – Relação entre taxa de crescimento dos gastos autônomos, produto e capacidade produtiva e meta inflacionária .....	105
Gráfico 4.3 – Taxa de crescimento da capacidade produtiva para diferentes metas de inflação .....	106
Gráfico 4.4 – Dinâmica da inflação com metas diferentes .....	107
Gráfico 4.5 – Taxa real de juros para diferentes metas de inflação .....	108
Gráfico 4.6 – Hiato do produto para diferentes metas de inflação .....	108
Gráfico 4.7 – Nível da taxa de câmbio real para diferentes metas de inflação .....	109
Gráfico 4.8 – Taxa de crescimento da capacidade produtiva para inflação importada em dólares diferente .....	110
Gráfico 4.9 – Taxa de crescimento da capacidade produtiva para diferentes valores de risco-país .....	111
Gráfico 4.10 Saldo da Balança Comercial .....	112
Gráfico 4.11 – Saldo na Balança Comercial para diferentes metas de inflação .....	112
Gráfico 4.12 – Parcela salarial na renda com diferentes metas de inflação .....	113
Gráfico 4.13 – Dinâmica da inflação com piora da situação no mercado financeiro internacional .....	114
Gráfico 4.14 – Taxa de crescimento da capacidade produtiva com piora da situação no mercado financeiro internacional .....	115
Gráfico 4.15 – Taxa de juros real com piora da situação no mercado financeiro internacional .....	116
Tabela 2.1 - Quadro comparativo dos trabalhos empíricos que estimam o Produto Potencial do Brasil .....	46
Tabela 3.1 – Testes de raiz unitária e estacionariedade para a inflação .....	55
Tabela 3.2 – IPCA, IGP-DI e preços administrados .....	77
Tabela 3.3 Sumário dos trabalhos empíricos que estimam a curva de Phillips .....	79
Tabela 3.4 Sumário dos trabalhos empíricos que estimam o comportamento da inflação por modelo VAR .....	80
Tabela 3.5 Sumário dos trabalhos empíricos que estimam a NAIRU por filtro multivariado .....	81

## 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)).

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, que afeta a demanda agregada e o produto efetivo. Há ainda um canal secundário de transmissão, via taxa de câmbio, mas este tem efeito extremamente reduzido, pois os choques de câmbio tendem a se compensar devido às hipóteses teóricas da validade dos teoremas da Paridade Descoberta da Taxa de juros e da Paridade do Poder de Compra.

O SMI completou o ano de 2009 com relativo sucesso quando o critério de avaliação é o cumprimento da meta inflacionária. Dos dez anos em que vigorou, por sete anos o BCB conseguiu manter a inflação dentro do intervalo da meta estabelecida<sup>1</sup>. Por outro lado, tal resultado foi conseguido com a manutenção de uma taxa de juros nominal extremamente alta e na maior parte do tempo bem acima da taxa internacional (já descontado o risco soberano e a expectativa de desvalorização).

A manutenção da taxa de juros real em patamar elevado contribuiu, entre outras coisas, para a baixa taxa de crescimento do produto no período

---

<sup>1</sup> Sem contar o ano inicial de 1999 e levando em conta que a meta foi mudada em alguns anos no decorrer do próprio ano. A inflação ficou acima da meta no triênio 2001-2003.



(3,3%)<sup>2</sup>, uma taxa de desemprego média elevada (10,4%) e para a tendência de concentração funcional da renda em direção à parcela dos lucros<sup>3</sup>. Além disso, o SMI não reduziu a vulnerabilidade externa brasileira, tendo em vista as desvalorizações cambiais (de 2001, 2002 e de certa forma em 2008) e seu impacto no produto e inflação que ocorreram após esses choques.

Tais resultados sempre suscitaram uma série de críticas em relação à condução da política de juros pelo Banco Central do Brasil. Tais críticas muitas vezes se direcionam aos aspectos mais técnicos e operacionais do SMI. Entre os exemplos, pode-se citar a objeção ao fato da meta ser estabelecida no ano calendário; do BACEN seguir o índice cheio do IPCA (quando deveria seguir seu núcleo); os intervalos de tempo às vezes são considerados muito estreitos. Outras críticas apontam para os erros de dosagem da política de juros. Entre estas, pode-se destacar a linha de argumentação de que o BACEN tem uma conduta assimétrica em relação à subida e queda da taxa de juros; ou de que sua função de reação é muito desproporcional. Os autores desses dois conjuntos de críticas amplamente divulgadas aceitam, entretanto, as relações entre as variáveis da maneira como propõe o modelo do Novo Consenso.

Passados onze anos desde a implementação do SMI, torna-se possível avaliar se a relação entre as variáveis macroeconômicas corrobora a previsão do modelo. Ou seja, faz-se necessário avaliar se as relações funcionais tal como são estabelecidos no modelo teórico do Novo Consenso realmente se verificaram na realidade. É preciso investigar se os canais de transmissão e de controle da inflação são exatamente aqueles defendidos e criticados pela grande maioria dos economistas. E também é preciso avaliar os efeitos da operação do modelo em termos de produto, inflação e distribuição funcional da renda.

Uma crítica consistente ao SMI e seus resultados em termos de produto, inflação e distribuição funcional da renda deve focar, portanto, no modelo que da sustentação teórica a esse sistema - tanto nas hipóteses das relações

---

<sup>2</sup> Principalmente se comparada à média do crescimento dos países emergentes (cerca de 5,5%) e dos outros membros dos Brics.

<sup>3</sup> Segundo Bruno (2008, p.11), a parcela dos lucros na renda passou de cerca de 55% em 1999 para quase 60% em 2006.

funcionais quanto nos parâmetros impostos arbitrariamente – e não sobre uma má condução do modelo em questão.

Para tanto, esta tese pretende avaliar as hipóteses teóricas do modelo do Novo Consenso em economia aberta e seus principais resultados; avaliar se tais hipóteses teóricas se verificam empiricamente, com ênfase no caso brasileiro após a implantação do SMI; e propor um modelo alternativo baseado nas evidências empíricas discutidas e com base teórica heterodoxa para analisar os resultados de longo prazo em termos de crescimento do produto e capacidade produtiva, inflação, evolução das contas externas e da distribuição funcional da renda.

No primeiro capítulo, apresentaremos o modelo do Novo Consenso em sua versão mais simples, aquela utilizada com o propósito de embasar a condução e avaliação de política econômica. O modelo escolhido é referente a uma economia aberta e com metas de inflação explícitas. Serão analisadas as principais hipóteses do modelo do Novo Consenso para economia aberta e seus principais resultados.

No capítulo 2, discutiremos as evidências empíricas sobre o hiato do produto no Brasil. Primeiro, analisaremos em que medida os trabalhos empíricos encontram evidências para a proposição de um produto potencial exógeno e independente do produto corrente. Em seguida, avaliar-se-á os métodos de estimação do produto potencial utilizados no Brasil (em geral por órgãos oficiais), suas implicações teóricas e resultados empíricos. Por fim, analisaremos os determinantes do produto efetivo, ou seja, os trabalhos que estimam a curva IS para o Brasil.

No terceiro capítulo, a análise se concentrará nos estudos que estimam a curva de Phillips e a relação entre taxa de câmbio e taxa de juros para o Brasil. Discutiremos em que medida os resultados encontrados nesta literatura corroboram ou não as hipóteses da curva de Phillips aceleracionista proposta pelo modelo do Novo Consenso. Ou seja, avaliaremos: a) as estimativas da inércia e das expectativas; b) as estimativas das relações entre pressões de demanda (hiato do produto, do desemprego ou utilização de capacidade) e (aceleração da) inflação; c) o papel da inflação de custo (principalmente inflação importada em Reais) e do conflito distributivo (salários e margens de lucro).

Para a relação entre taxa de câmbio e taxa de juros, avaliaremos evidências empíricas sobre a paridade descoberta da taxa de juros para o Brasil; a questão das expectativas (exógenas ou endógenas); e a relação entre taxa de juros (diferencial de juros) e taxa nominal de câmbio.

No capítulo 4, será proposto um modelo alternativo ao modelo do Novo Consenso para economia aberta de acordo com evidências empíricas brasileiras discutidas nos capítulos 2 e 3 fundamentadas em teorias heterodoxas. O modelo seguirá o mesmo esquema estrutural do modelo do Novo Consenso, e terá como objetivo analisar os custos em termos de produto da utilização do SMI. As equações sofrerão alterações para fazer jus às evidências empíricas e serão embasadas em teorias heterodoxas.

Dessa maneira, será possível avaliar os custos de longo prazo em termos de taxa de crescimento do produto e da capacidade produtiva, da situação das contas externas e da distribuição funcional da renda.

# Capítulo 1 - O Modelo do Novo Consenso

## Introdução

Neste capítulo, descreveremos o modelo do Novo Consenso em sua versão mais simples. Esta versão mais simples está ganhando espaço nos livros-textos de graduação (Jones (2008), Romer (2006)), mas é consistente com a teoria desenvolvida nos textos mais avançados (que levam em conta questões como microfundações) e, principalmente, constituem o núcleo teórico de modelos práticos que tem a intenção de avaliar políticas econômicas por diversos organismos oficiais nos EUA e em outros países (Taylor, (1997,2000)).

O modelo do novo consenso para economia fechada (Blinder (1997), Taylor (1997,2000), Romer (2000)) nesta versão mais simples é conhecido como o modelo das três equações, e foi extensivamente analisado por Almeida (2009). Neste capítulo, analisaremos com mais detalhe o modelo do Novo Consenso para economia aberta (Romer (2005,2006), Taylor (2005)) e com metas de inflação explicitamente modeladas.

### 1. Curva IS e produto potencial

A curva IS estabelece uma relação entre a taxa de juros e de câmbio real com o produto de equilíbrio no mercado de produto.

$$(1.1) Y = D - d(i - \pi) + f(\epsilon)$$

$$\text{Com } D = \frac{D'}{(1-c(1-t))}; d = \frac{d'}{(1-c(1-t))}; f = \frac{f'}{(1-c(1-t))}$$

A equação (1.1) nos mostra que a taxa real de juros ( $r = i - \pi$ ) tem efeito negativo sobre o produto,  $Y$ , ou seja, um aumento na taxa real de juros diminui o produto, e a diminuição da primeira tem efeitos

expansivos sobre o produto, pelo estímulo aos gastos em investimento<sup>4</sup>. A taxa real de câmbio ( $\epsilon$ ) tem efeitos positivos sobre o produto. Aumentos (diminuição) na taxa real de câmbio estimulam (desestimulam) as exportações e diminuem (aumentam) as importações, afetando o saldo líquido de exportação e, portanto, expandem (contraem) a produção.

O produto potencial utilizado no modelo do Novo Consenso (daqui em diante denotado por  $Y^*$ ) é baseado na teoria neoclássica do valor e da distribuição, em que a capacidade produtiva depende da dotação dos fatores de produção (em geral, capital e trabalho) e de seu uso eficiente<sup>5</sup>. O produto potencial depende dos estoques dos fatores de produção e seu uso eficiente, descontados os níveis de utilização dos fatores que não aceleram a inflação, tanto do fator trabalho (taxa de desemprego que não acelera a inflação, ou NAIRU) quanto o fator capital (nível de utilização da capacidade que não acelera a inflação, ou NAICU)<sup>6</sup>. É importante notar que o produto potencial é exógeno e sua mudança dependerá de mudanças nas variáveis de oferta, como os estoques de fatores e a produtividade.

## 2. A curva de Phillips

Em uma economia fechada, a curva de Phillips do modelo do novo Consenso assume a seguinte forma:

$$(1.2) \pi = a\pi_{-1} + b(Y - Y^*) + c$$

---

<sup>4</sup> Autores, como, por exemplo, Romer (2006), argumentam que a taxa de juros entra na curva IS pela via do investimento. Taylor (2000) considera a que a taxa real de juros afeta tanto os gastos de consumo quanto de investimento. Blinder (1997), por sua vez, considera melhor pensar em alguma relação geral entre gasto agregado e taxa real de juros, por motivos empíricos. Porém, do ponto de vista teórico, para haver o efeito crowding-out, é necessário que haja relação entre taxa de juros real e investimento.

<sup>5</sup> Para uma análise crítica da teoria neoclássica que embasa o conceito de produto potencial neoclássico, ver (Serrano e Cesaratto, 2002).

<sup>6</sup> Segundo Taylor *"the long-run real GDP trend – or potential GDP – can be understood using the growth model that was first developed by Robert Solow and that has now been extended to make 'technology' explicitly endogenous (Taylor, 2000, p.2)"*. Para uma análise crítica dos modelos de crescimento exógenos (Solow e extensões) e do crescimento endógeno, ver Serrano e Cesaratto (2002) e Cesaratto (2009).

Sendo que  $\pi$  é a taxa de inflação,  $(Y - Y^*)$  é o hiato do produto e  $c$  um choque de oferta. Assim, a inflação depende da inflação passada, de choques de demanda captados pelo hiato do produto e de choques de oferta. Quando a demanda está aquecida, o produto fica acima do potencial, acarretando em pressões inflacionárias. Quando a demanda está desaquecida, o produto fica abaixo do potencial, com efeitos negativos sobre a dinâmica inflacionária.

A curva de Phillips utilizada no modelo do Novo Consenso depende ainda de algumas hipóteses:

- a) De que a inércia seja completa, ou seja,  $a = 1$ . Nesse sentido, a curva passa a ser aceleracionista, ou seja, variações da inflação (e não mais a taxa de inflação) estarão relacionadas com choques de oferta e demanda. Na verdade, existem diversas maneiras de conceber o caráter aceleracionista, e supor que o parâmetro da defasagem  $a = 1$  é a maneira mais simples e didática<sup>7</sup>.
- b) O produto potencial, conforme visto na seção anterior, é exógeno e independe do andamento do produto corrente;
- c) Os choques de oferta têm média zero no longo prazo, ou seja, em um horizontes mais longos de tempo, os choques positivos e negativos tendem a se anular.

Para pensar a curva de Phillips para uma economia aberta, podemos dividir um índice de preços que capte a inflação como dividido entre bens *tradables* e *non-tradables*. Nesse caso, sendo o parâmetro  $\theta$  aquele que mede a participação dos bens *tradables* no índice de preços em questão,

---

<sup>7</sup> No caso em que a inflação seja sempre *backward-looking*, pode-se introduzir diversas defasagens da inflação na curva de Phillips e o importante é que a soma das defasagens seja igual a 1 (ver, por exemplo, Gordon, 1997). Outra maneira é conceber uma curva de Phillips híbrida, em que a inflação é em parte *backward looking* e em parte *forward looking*. Nesse caso, a soma dos parâmetros das defasagens com o parâmetro das expectativas deve ser igual a um. Porém, devido ao fracasso empírico dessa última forma (Fuhrer (1997), Eller e Gordon (2009)), e devido a simplicidade de apresentação da equação (1.3), optou-se pela apresentação *backward looking* da curva de Phillips.

podemos apresentar a curva de Phillips para economia aberta da seguinte maneira:

$$(1.3) \pi = (1 - \theta)(a\pi_{-1} + b(Y - Y^*)) + \theta(\Delta e + \pi^w), \text{ com } a = 1$$

Assim, a curva de Phillips continua igual à da economia fechada para os bens *non-tradables*, enquanto a parcela dos *tradables* dependerá da variação da taxa nominal de câmbio,  $\Delta e$ , e da inflação dos produtos transacionáveis com o exterior (importados e exportáveis),  $\pi^w$ . Nesse caso, desvalorizações cambiais e inflação externa têm impactos positivos sobre a inflação doméstica, enquanto deflação externa e valorização nominal do câmbio diminuem a inflação interna.

### 3. Determinação da taxa de câmbio

Para apresentar a determinação da taxa de câmbio ( $e$ ) no curto prazo, utilizaremos o teorema da paridade descoberta da taxa de juros (Bofinger e outros (2009), Taylor (2005))<sup>8</sup>. Segundo este teorema, o diferencial de juros entre os títulos pagos em dois países,  $(i - i^w)$ , incluindo o *spread*,  $\rho$ , deve igualar a expectativa de variação cambial entre esses países,  $(e_{+1}^e - e)$ :

$$(1.4) (e_{+1}^e - e) = i - (i^w + \rho)$$

Nesse caso, as expectativas cambiais são exógenas e iguais à inflação esperada de longo prazo do país<sup>9</sup>. Também são exógenas a

---

<sup>8</sup>Apesar de apresentarmos a determinação da taxa de câmbio de curto prazo pelo teorema da paridade descoberta da taxa de juros, existe uma outra forma mais simples de apresentar tal relação. Nas palavras de Taylor, "*they either have an ex ante interest rate parity condition or a reduced form relationship between the real interest rate and the real exchange rate implied by such a relationship* (Taylor, 2005, p.2)". Essa forma reduzida de discutir a idéia da entrada e saída de fluxos de capitais é propor uma relação direta entre o diferencial entre as taxa real de juros, e este diferencial tem impacto sobre a taxa de câmbio (Romer (2005,2006)), no caso de mobilidade imperfeita de capitais.

<sup>9</sup> Na exposição em questão, consideramos o caso mais simples em que a expectativa é totalmente exógena e não muda ao longo do tempo. Outros modelos consideram a expectativa cambial seguindo um processo de passeio aleatório, de maneira que a variação da expectativa

taxa de juros internacional e o termo de risco. Um aumento na taxa de juros doméstica, mantida as outras variáveis constantes, tem o efeito de levar a uma apreciação na taxa de câmbio nominal, conforme pode ser visto na equação (1.7).

$$(1.5) (\Delta e_{+1}^e - \Delta e) = \Delta i - (\Delta i^w + \Delta \rho)$$

$$(1.6) \Delta e_{+1}^e = 0$$

$$(1.7) \Delta e = -(\Delta i - (\Delta i^w + \Delta \rho))$$

É importante notar que a variação no diferencial de juros leva a uma mudança no nível do tipo *once and for all* da taxa de câmbio, ou seja, variações no diferencial de juros têm o efeito de mudar a taxa de câmbio de patamar, mas esta permanecerá fixa se não houver mais mudança no diferencial de juros. Aumentos do diferencial de juros valorizam a moeda doméstica, enquanto diminuição do diferencial de juros desvaloriza a moeda doméstica.

No longo prazo, entretanto, tal como propõe Romer (2006), valerá a teoria da paridade do poder de compra (em inglês, PPP)<sup>10</sup>. A teoria da PPP diz que a taxa de câmbio real,  $\epsilon$ , é constante no longo prazo, e a taxa nominal de câmbio deve variar de acordo com a relação entre o preço doméstico e o internacional, para manter a taxa real constante (McCallum (1996)), de tal maneira que a taxa nominal de câmbio tem que se adequar para equalizar a inflação doméstica e externa e manter a taxa de câmbio real estável. A PPP em sua versão relativa pode ser definida pela equação (1.8):

$$(1.8) \Delta e + \pi^w = \pi$$

---

é sempre igual ao termo de erro com média zero e variância constante, fato que será discutido no capítulo 3.

<sup>10</sup> Nas palavras de McCallum, “the PPP idea does not, therefore, yield a reliable theory of nominal exchange rate behavior on a quarterly or annual time frame. It may be of considerable value in predicting exchange rates movements over long spans of time, but will at best constitute only a portion of a satisfactory theory even for a decadal application. (McCallum, 1997, p. 32)”



Para fechar o modelo, é necessário apenas estabelecer a regra de política monetária que define a taxa nominal de juros.

#### 4. Regra de Taylor

A regra de Taylor é a resposta da Autoridade Monetária (AM), que manipulando a taxa nominal de juros, influi sobre a taxa real de juros e controla o nível do produto e a inflação.

Aqui apresentaremos uma regra simples de reação da Autoridade Monetária<sup>11</sup>. Além disso, consideraremos que existem metas explícitas de inflação<sup>12</sup>.

A autoridade monetária utiliza uma regra para fixar a taxa nominal de juros,  $i$ . Ela persegue a taxa natural de juros real ( $r_{LP}^*$ ), que é a taxa real de juros que consegue manter a inflação estável. Para alcançar esta taxa que mantém a inflação estável, a AM aumenta a taxa de juros nominal quando a inflação está acima da meta ( $\pi^T$ ) ou quando o produto está acima do potencial, e abaixa a taxa nominal de juros nos casos contrários<sup>13</sup>:

$$(1.9) \quad i = r_{LP}^* + \pi_t + \gamma(\pi - \pi^T) + \beta(Y - Y^*)$$

É importante notar que o parâmetro  $\gamma$  deve ser maior que a unidade. Romer (2000) mostra que o parâmetro  $\gamma$  tem que ser maior que

---

<sup>11</sup> Alguns modelos incorporam regras de resposta ótimas de política monetária, mas Taylor e Williams argumentam que *“there is little benefit in terms of macroeconomic outcomes in following fully optimal policies relative to well-designed simple rules, even when the model is completely known to the central bank* (Taylor e Williams, 2009, p. 15.)”. Portanto seguiremos as regras simples de reação na linha da regra de Taylor.

<sup>12</sup> É importante notar que o modelo do Novo Consenso não precisa necessariamente da hipótese de metas explícitas de inflação.

<sup>13</sup> No modelo aqui exposto, não incluiremos a variável taxa de câmbio na regra de Taylor. Taylor (2005) explica que, como a taxa real de juros afeta tanto o hiato do produto pela via do investimento quanto do saldo líquido de exportações na mesma direção, não se deve incluir explicitamente a taxa de câmbio na regra de reação de política monetária, pois quando esta reage frente a desvios do produto em relação ao potencial, está automaticamente agindo diretamente no nos gastos em investimento e indiretamente no saldo líquido de exportações via taxa de câmbio real e que ao incluí-la explicitamente na regra de Taylor só traria maior volatilidade.

um para garantir que a taxa real de juros se mova na direção desejada, ou seja, que o aumento na taxa nominal de juros seja maior que a inflação e consiga afetar a taxa real de juros na direção desejada, caso contrário o modelo gera instabilidade e a AM nunca consegue atingir a meta inflacionária.

O parâmetro  $\beta$  deve ser maior que zero, pois como a curva de Phillips é aceleracionista, se a AM buscasse atingir somente a meta de inflação, poderia ocorrer que o produto estivesse diferente do potencial e nesse caso a inflação sairia da meta. A única maneira de atingir a meta inflacionária e garantir que a taxa de inflação fique estável dentro da meta é atingir simultaneamente o nível zero de hiato do produto.

Assim, quando a AM atinge tanto o hiato do produto zero e a meta inflacionária, a taxa real de juros será igual à taxa natural.

## 5. Solução do modelo

Assim, o modelo do Novo Consenso para Economia Aberta pode ser descrito por quatro equações fundamentais – uma curva IS, uma curva de Phillips, uma relação de longo prazo da taxa de câmbio real (PPP) e uma regra de Taylor:

$$(1.1) Y = D - d(i - \pi) + f(\epsilon)$$

$$(1.3) \pi = (1 - \theta)(\pi_{-1} + b(Y - Y^*)) + \theta(\Delta e + \pi^w)$$

$$(1.8) \Delta e + \pi^w = \pi$$

$$(1.9) i = r_{LP}^* + \pi_t + \gamma(\pi - \pi^T) + \beta(Y - Y^*)$$

Para obter a solução analítica de longo prazo, iniciamos substituindo a relação de longo prazo da taxa de câmbio real, (1.8) na curva de Phillips (1.3):

$$(1.10) \pi = (1 - \theta)(\pi_{-1} + b(Y - Y^*)) + \theta(\pi)$$

$$(1.11) \pi(1 - \theta) = (1 - \theta)(\pi_{-1} + b(Y - Y^*))$$

$$(1.12) \pi = \pi_{-1} + b(Y - Y^*)$$

Como a taxa de câmbio real é constante no longo prazo, ela não terá nenhum impacto de longo prazo sobre a inflação doméstica, pois por mais que a taxa de câmbio nominal se aprecie ou deprecie no curto prazo seguindo as variações no diferencial de juros, no longo prazo ela fará o movimento inverso para garantir a taxa de câmbio real constante. Com a hipótese da PPP, voltamos à mesma curva de Phillips para economia fechada.

Para encontrar a curva de demanda agregada, basta substituir a equação de política monetária (1.9) na curva IS (1.1):

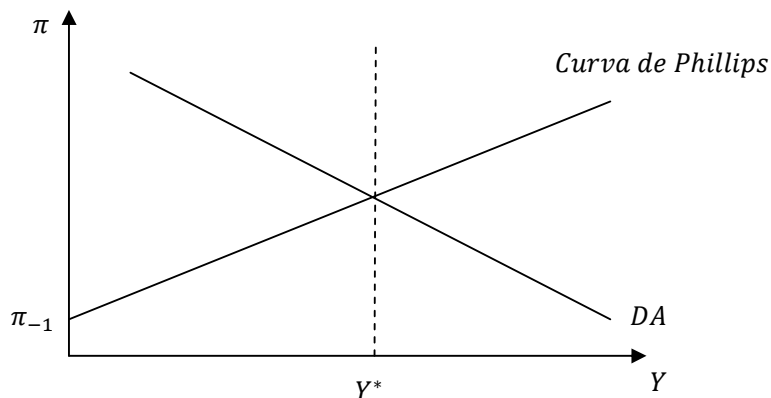
$$(1.13) Y = Y^* + \left[ \frac{dy}{1-d\beta} \right] (\pi^T - \pi)$$

A curva de demanda agregada mostra a relação negativa entre produto e inflação. O modelo com demanda agregada e curva de Phillips depende das duas equações abaixo:

$$(1.13) Y = Y^* + \left[ \frac{dy}{1-d\beta} \right] (\pi^T - \pi)$$

$$(1.12) \pi = \pi_{-1} + b(Y - Y^*)$$

**Gráfico 1.1 – Demanda Agregada e Curva de Phillips**



Substituindo (1.12) em (1.13), encontramos a relação entre produto, produto potencial e inflação. O produto efetivo oscilará em torno do

produto potencial exógeno sempre que a inflação estiver diferente da meta. Assim, podemos ver que a escolha da meta em nada afeta o produto potencial.

$$(1.14) Y = Y^* + \left[ \frac{d\gamma}{1-d\beta-d\gamma b} \right] (\pi^T - \pi_{-1})$$

No longo prazo, o produto será igual ao produto potencial:

$$(1.15) Y^* = Y$$

No longo prazo, a taxa real de juros será igual à taxa natural de juros. Substituindo  $r = r_{LP}^*$  na curva IS (1.11), encontramos a taxa de juros de equilíbrio (taxa natural de juros):

$$(1.16) r_{LP}^* = \frac{D+f\epsilon-Y^*}{d}$$

E no longo prazo, como o produto é igual ao produto potencial e a taxa de juros é a taxa natural, a inflação será igual à meta:

$$(1.17) \pi_{LP}^* = \pi^T$$

Assim, no longo prazo, o modelo do Novo Consenso para economia aberta apresenta os seguintes resultados principais:

1. O produto efetivo tende a se ajustar em direção ao produto potencial pela ação da política monetária.
2. O produto efetivo não afeta o produto potencial, mas apenas a taxa de inflação;
3. A inflação é aceleracionista e a inércia é completa. Logo, hiatos positivos levam a um aumento na taxa de inflação, enquanto hiatos negativos levam a uma diminuição da taxa de inflação.

4. A taxa de câmbio real é neutra no longo prazo, no sentido que esta não afeta nem a inflação de longo prazo, nem o produto de longo prazo (que será igual ao produto potencial).
5. Isso porque um diferencial de juros positivo até consegue causar uma apreciação da taxa nominal de câmbio no curto prazo, porém como as expectativas cambiais são exógenas e dependem da inflação esperada de longo prazo do país, a taxa de câmbio acaba realizando um movimento inverso de depreciação no futuro;
6. Isso faz com que os choques da curva de Phillips continuem tendo média igual a zero no longo prazo, pois os choques externos acabam se anulando;
7. Existe apenas uma taxa natural de juros, que a AM consegue atingir;
8. A AM consegue atingir a meta de inflação alterando a taxa real de juros, pela via do hiato do produto;

# **Capítulo 2 - Hiato do produto no Brasil: histerese forte do produto, estimativas do produto potencial e da curva IS**

## **Introdução**

Vimos no capítulo 1 que o modelo do Novo Consenso se baseia na idéia de que o produto potencial é exógeno, no sentido que depende dos fatores de oferta, como o estoque dos fatores de produção, seu uso eficiente e o uso não-aceleracionista desses fatores, e não é afetado pelo andamento corrente do produto efetivo ou da demanda agregada.

Cabe, entretanto, fazer um breve esclarecimento sobre o conceito de produto potencial que estamos tratando nesse capítulo. O conceito de produto potencial que será utilizado em seguida se refere ao produto da economia que mantém a taxa de inflação estável, e não aquele produto com uso pleno da capacidade produtiva ou no uso normal ou planejado da capacidade.<sup>14</sup>

Nesse capítulo, analisaremos a tendência da série do produto e os métodos de estimação do produto potencial para o Brasil, com ênfase no período recente após a implantação do Sistema de Metas de Inflação (pós 1999), avaliando: 1) se é razoável supor que o produto potencial é exógeno ou se haveria alguma forma de histerese do produto; 2) se o produto potencial estimado segue o referencial teórico do Novo Consenso; 3) qual o resultado empírico dessas estimativas de produto potencial se combinados com outros elementos do modelo do Novo Consenso, como por exemplo, a curva de Phillips aceleracionista; e 4) As estimativas da curva IS para o Brasil.

### **1. Histerese do produto**

Discutiremos nessa seção os trabalhos que avaliam as evidências empíricas de histerese forte do produto. Isso porque se o produto potencial

---

<sup>14</sup> Ver Palumbo (2008).

exógeno for calculado como a tendência do produto efetivo e esse último não exerce influência sobre o primeiro, a tendência do produto efetivo deve ser determinística. Por outro lado, se choques do produto efetivo influenciam sua tendência, e assim o produto potencial, tal tendência deve ser estocástica.

Dessa maneira, evidências de tendência estocástica do produto implicam na idéia de que o produto corrente afeta o produto potencial. Quando isso acontece, dizemos que o produto apresenta histerese forte. Por outro lado, se a tendência da série observado do produto é determinística, a interpretação é de que o produto corrente não exerce influencia sobre o potencial.<sup>15</sup>

Abaixo discutiremos os trabalhos que avaliam a presença de histerese forte no produto, para o caso brasileiro.

### **1.1 Testes de raiz unitária**

Na discussão de séries de tempo aplicada ao estudo do ciclo econômico e da tendência, a existência de tendência estocástica (existência de raiz unitária) na série do PIB implica que a natureza do ciclo econômico e da tendência é a mesma. Ou seja, choques (de oferta ou de demanda) no produto efetivo tendem a afetar sua tendência.

Para o Brasil<sup>16</sup>, Serrano e Braga (2008) encontram presença de raiz unitária na série do produto, tanto em amostras mais longas (1960-2007) quanto em amostra menor (1999-2007)<sup>17</sup>.

Libânio (2008) faz um teste de raiz unitária em painel para diversos países da América Latina, no período 1970-2004 e conclui que a hipótese de

---

<sup>15</sup> Na verdade, o fato de calcular o produto potencial como sendo a tendência do produto efetivo por si só já quer dizer que o produto afeta a sua tendência. Se a tendência do produto é determinística, é preciso acreditar na teoria do produto potencial exógeno e que este é um atrator do produto para concluir que o produto efetivo não afeta a tendência. Afinal, se por um acaso o produto de longo prazo crescer a uma taxa constante, a consequência será uma tendência determinística. Identificar esta tendência determinística com o fato de que ela representa o produto potencial exógeno funcionando como um atrator do produto efetivo requer assumir-se que a teoria é válida e que esta é a explicação da tendência determinística encontrada.

<sup>16</sup> No caso dos EUA, Braga (2006) faz uma exposição da discussão sobre a histerese do produto e apresenta testes que confirmam a presença de histerese forte no produto daquele país.

<sup>17</sup> Pelo teste ADF, para amostra trimestral.

raiz unitária não deve ser rejeitada para o Brasil, e portanto, que os choques no produto tem efeito persistente.

Luporini e Alves (2008) encontram evidências de não estacionariedade para a série do produto brasileiro pelos testes KPSS e DF-GLS e de estacionariedade pelos testes ADF e PP, para a amostra anual do período 1971-2005, concluindo para efeitos de estimação em favor da hipótese de não estacionariedade dessa série.

Modenesi e Araújo (2009), analisando a produção industrial brasileira, com amostra mensal para o período 2000-2008, encontram evidências de não estacionariedade na série<sup>18</sup>.

Libânio (2005,2008) argumenta que, como a presença de histerese forte no produto indica o fato de que choques do produto tem efeito persistente na tendência, e portanto, afetam o produto potencial, há duas explicações para os tipos de choques que podem alterar a capacidade de produção da economia de longo prazo. Por um lado, como defendem os teóricos da escola dos Ciclos Reais de Negócios, apenas choques de oferta, como, por exemplo, aqueles relacionados a mudanças na produtividade têm efeito sobre o produto efetivo e, por consequência, sobre o produto potencial. Por outro, inspirado na idéia do crescimento da capacidade liderado pela demanda efetiva, choques de demanda afetam o produto corrente e este tem efeitos de longo prazo sobre o produto potencial.

Barbosa-Filho (2008) nos mostra uma forma mais clara de ver como a média móvel do produto efetivo pode ser uma boa *proxy* do produto potencial. Ele calcula uma série pelo desvio da produção industrial mensal em relação à sua média móvel de 12 meses e compara com a série do nível de utilização da capacidade instalada (NUCI), medida pela CNI, e demonstra que elas são muito semelhantes.

$$(2.1) \text{ nuci}_{calc} = \frac{y_t^{ind}}{\frac{\sum_{i=1}^{12} y_{t-i}^{ind}}{12}}$$

---

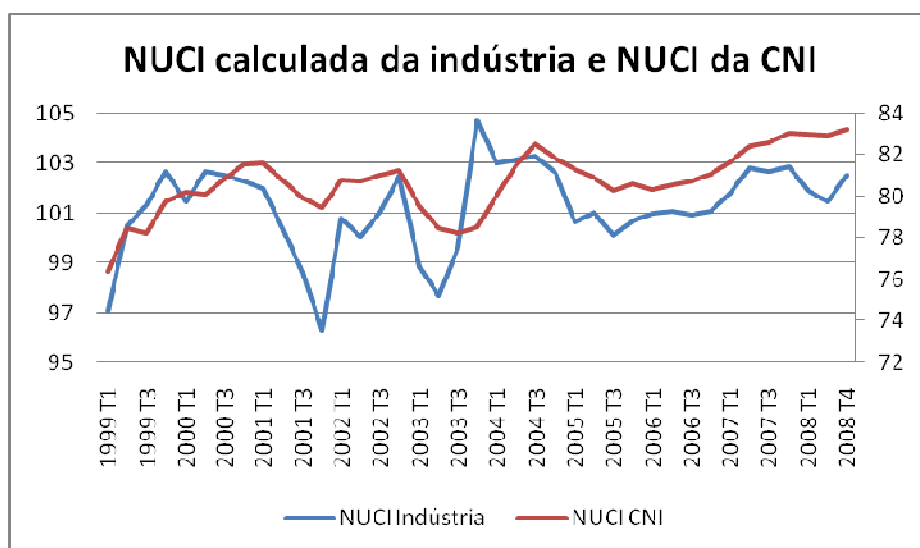
<sup>18</sup> Pelos testes DF-GLS e KPSS.



Ou seja, quando aumenta o NUCI, primeiramente o desvio aumenta, mas a tendência segue os desvios à medida que estes são computados na média móvel. Dessa forma, em períodos de aceleração do crescimento o NUCI aumenta. Mas, à medida que a taxa de crescimento se acomodar em um nível mais alto, o NUCI também se estabiliza.

Abaixo, o procedimento de Barbosa-filho (2008) foi feito para os dados de produção industrial trimestral, dividido pela média móvel dos últimos 4 trimestres. A série foi atualizada com a incorporação dos três trimestres de 2008. Nota-se que as séries caminham juntas, ainda que o método calculado apresente uma maior volatilidade do que o NUCI calculado pela CNI<sup>19</sup>.

**Gráfico 2.1 – NUCI calculada da indústria e NUCI da CNI**



Fonte: PIM (IBGE), CNI. Elaboração própria.

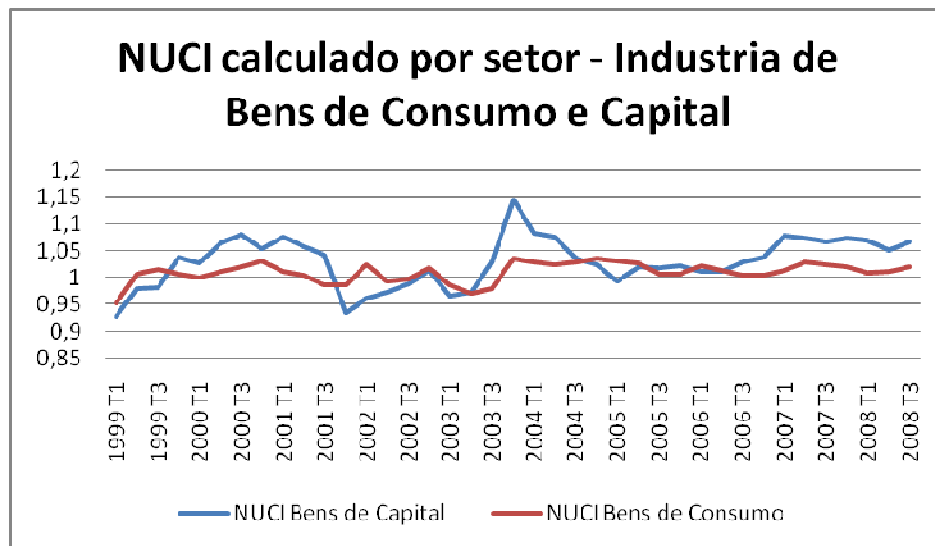
Para entender por que o nível de utilização da capacidade não tende a explodir, é necessário compreender que o NUCI nada mais é do que uma média do nível de utilização da indústria como um todo. Dessa maneira, ela reflete tanto o nível de utilização de setores que geram capacidade (bens de

<sup>19</sup> A média móvel poderia ser calculada utilizando um filtro HP que geraria uma tendência mais suavizada, e corrigiria o problema da volatilidade descrito, tornando as séries mais parecidas. A discussão da aplicação de filtros estatísticos será feita na seção seguinte.

capital e parte da construção civil) e outros que não geram (bens de consumo, intermediários e parte maior da construção civil).

Abaixo mostramos a relação entre o NUCI de bens de consumo e bens de capital, calculados pelo método aqui proposto.

**Gráfico 2.2 – NUCI calculado por setores – Indústria de bens de consumo e bens de capital**



Fonte: PIM (IBGE)

Nota-se que o setor que gera capacidade, o de produção de bens de capital, está operando a uma utilização da capacidade mais alta, e portanto puxa o NUCI agregado para cima. Mas essa produção que cresce a uma taxa mais rápida que do setor que produz bens de consumo se converterá futuramente em capacidade instalada, atuando no sentido de baixar o NUCI.

## 2. Estimções do produto potencial para o Brasil

Nessa seção, serão expostos os métodos de estimação do produto potencial para o Brasil e avaliados em que medida estes seguem a proposição

teórica do modelo do Novo Consenso de utilizar um produto potencial exógeno e quais os resultados empíricos gerados.<sup>20</sup>

## **2.1 Produto potencial exógeno estimado pela Função de Produção**

A estimação do produto potencial pelo “método da função de produção” segue a teoria do produto potencial utilizada pelo modelo do Novo Consenso, ou seja, ela reflete a idéia de que o produto potencial é exógeno e não deve sofrer influências do andamento do produto corrente e da demanda agregada.

Por esse método, é estimada uma série temporal do produto potencial que deve levar em conta o estoque dos fatores de produção, seu uso eficiente (produtividade total dos fatores) e a utilização desses fatores em um nível que não acelera a inflação.

Com a série estimada do produto potencial, é possível avaliar se o hiato do produto – a diferença entre o produto efetivo e o potencial – é positivo ou negativo, o que pelo arcabouço do modelo do Novo Consenso é um importante indicador da existência de pressões inflacionárias e de monitoramento por parte da Autoridade Monetária para os propósitos de política econômica.

### **2.1.1 O método de estimação**

A estimação do produto potencial exógeno por meio de uma função de produção consiste em estimar o produto potencial por meio de variáveis que encontram respaldo na teoria neoclássica de crescimento econômico<sup>21</sup>. Esse método consiste em estimar o produto potencial por meio de uma função de produção que leve em conta o estoque potencial dos fatores de produção, a produtividade total destes fatores e seus níveis de utilização que não geram

---

<sup>20</sup> Esses estudos sobre o produto potencial brasileiro são divulgados por órgãos oficiais, por exemplo, pelo BACEN e IPEA. No BACEN, é possível encontrar estimativas do produto potencial em seus relatórios trimestrais de inflação (BACEN (1999,2000b,2003,2004,2005) e em seus *working papers*. Esses métodos que serão expostos também são divulgados por diversas instituições internacionais, como a OCDE, BCE, FMI e outros(ver Billmeier (2004) para um exemplo de estudo do FMI e como estes são parecidos com aqueles realizados no Brasil).

<sup>21</sup> Para uma resenha mais detalhada sobre o método econômico de estimar o produto potencial brasileiro, incluindo os modelos de crescimento endógeno, ver Lucas (2008).

pressões na taxa de inflação<sup>22</sup>. Tal método em geral supõe uma função de produção do tipo Cobb-Douglas<sup>23</sup> para o produto potencial:

$$(2.2) Y_t^* = A_t (K_t NAICU_t)^\alpha (L_t (1 - NAIRU_t))^{1-\alpha}$$

Na equação acima,  $Y_t^*$  é o nível do produto potencial;  $K_t$  é o estoque de capital e NAICU é o nível de utilização da capacidade que não acelera a inflação;  $L_t$  é o estoque do fator trabalho e NAIRU é a taxa de desemprego que não acelera a inflação;  $A_t$  é a produtividade total dos fatores; e por fim  $\alpha$  é a contribuição do fator capital para o produto (o que torna  $(1 - \alpha)$  a contribuição do fator trabalho para o produto).

Para calcular empiricamente o produto potencial por esse método, é necessário saber o tamanho dos estoques de capital e de trabalho na economia; a produtividade total dos fatores (PTF); a NAIRU e a NAICU; e o parâmetro  $\alpha$ .

O método usualmente utilizado na literatura brasileira para a estimação da cada uma dessas variáveis depende das seguintes etapas:

(a) O estoque de capital é construído pelo método do inventário perpétuo, que consiste basicamente em estimar um estoque de capital em um ponto bem longe do tempo, e acrescentar a cada período o fluxo de investimento e descontar a depreciação<sup>24</sup>.

---

<sup>22</sup> Do ponto de vista teórico, tanto a NAIRU quanto a NAICU devem ser extraídas da estimativa da curva de Phillips. No capítulo 3 apresentaremos a maneira de estimar a NAIRU e os trabalhos empíricos brasileiros que tentam calcular essa taxa de desemprego que não acelera a inflação.

<sup>23</sup> O uso da função de produção Cobb-Douglas traz consigo diversas imposições teóricas e técnicas. Em primeiro lugar, a utilização de uma Função Cobb-Douglas pressupõe a teoria equilíbrio geral e seus mecanismos de substituição, o produto marginal decrescente dos fatores e os retornos constantes de escala, pressupondo assim o pleno emprego dos fatores decorrentes da operação dos mecanismos de mercado (Ver Serrano (2001) e Cesaratto e Serrano (2003)); Além disso, cabe notar que a Função Cobb-Douglas tem uma hipótese forte de elasticidade unitária de substituição entre os fatores, que faz com que os fatores sejam substituídos em iguais proporções às variações em seus preços.

<sup>24</sup> Como nos mostra Barroso (2007), o pior problema a ser enfrentado por esse método é escolher a taxa de depreciação adequada, pois divergências desta acabam tendo efeito permanente e divergente sobre o nível de produto potencial.

(b) Com relação ao estoque de trabalho, o método utilizado é obter a série da população economicamente ativa (PEA) e corrigir pela taxa de participação (relação entre PEA/PIA) para levar em conta o efeito desalento<sup>25</sup>.

(c) O parâmetro  $\alpha$ , que mede a contribuição do capital para o produto é obtido pelos dados da contabilidade nacional. A contribuição do capital ao produto é suposta como sendo igual à proporção da remuneração do capital sobre a renda nacional. Isso quer dizer que está sendo feita outra forte imposição teórica, que é a hipótese de equilíbrio e maximização dos lucros, em que as participações do capital e trabalho na renda têm que ser iguais à contribuição destes fatores para o produto<sup>26</sup>.

(d) A PTF é obtida via resíduo entre a série de produto efetivo e as séries da contribuição dos fatores ao produto, conforme método descrito a seguir:

O produto efetivo pode ser descrito pela equação abaixo:

$$(2.3) Y_t = A_t(K_t c_t)^\alpha (L_t(1 - u_t))^{1-\alpha}$$

O produto,  $Y_t$ , será definido pelos estoques dos fatores capital e trabalho multiplicados por sua utilização efetiva (com  $c_t$  o nível de utilização da capacidade instalada e  $u_t$  a taxa de desemprego) mais a produtividade total dos fatores. Assim, com as séries estimadas dos estoques de capital e trabalho, os dados da contabilidade nacional para  $\alpha$ , em conjunto com as séries de produto efetivo, taxa de desemprego<sup>27</sup> e NUCI da indústria, calcula-se a PTF segundo a equação abaixo:

$$(2.4) \ln A_t = \ln Y_t - \alpha \ln(K_t c_t) - (1 - \alpha) \ln(L_t(1 - u_t))$$

---

<sup>25</sup> O efeito de saída de trabalhadores do mercado de trabalho quando passam um bom tempo desempregados.

<sup>26</sup> Dessa maneira, há uma imposição do resultado da teoria neoclássica dos preços e da distribuição, de que os fatores de produção tem que receber na forma de renda exatamente o quanto eles contribuíram para o processo de produção. Este resultado é imposto em todos os trabalhos por hipótese. Em uma perspectiva da Economia Política clássica, com variáveis de distribuição determinadas política e institucionalmente, não há por que aceitar necessariamente uma imposição desta ordem.

<sup>27</sup> A taxa de emprego é calculada pela relação  $(1 - \text{taxa de desemprego})$ , e a taxa de desemprego em geral é obtida pelas pesquisas do IBGE.

A série da PTF obtida por este método em geral é bem irregular, cíclica, e é procedimento comum a suavização desta série pela aplicação de um filtro estatístico para encontrar uma tendência da produtividade.

Cabe, aqui, tecer algumas considerações ao método de obtenção da série de PTF. Primeiramente, de um ponto de vista mais geral, tal série, como é calculada como resíduo do PIB efetivo, acaba sendo pró-cíclica e altamente correlacionada com o produto efetivo (mesmo corrigindo o estoque de capital e trabalho pelas taxas de emprego e NUCI, que dependem da demanda e são pró-cíclicas), como demonstra Barbosa-Filho (2004) e Palumbo (2008). Outra consideração, mais específica à série de PTF calculada para o caso brasileiro, é que a PTF estimada na grande maioria dos trabalhos exibe uma tendência negativa na década de 80 até início dos 90 na economia brasileira. É um tanto difícil entender um regresso técnico durante quase uma década, pois a própria idéia de progresso técnico requer que ele seja tendencialmente positivo.

O fato da PTF ser pró-cíclica ajuda a explicar a evidência da tendência negativa da PTF, uma vez que esta é resíduo do produto efetivo e a tendência de crescimento da demanda agregada e do produto efetivo diminuíram de patamar no período em questão. Assim, já que a série é pró-cíclica por construção, é mais plausível a explicação do “regresso técnico” pelo lado da demanda do que pelo lado da oferta<sup>28</sup>.

Voltando aos passos necessários para calcular o produto potencial conforme a equação (2.2), uma vez calculados os estoques de capital e trabalho, a PTF e o parâmetro  $\alpha$ , resta estimar a taxa de desemprego que não acelera a inflação - NAIRU - e o nível de utilização da capacidade que não acelera a inflação - NAICU.

e) Para ser condizente com a teoria do produto potencial exógeno, é de se esperar que os níveis de utilização dos fatores de produção que não aceleram a inflação reflitam características estruturais, institucionais do

---

<sup>28</sup> Ainda que o método utilizado gere resultados endógenos e dependentes do andamento do produto efetivo para a PTF, e a queda desta reflita a queda da taxa de crescimento da demanda agregada e do produto efetivo, Silva Filho (2001) parece ignorar o corolário do método empregado ao citar elementos não incorporados ao modelo, como a instabilidade macroeconômica, a instabilidade político-institucional, um sistema judiciário pouco eficiente, protecionismo comercial, corrupção e diminuição dos investimentos em infra-estrutura como causadores da queda da produtividade total dos fatores.

mercado de trabalho, de capital e de produto, e portanto, como fatores do lado da oferta devem ser estáveis. Assim, esse método exógeno consiste em tentar estimar parâmetros de equações do tipo curva de Phillips para obter os valores fixos da NAIRU e NAICU.

Esse procedimento de apresentar a NAIRU e NAICU como constante ao longo do tempo é proposto por Silva Filho (2001), Jayme Jr. e Souza Jr. (2004) e Barroso (2007). Porém, ao invés de estimar uma curva de Phillips e calcular a NAIRU e NAICU por meio dos parâmetros obtidos, eles simplesmente estabelecem arbitrariamente um valor médio e fixo da taxa de desemprego efetiva para definir a NAIRU e um valor limite razoável de utilização da capacidade que não acelera a inflação, a NAICU.

A NAIRU estabelecida por esses autores gira em torno de 5% e a NAICU é aceita por todos como sendo igual a 85%. É importante notar que esses dados não têm a princípio nenhuma relação com a inflação, nem com a aceleração da inflação, pois não são derivados de estimativas dos parâmetros de uma curva de Phillips aceleracionista.

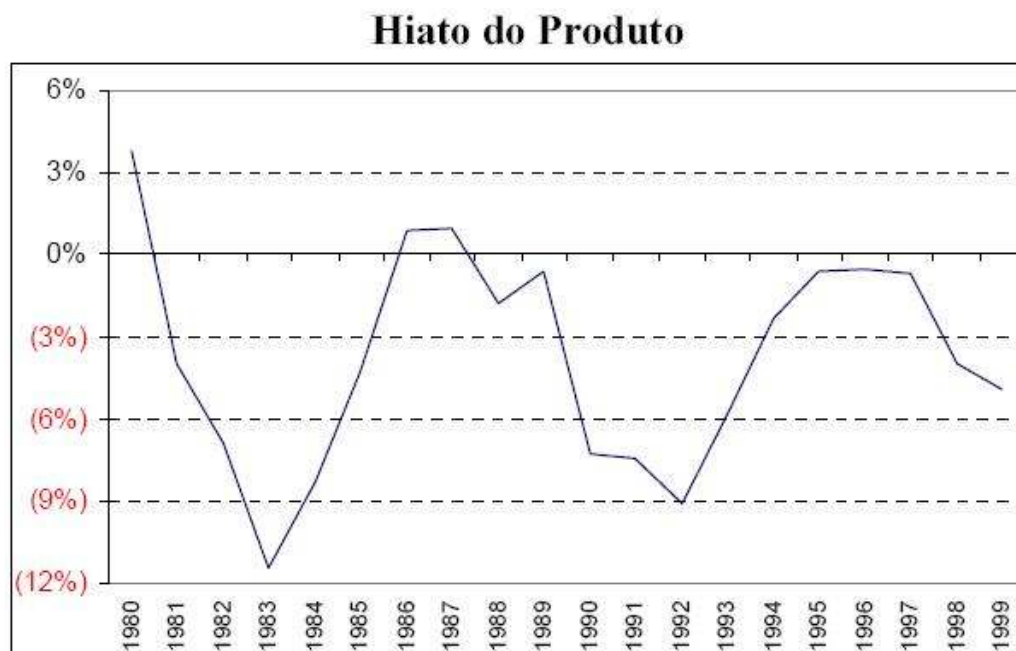
Com a obtenção de todas as informações acima listadas, é possível calcular a série de produto potencial pelo método exógeno, embasado na teoria neoclássica do valor e da distribuição e que é utilizado pelo modelo do Novo Consenso discutido no capítulo 1.

### **2.1.2 Avaliação dos resultados**

Os resultados da estimação do produto potencial e do hiato de produto por esse método nos três trabalhos citados diferem um pouco entre si, e se referem a períodos amostrais diferentes.

Silva Filho (2001) encontra um hiato bem assimétrico para baixo durante todo o período estimado (1980-2000), sendo positivo apenas no ano de 1980 e levemente positivo no biênio 1986-1987, conforme pode ser visto no gráfico abaixo:

**Gráfico 2.2 – Hiato de produto estimado por Silva Filho (2001)**



Fonte: Silva Filho (2001)

Souza Jr e Jayme Jr (2004) também encontram resultados assimétricos para o hiato do produto, refletindo o fato que o PIB efetivo se situa na maior parte da amostra abaixo do produto potencial, com os hiatos de poupança<sup>29</sup> calculados também assimétricos para baixo.

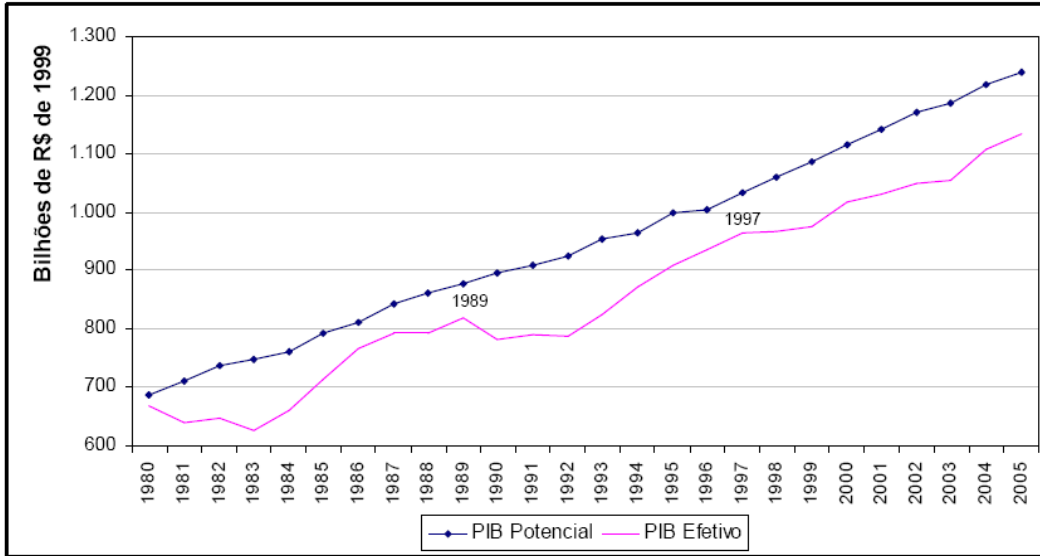
Barroso (2007) encontra resultados ainda mais assimétricos do hiato do produto. Durante toda a amostra do PIB potencial estimado (1980-2005) o PIB efetivo se situa sempre bem abaixo do potencial, conforme se observa pelo gráfico 2.3:

---

<sup>29</sup> No modelo proposto por Souza Jr e Jayme Jr (2004), os autores estão mais preocupados em estimar os três hiatos (de poupança, fiscal e externo), portanto ele apresenta não o hiato do produto, mas sim o hiato da poupança (diferença entre poupança potencial e investimento).



**Gráfico 2.3 – Relação entre produto efetivo e produto potencial estimado por Barroso (2007)**



Fonte: Barroso (2007)

Os resultados em termos de hiato de produto produzidos pelo método de estimação que considera o produto potencial exógeno, e portanto, que é condizente com a visão de produto potencial utilizada pelo modelo do Novo Consenso, acabariam gerando resultados empíricos contraditórios se combinados com a curva de Phillips aceleracionista, que também é um dos pilares teóricos do Novo Consenso.

Afinal, da maneira como é vista a determinação da taxa de inflação nesse modelo, um hiato negativo de produto tenderia a gerar uma desaceleração da inflação, que cairia e se manteria em patamar inferior. Como a série gerada de hiatos de produto é na maioria da amostra (Silva Filho (2001) e Souza Jr. e Jayme Jr. (2004)) ou em toda a amostra (Barroso(2007)) negativa, tais hiatos estimados deveriam levar a conclusão que a inflação de longo prazo observada deveria apresentar uma tendência contínua de desaceleração. Considerando o período longo em questão e o tamanho dos hiatos estimados, tal método poderia ocasionar em uma deflação de longo prazo, tendo em vista a ocorrência de tantos choques de demanda negativos.

Cabe ainda uma última observação sobre o método em questão. Tal método não pode ser considerado totalmente exógeno pois a série da PTF utilizada para construir o produto potencial é obtida via resíduo do produto efetivo e acaba se comportando de maneira pro-cíclica. Entretanto, esse método, comparado com os que veremos pela frente, é o que incorpora mais elementos exógenos e o que seria mais fiel ao conceito de produto potencial teórico utilizado no modelo do Novo Consenso.

## **2.2 O produto potencial medido pelos filtros estatísticos**

Uma segunda maneira de estimar o produto potencial consiste em: 1. Considerar que este pode ser medido pela tendência de longo prazo do produto efetivo; e 2. Aplicar um filtro estatístico sobre a série do produto efetivo para calcular a tendência de longo prazo e chamar esta tendência calculada de produto potencial.

É importante fazer aqui duas observações que serão mais bem detalhadas nas próximas subseções. Primeiro, que tal tendência calculada, na verdade, nada mais é do que uma média móvel da própria série observada. E que existem outros métodos denominados filtros multivariados que incorporam na variação da tendência (calculada como média móvel da série observada) informações referentes a outras séries. Por exemplo, o cálculo do produto potencial por um filtro multivariado será uma média móvel da série do produto corrente, porém outras informações como a inflação são utilizadas para adicionar variações nessa tendência de longo prazo.

Dessa maneira, o produto potencial obtido por esses filtros é incompatível com o produto potencial teórico do modelo do Novo Consenso, que deve ser determinado apenas pela evolução dos estoques dos fatores e de seu uso eficiente, levando em conta as taxas de utilização não aceleracionistas (NAIRU e NAICU), e, portanto, insensível à variações do produto efetivo.

### **2.2.1 Os filtros univariados**

Um filtro estatístico consiste, grosso modo, em extrair da série efetiva do produto uma tendência. O produto potencial estimado por esse método será a tendência de longo prazo do produto efetivo.

O filtro estatístico mais tradicional é o filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) univariado, que consiste em suavizar uma série histórica efetivamente observada<sup>30,31</sup>. A série não observada é gerada ao minimizar o quadrado da diferença entre a série efetiva e a tendência, bem como o quadrado da diferença entre a variação da tendência em t+1 e t:

$$(2.5) \{Y_t^*\}_{t=1}^T = \arg \min \{ \sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y_t^*)^2 + \lambda [(\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*)]^2 \}$$

Com  $Y_t$  o produto efetivo;  $Y_t^*$  o produto potencial; e o parâmetro  $\lambda$  é uma medida de suavização, ou seja, ele regula a variabilidade da tendência<sup>32</sup>. O produto potencial calculado pelo filtro HP gera uma série de hiato simétricos, conforme pode ser observado pelo gráfico abaixo:

---

<sup>30</sup> É importante notar que os trabalhos que têm como foco principal a estimação do produto potencial, em geral não se contentam com a simples aplicação do filtro HP univariado na série do produto efetivo. Porém, a grande maioria de trabalhos que tem como foco principal estimar uma curva de Phillips e utilizar o hiato do produto como medida de pressões de demanda, em geral aplicam um filtro HP para calcular o hiato, como é o caso no Brasil dos artigos de Portugal (2005), Moreira et al (2007), Bevilaqua, Mesquita e Minella (2007), entre outros. Também é muito utilizado para efeito de comparação com outros métodos de estimação, tal como em Areosa et al (2004), Lima e Britto (2008), Araujo e Guillén (2008).

<sup>31</sup> Por exemplo, o próprio trabalho que justifica a implementação do sistema de metas de inflação no Brasil propõe que uma das melhores maneiras de estimar o produto potencial é pela aplicação do filtro HP (Bogdanski e outros, 2000). Nos trabalhos de organismos internacionais como o FMI, OCDE, BCE, entre outros, a prática de uso de filtros estatísticos é bastante disseminada para a estimação do produto potencial (Palumbo (2008)).

<sup>32</sup> Cabe notar que o parâmetro de suavização da tendência tem um valor imposto de maneira arbitrária e sem nenhum fundamento teórico. Outro problema com o filtro HP é que ele apresenta instabilidade de estimação no fim da amostra, pois os últimos dados calculados pelo filtro HP são influenciados pelos novos dados que serão incorporados na amostra. Este fato compromete a previsão a curto e médio prazo do produto potencial (Para o caso brasileiro, ver Barbosa-Filho (2009)). Além disto, o Filtro HP não revela mudanças estruturais e pode produzir ciclos espúrios na série do produto potencial.

**Gráfico 2.4 – Hiato do produto calculado pelo filtro HP**



Fonte: IBGE/SCN, Elaboração própria

É importante notar que os hiatos de produto gerados pelo filtro HP são simétricos por construção, pois como este é calculado por uma espécie de média móvel do produto corrente, às vezes o produto potencial estará acima do efetivo e às vezes abaixo.

Outros filtros univariados também são aplicados em trabalhos empíricos de estimação do produto potencial (Areosa et alli (2004), Bacen (2007), Araujo e Guillén (2008)), tal como o Filtro *Band Pass*<sup>33</sup>, e os modelos de componentes não observados<sup>34</sup> univariado (entre os quais decomposição de Beveridge-Nelson<sup>35</sup>). É importante notar que todos esses métodos estatísticos, a despeito

---

<sup>33</sup> Esse filtro surgiu para corrigir um problema do Filtro HP, que não distingue entre fatores sazonais e estruturais. Tal técnica de extração de tendência consiste em aplicar filtro de alta e baixa frequência à amostra, de maneira que no primeiro sobrem apenas os componentes de flutuação de curto prazo e no segundo apenas os componentes de flutuação de longo prazo. Para uma análise mais detalhada, ver Barbosa-Filho (2004).

<sup>34</sup> Nesse processo de decomposição mais geral, a série do produto pode ser decomposto em tendência estocástica (o produto potencial) mais um ciclo estacionário (o hiato). Areosa et alli (2004) citam dois exemplos de método de componentes não observados, entre eles o método local em que o produto é modelado por um passeio aleatório (tendência) e um ruído branco (hiato); e o método de Watson, em que a tendência estocástica é definida por um passeio aleatório com deslocamento e o ciclo é definido por um AR(2). Ver Areosa et alli (2004, p. 7). A vantagem desses métodos é que não gera um viés tão forte no fim da amostra (Ver Souza Jr 2005).

<sup>35</sup> Essa técnica de decomposição assume que a série pode ser dividida em um componente permanente (modelado por um passeio aleatório com deslocamento) e um componente

da diferença de grau de sofisticação matemática, consistem em extrair tendência da série do produto efetivo. Isso quer dizer que, por construção, o produto potencial será afetado pelo produto efetivo.

## 2.2.2 Filtros Multivariados

Os filtros multivariados são aqueles que levam em conta mais do que uma série observada para calcular a tendência. O produto potencial calculado por esse método será em parte determinado pela média móvel do produto corrente, porém outras informações são incorporadas para tal estimação, como, por exemplo, a inflação.

O principal método de filtros multivariados utilizado para calcular o produto potencial é o método dos componentes não-observados multivariado, que consiste em dividir a série do PIB em um componente de tendência e outro cíclico e, além disso, adicionar equações estruturais como uma curva de Phillips e/ou uma equação de Okun. Em BACEN (2007) e Araújo e Guillén (2008), um modelo desse tipo é estimado, tal que:

$$(2.6) \Delta Y_t = \Delta Y_t^* + (Y_t^c - Y_{t-1}^c) + \Delta S_t$$

$$(2.7) \pi_t = a\pi_{t-1} + b\pi_{t-2} + cY_{t-1}^c + \varepsilon_{1,t}$$

$$(2.8) u_t - nairu_t = d(u_{t-1} - nairu_{t-1}) + fY_{t-1}^c + \varepsilon_{2,t}$$

A equação (2.6) demonstra que a série de crescimento do produto efetivo,  $\Delta Y_t$ , é decomposta entre os componentes de tendência ( $\Delta Y_t^*$ , taxa de crescimento do produto potencial), ciclo ( $(Y_t^c - Y_{t-1}^c)$ , variação do hiato do produto) e variação da sazonalidade,  $\Delta S_t$ . A equação (2.7) estabelece uma curva de Phillips que relaciona inflação,  $\pi_t$ , com hiato do produto<sup>36</sup>. A equação

---

transitório (um auto-regressivo estacionário). O produto seria então definido por um ARIMA (p,1,q). Ver Areosa et al(2004) para mais detalhes.

<sup>36</sup> É importante notar que os autores não fazem nenhuma imposição para a curva de Phillips ser aceleracionista (ou seja, a+b não é necessariamente igual à unidade). Dessa maneira, a taxa de desemprego que não acelera a inflação (NAIRU da equação 11) não deveria ser chamada de NAIRU, mas sim taxa de desemprego que não gera pressões inflacionárias, tal como concebeu Okun (1962) em seu trabalho original.

de Okun (2.8) relaciona a diferença entre a taxa de desemprego,  $u_t$ , e a NAIRU com o hiato do produto.

Em seguida, são atribuídas propriedades estatísticas às séries dos componentes não observados (produto potencial, hiato e NAIRU)<sup>37</sup>. O passo seguinte é transformar o conjunto de equações em matrizes e aplicar um filtro de Kalman. Esse tipo de filtro calcula as séries não observadas de ciclo e tendência estimando os parâmetros das equações de variáveis observadas e não observadas em conjunto. No modelo em questão, estimou-se uma tendência a partir do produto efetivo corrigida pela variação da inflação e do desemprego. Isso significa que, se em um período a inflação foi mais alta, a tendência é corrigida para que o hiato seja maior que aquele que levasse em conta apenas a série do PIB efetivo.

A despeito da maior complexidade matemática e computacional que requer esse método<sup>38</sup>, tal procedimento continua sendo o de estimar o PIB potencial extraindo uma tendência da série do PIB efetivo, ainda que esta seja corrigida por outras informações. Mas como é demonstrado em BACEN (2007), tal procedimento gera uma série de hiato extremamente parecida com o hiato gerado pelo filtro HP univariado.

Lima e Brito (2008)<sup>39</sup>, estimam um modelo de componentes não observados multivariado ainda mais complexo matematicamente que o estimado pelo BACEN (2007). Eles chamam a série resultante extraída por esse método de “nível do produto que não acelera a inflação” (*NAILO, em inglês*) ao invés de chamar de produto potencial. Os autores constroem a

---

<sup>37</sup> A taxa de crescimento do produto potencial é determinado por um processo autorregressivo com deslocamento estocástico; o hiato do produto é um processo autorregressivo estacionário; e a NAIRU é um passeio aleatório com deslocamento estocástico. Todos os erros são supostos normalmente distribuídos e com média zero, e o valor de suas variâncias é fixado arbitrariamente.

<sup>38</sup> Cabe aqui notar que o trabalho proposto por Guillén e Araujo (2008), os autores avaliam o desempenho dos hiatos medidos segundo uma série de métodos estatísticos ( Filtro HP, Filtro HP com FP, Filtro *Band Pass*, Tendência linear, componentes não observados univariados e multivariados) e encontram que o que oferece melhor previsão dentro da amostra é o estimado por métodos de componentes não observados multivariados. Tal resultado parece à primeira vista confirmar que o método ao incorporar informações econômicas é superior aos métodos estatísticos univariados, porém como a tendência é construída para o hiato variar com a inflação, resulta da própria construção do método o resultado de melhor adequação à uma curva de Phillips em uma regressão.

<sup>39</sup> Um modelo preliminar do mesmo autor com método semelhante pode ser encontrado em Lima (2001);

NAILO que varia no tempo, para o período 1980- 2007. O método consiste em partir de uma curva de Phillips aceleracionista que relaciona variação da inflação com a diferença entre nível de produto efetivo e nível de produto que não acelera a inflação. Em seguida, define-se as variáveis não observadas e também a variância que segue um processo de mudança de Markov<sup>40</sup>.

A partir daí, aplica-se um filtro<sup>41</sup> para estimar os parâmetros e calcular a dinâmica da NAILO (variáveis não observadas). Mas tal método também consiste em extrair tendência da NAILO pelo produto corrente corrigida pela variação da inflação.

Podemos apontar um aspecto que decorre da adoção deste método: como a tendência é calculada pela série do produto efetivo corrigida pela variação da inflação, em períodos de inflação mais alta a tendência será “empurrada para baixo” para que esteja associada a um hiato maior. Dessa maneira, observa-se que o hiato é positivo e em níveis extremamente altos durante o período 1984-1991; em seguida é negativo e em um nível também alto até 1994. Após 1994, quando ocorre a estabilização da inflação, ele passa a oscilar de maneira mais parecida com o produto efetivo. Cabe notar que está implícito nessa formulação que toda variação da inflação é causada por pressões de demanda. No período 1984-1994, entretanto, a inflação foi claramente causada por crise de balanço de pagamento, desvalorização do câmbio e inércia, tal como demonstra Bastos (2001). Assim, parece que a utilização de filtros multivariados pode gerar ciclos espúrios, principalmente se o hiato é corrigido pela variação da inflação e esta muda drasticamente de caráter durante a amostra.

Enfim, a aplicação de filtros estatísticos nas séries observadas, sejam eles univariados ou multivariados, no fim das contas nada mais é do que a média móvel da(s) série(s) corrente(s). Portanto, o produto potencial calculado dessa maneira passa a ser endógeno e dependente do andamento do produto

---

<sup>40</sup> Nota-se que esse método também requer a imposição de um valor para a variância de maneira arbitrária.

<sup>41</sup> Filtro de Kim, que é um filtro com matemática mais sofisticada que o filtro de Kalman, mas não deixa de ser também uma espécie de média móvel das variáveis observadas. Esse filtro estima os parâmetros das variáveis observáveis e não-observáveis, concentrando a verossimilhança e estimando tais parâmetros por rotina numérica de otimização. A NAILO, que será a tendência extraída por esse filtro multivariado, é obtida suavizando o resultado das estimativas recursivas.

efetivo, e, portanto, contrário ao conceito de produto potencial teórico exógeno utilizado pelo modelo do Novo Consenso.

### **2.3 O produto potencial endógeno calculado pela Função de produção**

Vimos até aqui que o produto potencial calculado de maneira exógena por uma função de produção é o mais condizente com a teoria de produto potencial que embasa o modelo do Novo Consenso, pois em parte é endógeno devido ao cálculo da PTF por resíduo do produto corrente. Porém apresenta resultados empíricos insatisfatórios para explicar a inflação brasileira uma vez que este é concebido como o nível de produto que não acelera a inflação (e portanto, os hiatos negativos persistentes encontrados por esse método de estimação desacelerariam a inflação enquanto durassem).

Por outro lado, é prática comum estimar o produto potencial aplicando um filtro estatístico que calcula o produto potencial como uma espécie de média móvel do próprio produto corrente (alterando ou não a variabilidade dessa tendência com o uso de outras séries). Esse processo acaba por gerar um produto potencial endógeno e, portanto, dependente do andamento do produto corrente, abandonando a teoria de produto potencial exógeno utilizada pelo Novo Consenso.

Existe uma outra maneira de estimar o produto potencial, que na verdade é uma combinação entre os dois métodos discutidos acima. Trata-se de estimar o produto potencial pela Função de Produção, porém aplicar filtros estatísticos em algumas variáveis como a taxa de desemprego e utilização da capacidade para o cálculo da NAIRU e NAICU. Esse método produzirá também estimações endógenas do produto potencial, uma vez que este dependerá do andamento corrente da taxa de desemprego e do nível de utilização da capacidade observados na economia.

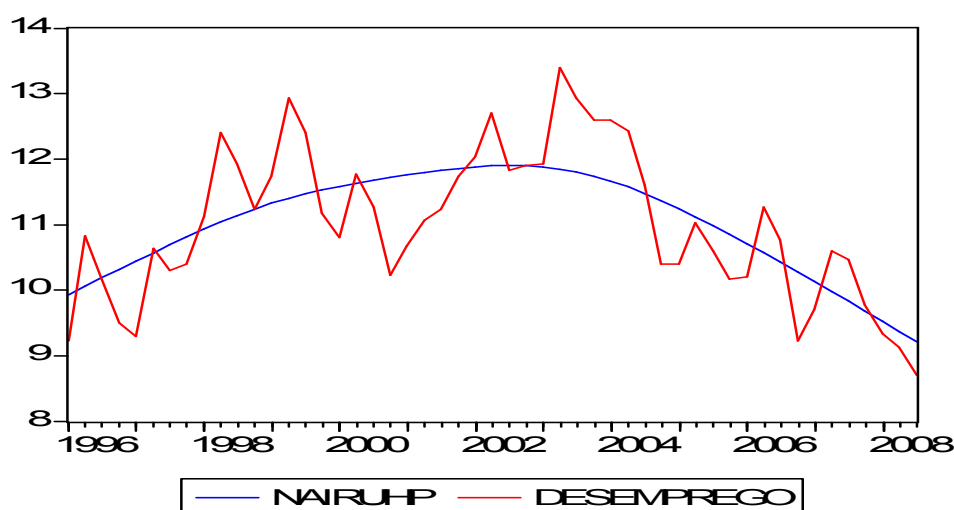
#### **2.3.1 Aplicação de filtros no método da Função de produção**

Souza Jr. (2005, 2006, 2007) segue os mesmos passos a) a d) do método do produto potencial exógeno estimado pela função de produção



discutidos na seção 2.1 deste capítulo. A diferença proposta por Souza Jr é que, ao invés de supor valores constantes para a NAIRU e a NAICU, a estimação da NAIRU e NAICU é feita pela aplicação de filtros estatísticos nas próprias séries efetivas de desemprego e NUCI<sup>42</sup>. Assim, utiliza a média móvel dessas séries observadas como sendo a taxa de desemprego e utilização de capacidade que não aceleram a inflação. Abaixo mostramos a extração da tendência de uma série de taxa de desemprego (SEADE/DIEESE).

**Gráfico 2.5 – NAIRU Calculada por filtro HP**



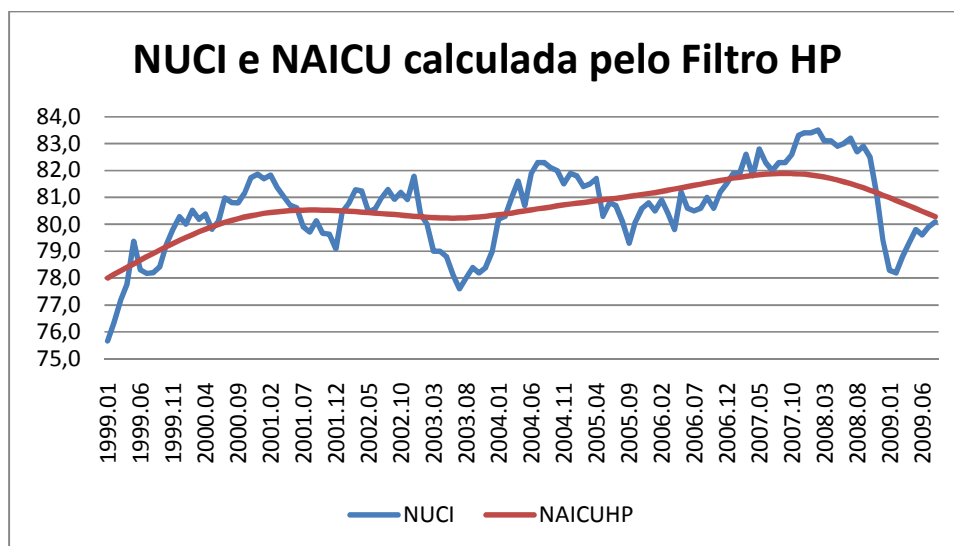
Fonte: SEADE/DIEESE

O resultado, como pode ser visto, é que a extração da tendência da série faz com que a NAIRU seja uma espécie de média móvel da taxa histórica de desemprego. Em períodos em que a taxa de desemprego é alta, a NAIRU aumenta e em períodos em que a taxa de desemprego é mais baixa, a NAIRU diminui. Além disso, NAIRU, que por definição é a taxa de desemprego que não acelera a inflação, nesse caso é obtida sem nenhuma relação com inflação. Exercício semelhante pode ser feito para a NUCI industrial da CNI:

---

<sup>42</sup> Em geral, utiliza-se séries de utilização da capacidade da indústria calculadas pela FGV ou CNI como *proxy* para a economia como um todo. Souza Jr (2005) calcula a série de utilização da capacidade para diversos setores da economia brasileira e calcula uma série da utilização total ao ponderar esses níveis de utilização setorial por seus pesos no produto. Para a taxa de desemprego, utiliza uma mescla entre a pesquisa anual da PNAD e a série da taxa de desemprego da PME do IBGE.

**Gráfico 2.6 – NAICU Calculada por filtro HP**



A NAICU será uma espécie de média móvel da taxa histórica do nível de utilização da capacidade instalada. Em períodos em que o NUCI aumenta, a NAICU aumenta e em períodos em que a taxa de desemprego é mais baixa, a NAICU diminui. A NAICU, que por definição é nível de utilização da capacidade que não acelera a inflação, nesse caso também será obtido sem nenhuma relação com inflação.

Os resultados de hiato do produto obtidos por esse método – que acrescenta mais elementos estatísticos no método econômico – são muito mais simétricos que o método “Silva Filho”, porém não tão simétricos quanto o método puramente estatístico.

**Gráfico 2.7 – Produto potencial calculado por Souza Jr (PTF, NAIRU e NAICU endógenas)**

Hiato do produto: SCN referência 1985 versus SCN referência 2000



Fonte: Souza Jr. (2006)

O PIB potencial nesse caso é mais dependente do andamento corrente do PIB efetivo (mais endógeno, portanto) que aquele calculado por Silva Filho (2001). Afinal, além de depender da PTF calculada como resíduo do PIB efetivo, depende também do andamento médio do nível da utilização da capacidade instalada e da taxa de desemprego observadas, que são fortemente influenciados pela demanda efetiva. O corolário da utilização desse método, ao contrário do que parece acreditar o autor<sup>43</sup>, é que se a economia mudar de patamar e passar a operar com taxas mais baixas de desemprego e/ou níveis mais altos de utilização de capacidade, o filtro HP irá computar essa média móvel dessas variáveis como NAIRU mais baixa e NAICU mais alta, e assim, o produto potencial aumenta pela via da demanda.

Resultados mais recentes que utilizam o método “Souza Jr”, como o trabalho de Pastore e outros (2008), corroboram essa afirmação. Pastore e

<sup>43</sup> Souza Jr conclui que “para que o PIB possa crescer, de forma sustentável, em torno de 4,5% e 5% nos próximos anos, será necessário estimular o aumento da produtividade e dos investimentos.”(Souza Jr, 2007, p.84). Mas tal resultado não condiz com modelo proposto pois, se taxa de desemprego natural e NAICU são dados pela tendência de suas taxas efetivas, a utilização desses recursos em níveis mais elevados por si só já resultaria em um produto potencial maior.

outros (2008) mostram que o PIB potencial brasileiro passou de uma média de 2,3% no período 2000-2004 para uma média de 3,6 no período 2005-2006 e 4,1 para 2007-2008, seguindo a tendência de crescimento do produto efetivo<sup>44</sup>.

### **2.3.2 Implicações teóricas do uso de filtros estatísticos**

Vimos que o modelo do Novo Consenso em política econômica postula a existência de um produto potencial que evolui segundo variáveis mais estruturais de oferta, como a dotação dos fatores de produção, a eficiência de sua utilização e os níveis de utilização do trabalho e capital não-aceleradores de inflação (NAIRU e NAICU). A demanda efetiva e o produto corrente não conseguem influenciar o produto potencial por este modelo.

A aplicação de filtros estatísticos em séries que compõem o produto potencial pela Função de produção, presente nos trabalhos de Souza Junior, geram por um lado hiatos mais simétricos, mas abandonam a teoria do produto potencial exógeno uma vez que o produto potencial depende do andamento das séries correntes (taxa de desemprego, NUCI e produto efetivo), que são altamente influenciadas pela demanda agregada. Isso gera um conflito teórico com o modelo do Novo Consenso, uma vez que nesse modelo tanto o produto corrente como a demanda agregada não tem nenhum efeito sobre o produto potencial de longo prazo<sup>45</sup>.

---

<sup>44</sup> Areosa (2004) propõe um método de estimação ainda mais endógeno que o de Souza Jr.. Para obter o produto potencial, basta aplicar um filtro HP multivariado que extrai a tendência das séries de produto, emprego e utilização de capacidade efetiva ponderados pelo parâmetro de contribuição do capital e do trabalho ao produto. O resultado final é a estimação das séries de produto potencial, NAIRE (nível de emprego que não acelera a inflação) e NAICU, que são tendências que se movem de maneira parecida com as séries efetivas. Esse produto potencial gerado é ainda mais endógeno que aquele estimado por Souza Jr, pois não leva em conta os estoques de fatores, mas apenas uma média móvel calculada pela ponderação de três séries efetivas.

<sup>45</sup> O caso brasileiro analisado acima apenas repete os problemas com esses métodos de estimação em outros países do mundo (Ver Palumbo (2008) para uma resenha).

**Tabela 2.1 - Quadro comparativo dos trabalhos empíricos que estimam o Produto Potencial do Brasil**

	<b>Silva Filho</b>	<b>Barroso</b>	<b>Souza Jr</b>	<b>Areosa</b>	<b>Lima e Brito</b>
<b>Método</b>	Função de Produção - exógeno	Função de Produção - exógeno	Função de produção com filtro	Função de produção com filtro	Filtro multivariado
<b>Estoques dos fatores</b>	Calculados	Calculados	Calculados	-	-
<b>Alfa</b>	Contas nacionais - hipótese de equilíbrio com maximização	Contas nacionais - hipótese de equilíbrio com maximização	Contas nacionais - hipótese de equilíbrio com maximização		-
<b>PTF</b>	Resíduo do produto - endógena	Resíduo do produto - endógena	Resíduo do produto - endógena	-	-
<b>NAIRU e NAICU</b>	Valor fixo	Valor fixo	Filtro HP das séries de taxa de desemprego e utilização da capacidade	Filtro HP das séries de utilização da capacidade e emprego	-
<b>Outras variáveis</b>	-	-	-	Produto efetivo	Taxa de inflação
<b>Endogeneidade</b>	Método mais exógeno, apenas a PTF é endógena.	Método mais exógeno, apenas a PTF é endógena.	Método mais endógeno;/ PTF, NAIRU e NAICU calculadas a partir de séries efetivas.	Método ainda mais endógeno, pois é apenas filtro multivariado das séries de produto efetivo, emprego e utilização da capacidade ponderados por alfa.	Também endógeno. NAILO é calculada pela aplicação de filtro multivariado na série de produto efetivo levando em conta variação da inflação.
<b>Resultados empíricos</b>	Hiatos assimétricos e na maior parte da amostra, negativos	Hiatos assimétricos e em toda amostra, negativos	Hiatos um pouco mais simétricos, com maior incidência de casos positivos.	Hiatos simétricos.	Hiatos simétricos, grande variabilidade no começo da amostra (antes do plano Real).

### 3. Curva IS e Relação entre taxa de câmbio e taxa de juros

Vimos no capítulo 1 que o modelo do Novo Consenso estabelece, pela curva IS, uma relação entre o produto (e, conseqüentemente, hiato do produto) e a taxa real de juros e de câmbio.

$$(2.9) Y = D - d(i - \pi) + f(\epsilon)$$

A relação entre taxa de juros real e demanda agregada é, em geral suposta como decorrente da existência de uma relação inversa entre gastos em investimento e taxa de juros real. A relação entre demanda agregada e taxa de câmbio real ocorre ela via dos efeitos desta última sobre o saldo líquido de exportações.

#### 3.1 A relação entre taxa de juros, de câmbio e demanda agregada

Estudos que estimam a curva IS para o Brasil costumam encontrar relação entre o hiato do produto e a taxa de juros.

Portugal (2005) calcula a relação entre a taxa de juros **real** ex-ante<sup>46</sup> e o hiato do produto, medido pela diferença entre o produto efetivo e sua tendência calculada pelo filtro HP e encontra resultados significativos e com o sinal desejado (negativo). Ou seja, aumentos (diminuições) na taxa real de juros diminuem (aumentam) o hiato do produto.

Moreira e outros (2007) encontram evidências de relação entre o hiato do produto – medido pela diferença entre a produção industrial e a tendência calculada pela aplicação do filtro HP na série de produção industrial – e a taxa de juros **nominal** (taxa Selic), para o período 1996-2006. Tal parâmetro é significativo e negativo, apresentando o sinal desejado.

Modenesi e Araújo (2009), utilizando um modelo VEC, mostram que a resposta da produção industrial frente a um aumento da taxa de juros **nominal** é significativo e apresenta o sinal desejado. Ferreira e Jayme Jr (2004)

---

<sup>46</sup> Calculada pela média móvel de quatro períodos, da inflação no período corrente e dos três trimestres à frente.

encontram evidências, também a partir de um modelo VAR, que choques na taxa **nominal** de juros diminuem o hiato do produto (calculado pela relação entre produção industrial e sua tendência calculada pelo filtro HP).

É importante observar que apenas o primeiro trabalho estabelece a relação entre taxa **real** de juros e produto, enquanto os outros estimam a relação entre taxa nominal de juros e produto. Porém, parece haver evidências de que a taxa de juros (real e nominal) afeta a demanda agregada e o produto efetivo, de maneira negativa.

A segunda observação importante é que Portugal (2005), Moreira e outros (2007) e Ferreira e Jayme Jr (2004) encontram evidências de relação entre **hiato** de produto e taxa de juros. Tomando em conjunto essa evidência com a anteriormente discutida de produto potencial endógeno, podemos concluir que a taxa de juros afeta também o crescimento do produto e não só o nível.

A segunda proposição que podemos em geral encontrar no modelo do Novo Consenso é de que a taxa real de juros influencia o investimento, e este é o canal entre taxa real de juros e demanda agregada/produto.

Lelis (2005) e Luporini e Alves (2008) estimam os determinantes do investimento para o Brasil de maneira mais detalhada e descartam a relação entre a taxa de juros real e o investimento<sup>47</sup>.

Os autores também encontram evidências sobre o investimento induzido no Brasil. Lelis (2005) conclui que variáveis de demanda (exportação, consumo, utilização da capacidade) são explicativas para a formação bruta de máquinas e equipamentos (FBME). Luporini e Alves (2008) estimam uma equação para o investimento no Brasil entre 1970 e 2005 e encontram evidências que o “produto e utilização de capacidade foram relevantes na explicação do investimento privado, apontando a demanda agregada como uma importante variável explicativa (Luporini e Alves, 2008 p. 12)”<sup>48</sup>.

---

<sup>47</sup> Assim como o efeito de outras variáveis relacionadas ao custo de aquisição do capital, como por exemplo o preço dos bens de investimento. Resultados parecidos são encontrados nos EUA, para uma avaliação ver Braga (2006).

<sup>48</sup> Luporini e Alves (2008) utilizam a série de Formação Bruta de capital fixo, e não fazem distinção entre construção civil e máquinas e equipamentos. Essa distinção é feita em Lelis (2005), que encontra o resultado de que a variável Formação Bruta de Máquinas e equipamentos é mais sensível à demanda do que a Construção. A forma feita por Lelis (2005)

Assim, como há evidências de relação negativa entre taxa real de juros e demanda agregada, mas não há evidências de relação entre taxa real de juros e investimento, é de se esperar que a relação deva ocorrer entre consumo e taxa real de juros.

Cabe notar que esse tema não é tão consensual mesmo entre os economistas do Novo Consenso. Blinder (1997) diz que a relação entre taxa de juros e demanda agregada provavelmente não decorre da relação entre juros e investimento pois há evidências empíricas desfavoráveis a esta relação. Ele diz que a relação entre gastos e taxa de juros provavelmente deve ocorrer pela relação entre gastos autônomos (bens duráveis e investimento residencial). Em suas palavras: *"I suspect that the slope of the IS curve may have more to do with homebuilding and consumer durables (especially automobiles) than with business investment* (Blinder, 1997, p. 240).

Portanto parece haver evidências empíricas de que, por um lado existe relação entre a demanda agregada/produto efetivo e a taxa real de juros; mas por outro é difícil sustentar com argumentos empíricos que o canal de transmissão dos juros para a demanda ocorra por via dos gastos em investimento. Provavelmente o real canal de transmissão decorre da existência de gastos financiados por crédito – gastos autônomos, de bens duráveis e investimento residencial.

Por fim, existem evidências empíricas de que a taxa de câmbio real tem efeito sobre as exportações. Marçal e outros (2005) mostram a existência de uma relação estável entre taxa de câmbio real e saldo comercial para a economia brasileira, no período 1980 a 2004. Souza (2009) mostra que há uma relação entre a taxa de crescimento das exportações e o nível da taxa de câmbio real, e isso ocorre pelo aumento ou diminuição do *market share* das exportações do Brasil dependendo se a taxa de câmbio real está desvalorizada (1999-2005) ou valorizada (1994-1998; 2006-2008).

### **3.2 Conclusões sobre as estimativas da curva IS**

---

condiz mais com a idéia de gastos autônomos, entre eles a construção civil, induzindo o investimento.



Podemos listar abaixo as principais conclusões encontradas nos trabalhos empíricos sobre a curva IS para o Brasil no período recente:

1. Existe uma relação negativa entre taxa de juros real e demanda agregada/produto efetivo;
2. Não há evidência empírica de uma relação entre taxa de juros real e investimento. Há evidências, entretanto, de que os gastos em bens de investimento são induzidos. E parece plausível supor que o canal de transmissão entre taxa real de juros e demanda agregada seja decorrente dos gastos autônomos financiados por crédito, principalmente aquele ligado aos bens duráveis e construção civil.
3. Existe evidência de relação positiva entre a taxa de câmbio real e as exportações.

## Capítulo 3 – Estimativas da curva de Phillips e a relação câmbio-juros no Brasil

### Introdução

Vimos no capítulo 1 que a curva de Phillips utilizada pelo modelo do Novo Consenso para explicar a dinâmica da inflação em economia aberta, no longo prazo, assume a mesma forma que no caso da economia fechada, que pode ser descrita pela equação abaixo:

$$(3.1) \pi = a\pi_{-1} + b(Y - Y^*) + c$$

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) Como a inércia é completa, os choques de demanda afetam a taxa de inflação de maneira permanente;
- c) O produto potencial é exógeno;
- d) Os choques de oferta têm média zero;

Para avaliar os trabalhos empíricos de estimação da curva de Phillips para o Brasil para o período recente, com ênfase no período pós-implantação do SMI, iremos analisar em que medida tais hipóteses são ou não validadas pelas estimativas.

Sobre a inércia inflacionária, serão analisadas as estimativas do parâmetro  $a$  nas curvas de Phillips estimadas para o Brasil. Além disso, será discutida a relevância de incorporar explicitamente na curva de Phillips variáveis de expectativa inflacionária à luz dos dados de expectativas de inflação para o Brasil.

Com relação aos choques de demanda, serão avaliadas estimativas do parâmetro  $b$ , se são ou não estatisticamente significativos. Cabe notar que nos trabalhos empíricos não só o hiato do produto é utilizado para avaliar choques

de demanda, mas também as variáveis de taxa de desemprego e nível de utilização da capacidade<sup>49</sup>.

Por fim, analisaremos em que medida os choques de oferta podem ser considerados irrelevantes em um horizonte mais longo. No caso dos choques de oferta, analisaremos especificamente dois grupos de pressão de custos que poderiam explicar a inflação: a inflação importada medida em reais e as pressões oriundas de conflito distributivo (evolução do salário nominal, produtividade e preços administrados).

## **1. Inércia e expectativas**

Nessa seção, serão discutidas as diversas formas de estimar o parâmetro  $\alpha$ , 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  $\alpha = 1$ ).

### **1.1 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 constatam 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,

---

<sup>49</sup> Nesse capítulo não discutiremos as evidências empíricas do produto potencial exógeno, pois este foi discutido no capítulo 2.

assim, a hipótese de inércia plena e comportamento defensivo é bem razoável<sup>50</sup>, 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”<sup>51</sup> (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).

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)

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 ambíguos<sup>52</sup>:

---

<sup>50</sup> 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.

<sup>51</sup> 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.

<sup>52</sup> Presença de raiz unitária para alguns testes e rejeição de raiz unitária para outros.

**Tabela 3.1 – Testes de raiz unitária e estacionariedade para a inflação**

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

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)<sup>53</sup>: o primeiro analisa o

<sup>53</sup> Conforme será discutido nas seções 1.4 a 1.6 deste capítulo.

período 1982-1997; o segundo de 1985 a 2002, o terceiro utiliza amostra de 1982 a 2007 e o último de 1990 a 2002.

### **1.2 Evidências de inércia parcial**

Moreira e outros (2007) estimam uma curva de Phillips tal como sugerido na equação (3.1) e encontram que o parâmetro da inflação defasada " $a$ " 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 " $a$ " 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.<sup>54</sup>

### **1.3 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 com choques de demanda<sup>55</sup>.

---

<sup>54</sup> 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.

<sup>55</sup> 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.

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:

$$(3.2) \Delta\pi = \beta(U_t)$$

Dessa maneira, a hipótese aceleracionista da curva de Phillips é imposta e não testada. Na seção 2.4 deste capítulo, apresentaremos os resultados da estimativa da NAIRU de Silva Filho (2008) feitos com esta imposição de parâmetros e mostraremos que estes são insatisfatórios e incoerentes com a dinâmica observada da inflação brasileira.

#### 1.4 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:

$$(3.3) \pi = a_1\pi_{-1} + a_2\pi^e + b(Y - Y^*) + c$$

Nessa seção 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 frente<sup>56</sup>.

---

<sup>56</sup> Segundo Lima (2006), essas previsões devem ser tomadas como meras simulações condicionadas a cenários, não necessariamente os mais prováveis, e não devem refletir as

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 passada<sup>57</sup>.

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

### **1.5 Imposição de hipóteses sobre a formação de expectativas inflacionárias**

---

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 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?

<sup>57</sup> 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.



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.

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 inflação<sup>58</sup>. 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

---

<sup>58</sup> 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.

expectativa de inflação<sup>59</sup>. 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.

### 1.6 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 (3.3) sejam iguais à unidade. Discutiremos nesse capítulo 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 completa<sup>60</sup>. 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).<sup>61</sup>

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

---

<sup>59</sup>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.

<sup>60</sup>Os autores fazem um teste LR e concluem que pode-se considerar esse valor da soma dos parâmetros igual a 1.

<sup>61</sup>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.

expectativa  $a_2 = 0,81$ . Portanto, a soma de um parâmetro nulo com outro de 0,8 é menor do que 1<sup>62</sup>.

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 unidade<sup>63</sup> e depois testa tal hipótese.

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 imposição<sup>64</sup>.

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

---

<sup>62</sup> 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.

<sup>63</sup> 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.

<sup>64</sup> 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.

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 2002 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, 2002, p.100).

### **1.7 Considerações**

Foi discutido nessa seção as estimações de parâmetros de inércia inflacionária para uma avaliação da hipótese da curva de Philips aceleracionista, tal como defende o modelo do Novo Consenso.

Vimos primeiramente que a escolha da amostra é essencial para evitar tendência de viés de estimação do parâmetro de inércia. Isso porque a inflação do Brasil antes do Plano real era aceleracionista, e a série era não estacionária. Com o Plano Real e a estabilização da inflação, a série passa a ser estacionária. Portanto, os trabalhos que utilizam amostra de 1996 para frente são os mais adequados para medir o parâmetro de inércia para avaliação da dinâmica da inflação recente.

Em seguida, vimos que existe forte evidência de que a inércia inflacionária medida para a amostra pós-Plano Real é parcial, e, portanto, “ $a < 1$ ”. Apesar disso, existem trabalhos que estimam curvas de Phillips impondo a existência de inércia inflacionária plena, fato este que gera resultados indesejáveis e que serão mais bem detalhados na seção seguinte.

Vimos também 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.

Entretanto, vimos que 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 expectativas<sup>65</sup>.

## **2. Relação entre inflação e demanda**

Nessa seção, serão avaliadas as estimativas do parâmetro  $b$  da equação (3.1), que mede a relação entre pressões de demanda 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 VAR.

As pressões de demanda encontradas na literatura empírica são medidas pelo produto efetivo, taxa de desemprego e nível de utilização da capacidade instalada.

### **2.1 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 obtém 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.

---

<sup>65</sup> Conforme vimos nessa seção, 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.

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%.

## 2.2 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 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 NUCI<sup>66</sup> (...). 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,

---

<sup>66</sup> Os autores calculam o NUCI pela relação entre produção industrial do IBGE e sua tendência estimada por um filtro HP.

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.

### 2.3 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 Brasil<sup>67</sup>.

$$(3.4) \pi = cte + \pi^e + b(U) + \varepsilon$$

Como a NAIRU ( $U^*$ ) é a taxa de desemprego que mantém a aceleração da inflação igual a zero, para encontrá-la basta substituir a condição de inflação estável:  $\pi - \pi^e = 0$  na equação (3.4). Além disso, com a hipótese de que os choques de oferta  $\varepsilon$  têm média zero, estes não entram no cálculo da NAIRU. Assim, a NAIRU é calculada pela relação entre os parâmetros estruturais estimados da curva de Phillips:

$$(3.5) U^* = \frac{cte}{b}$$

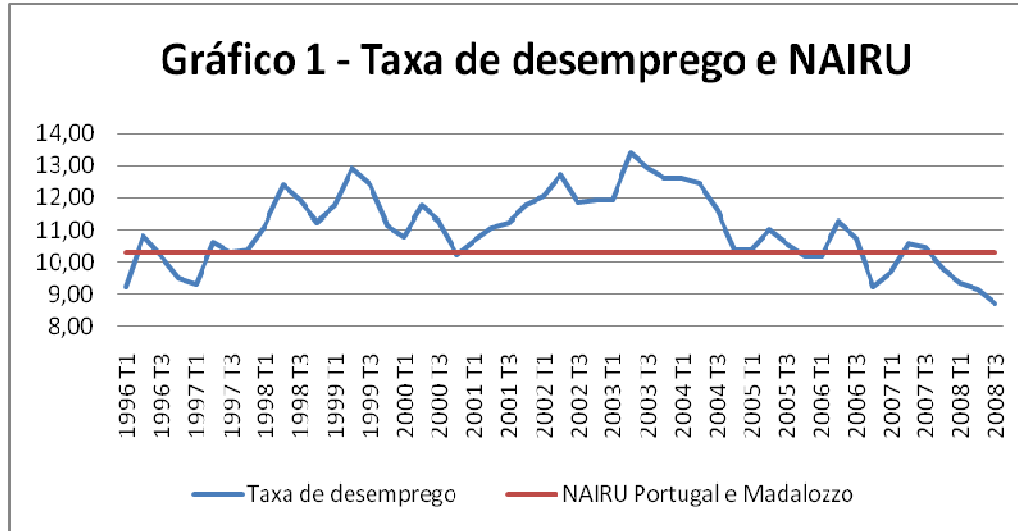
A NAIRU brasileira estimada por Madalozzo e Portugal (2000) no período 1982-1997 é de 10,3%<sup>68</sup>. Passados mais de 8 anos do estudo, podemos comparar a NAIRU estimada com os dados subseqüentes:

---

<sup>67</sup> Conforme discutido na seção 1, estes partem da imposição de uma curva de Phillips aceleracionista.

<sup>68</sup> 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.

**Gráfico 3.1 – 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 exhibe 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)).

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 desemprego<sup>69</sup>.

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%<sup>70</sup>.

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 máxima<sup>71</sup> (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.

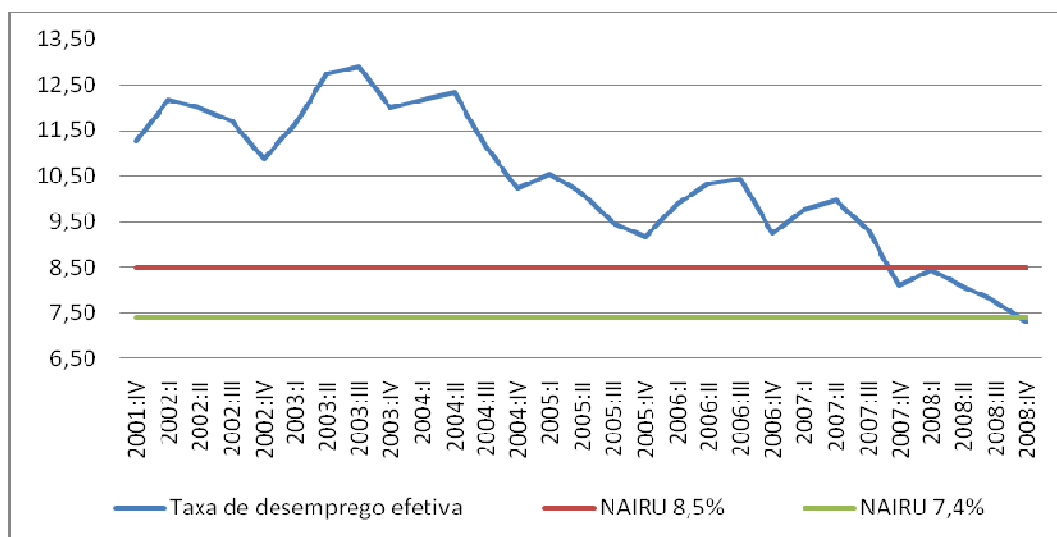
---

<sup>69</sup> 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.

<sup>70</sup> 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.

<sup>71</sup> 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%).

**Gráfico 3.2 – NAIRU estimada e desemprego no Brasil em Silva Filho (2008)**



Fonte: Tx desemprego da PME/IBGE; Nairu Max. e mínima calculadas por Silva Filho (2008).

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 recente<sup>72</sup>.

### 2.3.1 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 tempo<sup>73</sup>.

<sup>72</sup> Braga (2006) avalia as evidências de não existência de uma NAIRU nos EUA. Para o caso europeu, ver Franz (2005), Schreiber e Wolters (2007) e Kromphardt e Logeay (2007).

<sup>73</sup> 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

Pelo método dos filtros multivariados, Lima (2003) estima para o Brasil uma NAIRU variável no tempo, para o período 1985-2001<sup>74</sup> por meio de dois modelos. Ambos os modelos extraem a tendência da série de desemprego por meio de filtros estatísticos<sup>75</sup>, mas a variabilidade da NAIRU depende, além da variabilidade da taxa de desemprego, da variação da inflação. O primeiro<sup>76</sup> modelo extrai a tendência estocástica da taxa efetiva de desemprego com um filtro de Kalman. O segundo modelo extrai uma tendência estocástica<sup>77</sup> 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 salários<sup>78</sup>.

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.

---

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, Ball e Mankiw, 2002).

<sup>74</sup> 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.

<sup>75</sup> Já discutidos no capítulo 2 desta tese.

<sup>76</sup> Cabe notar que Lima (2003) estabelece o modelo como um ARCH, portanto a equação de mensuração é corrigida pelo resíduo.

<sup>77</sup> Nesse caso, a tendência estocástica segue um passeio aleatório e sua variância apresenta mudanças de regime de markov.

<sup>78</sup> 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).

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 desemprego<sup>79</sup>. Logo, a partir desse modelo não se pode afirmar que houve aceleração da inflação de 1994 a 2001 no Brasil decorrente de pressões de demanda, pelo menos quando estas são medidas pela diferença entre taxa de desemprego e NAIRU.

Fasolo e Portugal (2004) também estimam uma NAIRU variável, pelo método proposto por Debelle e Laxton(1996), que inicia com uma curva de Phillips não linear:

$$(3.6) \pi_t = c + a\pi_{t-1} + b\pi_t^e + b_t^*U_t^*\left(\frac{1}{U_t}\right) + v_t$$

Para estimar o parâmetro da curva de Phillips, que é variável no tempo,  $b_t^*$ , e ao mesmo tempo estimar a NAIRU, também variável no tempo,  $U_t^*$ , Fasolo e Portugal (2004) utilizam um filtro de Kalman multivariado que consegue simultaneamente estimar os parâmetros do modelo e a NAIRU.

A NAIRU variável é definida como a relação entre o parâmetro variável da curva de Phillips, " $b_t^*$ " e o parâmetro fixo " $c$ ", sendo que o parâmetro  $b_t^*$  é suposto seguir um processo de passeio aleatório. Essa hipótese confere à NAIRU o caráter de tendência estocástica, que leva em conta informações sobre a variação da inflação, captadas pelo parâmetro " $b_t^*$ ".

$$(3.7) U_t^* = \frac{b_t^*}{c}$$

$$(3.8) b_t^* = b_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

Dessa maneira, novamente a NAIRU é construída como tendência da taxa de desemprego histórica e sua variabilidade está relacionada tanto à variação da taxa de desemprego efetiva quanto por variações na taxa de inflação.

---

<sup>79</sup> 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).

Como resultado, a NAIRU é bastante instável, principalmente nos períodos de alta inflação. Por ser a NAIRU construída levando em conta a variação da inflação, é possível entender porque a NAIRU passa de menos de 5% no final do ano de 1991 para quase 8% em um curto período de um ano. Além disso, o próprio aumento da taxa de desemprego efetiva após a implantação do plano real faz com que a tendência de longo prazo da taxa de desemprego aumente, e isto se reflita em um aumento da NAIRU.

Além disso, o método proposto não ajuda a explicar a inflação recente como decorrente de pressões de demanda medidas pelo hiato de desemprego. O resultado obtido mostra que a taxa de desemprego se situou abaixo da NAIRU durante a maior parte do período de 1990 a 1994, associando a forte aceleração inflacionária desse período a hiato de desemprego elevado. No período pós Plano Real, entretanto, apenas durante três meses em 2001 a taxa de desemprego se situou um pouco abaixo da NAIRU. Nos anos de 1995 e 1998, tivemos uma taxa de desemprego acima da NAIRU, o que indicaria desaceleração da inflação pela via da demanda. De 1999 a 2002, a NAIRU se assemelha bastante com a taxa de desemprego. Segundo estes resultados, não é possível dizer que de 1995 até 2002 tivemos uma processo claro de aceleração da inflação por pressões de demanda.

Em outro estudo, Ferreira e outros (2003) estimam a NAIRU pelo método Ball-Mankiw, que consiste nos seguintes passos: primeiro, deve-se estimar o parâmetro “b” da curva de Phillips (impondo  $a = 1$ ).

$$(3.9) \pi_t = a\pi_{t-1} + b(U_t - U^*) + v_t$$

$$(3.10) U_t + \frac{\Delta\pi_t}{b} = U^* + \frac{v_t}{b}$$

Com o valor estimado de “b”, computa-se a série  $U_t + \frac{\Delta\pi_t}{b}$ , ou seja, a série de desemprego observada acrescida da variação da inflação dividida pelo parâmetro “b” estimado.

Como pela equação (3.10) essa série é igual à NAIRU variável no tempo,  $U^* + \frac{v_t}{b}$ , basta extrair a tendência da primeira série por meio de um filtro estatístico, e dizer que essa tendência é a NAIRU.

Ferreira e outros (2003) utilizam o filtro HP para extrair a tendência e assim estimar a NAIRU para o Brasil. A NAIRU estimada será então uma tendência da série construída que soma a taxa de desemprego com a variação da inflação, ponderada pelo parâmetro da curva de Phillips. Assim, se a inflação variou muito, ela afeta a tendência da série construída e conseqüentemente a NAIRU aumenta, para gerar um hiato capaz de explicar tamanha variação. Em outras palavras, o que está implicitamente suposto nesse método é que toda tendência de variação da inflação deve ser explicada por pressões de demanda, medidas pelo hiato do desemprego.

Esta NAIRU apresenta um aumento grande após 1986, saindo de cerca de 6% para quase 9% no início dos anos 90<sup>80</sup>.

### **2.3.2 Considerações gerais sobre a NAIRU Variável**

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 demanda<sup>81</sup>.

---

<sup>80</sup> É importante notar que, como a NAIRU nesse caso é uma espécie de média móvel (calculada pelo filtro HP), as variações são mais suaves que no caso de Madalozzo e Portugal (2000).

<sup>81</sup> 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.

### **3. As pressões externas sobre a inflação: taxa de câmbio nominal, real e inflação importada**

Vimos no capítulo 1 que a curva de Phillips 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 câmbio nominal seguem, e não causam, a inflação.

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

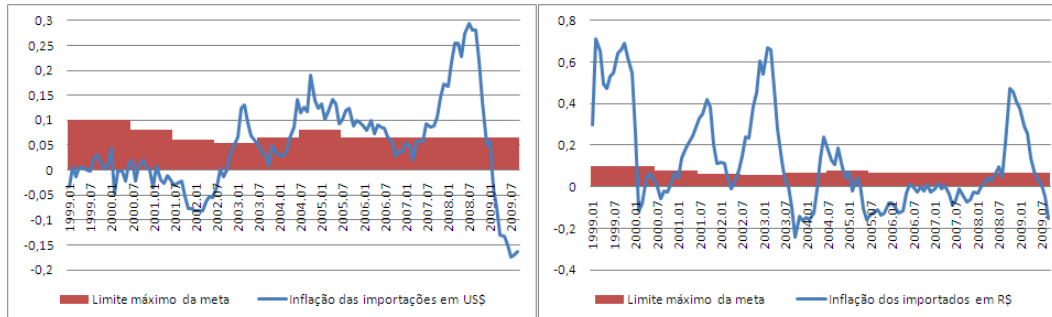
A taxa de câmbio real é calculada nos trabalhos empíricos para o Brasil pela taxa de câmbio nominal multiplicado pelo índice de preços do produtor dos EUA, o PPI. Schwartzman (2006) encontra parâmetros significativos da

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.

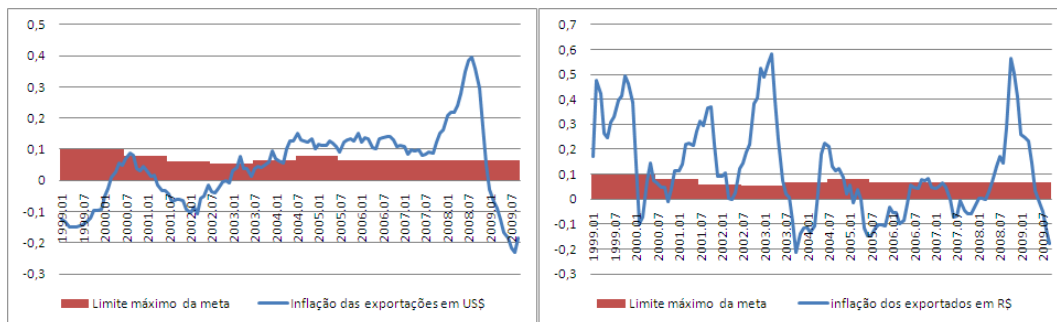
**Gráfico 3.3 – Inflação dos produtos importados pelo Brasil em US\$ e em R\$**



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



**Gráfico 3.4 – Inflação dos produtos exportados pelo Brasil em US\$ e em R\$**



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

Nota-se pelos gráficos acima expostos 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.

#### 4. Conflito distributivo: Salários e lucro

##### 4.1 Margens de lucro e Preços administrados

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<sup>82,83</sup>. 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 3.2, 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 fatores<sup>84</sup> 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 concessionárias e um impacto nos salários reais com o reajuste de serviços essenciais para o consumidor acima da inflação<sup>85</sup>.

---

<sup>82</sup> 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.

<sup>83</sup> 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.

<sup>84</sup> 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. 2006, p. 38).

<sup>85</sup> 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, 2010).

**Tabela 3.2 – IPCA, IGP-DI e preços administrados**

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

Fonte: IBGE; Elaboração própria.

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 preços<sup>86</sup>, 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.

---

<sup>86</sup> 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.

## 4.2 Salários, Custo unitário do trabalho e produtividade

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 trabalho<sup>87</sup> (BACEN, 2006).

Por outro lado, os salários médios tiveram comportamento distinto do salário mínimo. Bastos (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 invariante<sup>88</sup>. 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.

---

<sup>87</sup> 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.

<sup>88</sup> O custo unitário do trabalho (CUT) associa salários dos trabalhadores, benefícios e a produtividade. Um estudo do BACEN confirma as evidências encontradas em Bastos (2010) sobre a evolução deste indicador, que “as pressões inflacionárias advindas do mercado de trabalho (industrial) ainda não emergiram.” (BACEN, 2007, p. 124).

**Tabela 3.3 Sumário dos trabalhos empíricos que estimam a curva de Phillips**

	Moreira e outros (2007)	Serrano e Braga (2008)	Portugal (2005)	Schwartzman (2006)	Madalozzo e Portugal (2000)	Silva Filho (2008)
<b>1. Índice de preços</b>	IPCA	IPCA, Preços livres do IPCA e núcleo dos preços livres do IPCA	IPCA	Comercializáveis, não comercializáveis e monitorados do IPCA	INPC	IPCA
<b>2. Amostra</b>	1995:1 a 2006:II, trimestral	1999:01 a 2008:09, mensal	1994:1 a 2001:1, trimestral	1997:1 a 2008:III, trimestral	1982-1997, trimestral	1996:II a 2006:IV, trimestral
<b>3. Método</b>	Variáveis instrumentais	Variáveis instrumentais	MQO	3SLS	MQO	MQO
<b>A. Inércia</b>	Parcial	Parcial	Sim	Sim	Não	Imposição de $a_1=1$
<b>B. Expectativas</b>	Não está explicitamente incluída na equação	Não está explicitamente incluída na equação	Racionais, expectativa é igual a média entre inflação passada, corrente e futura	Calculadas por modelo VAR	Calculada por AR(1)	Não está explicitamente incluída na equação
<b>Parâmetro <math>a_1</math> (inércia)</b>	$a=0,24$	$a=0,63$ (IPCA cheio) $a=0,72$ (Preços Livres) $a=0,89$	não significativo		-	Imposição $a=1$
<b>Parâmetro <math>a_2</math> (expectativas)</b>	-	-	$a_2=0,81$	Imposição $a_1+a_2=1$ e teste da imposição	Imposição $a_2=1$	-
<b>C. Demanda</b>	Hiato do produto industrial, calculado pelo filtro HP - Significativo	Hiato do produto medido pelo filtro HP - Não Significativo	Hiato do produto medido pelo filtro HP - Significativo apenas a 10%	Desvios da utilização da capacidade em relação a um nível constante de LP - Significativo para os preços não comercializáveis.	Taxa de desemprego, significativo.	Taxa de desemprego, significativo.
<b>D. Inflação importada</b>	Variação da taxa de câmbio nominal significativa	Inflação importada medida em Reais	Variação da taxa de câmbio real significativa	Variação da taxa de câmbio real significativa	Não inclui	Choques de preços relativos
<b>E. outras</b>	Dummies	Não	Dummies	Dummies	Dummies	Dummies
<b>Comentários</b>	Inércia parcial, histerese do produto e importância da inflação importada	Inércia parcial, sem evidências de inflação de demanda e importância da inflação importada	Curva híbrida com soma de parâmetros $a_1+a_2<1$ . Imposição de hipótese de expectativas racionais. Histerese do produto. Importância da inflação importada.	Curva híbrida com imposição de soma de parâmetros $a_1+a_2=1$ . Imposição de expectativa gerada por modelo VAR. Teste confirma validade da imposição, mas tem baixo poder. Nível de utilização da capacidade significativo.	Amostra de inflação incorpora períodos com dinâmica diferente. Imposição de expectativa gerada por modelo AR(1). Imposição no parâmetro das expectativas $a_2=1$ . Taxa de desemprego significativa. NAIRU gerada parece incompatível com a inflação existente (hiatos de desemprego positivos tenderiam a levar a processo longo de desaceleração da inflação).	Imposição de parâmetro $a_1=1$ . Parâmetro da taxa de desemprego era não significativo ou exibia sinais contrários, dependendo da amostra, mas foi corrigido com a introdução de várias dummies. NAIRU gerada parece incompatível com a inflação existente (hiatos de desemprego positivos tenderiam a levar a processo longo de desaceleração da inflação).

**Tabela 3.4 Sumário dos trabalhos empíricos que estimam o comportamento da inflação por modelo VAR**

	Ferreira e Jayme Jr (2004)	Mbdenesi e Araújo (2009)	Squeff (2009)
<b>Índice de preço</b>	IPCA	IPCA	IPCA
<b>Amostra</b>	1994:08 a 2008:12, mensal	2000:01 a 2008:03, mensal	1999:01 a 2007:12, mensal
<b>Método de estimação</b>	VAR/ Função Impulso Resposta	VAR/ Função Impulso Resposta	VAR/ Função Impulso Resposta
<b>Demanda</b>	NUCI calculado pela relação entre produção industrial e tendência medida pelo filtro HP	Nível da produção industrial	Nível da produção industrial
<b>Câmbio</b>	Taxa de câmbio nominal	Taxa de câmbio nominal	Taxa de câmbio nominal
<b>Resposta da inflação com choque de câmbio</b>	Resposta significativa e com sinal esperado.	Resposta significativa e com sinal esperado.	Resposta significativa e com sinal esperado.
<b>Resposta da inflação com choque de demanda</b>	Resposta positiva porém não significativa.	Resposta positiva, porém "praticamente desprezível".	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 1999-2008 e respostas negativas (sinal contrário do esperado) de inflação frente a choques da produção industrial para o período 2008-2007.

**Tabela 3.5 Sumário dos trabalhos empíricos que estimam a NAIRU por filtro multivariado**

	Fasolo e Portugal (2004)	Lima (2008)	Ferreira e outros (2008)
<b>Índice de preço</b>	IPCA	INPC	INPC
<b>Amostra</b>	1990:08 a 2002:08, mensal	1982:01 a 2001:4, trimestral	1982:08 a 2002:2, trimestral
<b>Método de estimação</b>	Filtro de Kalman	Filtro de Kalman e Filtro de Kim	Método Ball/Mankiw
<b>Demanda</b>	Taxa de desemprego	Taxa de desemprego	Taxa de desemprego
<b>Comentário</b>	NAIRU muito parecida com série efetiva da taxa de desemprego	NAIRU muito parecida com série efetiva da taxa de desemprego, após o período de estabilização.	NAIRU construída a partir da série da taxa de desemprego efetiva.

## 5. A paridade descoberta da taxa de juros

Resta apenas analisar a equação da paridade descoberta da taxa de juros para fecharmos a análise dos estudos empíricos sobre a base teórica que compõe o sistema de equações defendido pelo Novo Consenso<sup>89</sup>.

Vimos no capítulo 1 que a o modelo do Novo Consenso utiliza a teoria da paridade descoberta da taxa de juros para a determinação da taxa de câmbio nominal no curto prazo.

---

<sup>89</sup> Não analisaremos os estudos empíricos sobre a resposta da política monetária – a regra de Taylor – pois parece evidente que no Brasil a AM altera a taxa nominal de juros quando a inflação está fora de sua meta. Para uma discussão da assimetria e caráter pró-cíclico da política monetária, ver Libânio (2010).

Segundo este teorema, o diferencial de juros entre dois países (já acrescido do risco soberano) deve refletir a expectativa de desvalorização da moeda doméstica. No caso, se o diferencial de juros é positivo, isto significa que se espera que haja no futuro uma desvalorização da moeda doméstica.

A equação da paridade descoberta da taxa de juros é exposta abaixo:

$$(3.11) (e_{+1}^e - e) = i - (i^w + \rho)$$

É importante notar que a principal hipótese feita nesse modelo é de que a expectativa cambial é exógena, no sentido que não depende de outras variáveis do modelo e sim de fundamentos reais de longo prazo. Assim, supondo inicialmente que a taxa de juros doméstica ( $i$ ) seja igual à taxa de juros internacional mais o risco soberano ( $i^w + \rho$ ), e que em um segundo momento o governo decida aumentar a taxa de juros doméstica mantendo um diferencial de juros positivo, ocorrerá inicialmente uma apreciação da moeda doméstica. Ao colocar a equação (3.11) em termo de variação das variáveis com a idéia de expectativas exógenas:

$$(3.12) (\Delta e_{+1}^e - \Delta e) = \Delta i - (\Delta i^w + \Delta \rho)$$

$$(3.13) \Delta e_{+1}^e = 0$$

Substituindo (3.13) em (3.12), temos que a variação da taxa de câmbio nominal depende da variação do diferencial de juros:

$$(3.14) \Delta e = -(\Delta i - (\Delta i^w + \Delta \rho))$$

É importante notar que uma variação no diferencial traz uma mudança do tipo “*once and for all*” na taxa nominal de câmbio, que cairá e permanecerá em outro patamar até ocorrer nova mudança no diferencial de juros.

Nos trabalhos brasileiros, como, por exemplo, Bogdanski e outros (2000) e Muinhos e outros (2001) a hipótese feita é que as expectativas seguem um processo de passeio aleatório.

$$(3.15) E_t e_{t+1} = E_{t-1} e_t + \eta_t$$



O que significa que a variação das expectativas agora será estocástica, com média zero.

$$(3.16) E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t = \eta_t$$

E a variação cambial dependerá, além do diferencial de juros, de um termo de erro  $\eta_t$  com média zero.

$$(3.17) \Delta e_t = -(\Delta i_t - (\Delta i_t^w + \Delta \rho_t)) + \eta_t$$

Mas tais expectativas continuam exógenas, no sentido que não dependem da taxa de câmbio ocorrida no passado.

### 5.1 Estimações da paridade descoberta da taxa de juros

Para os testes empíricos da paridade descoberta da taxa de juros, em geral é utilizada a forma:

$$(3.18) (e_{t+1}^e - e_t) = \alpha + \beta(i_t - (i_t^w + \rho_t)) + \varepsilon_t$$

E para valer a paridade descoberta da taxa de juros é necessário que os parâmetros tenham os seguintes valores:  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$ . Na literatura internacional, é notório o grande fracasso das estimativas da paridade descoberta da taxa de juros, fato que deu origem a uma literatura denominada *UIP failure/forward premium puzzle*<sup>90,91,92</sup>.

---

<sup>90</sup>“The so-called “uncovered interest parity failure” or “forward premium puzzle” refers to the paradoxical **negative** and **insignificant** empirical UIP coefficient linking changes in exchange rates and interest rate differentials (Yuen, 2006, p.14)”.

<sup>91</sup>Nas palavras de Blundell et alii: “No economic hypothesis has been rejected more decisively, over more time periods, and for more countries, than UIP (1993, p. 73 apud Yuen, 2006 p.2)”. Algumas tentativas *ad hoc* de salvar o teorema são encontradas na literatura. McCallum (1997) acredita que o manejo da Autoridade Monetária do diferencial de taxa de juros para resistir a mudanças rápidas na taxa de câmbio é a causa da falha empírica do teorema da paridade descoberta. Outra hipótese levantada é a da presença de um risco variante no tempo, mas segundo Goodhart “the time varying premium argument looks more like a last resort *ad hoc* defense of the UIP theorem, and can hardly be tested”(1997, pp.138-139). Uma interpretação

Com relação a trabalhos empíricos sobre a paridade descoberta da taxa de juros para o Brasil, podemos citar o trabalho de Muinhos e outros (2002). Neste trabalho os autores estimam uma equação semelhante à (3.18) e encontram  $\beta = -9,23$ , portanto parâmetro diferente de 1 tal qual previsto pela teoria<sup>93</sup>.

## 5.2 A hipótese de expectativas exógenas

Vimos que uma hipótese central sobre a paridade da taxa de juros é de que as expectativas cambiais são exógenas e determinadas por fundamentos reais de longo prazo, e, portanto, não são afetadas pelo andamento da taxa de câmbio corrente. Devemos analisar esta proposição à luz dos trabalhos empíricos brasileiros sobre a determinação da taxa de câmbio.

Freitas (2006), pela observação das séries de taxa de câmbio nominal efetiva e taxas de câmbio esperadas coletadas pela pesquisa FOCUS do BCB, argumenta que a taxa de câmbio esperada segue a taxa de câmbio ocorrida no passado, ou seja, os agentes parecem utilizar a taxa de câmbio efetiva ocorrida no passado para formarem suas expectativas sobre o andamento da taxa de câmbio no futuro. Assim, o autor defende a idéia de que as expectativas cambiais seguem um processo do tipo adaptativo e “Uma possível explicação teórica para o comportamento adaptativo estaria na formação de convenções em ambientes com elevada incerteza. Dado que o movimento da taxa de

---

pós-Keynesiana para explicar os desvios da paridade descoberta é encontrada em Harvey (2004).

<sup>92</sup>Uma outra discussão semelhante à da paridade descoberta é a discussão se a taxa de câmbio a termo é um bom previsor para a taxa de câmbio à vista que ocorrerá no futuro. No debate internacional, a evidência empírica é de que não é um bom previsor (Ver Yuen, 2006). No debate brasileiro, Garcia e Olivares (2001) fazem um teste para saber se a taxa de câmbio a termo é um bom previsor da taxa de câmbio spot que ocorrerá no futuro e descobrem um parâmetro  $\beta$  positivo, porém não significativo “nem mesmo ao nível de significância de 10% (Garcia e Olivares (2001), p.13)”. Dessa maneira, os autores não escapam do “*forward premium puzzle*”. Para uma interpretação pós-keynesiana/cambista da taxa de câmbio a termo, ver Lavoie (2000).

<sup>93</sup> Em outro trabalho dos mesmos autores, Muinhos e Alves (2003) ignoram as evidências empíricas encontradas em 2002 e impõem a condição  $\beta = 1$  para estimar uma equação da paridade descoberta, com base na crença de que a paridade descoberta deva valer no longo prazo: “*Nevertheless, the UIP condition should prevail in the long run. With this in mind (...)*” (Muinhos e Alves, 2003, p.26).

câmbio futura depende de uma série de fatores que são impossíveis de prever *ex-ante*, (risco país, fluxos comerciais, fluxos financeiros, política monetária, atuação da AM no mercado cambial, etc.) a taxa de câmbio a vista recente passa a ser o balizador menos incerto acerca da taxa de câmbio a vista no futuro (Feitas, 2006, p.57)”.

Souza- Silva (2008) constrói um modelo VAR para analisar o teorema da paridade descoberta tal como propõe a equação (3.17), pressupondo portanto que as expectativas são exógenas e se alteram apenas por um termo estocástico com média zero (expectativas seguem um processo de passeio aleatório). Porém, ao analisar as propriedades de impulso-resposta geradas por seu modelo, observa que a hipótese de expectativas cambiais exógenas não parecem se confirmar, pois a taxa de câmbio responde a um choque da própria taxa de câmbio.

Em suas palavras: “Em linhas gerais, podemos pensar que a influência da taxa de câmbio sobre a sua própria variação pode ser entendida, em parte, como o papel das expectativas dos agentes sobre a taxa de câmbio. Conforme discutido no primeiro capítulo, as transações cambiais acontecem não somente para liquidar os pagamentos de bens e serviços, mas em grande medida devido à operações de *hedge* e especulação. A influência das expectativas nesse tipo de operação é extremamente relevante. De fato, em geral, a expectativa para o valor futuro de uma variável depende fortemente do valor atual dessa variável, de modo que uma variação brusca no valor corrente de uma variável provavelmente afetará a expectativa de seu valor futuro. No processo de formação de expectativas conhecido como “expectativas adaptativas”, os agentes utilizam os valores passados da variável como principal referência para a formação do valor futuro esperado. Assim, a hipótese de que a taxa de câmbio afeta a sua própria variação, via formação de expectativas, parece ser bastante plausível. (Souza-Silva (2008), p. 78)”

### **5.3 A relação entre câmbio e juros**

Com expectativas cambiais endógenas, a existência de uma relação entre diferencial de juros e taxa de câmbio ganha outro sentido. Com uma relação entre taxa de câmbio nominal e diferencial de juros conjugada com

expectativas cambiais endógenas, a manutenção de um diferencial de juros positivo pode levar a um **processo** de valorização cambial.

Para entender isso, basta supor que o governo pratique um diferencial de juros positivo que leve a uma apreciação cambial. Com expectativas endógenas, espera-se que o câmbio continue se apreciando e isso levará a uma nova apreciação cambial. Disso decorre um **processo** de valorização cambial, que tende a ocorrer enquanto o diferencial de juros for positivo e as expectativas cambiais forem adaptativas. Assim, a política monetária em um contexto de expectativas cambiais endógenas acaba tendo um papel essencial na determinação da taxa de câmbio.

No Brasil, existem estudos que confirmam a existência de relação entre diferencial de juros e taxa de câmbio, no sentido que um diferencial de juros positivo tende a valorizar a taxa de câmbio.

Araújo e Leite (2009) mostram que a paridade descoberta não se verificou no Brasil, pois calculando a relação entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional acrescida de risco soberano e expectativa de variação cambial, esta relação, desde final de 2002 se encontra positiva. Ou seja, o diferencial de juros sempre esteve acima da expectativa de desvalorização da moeda, demonstrando que este diferencial estimularia a entrada de capitais e isto, em consequência, levaria a uma tendência de valorização da taxa de câmbio nominal.

Braga e Serrano (2008) mostram que um aumento no diferencial de juros decorrente de um aumento na taxa nominal (SELIC) tem o efeito de valorizar em 0,08 a taxa nominal de câmbio.

Noronha (2007) mostra, utilizando um modelo VAR, que, no período 2003-2006, as variações no diferencial de juros influenciaram as variações na taxa de câmbio. As funções impulso-resposta demonstraram que choques positivos na taxa nominal de juros brasileira tinham como resposta uma valorização de nossa taxa nominal de câmbio. Os testes de causalidade de Granger confirmam a precedência temporal da taxa de juros em relação a taxa de câmbio nominal para esse período.

Souza-Silva (2008), em seu trabalho encontra o resultado de que "(...) a taxa de câmbio nominal é a variável "mais endógena" do modelo, seguida pelo risco-país e por último pelo diferencial de juros." e "a variação cambial, por ser

a variável mais endógena, é afetada logo no primeiro período por inovações nas demais variáveis [diferencial de juros e risco país] (Souza-Silva, 2008, p.83)”.

Dessa forma, parece haver evidências de que a AM utilizou a taxa de juros nominal para manter um diferencial de juros positivo e com isso conseguiu apreciar a taxa nominal de câmbio no Brasil, o que, conjugado com a inflação importada em dólares discutida nesse capítulo, teve papel importante na determinação da taxa de inflação brasileira.

## Capítulo 4 – Um Modelo alternativo para economia aberta

### Introdução

Vimos nos capítulos 2 e 3 que algumas hipóteses utilizadas pelo modelo do Novo Consenso para economia aberta, apresentado no capítulo 1, não se verificam empiricamente para o caso brasileiro (e em outros países também).

Nos últimos tempos, cresceu a quantidade de modelos que buscam alterar algumas hipóteses do modelo de do Novo Consenso acordo com essas evidências empíricas, e chegam a resultados interessantes.

Setterfield (2004) mostra que, ao incorporar no modelo do novo consenso com meta de inflação a idéia de inércia parcial na curva de Phillips, metas de inflação maiores implicarão em maiores níveis de utilização da capacidade instalada e maiores taxas de crescimento do produto<sup>94</sup>.

Lavoie e Kriesler (2005) mostram que o mesmo resultado obtido por Setterfield também pode ser obtido pela introdução de uma curva de Phillips que possui um intervalo horizontal, pois dentro desse intervalo as expectativas de inflação não tenderiam a tornar a inflação aceleracionista, gerando *“Kaleckian results, with important roles for fiscal and monetary policy in influencing the level of output, capacity utilization and employment”* (Lavoie e Kriesler, 2005, p. 13)<sup>95</sup>.

Aspromorgous (2007) mostra que, ao introduzir o efeito histerese de produto - decorrente da utilização do modelo do supermultiplicador sraffiano – dentro de um modelo do tipo do Novo Consenso, a taxa natural de juros dependerá da crença do banco central sobre qual é a taxa natural de juros, e qualquer que seja essa taxa garantirá a igualdade entre produto e produto potencial.

---

<sup>94</sup> Isso porque Setterfield (2004) modela a curva IS como a relação entre a taxa de crescimento do produto e a taxa de juros real.

<sup>95</sup> Para evidências empíricas de uma curva de Phillips com um segmento horizontal nos EUA, ver Filardo (1998) e Barnes e Olivei (2003).

Em Serrano (2007), vemos que se a curva de Phillips tiver inércia parcial e se o produto tiver histerese forte, explicado pelo modelo do supermultiplicador *sraffiano*, a dinâmica inflacionária será diferente daquela que acreditam os seguidores do Novo Consenso. Assim, com essas modificações, um choque de demanda permanente não mais levaria a hiperinflação, mas sim a um aumento no nível geral de preços e no nível de capacidade produtiva.

Nesse capítulo, seguiremos as idéias apresentadas nos modelos acima discutidos, incorporando elementos para uma economia aberta.

## **1. Supermultiplicador sraffiano e curva IS**

### **1.1 A taxa de crescimento do produto efetivo e da capacidade**

Seguindo as evidências empíricas discutidas nos capítulo 2 de que o produto efetivo afeta o produto potencial e de que o investimento é induzido, utilizaremos o supermultiplicador *sraffiano* proposto por Serrano (1996) que propõe que a capacidade produtiva se ajusta à demanda efetiva de longo prazo.

Iniciaremos o modelo partindo da teoria da acumulação de inspiração clássica (Serrano, 2008b). Será suposto uma economia de livre concorrência em que é produzido apenas um bem que é, ao mesmo tempo, o único bem de consumo e seu próprio meio de produção (bem de capital homogêneo). Este bem é produzido utilizando como insumo somente trabalho homogêneo e quantidades do mesmo tipo de bem como único insumo. Todos os métodos de produção a ser considerados terão retornos constantes de escala.

Um método de produção deste bem será definido pelos dois coeficientes técnicos  $l=L/Y$  (quantidades físicas de trabalho por unidade de produto) e  $v=K/Y$  (quantidades físicas de capital por unidade de produto). Estes dois coeficientes definem a relação capital-trabalho deste método.

Vamos supor que só exista um método de produção em uso nesta economia. O produto potencial será definido pelo insumo mais escasso, ou seja, será definido pelo mínimo entre o produto potencial ao pleno emprego do capital e o produto potencial ao pleno emprego do trabalho:

$$(4.1) Y^* = \min (Y_k, Y_l)$$

Supondo que o trabalho não é escasso, o produto potencial ao pleno emprego do estoque de capital é menor que o produto potencial de pleno emprego dos trabalhadores, ou seja,  $Y_l > Y_k$ . Assim, o produto potencial da economia será igual ao produto potencial ao pleno emprego do estoque de capital:

$$(4.2) Y^* = Y_k$$

O produto potencial ao pleno emprego do estoque de capital depende do tamanho do estoque de capital e da relação técnica capital-produto:

$$(4.3) Y_k = \frac{K}{v}$$

Logo, o produto potencial da economia será igual a:

$$(4.4) Y^* = \frac{K}{v}$$

Para o lado da demanda, partimos da identidade macroeconômica entre despesa agregada e renda agregada e as relações funcionais dos determinantes da demanda agregada.

A equação (4.5) estabelece a identidade entre a demanda agregada e a renda agregada. Os gastos em bens de investimento ( $I$ ) são totalmente induzidos pela renda agregada<sup>96</sup>. O acelerador dependerá da relação capital-produto ( $v$ ), do montante necessário para repor a depreciação ( $d$ ) e para atender a taxa de crescimento da demanda esperada ( $g_e$ ). O consumo tem uma parcela induzida, que será igual ao montante de salários, (parcela salarial na renda,  $w$ , multiplicado pela renda agregada) e outra parcela autônoma, ligada aos gastos financiados por crédito, em geral de bens duráveis, automóveis e construção civil. Como estamos tratando de uma economia

---

<sup>96</sup> As evidências empíricas para o Brasil foram apresentadas no capítulo 2.



aberta, devemos incorporar as exportações e importações na equação de determinação da despesa agregada. As importações dependem da renda, o parâmetro  $m$  mede o coeficiente de importações. Os determinantes das exportações serão discutidos em seguida.

$$(4.5) Y = I + C + G + X - M$$

$$(4.6) I = v(d + g_e)Y$$

$$(4.7) C = wY + A$$

$$(4.8) M = mY$$

Os gastos autônomos agregados, que chamaremos de  $Z$ , incorporam os gastos autônomos do consumo,  $A$ , os gastos do governo,  $G$ , e as exportações,  $X$ . O nível de produto é determinado pelos gastos autônomos,  $Z$ , e pelo supermultiplicador, que incorpora os efeitos acelerador e multiplicador e os vazamentos da renda para importações e pagamento de impostos.

$$(4.9) Y = \frac{Z}{(1+m-w-v(d+g_e))}$$

Com relação aos gastos autônomos – como os gastos do governo, uma parcela das exportações e uma parcela do consumo autônomo – será suposto que a taxa de juros real *ex post* ( $r = i - \pi$ ), que demonstra o efeito negativo desta variável para os gastos autônomos de consumo) e de câmbio real ( $\epsilon$ ), que demonstra o efeito de longo prazo desta variável sobre o *market share* das exportações do país nas exportações mundiais) têm impacto na **taxa de crescimento** dos gastos autônomos ( $z$ ), além de uma parte de crescimento fixo  $\alpha$ :

$$(4.10) z = \alpha - \beta(i - \pi) + f\epsilon$$

A taxa esperada de crescimento da demanda é revisada ao longo do tempo com baixos valores de  $x$  e longas defasagens de correção, resultando em um acelerador flexível.

$$(4.11) \quad g_{et} = g_{et-1} + x(g_{et-j} - g_{t-j})$$

A taxa de crescimento do produto efetivo,  $g$ , vai depender da taxa de crescimento dos gastos autônomos,  $z$  (Serrano, (1996), Cesaratto e outros, (2003)). Por outro lado, a taxa de crescimento do produto potencial,  $g^*$ , dependerá da taxa de crescimento do estoque de capital:

$$(4.12) \quad g = z$$

$$(4.13) \quad g^* = \frac{dK}{K}$$

$$(4.14) \quad g^* = \frac{I Y^* Y}{Y K Y^*}$$

$$(4.15) \quad g^* = \frac{v(d + g_e)u}{v}$$

O equilíbrio de longo prazo entre taxa de crescimento da demanda e da capacidade ocorre quando<sup>97</sup>:

$$(4.16) \quad g^* = g.$$

As taxas de crescimento efetiva e esperada tenderão a convergir para a taxa de crescimento dos gastos autônomos,  $z$ . O ajuste para compatibilizar a demanda com a capacidade será no parâmetro do acelerador:

---

<sup>97</sup> É importante notar que, como estamos supondo que não há escassez da força de trabalho, a taxa de crescimento da capacidade produtiva não depende da taxa de crescimento da força de trabalho. Na verdade, como demonstra Serrano (2008b), existe um ajuste do tamanho da força de trabalho em direção às oportunidades de emprego, seja por imigrações/migrações, mudança na taxa de participação, entrada e saída de trabalhadores no mercado informal rural e urbano e lentos efeitos demográficos. Outro fator importante é decorrente do progresso técnico endógeno e do efeito do desemprego disfarçado. Jeon e Vernengo (2008) e Libânio (2008) encontram evidências empíricas, para os EUA e América Latina respectivamente, para o fato de que a produtividade do trabalho é pró-cíclica, a *la* lei de Verdoon. Todos esses mecanismos garantem com que a taxa natural nunca seja uma restrição efetiva para a taxa de crescimento do produto.

$$(4.17) Y^* = \frac{z}{(1+m-w-g_z)}$$

Dessa forma, o ajuste entre capacidade e demanda no longo prazo ocorre pelo ajuste da capacidade produtiva em direção a demanda efetiva de longo prazo.

Conseqüentemente, podemos esperar que no longo prazo o nível do produto potencial se ajustará ao do produto efetivo:

$$(4.18) Y = Y^*$$

Deve-se notar, entretanto, que existe um limite para o crescimento de longo prazo da capacidade produtiva liderado pela demanda. Conforme demonstrou Serrano e Freitas (2007), esse limite deve respeitar a idéia de que a propensão marginal a gastar tem que ser menor que um, ou seja, que a soma da propensão marginal a consumir quanto propensão marginal a investir (essa inclui tanto a requerida para a expansão da tendência da economia,  $vz$ , quanto a que reage aos desvios ao grau normal de utilização,  $b$ ) deve ser menor que um.

$$(4.19) vz + b + c < 1$$

Isto significa que a taxa de crescimento dos gastos autônomos não pode ser superior a:

$$(4.20) z < \frac{s}{v} - b$$

## 1.2 A distribuição funcional da renda e o multiplicador

Podemos pensar também que a parcela salarial na renda,  $w$ , que até então era considerada fixa pode sofrer alterações decorrente de alterações em variáveis macroeconômicas. Por um lado, podemos pensar que um aumento na taxa real de juros tende a aumentar a margem real de lucro e, como

conseqüência, diminuir a participação dos salários na renda. Por outro lado, a valorização da taxa de câmbio real teria o efeito de aumentar a parcela salarial na renda, pois barateia os produtos e aumenta o salário real. Com isso, poderíamos definir a participação dos salários na renda segundo a equação abaixo:

$$(4.21) w = \omega - \tau r - j\epsilon$$

Como a parte induzida do consumo (4.7) depende da participação dos salários na renda, as variações em  $w$  irão alterar o efeito multiplicador. A equação (4.9) pode ser reescrita:

$$(4.22) Y = \frac{Z}{(1+m-w(r,\epsilon)-v(d+g_e))}$$

Assim, a valorização da taxa de câmbio real e a diminuição da taxa real de juros têm efeito positivo sobre o multiplicador e o nível do produto, e vice-versa.

## 2. Curva de Phillips para economia aberta

Partimos da curva de Phillips mais geral proposta por Serrano (2007) para discutir os determinantes da taxa de inflação:

$$(4.23) \pi = a\pi_{-1} + b(Y - Y^*) + c$$

O primeiro ponto a ser observado na equação é que esta parece não incorporar as expectativas inflacionárias. Como faz sentido supor que alguns agentes fixam seus preços levando em conta expectativas sobre a inflação, é preciso incorporá-las na curva de Phillips. Mas algumas considerações são necessárias.

Primeiro, a expectativa de inflação formada pelos agentes não implica automaticamente em aumentos em seus preços e salários. Os trabalhadores, por exemplo, podem ter expectativas sobre a inflação, mas conseguem

reajustar seus salários dependendo de seu poder de barganha (Rowthorn, 1977), e tal reajuste pode ser menor que suas expectativas sobre a inflação futura.

Além disso, como as expectativas inflacionárias em geral são revistas pelo próprio andamento da inflação passada recente, e, logo, é difícil sustentar que as expectativas são exógenas, uma boa aproximação para as expectativas inflacionárias é a própria inflação ocorrida no passado<sup>98</sup>. Assim, parte da explicação da inflação passada incluída na curva de Phillips é a própria expectativa inflacionária do tipo adaptativa.

Outra parte da explicação da inflação passada incluída na equação é a própria estrutura de produção de uma economia capitalista e a presença de contratos. Com relação ao primeiro ponto, é de se esperar, pela própria configuração da estrutura das cadeias produtivas, que os aumentos de preços das matérias-primas se transmitam como aumento de custo para os setores produtores de bens intermediários e depois para os bens finais. Ou seja, parte da inércia inflacionária existente é explicada pela característica de uma economia que pode ser descrita por um modelo de insumo-produto.

Além disso, existe a presença de contratos firmados entre agentes econômicos, que reajustam automaticamente segundo critérios pré-estabelecidos, após período definido, os preços segundo algum índice de inflação passada.

Suporemos, assim como em Serrano (2007) e Setterfield (2004), que o parâmetro “a” que capta a inércia inflacionária e as expectativas é menor do que um, ou seja, nem toda a inflação passada é repassada para os preços correntes<sup>99</sup>.

---

<sup>98</sup> Para o caso brasileiro, mostramos no capítulo 3 que as expectativas inflacionárias se espelham em grande medida na inflação ocorrida no passado recente e que a estimação de curvas de Phillips híbridas, que incorporam expectativas e inflação passada em geral não fornecem bons resultados. Para o caso dos EUA, Fuhrer(1997) mostra que a curva de Phillips híbrida (que incorpora conjuntamente componentes *forward looking* e *backward looking*) apresenta resultados ruins do ponto de vista da previsão da inflação, e, portanto, não é uma boa aproximação para avaliação de política econômica, resultado endossado por Eller e Gordon (2003), que propõe que a curva de Phillips apenas *backward looking* (ou o modelo triangular de Gordon) apresenta resultados empíricos bem melhores.

<sup>99</sup> Como mostram Serrano (1986), Ros (1989) e Lara (2008), o parâmetro “a” da curva de Phillips é maior ou menor dependendo do estado do conflito distributivo. Braga (2006) mostra que, com a diminuição do acirramento do conflito distributivo nos EUA a partir da década de 80, o parâmetro “a” caiu consideravelmente e ficou menor que um. Setterfield (2005), Setterfield e

Além da inércia inflacionária e expectativas, a taxa de inflação pode sofrer pressão inflacionária de acordo com o estado do hiato do produto, ou seja, da diferença entre produto efetivo e produto potencial. Podemos pensar que, se o produto estiver acima do potencial, os trabalhadores podem cobrar aumentos de salários nominais maiores, visando obter aumentos salariais reais<sup>100</sup>. Mas como vimos na seção anterior, no longo prazo, à medida que a capacidade produtiva se ajusta a demanda efetiva de longo prazo, o hiato se fecha e as pressões inflacionárias desaparecem.

O último componente da curva de Phillips, a constante  $c$ , incorpora as pressões de custo e conflito distributivo sobre a taxa de inflação. Serrano (2007) supõe uma pressão constante pelo lado da oferta, que mediria o estado do conflito distributivo.

O resultado do modelo de Serrano (2007) é que, com inércia parcial, histerese e pressões constantes de custo, o *trade-off* da política econômica será entre o nível geral de preços e a capacidade produtiva<sup>101</sup>.

No modelo aqui proposto, manteremos as hipóteses de inércia parcial e histerese do produto, e alteraremos a suposição de que a pressão de custo é constante, considerando que esta depende principalmente da inflação importada e do conflito distributivo<sup>102</sup>.

Com relação à inflação importada, esta depende tanto da inflação dos produtos transacionados com o exterior quanto da variação da taxa de câmbio nominal. Cabe notar que, apesar do nome “inflação importada”, esta não se refere apenas ao preço dos produtos importados, tanto bens de consumo

---

Lovejov (2006) e Pollin(2002,2005) mostram que, ao incluir explicitamente na equação da inflação variáveis que captem o grau do conflito distributivo, o parâmetro “ $a$ ” tem seu valor diminuído. Para o Brasil, como visto no capítulo 3, também temos motivos para acreditar que o parâmetro “ $a$ ” é menor que um no período recente (pós Plano Real).

<sup>100</sup> Na linha do trabalho pioneiro de Phillips (1958), ver Palumbo (2008b) ou Kalecki (1968,1971).

<sup>101</sup> Serrano (2007) lista todas as situações possíveis da curva de Phillips, dependendo do parâmetro utilizado. No caso de “ $a$ ” = 1 e produto potencial exógeno, a curva de Phillips é aceleracionista e choques de demanda tendem a levar a economia a hiperinflação. No caso em que a inércia é parcial e o produto potencial exógeno, a taxa de inflação (e não mais a aceleração da inflação) é decorrente do excesso de demanda. Por outro lado, com inércia plena e histerese do produto, um incremento permanente no crescimento da demanda implica em uma taxa de inflação mais elevada, porém não aceleracionista. Para uma nota simplificada que explica a diferença entre nível de preços, inflação e aceleração da inflação para diferentes especificações da Curva de Phillips, ver Serrano (2008a).

<sup>102</sup> De acordo com as evidências empíricas para o caso brasileiro, discutidas no capítulo 3 desta tese

quanto intermediários e bens de capital, mas também ao preço dos produtos exportáveis pelo país, uma vez que os exportadores tendem a equalizar o preço de venda dos produtos no mercado interno com o preço que eles conseguem vender tais produtos no mercado externo.

Com relação ao conflito distributivo e seus efeitos no custo, seguiremos Pivetti (1991), Lima e Setterfield (2008) e Serrano (2010b), que argumentam que mudanças na taxa de juros nominal ( $\Delta i$ ) têm efeitos inflacionários tanto pelo efeito do custo financeiro (para empresas endividadas) quanto para o efeito de custo de oportunidade do capital (pois a margem nominal de lucros segue a taxa nominal de juros e, dessa maneira, também geram pressões inflacionárias)<sup>103</sup>.

A curva de Phillips terá a seguinte forma:

$$(4.24) \pi = a\pi_{-1} + b(Y - Y^*) + \Delta i + \theta(\Delta e + \pi^w), \text{ com } a < 1$$

Com  $\Delta e$  denotando a variação da taxa de câmbio nominal;  $\pi^w$  a inflação dos produtos transacionados com o exterior (medidos em moeda estrangeira); e  $\theta$  um parâmetro que reflete o peso dos bens *tradables* no índice de preços<sup>104</sup>.

Para fechar o modelo, precisamos apenas discutir a política de fixação da taxa de juros nominal e a determinação da taxa de câmbio nominal.

### 3. Determinação da taxa de câmbio nominal

Para analisar a determinação da taxa de câmbio é preciso analisar o balanço de pagamentos de economia em questão. O saldo do Balanço de pagamentos vai depender do saldo da conta corrente e da conta de capital, sendo que podemos dividir esta última em fluxos de capital de curto e longo prazo.

$$(4.25) BP = CC + F_{LP} + F_{CP}$$

---

<sup>103</sup> Ver no capítulo 3 desta tese as evidências empíricas para o Brasil da relação positiva entre choque de juros e inflação, chamada na literatura de *Price Puzzle*.

<sup>104</sup> Os bens *tradables* se referem tanto aos bens finais quanto aos insumos que entram no custo de produção de bens finais captados pelos índices de preços.

No caso da taxa de câmbio ser flexível, o saldo do Balanço de Pagamentos deve ser igual a zero, ou seja, o saldo em conta corrente deve igualar o saldo na conta de capital:

$$(4.26) F_{CP} = -CC - F_{LP}$$

Suporemos que os Fluxos de capital de longo prazo são variáveis exógenas. Resta, portanto, analisar os determinantes dos fluxos de capitais de curto prazo e do saldo da Balança Comercial. Os fluxos de capitais de curto prazo dependerão de uma constante,  $F$ , e do diferencial entre a taxa de juros doméstica e a externa, descontados o “risco soberano” e a expectativa de depreciação (ou apreciação) da moeda, enquanto o saldo da Balança Comercial dependerá da taxa de câmbio real (quanto mais desvalorizada a taxa de câmbio real, maior o saldo e vice-versa).

$$(4.27) F_{CP} = F + \delta(i - (i^w + \rho + (e_{+1}^e - e)))$$

É importante notar que não é necessário que a taxa de juros interna seja igual à expressão entre parêntesis, ou seja, o governo pode fixar a taxa de juros acima da internacional (acrescida do risco e das expectativas sobre o câmbio) caso queira estimular a entrada de fluxos de curto prazo e a conseqüente apreciação da moeda. Em outras palavras, a taxa de juros interna é determinada exógenamente pelo banco central<sup>105</sup>.

Supondo também exógenas a taxa de juros internacional,  $i^w$ , o risco soberano<sup>106</sup>,  $\rho$ , e a constante  $F$ , resta apenas discutir os determinantes da

---

<sup>105</sup>Sobre a taxa de juros exógena, ver Pivetti (2008) e Serrano (1993,2002). Sobre a idéia de uma taxa de juros exógena mesmo em economia aberta, ver Lavoie (2000,2001,2002-2003) e Pivetti (2001). Serrano (2006) mostra, entretanto, que a taxa de juros só é exógena quando a situação externa é favorável, pois quando há saída de capitais e um patamar máximo aceitável pela Autoridade Monetária para a taxa de câmbio nominal, a taxa de juros acaba sendo determinada endogenamente como aquela que estabiliza o câmbio neste patamar máximo aceitável.

<sup>106</sup>A suposição de que o risco soberano é exógeno é um pouco forte e é feita para motivos de simplificação. É de se esperar que variáveis que reflitam a condição externa do país (tendência do saldo em transações correntes, nível de reservas, etc) e a condição da liquidez internacional



expectativa cambial para resolvermos o problema da determinação da taxa de câmbio.

Com relação à expectativa cambial,  $e_{+1}^e$ , assume-se que esta é, pelo menos em parte, endógena e dependente da evolução da taxa de câmbio nominal ocorrida no passado recente. Em parte, pois as expectativas podem sofrer mudanças exógenas, decorrente de notícias boas ou más sobre variáveis que influenciem a opinião dos agentes que fazem transações no mercado de câmbio<sup>107</sup>.

Isso porque a moeda estrangeira pode ser vista como um ativo cujo preço os agentes podem especular. No caso de uma apreciação da moeda doméstica, os agentes podem esperar uma nova apreciação no futuro e, dessa maneira, evitar a compra hoje já que se espera que o preço diminuirá no futuro. Isso tem o efeito de apreciar ainda mais a moeda, pois quem tem a moeda estrangeira irá tentar vender esta (já que espera que seu preço cairá), mas os compradores só comprarão a um preço menor. Como consequência, processos de valorização da moeda tendem a gerar expectativas de novas valorizações e, conseqüentemente, novas valorizações, o mesmo valendo para processos de desvalorização.

A melhor maneira de descrever esse processo é a utilização de um componente endógeno para as expectativas, do tipo adaptativo, e um choque exógeno  $\varphi$ , que incorpora as novidades sobre as variáveis relevantes para a formulação de expectativas dos agentes:

$$(4.28) e_{+1}^e = e^e + b(e_{-1} - e^e) + \varphi, \text{ com } b \leq 1.$$

Com o propósito de simplificação, vamos supor que  $b=1$  e  $\varphi = 0$ , dessa maneira, a expectativa sobre a taxa de câmbio depende apenas da taxa de câmbio passada. A hipótese aqui utilizada é de que as expectativas cambiais são endógenas e dependem da evolução da própria taxa de câmbio. Ou seja, em um processo de valorização da moeda, espera-se que ela continue valorizando, e o mesmo é válido para os processos de desvalorização.

---

afetem o risco soberano de um país. Na seção 5.6 deste capítulo serão discutidos os resultados que podem surgir ao introduzir efeitos endógenos no risco soberano.

<sup>107</sup> De acordo com evidências empíricas para o Brasil discutidas no capítulo 3 desta tese.

$$(4.29) e_{+1}^e = e_{-1}$$

Substituindo (4.27) em (4.26):

$$(4.30) -CC - F_{LP} = F + \delta(i - (i^w + \rho + (e_{+1}^e - e)))$$

A equação (4.30) determina tanto o equilíbrio do Balanço de Pagamentos quanto o nível da taxa de câmbio corrente  $e$ .

A taxa de câmbio dependerá, portanto, das expectativas sobre a taxa de câmbio, do diferencial de juros e de outras constantes exógenas que podem refletir a situação do balanço de pagamentos, como, por exemplo, a situação da liquidez internacional, da solvência do país em moeda forte (reservas internacionais), da tendência de longo prazo do saldo em conta corrente e nas transações correntes.

$$(4.31) e = e_{+1}^e - (i - i^w - \rho) - \frac{F'}{\delta}$$

Sendo  $F'$  a soma dos outros fluxos que não os de capital de curto prazo,  $F' = F + CC + F_{LP}$ . Substituindo a equação das expectativas (4.29) em (4.31):

$$(4.32) e - e_{-1} = -(i - i^w - \rho) - \frac{F'}{\delta}$$

Logo, existe uma relação entre a **variação** da taxa de câmbio nominal e o **nível** do diferencial de juros, o que significa que um diferencial de juros constante e positivo leva a uma constante apreciação da taxa de câmbio<sup>108</sup>.

---

<sup>108</sup> É importante notar que este resultado é diferente daqueles produzidos por modelos que utilizam a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros para determinação da taxa de câmbio, como por exemplo o modelo empírico de metas de inflação do BACEN (Bogdanski e outros (2000)), no qual existe uma relação entre variação do câmbio com variação do diferencial de juros, portanto no caso do modelo do BACEN um aumento no diferencial de juros leva a uma apreciação *once and for all* na taxa de câmbio.

Isso ocorre justamente pelo efeito das expectativas sobre a dinâmica na determinação da taxa de câmbio. Quando se inicia um processo de valorização da moeda doméstica, decorrente de um diferencial de juros positivo, por exemplo, os agentes tendem a esperar nova valorização da moeda e com isso levar a um processo de constante valorização. Por outro lado, em processo de desvalorização da moeda, os agentes esperam por novas desvalorizações e forçam a ocorrência de um processo de desvalorização da moeda. Em geral, o Banco Central ou a AM é obrigada a atuar no mercado cambial para fixar tetos e pisos para a variação da moeda, o que em última instância faz com que a flutuação na prática seja sempre “suja”.

Por outro lado, mudanças nas condições internacionais do país (mudanças em  $F'$ ) tendem a levar a processos de desvalorização ou valorização do câmbio.

Além disso, podemos ver que uma **variação** no diferencial de juros tem o efeito de levar a uma mudança na **velocidade** de variação do câmbio:

$$(4.33) \Delta^2(e) = -\Delta(i - i^w - \rho)$$

Ou seja, com um diferencial de juros aumentando, a taxa de câmbio se apreciará em uma velocidade maior.

#### 4. O Modelo completo e a solução analítica

Para fechar o modelo, vamos supor que a Autoridade Monetária (AM) persegue uma meta de inflação,  $\pi^T$ , e o faz pela manipulação da taxa básica de juros nominal. A AM aumentará a taxa de juros nominal sempre que a inflação estiver acima da meta e diminuirá a taxa nominal de juros sempre que a inflação estiver abaixo da meta:

$$(4.34) i = i_{-1} + \gamma(\pi - \pi^T)$$

O parâmetro  $\gamma$  mostra a intensidade da resposta da AM frente a desvios da meta de inflação. Quanto maior tal parâmetro, mais forte é a resposta da AM.

Para obter a solução da inflação de longo prazo, partimos da equação da curva de Phillips. Como existe uma relação de longo prazo entre capacidade e demanda efetiva e uma tendência de ajuste da capacidade na direção da primeira para a segunda (equação (4.18)), e existe uma taxa nominal de juros capaz de colocar a inflação na meta, ( $i = i^T$ ), logo no longo prazo a variação da taxa nominal de juros ( $\Delta i$ ) será igual a zero, podemos estabelecer a inflação de longo prazo desta economia:

$$(4.35) \pi = \frac{\theta(\Delta e + \pi^W)}{1-\alpha}$$

Ou seja, no longo prazo a inflação dependerá das pressões decorrentes dos movimentos dos preços dos produtos transacionados com o exterior e da evolução da taxa de câmbio nominal, do coeficiente de repasse da inflação importada para a doméstica e do grau de inércia inflacionária.

Com isso temos o seguinte sistema de equações:

$$(4.10) z = \alpha - \beta(i - \pi) + f\epsilon$$

$$(4.32) \Delta e = -(i - i^W - \rho) - \frac{F'}{\delta}$$

$$(4.34) i = i_{-1} + \gamma(\pi - \pi^T)$$

$$(4.35) \pi = \frac{\theta(\Delta e + \pi^W)}{1-\alpha}$$

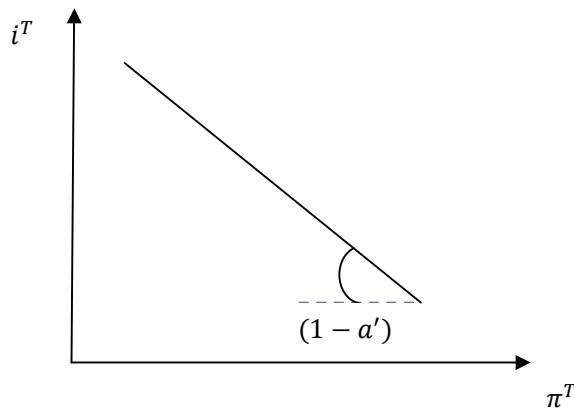
Como a inflação de longo prazo é determinada pelas pressões dos preços dos bens comercializáveis internacionalmente e pela variação da taxa de câmbio, existe um ritmo de variação cambial que garante com que a inflação fique na meta. Para alcançar tal ritmo de variação cambial compatível com a meta de inflação, existe uma taxa de juros doméstica  $i^T$ , dadas a taxa de juros internacional, o risco soberano e os outros fatores externos, que coloca a inflação na meta:

$$(4.36) \pi^T = \frac{\theta(\pi^W - ((i^T - i^W - \rho) + \frac{F'}{\delta}))}{1-\alpha}$$

Podemos então encontrar a taxa de juros que é compatível com a meta de inflação:

$$(4.37) \quad i^T = \pi^w + (i^w + \rho) - \frac{F'}{\delta} - \frac{\pi^T(1-a)}{\theta}$$

**Gráfico 4.1 – Relação entre taxa de juros e meta de inflação**



Aqui podemos ver que existe uma relação negativa entre a taxa de juros compatível com a meta inflacionária e a própria meta inflacionária. A inclinação dessa relação depende da inércia de inflação e do coeficiente de repasse da inflação importada para a doméstica e mudanças na inflação importada, taxa de juros internacional e risco país, e nos fluxos autônomos de capitais e saldos em conta corrente deslocam a posição dessa curva.

Substituindo  $i^T$  na equação da taxa de crescimento dos gastos autônomos encontramos a taxa de crescimento dos gastos autônomos (e portanto, da capacidade produtiva e do produto no longo prazo) com a meta de inflação:

$$(4.38) \quad z = (\alpha + \beta F'') + \pi^T[(1 - a')(\beta + f) + \beta - fP_{-1}] - \pi^w(\beta + f(1 - P_{-1}^w)) - (i^w + \rho)\beta + f(\epsilon_{-1})$$

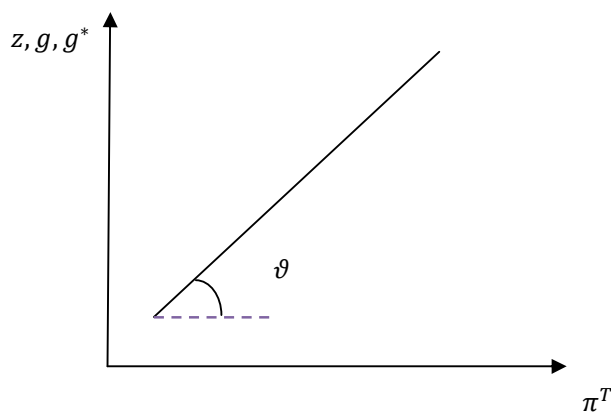
Podemos notar que agora a meta de inflação terá uma relação positiva com a taxa de crescimento dos gastos autônomos, e, por consequência, uma relação positiva com a taxa de crescimento da capacidade produtiva (já que o

investimento é induzido). Assim, quanto maior a meta de inflação, maior a taxa de crescimento dos gastos autônomos e capacidade produtiva.

A inflação importada, por outro lado, terá relação negativa com a taxa de crescimento dos gastos e da capacidade. Quanto maior esta variável, maior terá que ser o esforço em termos de diferencial de juros para controlar a inflação doméstica para dada meta, e seus reflexos na taxa real de juros e, por conseguinte, na taxa de crescimento dos gastos e da capacidade.

O mesmo é válido para aumentos na taxa de juros internacional e no risco-país. Um aumento em um ou nesses dois componentes obrigam o país a aumentar a taxa de juros para manter o diferencial, e isso impacta na taxa real de juros, que afeta a taxa de crescimento dos gastos.

**Gráfico 4.2 – Relação entre taxa de crescimento dos gastos autônomos, produto e capacidade produtiva e meta inflacionária<sup>109</sup>**



## 5. Simulações

Uma vez estabelecida a solução analítica para o caso mais simplificado, é possível observar o comportamento do modelo e das variáveis principais por meio de simulações.

---

<sup>109</sup> A inclinação  $\vartheta = (1 - \alpha)(\beta + f) + \beta - fP_{-1}$ .

A utilização desse instrumento tem o objetivo de: 1. Avaliar se os resultados obtidos na solução analítica estão corretos; 2. Permitir a incorporação de hipóteses mais realistas e complexas sobre algumas formas funcionais, que dificultariam a obtenção da solução analítica; e 3. Avaliar as trajetórias em desequilíbrio.

Com relação aos resultados, iremos avaliar 1. a trajetória da taxa de crescimento da capacidade produtiva para (a) diferentes metas de inflação; (b) inflação externa distinta; (c) mudança na taxa de juros internacional e risco país; 2. O Saldo da Balança Comercial; e 3. A evolução da distribuição funcional da renda.

Analisaremos também se a AM, controlando a taxa nominal de juros, consegue controlar a inflação e colocá-la na meta quando os principais determinantes da inflação de longo prazo são decorrentes da inflação importada.

Por fim, serão analisadas as dinâmicas da taxa real de juros, da taxa real de câmbio, e o hiato do produto.

Com relação à maior realidade de algumas hipóteses, é possível incorporar no modelo a hipótese de que as expectativas cambiais seguem um processo de expectativas adaptativas que leve em conta maior número de defasagens (caso em que  $b < 1$  na equação (4.28)) e é possível adicionar uma não-linearidade na equação de determinação do câmbio (ver anexo).

As hipóteses sobre as condições iniciais são as seguintes: a) Inflação inicial em 5%; b) Expectativa cambial inicial de 4,0 e parâmetro de correção das expectativas,  $b$ , em 0,76; c) Taxa de juros internacional de 5% e risco-país de 2%; d) taxa nominal de juros inicial de 9%; e) Nível inicial do Produto e Capacidade produtiva iniciais em 400; f) A parte do crescimento dos gastos autônomos que não é sensível à taxa real de juros e real de câmbio,  $\alpha$  cresce exogenamente a 5%; g) parâmetro da regra de Taylor de “0,7”, indicando um ajuste rápido da AM para alcançar a meta; h) Uma alta sensibilidade dos fluxos de capital em relação ao diferencial de juros (parâmetro  $\delta$  alto, indicando que os outros fluxos de capital têm importância menor para a determinação da taxa de

câmbio); h) parâmetro fixo da parcela salarial na equação de distribuição funcional da renda,  $\omega$ , de 0,61.

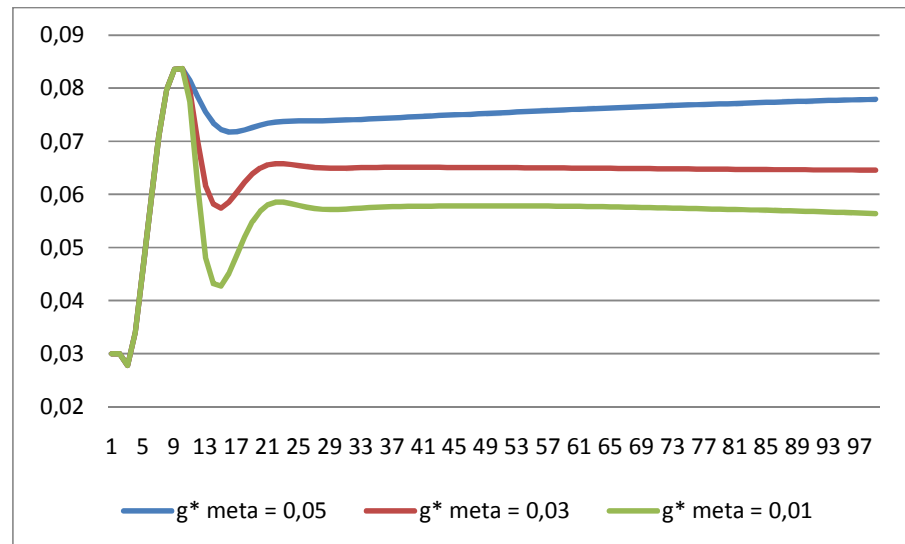
Iniciaremos as simulações com a mesma condição inicial e no período 10 alteraremos os parâmetros para ver o impacto que estas têm nas trajetórias das variáveis.

### **5.1 Diferentes metas de inflação**

Podemos observar com o uso de simulações o comportamento das principais variáveis ao longo do tempo. O gráfico 4.3 mostra as trajetórias da taxa de crescimento da capacidade produtiva para diferentes metas de inflação. No caso de uma meta de inflação menor, no caso de 1%, a taxa de crescimento da capacidade de longo prazo será menor, conforme indica a linha verde. No caso de uma meta de inflação de 5%, a taxa de crescimento da capacidade produtiva será maior. O caso em que a meta inflacionária é de 3% proporcionará uma taxa de crescimento da capacidade produtiva intermediário entre os outros dois casos extremos, confirmando os resultados obtidos na solução analítica da existência de uma relação positiva entre meta de inflação e taxa de crescimento de produto/capacidade produtiva de longo prazo.

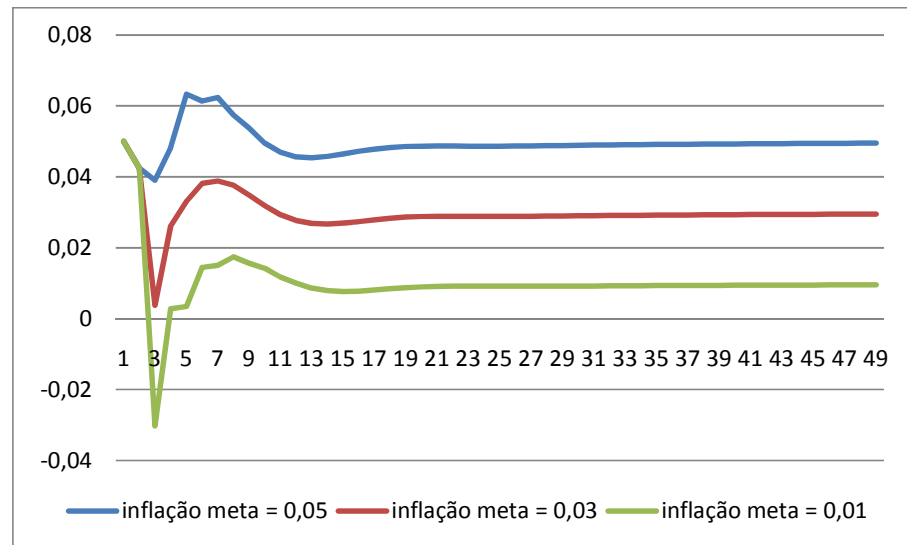


**Gráfico 4.3 – Taxa de crescimento da capacidade produtiva para diferentes metas de inflação**



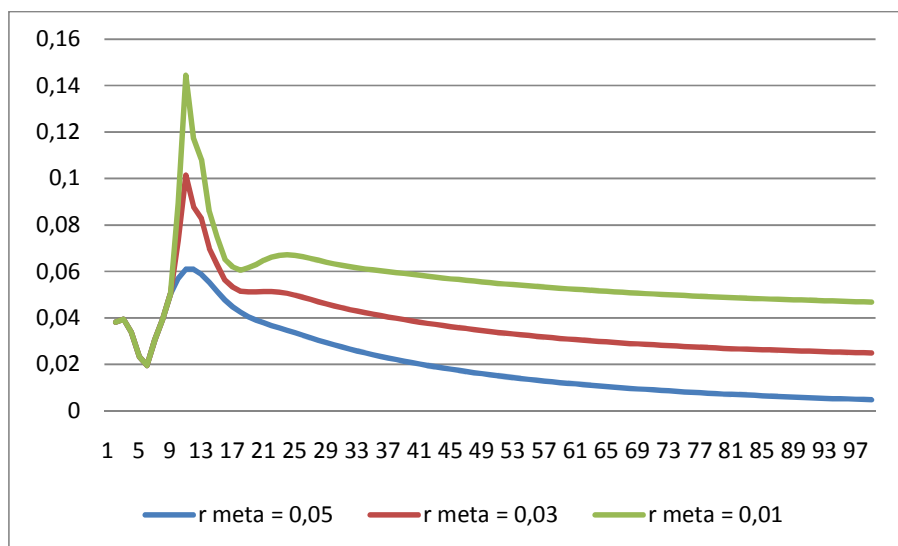
É interessante notar, conforme mostra o gráfico 4.4 que, para qualquer uma das três metas de inflação alternativas discutidas, a AM consegue estabilizar a inflação no patamar desejado. Esse resultado é interessante, pois estabelece que é possível para a AM atingir a meta inflacionária em uma economia onde a pressão inflacionária de longo prazo decorre da inflação importada, e não da demanda agregada, manipulando a taxa nominal de juros.

**Gráfico 4.4 – Dinâmica da inflação com metas diferentes**



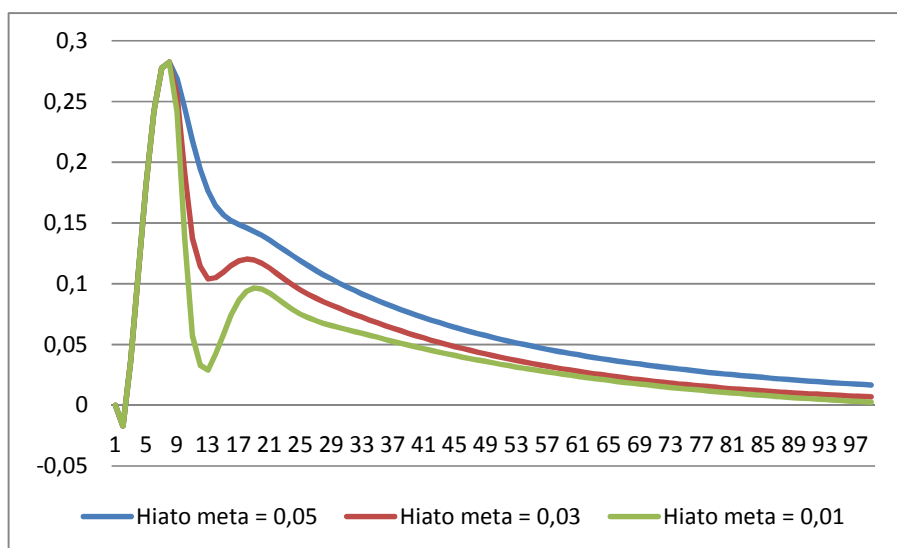
Para entender um dos motivos para a taxa de crescimento da capacidade produtiva ser menor no caso de metas inflacionárias menores, é interessante observar o comportamento da taxa de juros real *ex post*. Conforme se observa no gráfico 4.5, quanto menor a meta inflacionária, maior será o patamar de longo prazo da taxa de juros real, tanto porque é necessária uma taxa nominal de juros maior para gerar uma maior valorização do câmbio nominal quanto porque a inflação também será menor.

**Gráfico 4.5 – Taxa real de juros para diferentes metas de inflação**



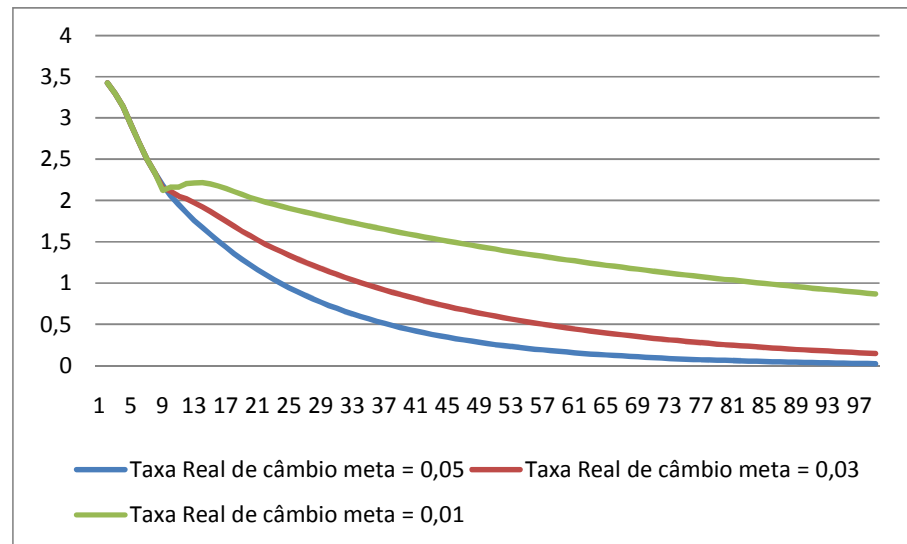
Podemos também observar o comportamento do hiato do produto pelo gráfico 4.6. Nesse caso, independente da meta de inflação escolhida, o hiato segue trajetórias semelhantes e tende a se fechar, apenas demorando mais para convergir no caso de metas inflacionárias maiores.

**Gráfico 4.6 – Hiato do produto para diferentes metas de inflação**



Com relação à trajetória dinâmica da taxa de câmbio real, podemos ver no gráfico 4.7 que, independente da meta de inflação, sempre haverá apreciação da taxa real de câmbio. Uma vez que a taxa de câmbio real é calculada pela relação  $\epsilon = \frac{eP^w}{P}$ , e a taxa de câmbio nominal (e) segue uma trajetória de valorização constante devido ao diferencial de juros sempre positivo e às expectativas cambiais adaptativas, a taxa de câmbio real também seguirá uma trajetória constante de valorização.

**Gráfico 4.7 – Nível da taxa de câmbio real para diferentes metas de inflação**



Notamos ainda que, com meta de inflação maior, a apreciação da taxa de câmbio real ocorre de maneira mais rápida, pois a inflação doméstica maior age no sentido de apreciar a taxa de câmbio real.

Uma última observação se refere ao valor do parâmetro da regra de Taylor e os resultados alcançados. Foi utilizado para a simulação um valor de 0,7 para o parâmetro  $\gamma$  da regra de Taylor, que mede a intensidade da resposta da política monetária quando a inflação está diferente da meta. Conforme discutimos no capítulo 1, o modelo do Novo Consenso só apresenta estabilidade quando este parâmetro é maior que

a unidade, uma vez que a taxa de juros nominal precisa variar com maior intensidade que a inflação para garantir que a **taxa real de juros** sofra alterações na direção desejada. Como no modelo proposto neste capítulo o efeito principal do controle inflacionário depende da variação cambial, e este depende do diferencial de juros (diferença entre a **taxa nominal de juros** doméstica e internacional acrescida do risco soberano e da expectativa de variação cambial) e não da taxa real de juros e seu efeito sobre a demanda, mostrou-se que é sim possível controlar a inflação com o parâmetro de resposta da AM menor do que a unidade ( $\gamma < 1$ )<sup>110</sup>.

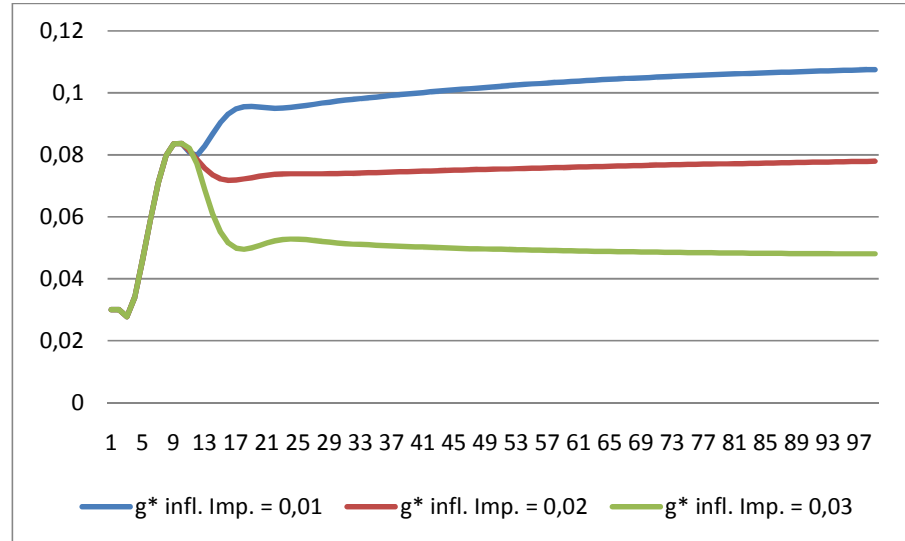
## 5.2 Mudança na inflação importada em dólares

Podemos observar também as diferentes trajetórias da taxa de crescimento da capacidade produtiva para diferentes cenários da inflação importada. O gráfico 4.8 ilustra esses resultados. No caso de uma inflação importada menor, no caso de 1%, a taxa de crescimento da capacidade produtiva de longo prazo será maior, conforme indica a linha azul. Afinal, nesse caso, o esforço de controle da inflação via valorização da taxa de câmbio nominal será menor, implicando em taxas de juros reais também menores. No caso de uma inflação importada de 3%, a taxa de crescimento da capacidade produtiva será menor, confirmando os resultados obtidos na solução analítica da existência de uma relação negativa entre inflação importada e taxa de crescimento do produto/capacidade produtiva de longo prazo.

---

<sup>110</sup> Nesse sentido, como não há a necessidade do parâmetro da regra de Taylor ser maior que a unidade para garantir a estabilidade do modelo e a convergência da inflação para a meta estabelecida, o resultado estimado por Modenesi (2009), que encontra um parâmetro  $\gamma$  menor que 1 (na verdade, a soma dos parâmetros dos preços livres e administrados é menor do que 1) não precisa ser encarado como um *puzzle*, mas sim como resultado de uma AM que controla a inflação via taxa de câmbio e cujo instrumento é a manutenção de um diferencial de juros **nominal positivo**, e não necessariamente de taxa real de juros maior para controlar a demanda agregada.

**Gráfico 4.8 – Taxa de crescimento da capacidade produtiva para inflação importada em dólares diferente**



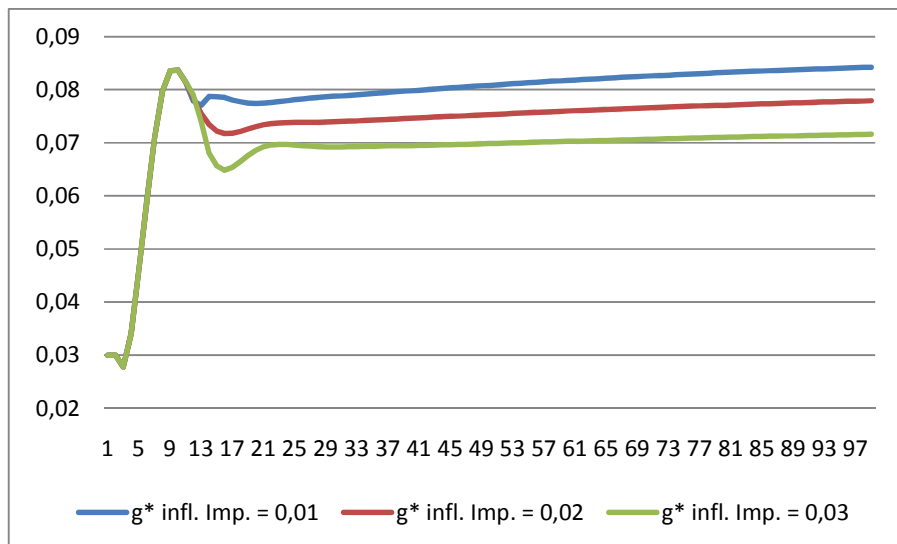
Esse resultado chama a atenção para interpretar a restrição externa de uma maneira diferente. Para uma economia que usa o sistema de metas de inflação e que tem a inflação importada como principal determinante da taxa de inflação de longo prazo, a taxa de crescimento da capacidade produtiva refletirá o efeito colateral do esforço para atingir a meta inflacionária pelo controle da taxa nominal de juros e seu impacto na taxa nominal de câmbio, e as conseqüências sobre a taxa real de juros e de câmbio.

### **5.3 Aumento da taxa de juros internacional ou do risco-país e piora da situação externa do país**

Aumentos na taxa internacional de juros ou do risco país têm impactos sobre a taxa de crescimento da capacidade produtiva da economia, pois para manter o mesmo diferencial de juros anterior a AM precisa aumentar a taxa nominal de juros e isso tem efeito sobre a taxa de juros real e, conseqüentemente, sobre a taxa de crescimento dos gastos autônomos e da capacidade produtiva de longo prazo. O gráfico

4.9 demonstra que a taxa de crescimento da capacidade produtiva será maior no caso de uma taxa de juros internacional menor:

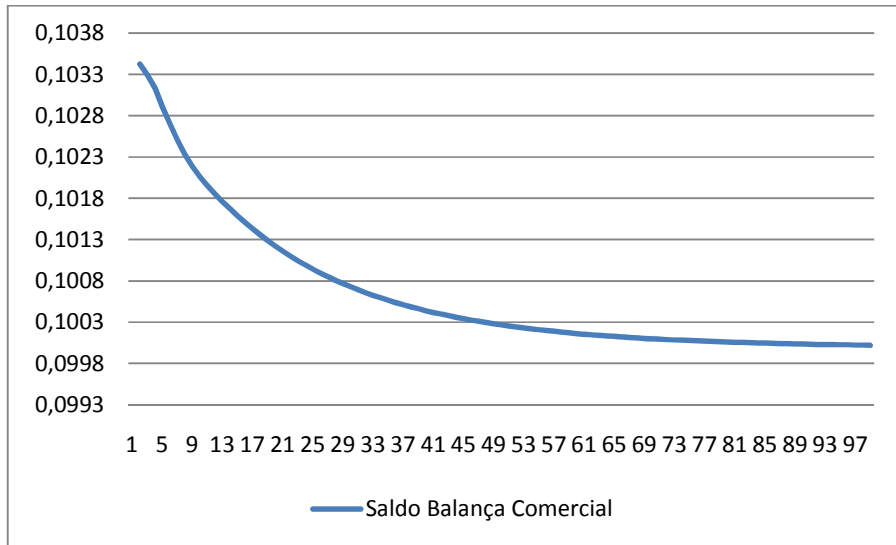
**Gráfico 4.9 – Taxa de crescimento da capacidade produtiva para diferentes valores de risco-país**



#### 5.4 Saldo da Balança Comercial

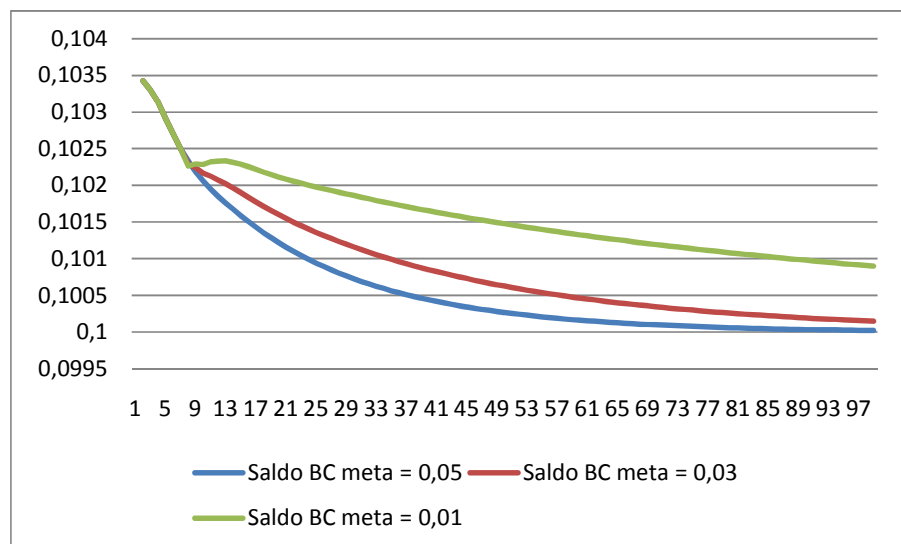
O saldo na Balança Comercial depende da taxa real de câmbio, sendo que uma (des) valorização (aumenta) diminui o saldo na Balança Comercial. Vimos também que a taxa real de câmbio nesse modelo tende a se apreciar constantemente. Com isso, o saldo da Balança Comercial tende a diminuir como resultado da política de controle inflacionário pela via da valorização da taxa de Câmbio nominal, conforme pode ser observado no gráfico 4.10:

**Gráfico 4.10 - Saldo da Balança Comercial**



Podemos também comparar o saldo da Balança Comercial para diferentes metas de inflação. Observa-se pelo gráfico 4.11 que quanto maior a meta, menor será o saldo da Balança Comercial (pois maior será a trajetória de apreciação da taxa de câmbio real, conforme demonstrado no gráfico 4.7).

**Gráfico 4.11 – Saldo na Balança Comercial para diferentes metas de inflação**



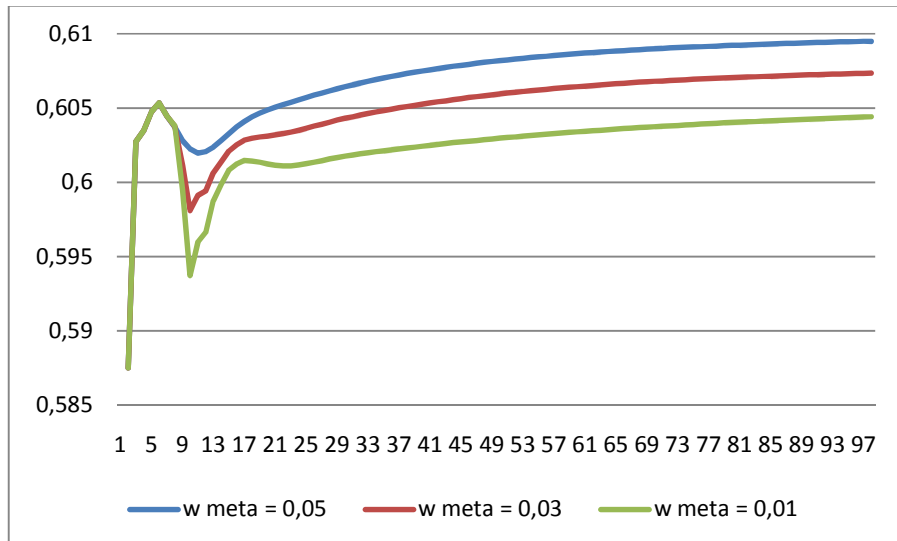


## 5.5 Distribuição funcional da renda

Podemos analisar também a dinâmica da distribuição funcional da renda decorrentes da imposição de diferentes metas de inflação.

O gráfico 4.12 mostra que quanto maior a meta de inflação, maior será a parcela dos salários na renda. Isso decorre por dois motivos: 1. Por um lado, a taxa real de juros é menor, o que diminui as margens de lucro de longo prazo e aumentam a parcela salarial na renda; 2. Por outro, a taxa de câmbio real se valoriza em uma velocidade maior com uma inflação maior, e isso melhora o poder aquisitivo dos salários.

**Gráfico 4.12 – Parcela salarial na renda com diferentes metas de inflação**



## 5.6 Limites ao funcionamento do modelo: Problemas com o financiamento do BP

Como foi visto na seção 5.4, a valorização da taxa de câmbio nominal necessária para colocar a inflação na meta acaba gerando também um processo de valorização da taxa real de câmbio, fato este que deteriora o saldo na Balança Comercial. Assim, é necessário para

manter a valorização cambial e continuar atingindo a meta inflacionária que haja entrada de capitais de curto prazo. Estes fluxos de capitais de curto prazo, por sua vez, aumentam o passivo externo líquido, uma vez que a dívida externa aumenta e com isso a necessidade de pagamento de juros. Como consequência do aumento do passivo externo líquido, é de se esperar que o Balanço de Rendas também apresente tendência de déficit de longo prazo (ainda que este efeito não esteja explicitamente incluído neste modelo), agravando a situação do saldo do Balanço de Transações Correntes.

Se supusermos que a tendência no déficit em Transações Correntes pode aumentar a percepção do risco soberano do país e com isso levar a uma restrição de crédito para este país, ou seja, uma restrição à entrada de fluxos de capitais de curto prazo para esta economia, a consequência é que a AM não conseguirá mais valorizar a taxa de câmbio nominal na dose necessária para controlar a inflação (ou pode até, inclusive, levar a um processo de desvalorização da taxa de câmbio nominal)<sup>111</sup>. Com isso, em um contexto em que os fluxos de capitais cessem para o país em questão, é de se esperar que a AM perde seu instrumento principal para o controle inflacionário<sup>112</sup>.

Cabe lembrar, entretanto, que existe outra possibilidade para a AM controlar a taxa de câmbio nominal mesmo com restrição do crédito internacional. Afinal, a AM pode atuar no mercado cambial vendendo divisas que constituem a reserva, desde que o país tenha acumulado reservas internacionais. Com isso, o limite é postergado e dependerá do montante de reservas internacionais acumulado pelo país, da magnitude do déficit em Transações Correntes, da duração e gravidade da restrição de crédito internacional.

---

<sup>111</sup> A restrição do crédito internacional também pode ser gerada por motivos exógenos, externos ao país em questão, como por exemplo, a ocorrência de crises financeiras em países em desenvolvimento ou mesmo em crises financeiras globais.

<sup>112</sup> Barbosa-Filho (2007) argumenta que os anos em que a meta inflacionária não foi atingida no Brasil (2001 a 2003) são justamente os anos em que houve problemas externos, em que houve restrição ao crédito internacional para o Brasil e houve forte processo de desvalorização da moeda.

Este recurso implica, entretanto, no abandono da política de câmbio flexível, uma vez que a AM passa a controlar a taxa de câmbio através de operação direta no mercado cambial.

## Conclusão

A discussão de política macroeconômica em termos práticos, tanto nos EUA quanto no resto do mundo, em linhas gerais, é inspirada teoricamente no modelo do Novo Consenso em política econômica, discutido no capítulo 1 desta tese. Este modelo constitui o núcleo teórico que guia a condução de políticas econômicas e que serve como base de sustentação teórica para diversos países que implantaram sistemas de metas de inflação ao redor do mundo.

A idéia de que este modelo é consensual implica que os instrumentos de política e seus resultados são aplicáveis em qualquer economia. O sucesso do controle inflacionário pela manipulação da taxa nominal de juros, influenciando a taxa real de juros para obter efeitos sobre a demanda agregada seria o estado da arte da técnica da condução da política econômica, e desde que não haja problemas de credibilidade dos agentes, não haveria qualquer impedimento para a utilização deste arcabouço com resultados exitosos em qualquer economia.

Além disso, conforme foi mostrado no capítulo 1 desta tese, tal modelo prediz que o controle inflacionário seria neutro em termos do nível e taxa de crescimento do produto potencial de longo prazo, uma vez que este é determinado por fatores de oferta e alheios ao andamento do produto corrente. O único papel da política econômica seria o de tentar reduzir a volatilidade do produto efetivo, da taxa real de juros e da inflação, fazendo com que estas variáveis se aproximem de maneira mais rápida de suas trajetórias naturais (produto potencial e taxa natural de juros).

Além disso, este modelo garante que, no longo prazo, se a política monetária responder da maneira correta via taxa real de juros e conseguir fechar o hiato do produto, a inflação poderia ser controlada (e igual a meta inflacionária, no caso da existência de metas explícitas). Outro ponto importante do modelo é a neutralidade da taxa de câmbio no longo prazo em relação à inflação, uma vez que a taxa real de

câmbio de longo prazo tenderia a ser constante (pela validade do teorema da paridade descoberta da taxa de juros e da PPP), e com isso a AM teria como preocupação primordial controlar apenas a demanda agregada, e assim, o hiato do produto.

O modelo do Novo Consenso, entretanto, depende de diversas hipóteses sobre algumas relações funcionais e parâmetros para que os resultados acima discutidos sejam válidos. A avaliação crítica dos estudos empíricos brasileiros, muitos deles feitos inclusive por organismos oficiais brasileiros, nos capítulos 2 e 3 desta tese, demonstrou que algumas hipóteses cruciais assumidas por este modelo não se verificaram na prática para a economia brasileira no passado recente (com ênfase no período de implantação do SMI).

O objetivo desta tese foi o de mostrar que, se uma economia funcionar não mais segundo as hipóteses assumidas pelo Novo Consenso, mas sim segundo um modelo teórico que capte as evidências empíricas discutidas e embasadas em teorias heterodoxas (o modelo alternativo ao Novo Consenso proposto), os resultados serão diferentes.

Primeiro, apesar do instrumento de política para o controle da inflação ser o mesmo (variação da taxa nominal de juros), o mecanismo de transmissão mais importante passa a ser o canal cambial e não o controle da demanda, e que enquanto este instrumento de política funcionar (diferencial de juros estimulando a entrada de fluxos de capitais de curto prazo e apreciando a taxa de câmbio nominal), é possível para a AM manter a inflação na meta.

Com relação aos efeitos de longo prazo desta política, ao contrário do que sugere o modelo do Novo Consenso, estes não são neutros. Os custos de longo prazo da política econômica afetarão a taxa de crescimento da capacidade produtiva, a taxa real de juros de longo prazo, a taxa de câmbio real, a situação das contas externas e a distribuição funcional da renda. Além disso, variáveis externas (como a inflação importada em dólares, a taxa de juros internacional, etc...) também acabam tendo influência relevante nas variáveis acima citadas, mostrando que a condição de países em desenvolvimento como o Brasil continuam dependentes do andamento da conjuntura internacional e a

restrição externa ao crescimento pode ser entendida em um contexto mais amplo que o de crises no Balanço de Pagamentos.

Outra questão importante é que a aplicação deste modelo terá eficácia limitada do ponto de vista do controle inflacionário, uma vez que depende da situação das variáveis externas e político-institucionais para que o objetivo da política econômica seja alcançado. Do ponto de vista da restrição externa, como o controle da inflação depende da resposta da taxa de câmbio nominal frente ao diferencial de juros, estimulando a entrada de capitais de curto prazo e valorizando a moeda, uma restrição de fluxos de capitais para o país - seja devido a problemas na conta externa do próprio país (que são gerados endogenamente como tendência da aplicação do modelo), seja por uma diminuição abrupta da liquidez internacional causada por crises em outros países - elimina a possibilidade de utilização do instrumento tradicional de controle inflacionário. Não é raro ocorrer nesses momentos a utilização de instrumentos alternativos pela AM, como a operação direta no mercado cambial visando controlar a taxa de câmbio nominal, estabelecendo tetos para tal variável.

Com relação a limitações políticas da aplicação do modelo, pode-se pensar que alguns grupos que dependem da taxa real de câmbio em patamares competitivos possam exercer pressão política para evitar a valorização do câmbio real - corolário da política de controle inflacionário via câmbio nominal - e esse fator pode impedir com que a taxa de câmbio nominal se valorize na velocidade necessária para manter a inflação dentro do patamar desejado, seja pela atuação direta da AM no mercado cambial, seja na introdução de dispositivos de controle dos fluxos de capitais.

Assim, a condução da política econômica avaliada por um modelo alternativo ao Novo Consenso, coerente com as evidências empíricas da economia brasileira (pós SMI) e embasadas em teorias heterodoxas, apresenta mecanismos de transmissão alternativos para o controle inflacionário; resultados não neutros em termos de custo de longo prazo para a taxa de crescimento do produto e capacidade produtiva, distribuição funcional da renda e tendência de longo prazo das contas

externas; e longe de ser uma mera aplicação técnica passível de ser implementada exitosamente em qualquer economia e sob quaisquer condições, existem limitações ao funcionamento dos instrumentos de política e de seus resultados que podem decorrer da sempre presente dependência da situação externa e dos fluxos internacionais de capitais e de pressões políticas de grupos afetados negativamente pelos efeitos colaterais da condução da política econômica.

## Bibliografia

- Almeida, T. Uma análise crítica ao modelo do “Novo Consenso”, Dissertação de mestrado apresentada ao IE-UFRJ, 2009.
- Araújo, C. H. V., Areosa, M. B. M., Guillén, O. T. C. Estimating potential output and the output gap for Brazil. Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, João Pessoa: Anpec, 2004.
- Araújo, C. H. V., Guillén, O. T. C. Previsão de inflação com incerteza do hiato do Produto no Brasil. Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia, Salvador: Anpec, 2008.
- Araújo, E. Leite, M.V. Sobreapreciação cambial no Brasil: estimativas, causas e conseqüências (1994-2008). Texto para discussão do IPEA n.1404, Abril 2009.
- Areosa, M. B. M. Combining Hodrick-Prescott filtering with a production function approach to estimate output gap. Rio de Janeiro: Banco Central do Brasil, 2004, 7p. (Technical Note).
- Aspromourgos, T. “Interest as an Artefact of Self-Validating Central Bank Beliefs”, *Metroeconomica*, 2007.
- BACEN, Relatório de inflação.
- Metodologias para estimação do produto potencial, Set., 1999.
  - O papel das expectativas na inflação corrente. Mar., 2000.
  - Cálculo do produto potencial pelo método da função de produção: resultados para o Brasil, Dez, 2000
  - Metodologias para estimação do produto potencial, Dez. 2003
  - PIB potencial e hiato do produto: atualização e novas estimações, Set. 2004
  - Hiato do produto: atualização e novas estimações, Set. 2005
  - Preços monitorados e administrados por contrato e os IGPs. Deze., 2006.
  - Preços de itens não-comercializáveis – Evolução Recente. Set., 2006.
  - O custo unitário do trabalho na indústria, Dez., 2007.
  - Estimação do hiato do produto – modelo de componentes não observados, Dez. 2007
  - Taxa natural de desemprego no Brasil, 2008.



- Bacha, C.J ; Lima, R. (2004) A curva de Phillips e a economia brasileira: período de 1991 a 2002. *Pesquisa & Debate*, v. 15, n.1(25), PP.131-162
- Ball, L. ; Mankiw, G. (2002) "The NAIRU in Theory and Practice", NBER Working Papers, n. 8940.
- Ball, L. ; Moffit, R. (2001) "Productivity growth and the Phillips curve", NBER Working Papers, n. 8421.
- Barbosa-Filho, N. H. Estimating potential output: an analysis of the alternative methods and their applications to Brazil. Rio de Janeiro: IE-UFRJ, 2004 (Texto para discussão).
- Barbosa-Filho, N. (2007) "Inflation Targeting in Brazil: 1999-2006". Disponível em [www.networkideas.org](http://www.networkideas.org)
- Barbosa-Filho, Nelson (2008) Panorama da economia brasileira e estratégia da política econômica, série Seminários de Economia Brasileira em Perspectiva, FGV-SP, Março de 2008
- Barbosa-Filho, N. Estimando e revisando o produto potencial do Brasil: uma análise do filtro Hodrick-Prescott com função de produção. In Gentil, D. ; Messenberg, R. (orgs) *Crescimento Econômico: Produto Potencial e Investimento*, Rio de Janeiro: IPEA. 2009.
- Barroso, R. Produto potencial: conceitos, novas estimativas e considerações sobre sua aplicabilidade. *Revista Economia*, Vol. 8, n. 3 – set./dez. 2007
- Bevilaqua ; Mesquita ; Minella (2007) Brazil: Taming inflation expectations, BACEN, Working Paper Series, 129, January.
- Barnes, M. L.; Olivei, G. P. Inside and outside bounds: Estimates of the Phillips curve. *New England Economic Review*: 3–18, 2003
- Bastos, C. Inflação e estabilização. In: Fiori, J. & Medeiros, C. (eds.). *Polarização mundial e crescimento*. Vozes, 2001.
- Bastos, C. Conflito Distributivo e Inflação no Brasil: uma Aplicação ao Período Recente, IPEA, 2010
- Billmeier, A. (2004), "Ghostbusting: Which Output Gap Measure Really Matters?", IMF Working Papers, n.146
- Blinder, A (1997) "Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe?" *American Economic Review*.
- Bogdansky, J. ; Tombini, A. ; Werlang, S. (2000) "Implementing Inflation Targeting in Brazil". Banco Central do Brasil Working Paper, n. 1, July.

- Bofinger, P.; Mayer, E.; Wollmershauser, T. Teaching New Keynesian Economy Macroeconomics at the intermediate level. *Journal of economic education*, p.80-101, winter 2009.
- 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.
- Bruno, M. (2008) Lucro, Acumulação de Capital e Distribuição no Brasil: uma análise dos determinantes de longo prazo dos regimes de crescimento. XXXX Anais do Encontro da SEP, 2008
- Canova, Fabio (2002). "G-7 Inflation Forecasts", European Central Bank Working Paper Series, No 151 .
- Cesaratto, S. e Serrano, F. "As leis de rendimento nas teorias neoclássicas do crescimento: uma critica sraffiana". *Revista Ensaios FEE*, v.23, n.2, 2002
- Cesaratto, S. . "Endogenous growth theory twenty years on: a critical assessment," Department of Economics University of Siena 559, Department of Economics, University of Siena, 2009
- Cesaratto, S.; Serrano, F. ; Stirati, A. "Technical Change, Effective Demand and Employment", *Review of Political Economy*, vol. 15, n. 1, pp. 33 – 52, 2003.
- Cribari-Neto F.; Cassiano, K. "Uma análise da dinâmica inflacionária brasileira: resultados de autoregressão quantílica". *Revista Brasileira de Economia*, 59 (4): 535-566, 2005.
- Debelle, G.; Laxton, D. Is the Phillips curve really a curve? Some evidence for Canada, the United Kingdom and the United States. IMF working paper 111, oct. 1996.
- Eller, J . W. ; Gordon, R. J. Nesting the New Keynesian Phillips curve within the mainstream model of U.S. inflation dynamics, *Konferenzbeitrag, CEPR Conference "The Phillips Curve revisited" in Berlin, 5.-7. June 2003.*

- 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.
- Filardo, A. J. New evidence on the output cost of fighting inflation. *Federal Reserve Bank of Kansas City Quarterly Review* 83 (3): 33–61, 1998.
- Flaschel, P. Kauermann, G. Semmler, W Testing wage and price phillips curves for the United States, *Metroeconomica* 2007.
- Franz, W. "Will the (German) NAIRU please stand up?", *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (Centre for European Economic Research)*, Discussion Paper n. 03-35, 2005.
- Freitas, A. "Uma interpretação heterodoxa para a relação de taxas de juros, câmbio e inflação no Brasil: 1999-2006" *Dissertação de Mestrado*, IE/UFRJ, 2006
- Fuhrer, J. (1997), "The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications" *Journal of Money Credit, and Banking*, Vol, 29, No. 3.
- Garcia, M. Olivares, G . "O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real", *Revista Brasileira de Economia*, 2001
- Goodhart, C.; McMahon, P.; Ngama, Y. "Does the forward premium/discount help to predict the future change in the exchange rate" *Scottish Journal of Political Economy*, , 39(2), 129-140. May, 1997
- Gordon, R. "The time-varying NAIRU and its implications for economic policy" *Journal of Economic Perspectives*, Winter 1997.

- Gordon, R. The Boskin Commission Report: a retrospective one decade later, mimeo, Northwest University, 2006.
- Guillén, D. Expectativas de inflação no Brasil: racionais, adaptativas ou sticky information, Seminários IPEA, 2008.
- Harvey, J. "Deviations from uncovered interest parity: a Post Keynesian explanation", *Journal of Post Keynesian Economics*, fall 2004.
- Jeon, Y. ; Vernengo, M. Puzzles, Paradoxes and Regularities: Cyclical and Structural Productivity in the US (1950-2005), University of Utah, 2007.
- Kalecki, M. (1968). Aspectos políticos do pleno emprego. In Kalecki, M. (1983). *Crescimento e ciclo das economias capitalistas*. Hucitec, 1983
- Kalecki, M. (1971). Luta de classe e distribuição da renda nacional. In Kalecki, M. (1983). *Crescimento e ciclo das economias capitalistas*. Hucitec, 1983.
- 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
- Lara, F. Um estudo sobre moeda, juros e distribuição. Tese de doutorado, IE-UFRJ, 2008.
- Lavoie, M. "A Post Keynesian view of parity theorems", *Journal of Post Keynesian Economics* , fall, 2000
- Lavoie, M. "The reflux mechanism and the open economy" in Rochon, L. & Vernengo, M. "Credit, Interest Rates and Open Economy: Essays on Horizontalism", Edward Elgar, 2001
- Lavoie, M. "Interest Parity, risk premia, and Post Keynesian analysis", *Journal of Post Keynesian Economics* , Winter, 2002-2003
- Lavoie M.; Kriesler P. "The New View On Monetary Policy: The New Consensus And Its Post-Keynesian Critique", University of Ottawa, Feb. 2005
- Lavoie, M. A post-Keynesian amendment to the New consensus on monetary policy, *Metroeconomica*, vol. 57, no. 2, pp. 165-192 , May 2006.
- Lelis, M. Um modelo de investimento aplicado ao Brasil. Dissertação de mestrado, IE-UFRJ, 2004.

- Libânio, G. 2005. "Unit roots in macroeconomic time series: theory, implications, and evidence" *Revista Nova Economia*, vol. 15 n. 3 de Setembro/Dezembro, 2005.
- 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.
- Libânio, G. A Note on Inflation Targeting and Economic Growth in Brazil, *Revista de Economia Política*, Vol. 30, n.1, Jan. 2010.
- Lima, E. C. R. Inflação, Nível de Atividade e o Produto Potencial no Brasil. *Boletim Conjuntural* v. 53, IPEA – Rio de Janeiro, 2001.
- Lima, E. The NAIRU, Unemployment and the rate of inflation in Brazil, *Revista Brasileira de Economia*, 57 (4), Out/Dez, 2003.
- Lima, E. ; Brito, L. Inflação e Nível de Atividade no Brasil: Estimativas via Curva de Phillips. *Seminário de Pesquisa, IE/UFRJ*. 2008
- 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.
- Lucas, G. O debate sobre o produto potencial no Brasil. *Monografia de graduação, IE-UFRJ*, 2008.
- Luporini, V. ; Alves, J. Evolução da Teoria do Investimento e Análise empírica para o Brasil. *Seminário de Pesquisa, IE/UFRJ*, maio, 2008
- Maia, A. L. S. e Cribari-Neto, F. "Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de autoregressão quantílica". *Revista Brasileira de Economia*, 60 (2): 153-165, 2006.
- Marçal, E. ; Monteiro, W. ; Nishijima, M. Saldos Comerciais e Taxa de Câmbio Real: Uma nova análise do caso brasileiro. *XXXIII Encontro Nacional de economia da ANPEC*, 2005
- McCallum, B. *International Monetary Economics*, Oxford University press: Oxford, 1996.

- Modenesi, A. Convenção e Rigidez na Política Monetária: uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007), Seminário de Pesquisa, IE/UFRJ, out. 2009
- 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; Souza; Almeida. 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.
- Muinhos, M. ;Alves, S ; Riella, G. (2002) “Modelo Estrutural Com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio” Brasília: Banco Central do Brasil, 2002, (Texto para Discussão, 42)
- Muinhos, Marcelo & Freitas, Paulo e Araújo, Fabio (2001) “Uncovered Interest Parity with Fundamentals: A Brazilian Exchange Rate Forecast Model” Brasília: Banco Central do Brasil, 2001, (Texto para Discussão, 19)
- Muinhos, M. K., Alves, S. A. L. Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003, 43p. (Texto para Discussão, 64).
- Noronha, L. E. O canal cambial de transmissão da política monetária no regime de metas de inflação no Brasil, Dissertação de mestrado apresentada ao IE-UFRJ, 2007.
- Okun, A. M. “Potential GNP: its measurement and significance”, Cowles Foundation Paper 190, 1962.
- Palumbo, A. I metodi di stima del PIL potenziale tra fondamenti di teoria economica e contenuto empirico, working paper n. 92, Dipartimento di Economia, Roma Tre, 2008
- Palumbo, A., Demand and supply forces vs institutions in the interpretations of the Phillips curve, mimeo, Dipartimento di Economia, Roma Tre, 2008b.
- Pastore, A.; Pinnotti, M. ; Almeida, L. Crescimento, contas correntes e política fiscal. XX Forum Nacional, Estudos e Pesquisas n. 215, maio 2008.

- Pivetti, M. "Monetary endogeneity and non-neutrality in a sraffian perspective" in in Rochon, L. & Vernengo, M. Credit, Interest Rates and Open Economy: Essays on Horizontalism, Edward Elgar, 2001
- Pivetti, M. Interest and inflation: some critical notes on the new consensus monetary policy model, apresentado no Simpósio Internacional do Centro Celso Furtado - Perspectivas do Desenvolvimento para o Século XXI, Rio de Janeiro, 2008.
- Phillips, A. W. 'The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957', *Economica*, 25, pp. 283–99, 1958.
- Pollin, R. The " Reserve Army of Labor" and the " Natural Rate of Unemployment": Can Marx, Kalecki, Friedman, and Wall Street all be wrong? *Review of Radical Political Economics*, 1998
- Pollin, R. "Wage Bargaining and the US Phillips Curve: was Greenspan right about traumatized workers in the 90s?" mimeo, Political Economy Research Institute, University of Massachusetts Amherst, 2002.
- Pollin, R. *Contours of descent*, Verso, New updated edition, 2005.
- 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, 2008.
- 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.
- Romer, D. Short-Run Fluctuations, in:[<http://elsa.berkeley.edu/~dromer>], Jan. 2006
- Ros, J. (1989). On inertia, social conflict, and the structuralist analysis of inflation. *WIDER*, Working Paper 128, 1989.
- Rowthorn, B. Conflict, inflation and money, *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 1, Issue 3, pp. 215-239, 1977

- Schwartzman, F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados, *Economia Aplicada*, 10 (1), Jan-mar, 2006
- Setterfield, M. Central banking, stability and macroeconomic outcomes: a comparison of new consensus and post-Keynesian monetary macroeconomics In Lavoie, M.;Secareccia, M. (eds) *Central Banking in the modern world: Alternative perspectives*, Edward Elgar, Cheltenham, pp.35-56, 2004.
- Setterfield, M. "Worker Insecurity and U.S. Macroeconomic Performance During the 1990s" *Review of Radical Political Economics*, 2005.
- Setterfield, M. & Lovejoy, T. Aspirations, bargaining power, and macroeconomic performance. *JPKE*, v. 29, n. 1, p. 117-148, 2006.
- Serrano, F. Inflação inercial e desindexação neutra. *Anais da ANPEC*, 1986.
- Serrano, F. Review of Pivetti's essay on money and distribution. *Contributions to Political Economy*, 1993.
- Serrano, F. *The Sraffian Supermultiplier*, Tese de Doutorado não publicada, Universidade de Cambridge, Cambridge, Inglaterra, 1996.
- Serrano, F. Equilíbrio Neoclássico de Mercado de Fatores: Um ponto de vista Sraffiano, *Ensaio FEE*, v. 22, n. 1, 2001.
- Serrano, F. Política Monetária e a Abordagem da Taxa de Juros Exógena, IE-UFRJ, 2002b
- 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. "Uma nota heterodoxa sobre taxa de câmbio e balanço de pagamentos", IE-UFRJ, 2006
- Serrano, F. Histéresis, dinâmica inflacionaria y el supermultiplicador sraffiano". *Seminarios Sraffianos*, UNLU-Grupo Luján. Colección Teoría Económica, Ediciones Cooperativas, 2007.
- Serrano, F. On the impact of demand shocks on inflation. IE-UFRJ, 2008a, mimeo Disponível em [www.franklinserrano.blogspot.com](http://www.franklinserrano.blogspot.com)
- Serrano, F. Acumulação de capital, poupança e crescimento IE-UFRJ, 2008b, mimeo
- 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. O conflito distributivo e a teoria da inflação inercial, *Revista de Economia Contemporanea*, 2010b
- Serrano, F.; Braga, J. Some evidence on how inflation targeting really works in Brazil, Apresentação no Seminário internacional do CCJE-UFRJ, dez 2008.
- Serrano, F.; Freitas, F. “O supermultiplicador Sraffiano e o papel da demanda efetiva nos modelos de crescimento”, *Circus*, v. 1 n. 1 ,Grupo Luján, Buenos Aires, 2007.
- 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. Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem da função de produção. Brasília: Banco Central do Brasil, 2001, 34p. (Texto para Discussão, 17).
- 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
- Smithin, J. “Interest parity, purchasing power parity, “risk premia”, and Post Keynesian economic analysis”, *Journal of Post Keynesian Economics*, winter, 2002-2003
- Souza, F.E. . Câmbio e Exportações de Manufaturas no Brasil: Um túnel no fim da luz, Seminário de Pesquisa, IE/UFRJ. 2009
- Souza Jr., J. R. C. Produto Potencial: conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira. Rio de Janeiro: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, n. 1.130).
- Souza Jr., J. R. C. Cenários para o crescimento do produto potencial de 2007 a 2010. *Boletim de Conjuntura*, n. 75, Rio de Janeiro: Ipea, 2006.
- Souza Jr., J. R. C. Estimativa do produto potencial para a economia brasileira: atualização utilizando o sistema de contas nacionais referência 2000 . *Boletim de Conjuntura*, n. 77, Rio de Janeiro: Ipea, 2007.

- Souza Jr., J. R. C., Jayme Jr., F. G. Constrangimentos ao crescimento no Brasil: um modelo de hiatos (1970-2000). *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 33-65, jan./jun. 2004.
- Souza Silva, G. Estudo das variações cambiais no Brasil: uma análise baseada em evidências empíricas recentes. Dissertação de mestrado apresentada a UFPR, 2008.
- Squeff, G. Repasse 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.
- Taylor, J. B. A Core of Practical Macroeconomics. *American Economic Review*, 87 (2), pp. 233 –235, May 1997.
- Taylor, J. B. Teaching modern macroeconomics at the principles level, *American Economic Review*, 90 (2), pp. 90–4, 2000
- Taylor, J. B. The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules, In: <http://www.stanford.edu/~johntayl/Papers/AEA2001ExchRate.pdf>, 2005
- Taylor, J. ; Williams, Simple and Robust Rules for Monetary Policy, Preliminary Draft Prepared for the Handbook of Monetary Economics, Edited by Benjamin Friedman and Michael Woodford, oct. 2009.
- Yuen, W. "A historical event analysis of the variability in the empirical uncovered interest parity (UIP)", PHD Thesis, University of Hong Kong, 2006