



Universidade de Brasília (UnB)
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas –
FACE

Departamento de Economia

Verificação da Curva de Phillips com preços livres para o Brasil sob regime de metas de inflação

Gabriel Leite Monteiro Fortes

Brasília,
Dezembro de 2019

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas –
FACE Departamento de Economia

Gabriel Leite Monteiro Fortes

**Verificação da Curva de Phillips com preços livres para o
Brasil sob regime de metas de inflação**

Monografia apresentada ao Departamento de
Economia da Universidade de Brasília, como
requisito parcial à obtenção do título de Bacharel
em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Nelson Henrique Barbosa Filho

Brasília,
Dezembro de 2019

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas –
FACE Departamento de Economia

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília –
UnB, como requisito parcial à obtenção do grau de bacharelado em Ciências
Econômicas na Universidade de Brasília.

Verificação da Curva de Phillips com preços livres para o Brasil sob regime de metas de inflação

Aprovada em ____/____/____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Nelson Henrique Barbosa Filho
Departamento de Economia – UnB
Orientador

Prof^a. Dra. Adriana Moreira Amado
Departamento de Economia – UnB

Agradecimentos

Agradeço primeiramente a Deus por ter me proporcionado chegar até aqui. A minha família, em especial meus pais Ruberlam Fortes da Silva e Joelma Leite Monteiro Fortes por toda a dedicação e paciência contribuindo diretamente para que eu pudesse ter um caminho mais fácil durante esses anos. Agradeço a minha namorada Camila Giacomini Guimarães por todo o apoio e companheirismo. Agradeço aos amigos de dentro e de fora da universidade.

Agradeço aos professores que sempre estiveram dispostos a ajudar e contribuir para um melhor aprendizado em especial ao meu professor orientador Nelson Barbosa. Agradeço também a instituição Universidade de Brasília e a empresa júnior Econsult por terem me proporcionado experiências enriquecedoras.

Verificação da Curva de Phillips com preços livres para o Brasil sob regime de metas de inflação

Gabriel Leite Monteiro Fortes
Nelson Henrique Barbosa Filho

Dezembro de 2019

Resumo

O presente trabalho tem por objetivo estimar a Curva de Phillips para o caso brasileiro. Inicialmente é apresentado o Modelo de Três Equações e algumas variações. Além disso, dispõe-se de uma análise histórica da inflação na economia brasileira e uma revisão de literatura empírica para trabalhos similares. Por fim, estima-se a Curva de Phillips por modelos univariados e um modelo VAR. Dentre os resultados encontrados, verificou-se a relação negativa entre inflação e desemprego em todos os modelos. A expectativa de inflação exerce forte influência sobre o nível de preços em um regime de metas de inflação.

Palavras-chaves: Curva de Phillips, Inflação, Modelo de Três Equações, Economia Brasileira.

Abstract

This paper aims to estimate the Phillips Curve for the Brazilian case. Initially the Three Equation Model and some variations are presented. In addition, there is a historical analysis of inflation in the Brazilian economy and an empirical literature review for similar works. Finally, the Phillips curve is estimated by univariate models and a VAR model. Among the results, there was a negative relationship between inflation and unemployment in all models. Inflation expectations have a strong influence on price levels under an inflation targeting regime.

Keywords: Phillips Curve, Inflation, Three Equation Model, Brazilian Economy.

Lista de Tabelas

Tabela 1. IPCA, Câmbio e Taxa de Crescimento do PIB – 1993 a 2001.....	33
Tabela 2. Resultados econométricos para inflação brasileira (2001.T4 -2019.T2) - univariado.....	59
Tabela 3. Resultados econométricos para inflação brasileira (2001.T4 -2019.T2) - univariado por correção de erros.....	61
Tabela 4. Resultados Modelo VAR - 4 defasagens.....	62

Lista de Gráficos

Gráfico 1 – IPCA, Câmbio e Taxa de Crescimento do PIB – 2002 a 2010.....	40
Gráfico 2 – IPCA, Câmbio e Taxa de Crescimento do PIB – 2010 a 2018.....	48
Gráfico 3 – Inflação x Desemprego.....	55
Gráfico 4 – Função Impulso Resposta – choque sobre desemprego.....	63

Conteúdo

Introdução	9
1. O Modelo de Três Equações	11
1.1. Exposição básica do Modelo de Três Equações.....	11
1.1.1. O equilíbrio do mercado de bens (a Curva IS).....	11
1.1.2. A Curva de Phillips	13
1.1.3. A Regra Monetária	16
1.2. Variações do Modelo de Três Equações	18
1.2.1. Estrutura básica	18
1.2.2. Individualidades dos modelos	22
2. Inflação no Brasil	30
2.1. Histórico da inflação	30
2.2. Revisão de Literatura	49
3. Análise empírica.....	54
3.1. Dados.....	55
3.2. Resultados	57
Conclusão	64
Referências	66
Apêndice A – Gráfico das séries utilizadas.....	70
Apêndice B – Gráfico dos resíduos.....	71
Apêndice C – Coeficientes da estimação VAR.....	73

Verificação da Curva de Phillips com preços livres para o Brasil sob regime de metas de inflação

Gabriel Leite Monteiro Fortes
Nelson Henrique Barbosa Filho

Dezembro de 2019

Introdução

"Bons economistas são pássaros raros. Eles devem alcançar um alto padrão em várias direções diferentes e combinar talentos que não é comum encontrar juntos. Devem ser a um só tempo historiadores, homens públicos e filósofos. Devem entender de símbolos e falar com palavras. Devem ser tão incorruptíveis e distantes quanto um artista, ainda que por vezes tão pé no chão quanto um político" (Keynes, John.M. 1883-1946).

A Curva de Phillips, relação originalmente verificada por William Phillips (1958) entre inflação e desemprego, foi um marco para a política econômica. Pouco tempo depois, Samuelson e Solow (1960) argumentaram que essa relação poderia ser utilizada como instrumento de política econômica. Os dados para os Estados Unidos também mostraram haver um *trade-off* entre inflação e desemprego. Como resultado, a década de 1960 foi marcada por uma persistente redução do nível de desemprego em detrimento de maior inflação. Dois episódios de estagflação na economia dos Estados Unidos (1975 e 1983), entretanto, levantaram dúvidas sobre a validade desta relação.

Ainda assim, a curva de Phillips está entre as relações mais importantes estudadas pela macroeconomia (Annable, 2007). De fato, ainda que não seja aplicada de maneira isolada e em uma versão linear, a Curva de Phillips permanece no centro do debate econômico e da realidade de Bancos Centrais em todo o mundo. O principal modelo macroeconômico da atualidade, o Modelo de Três Equações, tem como equação central justamente a relação entre inflação e desemprego. Dentro do modelo, a Curva de Phillips faz a ligação entre o equilíbrio do mercado de bens (Curva IS) com a Regra Monetária do Banco Central.

No Brasil, o debate acerca da Curva de Phillips foi reanimado após estudos recentes divergirem sobre sua adequação em um regime de metas de inflação. Como colocado por Triches & Feijó (2017) a política macroeconômica brasileira, a partir da adoção do sistema de metas de inflação em 1999, utiliza-se basicamente de três elementos básicos: (i) regime de taxa de câmbio flutuante, (ii) política fiscal executada de forma mais equilibrada em relação ao passado recente do país (adoção do superávit primário, Lei de Responsabilidade Fiscal), e (iii) metas de inflação atreladas a uma meta para taxa de juros básica. Desde então, as expectativas de inflação passaram a desempenhar um papel relevante na condução da política monetária.

A literatura empírica sobre a Curva de Phillips no Brasil é crescente e pautada por divergências. Ainda assim, abordagens mais recentes de estimação obtiveram resultados satisfatórios em analisar a adequação da relação para a economia brasileira. Palma & Ferreira (2017) e ainda Triches & Feijó (2017), utilizaram modelos de passeios aleatórios restritos para variáveis não observáveis e a abordagem da Curva de Phillips híbrida, respectivamente. Enquanto o primeiro propõe-se a contribuir com a literatura da NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment), o segundo faz uso da especificação híbrida para avaliar, além do termo “forward looking”, representado pela expectativa de inflação, também o termo “backward looking” com o uso da inflação defasada.

Assim sendo, o presente trabalho tem por objetivo a estimação da Curva de Phillips para o Brasil. Essa estimação será feita por três modelos distintos, a saber: univariado, univariado com correção de erros pelo método Newey-West e vetor autorregressivo (VAR). Para a medida de inflação foi adotado o IPCA-preços livres. A utilização de diferentes métodos visa o alcance de resultados mais robustos para um tema que ainda está em aberto. O trabalho é dividido em quatro partes, além desta introdução. A primeira apresenta o Modelo de Três Equações explicando como é formado. Também discute importantes abordagens do mesmo, as quais variam em nível de complexidade conforme o objetivo dos autores (ensino ou adequação à realidade). A segunda faz uma análise histórica da inflação no Brasil para o regime de metas de inflação e, ainda, uma revisão da literatura empírica mais recente sobre o tema. Em terceiro, estima-se a Curva de Phillips pelos métodos mencionados após explicação da base de dados e os tratamentos dados a mesma. Por fim o trabalho é concluído.

1. O Modelo de Três Equações

Servindo de base para tomadas de decisões dos Bancos Centrais de diversos países, aliado a uma série complementar de modelos, o Modelo de Três Equações é, atualmente, uma das ferramentas de maior relevância de análise a nível Macroeconômico. O modelo reúne a Curva IS do equilíbrio do mercado de bens, a Curva de Phillips da relação entre nível de inflação e taxa de desemprego, e a Regra Monetária do Banco Central, a qual expõe o trade-off entre inflação e produto (IS-PC-MR). O objetivo do presente capítulo é apresentar, em duas seções, uma descrição dos fundamentos relacionados a cada curva presente no modelo e variações do modelo com adoção de diferentes defasagens para inflação e produto.

1.1. Exposição básica do Modelo de Três Equações

1.1.1. O equilíbrio do mercado de bens (a Curva IS)

Assim como todos os mercados, o mercado de bens é composto por dois lados: a demanda (Z) e a oferta ou produção (Y). Definida como a curva negativamente inclinada que relaciona taxa de juros e nível de produção (Blanchard, 2017), a Curva IS é, precisamente, um conjunto de pontos de equilíbrio do mercado de bens.

A demanda do mercado de bens é a soma do consumo das famílias (C), do investimento (I), dos gastos do governo (G) e do resultado líquido da balança comercial, exportações (X) menos importações (IM). Contudo, para fins de apresentação da curva, a versão simplificada composta por uma economia fechada já é o suficiente. Dessa forma, a demanda por bens é representada por:

$$Z = C + I + G \quad (1)$$

De acordo com (Blanchard, 2017) o consumo das famílias depende de muitos fatores. O principal deles é a renda (Y), ou melhor, a renda disponível (Y_d). Sendo a renda restante após o pagamento de impostos menos transferências do governo (T), a renda disponível determina o consumo, de forma que:

$$C = C(Y_d) \quad (2)$$

É, entretanto, razoável pensar que o consumo é também formado por um componente autônomo (c_0), uma vez que é necessário algum nível de consumo mínimo para as famílias, ainda que sua renda disponível seja nula. Com isso a função consumo é

dada por um consumo autônomo somado a parcela da renda disponível que as famílias desejam utilizar. Tal parcela é denominada propensão marginal a consumir (c_1), ou seja, a variação do consumo resultante de uma unidade adicional de renda disponível. Além disso, uma vez que Y_d seja definida como a renda depois de impostos menos transferências do governo, é possível explicitar a equação de consumo conforme apresentado abaixo em (4).

$$C = c_0 + c_1(Y_d) \quad (3)$$

$$C = c_0 + c_1(Y - T) \quad (4)$$

O investimento (I) depende de uma série de diferentes variáveis. Dentre elas (Magnabosco, 2015) cita o retorno esperado do capital (dependente do estado de expectativas), a taxa de juros e o custo de reposição de bens de capital como determinantes do investimento em uma abordagem *keynesiana*. Mantendo (Blanchard, 2017) como base para explicitação da Equação da Curva IS, o investimento no modelo fica dependente de duas variáveis: a taxa de juros e o nível de vendas.

Uma expectativa crescente para o nível de vendas ou de produção aumenta a necessidade de expansão de capacidade produtiva de uma firma elevando, portanto, o nível de investimento. A taxa de juros (i) representa o custo de oportunidade do capital. Quando mais elevada a taxa de juros, maior o custo de oportunidade de compra de bens de capital, aperfeiçoamento de processos ou contratação de mão-de-obra, reduzindo o volume de investimentos.

$$I = I(Y, i) \quad (5)$$

A política fiscal do governo, composta pelos gastos públicos (G) e o volume de impostos menos transferências (T), será tomada como exógena para o presente modelo.

$$G = \bar{G} \quad (6)$$

Por fim, o equilíbrio no mercado de bens ($Y=Z$) é alcançado pela igualdade entre poupança (S) e o volume de investimento (derivando-se o nome de Curva IS). A Equação da Curva IS é representada por:

$$Y = Z = c_0 + c_1(Y - T) + I(Y, i) + \bar{G}. \quad (7)$$

1.1.2. A Curva de Phillips

Verificada inicialmente por Phillips (1958) para a economia do Reino Unido e posteriormente por Solow e Samuelson (1960) para a Economia dos Estados Unidos, a relação inversa entre taxa de inflação e taxa de desemprego foi batizada de Curva de Phillips.

Uma possível descrição do comportamento inflacionário do período em que os autores originais realizaram seus estudos é: assumir que a inflação de um ano para outro varie $\bar{\pi}$ e, além disso, assumir que tal elevação dos preços é não persistente, ou seja, a inflação de um ano t não é um bom parâmetro para previsão de inflação do ano seguinte. Neste cenário, independente da inflação ocorrida em um ano, é plausível supor que a inflação no ano seguinte será $\bar{\pi}$ (Blanchard, 2017). De forma que inflação esperada (π_t^e) é sempre $\bar{\pi}$.

$$\pi_t = \bar{\pi} + (\mu + z) - \alpha(u_t) \quad (8)$$

A equação (8) descreve precisamente a relação entre inflação (π) e desemprego (u_t) encontrada no fim da década de 50 e começo da década de 60. As variáveis μ e z descrevem, respectivamente, o *mark-up* das firmas (parcela do preço de um produto acima do custo de produção da firma) e uma combinação de fatores que podem afetar a fixação de salários. A equação advém da formulação de preços pelas firmas e da dinâmica de estabelecimento de salários do mercado de trabalho.

As políticas macroeconômicas dos Estados Unidos, nos anos seguintes basearam-se no trade-off entre inflação e desemprego encontrado, reduzindo seguidamente a taxa de desemprego a custo de uma elevação inflacionária. Contudo, em 1970 a expectativa de inflação no estabelecimento de salários passou a mudar. As taxas de inflação adquiriram caráter persistente, de forma que a inflação do ano seguinte passou a ser muito próxima da inflação do ano presente. A mudança de expectativas quanto à formação de preços alterou, de fato, a relação entre taxa de inflação e desemprego.

Nesse cenário, Friedman e Phelps criticaram a sustentabilidade do trade-off adotado, afirmando que se o desemprego caísse continuamente em detrimento de

elevação inflacionária, a relação deixaria de ser válida. Os economistas apontaram dois argumentos para sustentar sua colocação.

O primeiro trata da fixação de salários. Para que a política fosse sustentável seria necessário que os fixadores de salários subestimassem de forma persistente a inflação do ano seguinte. Após alguns anos de inflação crescente, entretanto, os agentes passaram a incorporar o crescimento do nível de preços a suas expectativas (a evolução da formação de expectativas dos agentes ficou conhecida como expectativas adaptativas).

O segundo argumento se refere a um limite para redução do desemprego em uma economia. Para eles, a taxa de desemprego não pode ser mantida de forma sustentável abaixo de um determinado nível, a taxa natural de desemprego (u_n). Para tornar explícito o efeito da taxa natural de desemprego sobre o nível de preços é necessário compreender o que significa tal taxa natural.

Quando a inflação do período t é exatamente a inflação esperada para o período ($\pi_t = \pi_t^e$), a taxa de desemprego do período é a própria taxa natural de desemprego ($u_t = u_n$). Da equação (8):

$$0 = (\mu + z) - \alpha u_t \quad (9)$$

$$u_n = \frac{\mu + z}{\alpha} \quad (10)$$

Considerando ainda a equação (8), ao assumir que a taxa de inflação esperada se aproxima da taxa de inflação do ano anterior (o que mostraram os dados em 1968), a equação pode ser reescrita como:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \alpha(u_t - u_n) \quad (11)$$

(Curva de Phillips Aceleracionista).

As políticas macroeconômicas até então foram formuladas a partir das duas formas de relação entre inflação e desemprego apresentadas, a Curva de Phillips e a Curva de Phillips Aceleracionista (ou Curva de Phillips com expectativas adaptativas). Em ambas, as expectativas dos agentes, especialmente dos formuladores de preços e salários, foram consideradas apenas como reflexos do que já ocorreu. Contudo, outros fatores correntes foram desconsiderados, o que fazia com que, por exemplo, a inflação

adquirisse caráter inercial e que mudanças nas políticas econômicas levassem tempo considerável para serem eficazes (Eduardo, 2019). No entanto, se outros componentes *forward-looking* forem considerados, a dinâmica teórica de formação de salários e preços perderia rigidez e a economia com formação de expectativas mais realista reagiria de forma mais rápida a eventuais choques. A nova dinâmica de formação de expectativas com caráter *forward-looking* é chamada de expectativas racionais.

No fim da década de 70 um grupo de economistas, liderados por Robert Lucas (em *Chicago*) e Thomas Sargent (em *Minnesota*), argumentou que as suposições teóricas de formação de expectativas estavam em descompasso com a realidade. O argumento era de que, com o objetivo de alcançar políticas mais eficazes, os macroeconomistas deveriam considerar que os agentes possuem expectativas racionais. Isto é, fazem uso de toda informação que têm a disposição para tomar decisões tentando prever o cenário futuro (Blanchard, 2017). A não adoção da hipótese de racionalidade na formação de expectativas dos agentes se compara a crença de que um anúncio de elevação da taxa de juros, por exemplo, não causa efeito algum no comportamento de investidores.

A crítica de Lucas (1976) foi uma ruptura com a formação de modelos vigentes em Macroeconomia. Lucas pôs em xeque a capacidade de predição dos modelos *backward-looking*, os quais só avaliavam variáveis passadas, resultados de políticas econômicas anteriores. Um ajuste lento nos preços e salários nominais advindos do uso da Curva de Phillips provocava um ajuste lento do produto em relação ao produto natural de médio prazo. Entretanto, sob expectativas racionais, os ajustes de preços e salários ocorrem de forma mais rápida, acelerando o ajuste do produto. Além disso, os modelos (que eram eficientes no curto prazo) assumiam a existência de um trade-off de longo prazo entre inflação e desemprego com rigidez na política de fixação de salários, sem levar em consideração que a relação da Curva de Phillips está em constante mudança, na medida em que a taxa de desemprego converge, no longo prazo, para a sua taxa natural (Lucas, 1976).

As expectativas racionais trabalham com a hipótese de que a inflação não é inercial, de forma que não há rigidez nominal no comportamento de formação de preços ou instituições que operam de forma a produzir inflação inercial (Carlin & Soskice, 2006), de forma que a Curva de Phillips é dada por:

$$\pi = \pi^e + \alpha(y - y^e) + \epsilon, \quad (12)$$

Onde o termo ϵ é uma variável de choques aleatórios.

A política do Banco Central possui credibilidade com os agentes. Ao anunciar uma nova meta de inflação (π^T), a expectativa é de que o Banco trabalhará para cumpri-la, de fato. Para que a meta possua credibilidade a inflação do período seguinte deve permanecer constante na meta, além de choques não previstos.

$$\pi = \pi^T + \epsilon \quad (13)$$

Como, sob expectativas racionais, os agentes não cometem erros sistemáticos, a expectativa de inflação (π^e) iguala a expectativa objetiva (E), dada toda informação disponível sobre a estrutura e política econômicas no momento em que as expectativas são formadas. Aplicada ao modelo, a hipótese de expectativas racionais é expressa em:

$$\pi^e = E\pi = E(\pi^T + \epsilon) = \pi^T + E\epsilon = \pi^T \quad (14)$$

$$\therefore \pi^e = \pi^T \quad (15)$$

Dessa forma, quando o produto encontra-se em seu nível de equilíbrio, a inflação corrente é dada pela meta de inflação somada a choques aleatórios.

$$\pi = \pi^T + \alpha(y - y^e) + \epsilon \quad (16)$$

(Curva de Phillips com Expectativas Racionais).

1.1.3. A Regra Monetária

A terceira equação do modelo IS-PC-MR é a Equação da Regra Monetária derivada da política de trade-off do Banco Central entre inflação e produto. O comportamento do Banco Central ou do governo pode ser analisado através de uma função de reação, a qual define uma meta de inflação que minimiza as flutuações de produto e nível de preços.

Dessa forma, ao passo em que opera como uma “âncora nominal” para a economia no médio prazo estabelecendo uma meta de inflação, a função guia o Banco Central na utilização de seu principal instrumento, a taxa de juros, de forma a responder a choques aleatórios minimizando a diferença entre produto corrente e produto potencial (Eduardo, 2019).

Em seu trabalho de derivação da regra monetária Carlin & Soskice (2006) ressaltaram seis variáveis: a meta de inflação do Banco Central (π^T), as preferências do Banco Central (β), a inclinação da Curva de Phillips (α), a inclinação da Curva IS (a), o nível de produto potencial ou de equilíbrio (y^e) e a taxa de juros de equilíbrio ou estabilizadora (r_s).

O processo de derivação dos autores parte da hipótese de que o Banco Central possui uma função utilidade que abarca duas preocupações: a taxa de inflação (π) e o nível de produto (y), uma hipótese comum a diversos economistas. Para a inflação, assume-se que esta possui uma taxa meta e que o objetivo do banco é a minimização de flutuações em torno desta meta. Uma forma de representação do objetivo é:

$$(\pi - \pi^T)^2 \quad (17)$$

Para a segunda preocupação do Banco Central, produto e emprego, assume-se que a meta é o nível de produto potencial e que o objetivo da função é minimizar o hiato entre y e y^e , de forma que a perda é representada por:

$$(y - y^e)^2 \quad (18)$$

A forma mais direta de se pensar a relação entre as preocupações principais do banco é assumir que ele entende o problema de minimização, de forma que a inflação só será constante se $y = y^e$. Quando o produto está abaixo do potencial há um nível de desemprego maior que o natural, devendo ser reduzido. Se, entretanto, o produto encontra-se acima do nível de equilíbrio, a inflação será crescente e, para controlá-la, um maior nível de desemprego será requerido. Colocando os dois fatores juntos, a função perda do Banco Central torna-se:

$$L = (y - y^e)^2 + \beta(\pi - \pi^T)^2, \quad (19)$$

Onde β é o peso relativo da perda gerada por flutuações das taxas de inflação. Quanto maior o valor de β , maior o receio do Banco Central com desvios inflacionários em detrimento de desvios do nível de emprego de seu nível de natural. O inverso também é válido, ou seja, $\beta < 1$, indica uma maior preocupação da instituição com o desemprego e o produto do que com o nível de preços da economia.

Tendo conhecimento da função perda do Banco Central, a derivação da Regra Monetária é obtida através da minimização da perda. Quando o Banco Central escolhe a

taxa de juros no período corrente, ele afeta a produção e a inflação no período seguinte, ou seja, há uma diferença de um período entre a ação do Banco Central e a resposta dessa ação. Para facilitar a análise, assumiremos que o banco se preocupa apenas com o que ocorrerá no próximo período (Eduardo, 2019), de forma que o problema é:

$$\min_y (y - y^e)^2 + \beta(\pi - \pi^T)^2 \quad (20)$$

sujeito a:

$$\pi = \pi_{t-1} + \alpha(y - y^e) \quad (21)$$

(Curva de Phillips em termos do nível de produto)

A condição de primeira ordem do problema de minimização é:

$$\frac{\partial L}{\partial y} = 2(y - y^e) + 2(\pi_{t-1} + (y - y^e) - \pi^T) = 0 \quad (22)$$

Considerando o caso simples da Curva de Phillips em que $\alpha = 1$, a função de restrição torna-se:

$$\pi = \pi_{t-1} + y - y^e \quad (24)$$

Substituindo (23) em (22) e dividindo ambos os lados da equação por dois, temos que:

$$(y - y^e) = -\beta(\pi - \pi^T) \quad (24)$$

(Equação da Regra Monetária).

1.2. Variações do Modelo de Três Equações

1.2.1. Estrutura básica

Tendo sido apresentados os fundamentos básicos que são incorporados em cada curva modelo IS-PC-MR, é cabível analisar diferentes abordagens e tratamentos de hipóteses mais profundas. Em “*The 3-Equation New Keynesian Model – A Graphical Exposition (2005)*”, Wendy Carlin e David Soskice expuseram o modelo de três equações e compararam diferentes abordagens do mesmo em Taylor (1993) e na continuidade de seu trabalho feita por Romer (2000), além de Walsh (2002), os

semelhantes modelos de Svensson (1997) e Ball (1999) e o modelo autoral Carlin-Soskice.

A principal preocupação era a de apresentar a graduandos um modelo Macroeconômico suficientemente simples para aprendizagem, sem abrir grande distância do que ocorre na realidade. Nesse sentido, os autores colocam-se em uma posição central entre modelos demasiados simples, Romer-Taylor e Walsh, e o modelo que, de acordo com o Banco Central da Inglaterra, melhor reflete a real tomada de decisão quanto à taxa de juros, Svensson-Ball.

A possibilidade de comparação vem de uma estrutura comum que envolve a simplificação da forma como é tratada a função perda do Banco Central. As diferenças chave entre os modelos residem na presença de *lags* na Curva IS e na Curva de Phillips e na presença de Banco Central otimizador (Carlin e Soskice 2005). De fato, as quatro combinações possíveis de zero ou um *lag* nas equações definem cada modelo. As equações que compõem a estrutura de análise são três.

Equação IS: É comum em análises macroeconômicas trabalhar com o hiato do produto $x_t \equiv y_t - y_e$, onde y e y_e permanecem representando produto e produto potencial, tal qual apresentado na seção 1.1.3. Assumindo o produto como função de uma demanda exógena (A_t) e da taxa de juros real (r_{t-i}), temos que $y_t = A_t - ar_{t-i}$ e a equação IS assume a seguinte forma:

$$x_t = (A_t - y_e) - ar_{t-i}, \quad (25)$$

Onde $i = 0,1$ captura o *lag* da taxa de juros real para o produto (com cada período igual um ano). O termo entre parênteses da equação (25) pode ser substituído pela chamada taxa de juros wickselliana, ou ainda, taxa de juros estabilizadora ($r_{S,t}$). O equilíbrio é atingido quando $r_{S,t} = r_{t-i}$. A equação IS torna-se:

$$x_t = a(r_{S,t} - r_{t-i}) \quad (26)$$

Curva de Phillips: Para a equação da Curva de Phillips assume-se um fator inercial da inflação, de forma que a inflação corrente seja função da inflação do período anterior, além de uma proporção do nível de produção dada por (x_{t-j}) A equação é dada por:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha x_{t-j}, \quad (27)$$

Onde $j = 0,1$ captura o *lag* do produto em relação ao nível de preços (π) e α como a inclinação da Curva de Phillips a ser discutida posteriormente na comparação do modelo de Carlin e Soskice (modelo C-S) com a Regra de Taylor.

Regra Monetária: As duas primeiras equações são comuns aos quatro diferentes modelos, com exceção de um ajuste na Curva IS de Walsh. É na derivação da equação da Regra Monetária, entretanto, que residem suas principais divergências.

Para a derivação da regra existem dois caminhos a ser tomados. O primeiro é a equação expressa por uma taxa de juros indicando que a taxa real de juros deve ser estabelecida em resposta a inflação ou ao hiato do produto correntes, a equação IR (*interest rate rule*). A segunda forma da Regra Monetária, e a que será utilizada para fins de diferenciação dos modelos, é a equação MR-AD (*monetary rule – aggregate demand*). Neste formato, é apresentada a forma como o produto (estipulado pelo Banco Central através da decisão da taxa de juros) deve responder ao nível de preços corrente ou previsto.

Cada equação pode ser obtida pela derivação da outra. A forma usual de obtenção da Regra Monetária parte da minimização da função perda do Banco Central, chegando à equação MR-AD e, então, deriva-se a IR. Para tanto, assume-se que a função perda para qualquer período t é dada por: $L = x_t^2 + \beta\pi_t^2$. A perda do Banco Central é a mesma já apresentada na equação (19), onde $x_t = y_t - y_e$ e $\pi^T = 0$ para simplificar a comparação. Quando são considerados os efeitos futuros da decisão da taxa de juros corrente a função perda do período t assume a forma:

(28)

$$L_t = (x_t^2 + \beta\pi_t^2) + \delta(x_{t+1}^2 + \beta\pi_{t+1}^2) + \delta^2(x_{t+2}^2 + \beta\pi_{t+2}^2) + \dots + \delta^n(x_{t+n}^2 + \beta\pi_{t+n}^2)$$

A constante δ acima representa o fator de desconto temporal, onde $0 < \delta < 1$. Para prosseguir com a estruturação básica, Carlin e Soskice ressaltam que (com o objetivo de serem didáticos) uma abordagem útil é assumir que o Banco Central no período corrente busca minimizar os termos da função perda que afeta diretamente pela escolha da taxa de juros. Ou seja, ignorando choques aleatórios que não é capaz de prever, o Banco Central preocupa-se em como afeta o produto x_{t+i} e a inflação π_{t+i+j}

diretamente pela escolha de r_t . Posto desta forma, a função perda minimizada pelo Banco Central em cada modelo é:

$$L = x_t^2 + \beta\pi_t^2, \text{ onde } i = j = 0 \quad (\text{Walsh}) \quad (29)$$

$$L = x_t^2 + \delta\beta\pi_{t+1}^2, \text{ onde } i = 0, j = 1 \quad (\text{Romer-Taylor}) \quad (30)$$

$$L = x_{t+1}^2 + \beta\pi_{t+1}^2, \text{ onde } i = 1, j = 0 \quad (\text{Carlin-Soskice}) \quad (31)$$

$$L = x_{t+1}^2 + \delta\beta\pi_{t+2}^2, \text{ onde } i = j = 1 \quad (\text{Svensson-Ball})^1 \quad (32)$$

Os modelos são finalmente diferenciados pela estrutura adotada para as defasagens do hiato do produto e da inflação. Seguindo o procedimento de minimização sujeita a Curva de Phillips, conforme apresentado na seção anterior, para cada uma das funções, o resultado são as equações MR-AD de cada modelo:

$$x_t = -\alpha\beta\pi_t, \text{ onde } i = j = 0 \quad (\text{Walsh}) \quad (33)$$

$$x_t = -\alpha\beta\pi_{t+1}, \text{ onde } i = 0, j = 1 \quad (\text{Romer-Taylor}) \quad (34)$$

$$x_{t+1} = -\alpha\beta\pi_{t+1}, \text{ onde } i = 1, j = 0 \quad (\text{Carlin-Soskice}) \quad (35)$$

$$x_{t+1} = -\delta\alpha\beta\pi_{t+2}, \text{ onde } i = j = 1 \quad (\text{Svensson-Ball}) \quad (36)$$

Com exceção do modelo de Walsh, o caso mais simples, as equações da Regra Monetária exigem do Banco Central a projeção da inflação futura. Novamente, suportado pelo Banco da Inglaterra, o modelo com *lags* $i = j = 1$ de Svensson-Ball, é o que mais se aproxima da realidade. Nesse modelo, a instituição no período t utiliza a taxa de inflação π_{t+2} como variável prevista para escolha do nível de produto x_{t+1} via taxa de juros. Além disso, fica evidente a posição de centralidade do modelo C-S em que os autores abrem mão de um segundo *lag* da inflação ($j = 0$) com o intuito de alcançarem o público de estudantes da graduação, mas sendo mais próximos da realidade que os modelos de Walsh e Romer-Taylor.

¹ Em Svensson (1997) a equação correspondente a $x_{t+1} = -\delta\alpha\beta\pi_{t+2}$ é, na verdade, $x_{t+1} = -\gamma\alpha\beta k\pi_{t+2}$, onde $k \geq 1$ é o valor marginal de π_{t+2}^2 na função indireta de perda $V(\pi_{t+2})$, refletindo o efeito benéfico de uma redução de π_{t+2} .

1.2.2. Individualidades dos modelos

Agora de posse de uma estrutura comum aos modelos, torna-se possível analisá-los individualmente, derivar equações IR e expor as suas particularidades. A análise inicia-se pela abordagem mais simples em termos de função da instituição decisória, o modelo de Romer-Taylor sem um Banco Central otimizador. As equações IS e da Curva de Phillips (PC) da estrutura básica com $i = 0, j = 1$ são respectivamente:

$$x_t = -a(r_t - r_{S,t}) \quad (\text{IS}) \quad (37)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha x_{t-1} \quad (\text{PC}) \quad (38)$$

Uma vez que o Banco Central não age de forma a minimizar a minimizar a função perda, o modelo assume uma regra para a taxa de juros dada por:

$$r_t = \gamma \pi_t \quad (\text{IR}) \quad (39)$$

Além disso, como não há otimização sujeita a Curva de Phillips, Carlin e Soskice consideram que não existe no modelo uma equação do tipo MR-AD. Existe, entretanto, uma relação entre hiato do produto e inflação corrente que pode ser obtida pela substituição da IR em IS:

$$x_t = ar_{S,t} - a\gamma\pi_t \quad (\text{AD}) \quad (40)$$

Pela equação AD fica claro que uma inflação estável requer que o hiato do produto seja nulo, ou seja, $y_t = y_e$. A taxa de inflação em equilíbrio implícita é, portanto:

$$\pi_e = \frac{r_{S,t}}{\gamma} = (A_t - y_e)/a\gamma \quad (41)$$

O modelo possui como vantagem a sua simplicidade, levando a um fácil entendimento de sua dinâmica. Contudo, para tanto, assume três problemas em relação aos demais. O primeiro é a hipótese de uma taxa de juros não escolhida por um comportamento de otimização do Banco Central, ficando demasiadamente à margem da realidade de muitas economias desenvolvidas ou em desenvolvimento. Mesmo com fins educativos, o modelo afasta o estudante do cerne do debate macroeconômico para simplificar a discussão.

O segundo problema encontra-se na equação de inflação de equilíbrio. Como $\pi_e = (A_t - y_e)/\alpha\gamma$, quando a demanda exógena supera o produto de equilíbrio, a taxa de inflação estável supera a meta de inflação $\pi^T = 0$. Da mesma forma, quando a demanda encontra-se abaixo de y_e , a inflação de equilíbrio converge para níveis inferiores à meta. Portanto, o equilíbrio do modelo fica dependente de um fator exógeno a ele, a demanda, de forma que a igualdade entre a taxa de inflação estável e a meta de inflação seria atingida ao acaso.

Por fim, se a inclinação da Curva de Phillips α for inferior a inclinação da curva AD, $1/\alpha\gamma$, com o ponto inicial da economia em $\pi_0 = 0$, uma inflação induzida por aumento do componente de demanda levaria a um nível de preços π_1 ainda inferior ao nível de equilíbrio π_e . Portanto, quanto mais restritiva fosse a política monetária, maior seria a pressão sobre a inflação, um efeito contrário ao que se observa na realidade. A razão disso é que $\pi_1 = \alpha(A - y_e)$ enquanto $y_e = (A - y_e)/\alpha\gamma$.

Se, contudo, o Banco Central escolhe a taxa de juros de forma ótima, os problemas citados desaparecem. Para o modelo R-T com $i = 0, j = 1$ a função de perda minimizada é: $L = x_t^2 + \delta\beta\pi_{t+1}^2$, sujeita a Curva de Phillips, $\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha x_t$ permite a derivação da equação MR-AD:

$$x_t = -\delta\alpha\beta\pi_{t+1} \quad (42)$$

Substituindo a Curva de Phillips em (42), a relação entre hiato do produto e inflação pode ser reescrita na forma $x_t = -\frac{\delta\alpha\beta}{1+\delta\alpha^2\beta}\pi_t$. A derivação da IR é obtida com a substituição da MR-AD reescrita na Curva IS:

$$r_t - r_{S,t} = \frac{\delta\alpha\beta}{a(1+\delta\alpha^2\beta)}\pi_t = \gamma\pi_t, \text{ onde } \gamma = \frac{\delta\alpha\beta}{a(1+\delta\alpha^2\beta)}. \quad (43)$$

Como a Curva MR-AD assume o lugar da Curva AD ao considerar-se um Banco Central otimizador, o componente de demanda deixa de ser influente na dinâmica de equilíbrio do modelo. Quando em equilíbrio, a taxa de inflação iguala a meta estabelecida, removendo complicações encontradas no segundo problema do caso mais simples do modelo. Além disso, como $\pi_{t+1} = \pi^T + \alpha ar_{S,t} > \pi_e = \pi^T$, uma política monetária restritiva não mais provocaria pressão para cima na inflação, resolvendo o terceiro problema.

Carlin & Soskice (2005), entretanto, criticam o modelo R-T, mesmo com a adoção da hipótese de minimização da função perda. Para os autores, o modelo é tão distante da realidade que não serve aos propósitos de aproximar estudantes de graduação da macroeconomia de ponta. A razão para tal crítica advém da ausência de efeitos de um choque de demanda permanente² sobre o produto ou mesmo a sobre inflação. Como a IR apresenta, a taxa de juros do período t aumenta pelo exato incremento em $r_{S,t}$. Um Banco Central racional aumentará a taxa de juros pelo montante total de qualquer aumento na taxa de juros estabilizadora. Elimina de uma única vez, então, qualquer efeito do choque de demanda sobre o produto e conseqüentemente sobre a inflação. Dessa forma, o modelo assume uma dinâmica pouco realista.

Um modelo que não pode ser comparado aos demais unicamente pela estrutura de *lags* em produto e inflação é elaborado por Walsh. Assumindo $i = j = 0$, o modelo diferencia-se por considerar que o Banco Central incorpora no período seguinte o efeito de um choque de demanda (u_t) do período corrente. As equações podem ser resumidas em:

$$x_t = -a(r_t - r_{S,t}) + u_t \quad (\text{IS}) \quad (44)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha x_t \quad (\text{PC}) \quad (45)$$

Se o Banco Central projetar $u_{t+n} = 0$, para um valor $n \geq 0$, a função perda a ser minimizada será $L = x_t^2 + \beta(\pi_t - \pi^T)^2$, sujeita a Curva de Phillips $\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha x_t$, para a qual a função MR-AD é:

$$x_t = -\alpha\beta\pi_t \quad (46)$$

Seguindo o procedimento realizado no modelo R-T, a equação IR para o modelo de Walsh é dada por:

$$r_t - r_{S,t} = \frac{\alpha\beta}{a}\pi_t \quad (47)$$

Walsh deriva em seu modelo uma equação adicional. Para fins de análise gráfica o autor reescreve a curva MR-AD substituindo a curva IR na equação de IS, obtendo uma função a qual Carlin e Soskice chamaram de MR-AD(W) para evitar quaisquer confusões entre nomenclaturas. Dessa forma, a nova curva apresenta a relação entre o

² A crítica também serve para choques de oferta, mas não se aplica a choques de inflação.

hiato do produto, política monetária ($-\alpha\beta\pi$) e o choque exógeno de demanda (u_t) na equação:

$$x_t = -\alpha\beta\pi_t + u_t \quad (48)$$

Neste modelo, a taxa de inflação de equilíbrio também iguala a meta da taxa de inflação, diferente do apresentado no modelo R-T de caso simples. Para um choque de demanda permanente a Curva MR-AD(W) desloca apenas no período t . Para períodos subsequentes, sob a hipótese de não ocorrência de outros choques, MR-AD(W) é resumida em $x_{t+n} = -\alpha\beta\pi_{t+n}$. A taxa de juros estável utilizada pelo Banco Central no período t não considera o choque u_t , uma vez que ele desconhece a dimensão do choque no momento corrente. Uma vez que o choque passa a ser conhecido no período seguinte ($t + 1$), a taxa estabilizadora de juros cresce para o nível correto e absorve o choque ocorrido. Dessa forma, a inflação em equilíbrio coincide com a meta de inflação.

Entretanto, o modelo de Walsh apresenta dois problemas na visão dos autores. O primeiro trata da equação MR-AD(W). No período t , quando ocorre o choque de demanda, a economia não é bem representada pela equação. Se em $t - 1$ a economia encontra-se em equilíbrio, o Banco Central não possui razão para realizar alteração alguma na taxa de juros no período seguinte, t , já que não possui conhecimento de alterações ocorridas neste período. A equação deveria então ser descrita na forma $x_t = -\alpha\beta\pi_t^{CB} + u_t$ uma vez que o componente de política monetária iguala o nível de produto correspondente à inflação que o Banco Central acredita estar impondo, ou seja, $x_t = x_t^{CB} + u_t = u_t$, de forma que a instituição objetiva que o nível de produto que incentiva via taxa de juros seja igual ao nível potencial ($x_t^{CB} = 0$). O equilíbrio no modelo só ocorreria se, no período corrente ao choque, o Banco Central fosse capaz de realizar o ajuste requerido, elevando a taxa de juros estável para compensar os efeitos da alteração na demanda.

O segundo problema é relativo à característica de previsão do Banco Central no modelo. Sob uma perspectiva pedagógica, torna-se mais difícil transmitir a idéia de que a ação presente da política monetária surge efeito apenas em períodos futuros quando a estrutura adotada é a de $i = j = 0$. Para atingir o objetivo de ser mais acessível, seria

mais interessante expor no modelo um Banco Central cuja preocupação está em prever as possibilidades futuras.

O modelo Svensson-Ball, por sua vez, é o mais complexo dos apresentados, além de ser aquele que está mais próximo da realidade enfrentada por bancos centrais. De acordo com o Banco da Inglaterra, a efetividade de uma política monetária sobre o produto e a demanda leva em média um ano para ser observada, além de um ano adicional para que alterações nesses componentes sejam incorporadas ao nível de inflação. Dessa forma, o modelo com estrutura $i = j = 1$ resulta em uma boa aproximação da realidade ao gerar defasagem de um ano no produto e dois anos no nível de preços de uma economia.

Para este modelo, as equações iniciais (derivadas como feito anteriormente) são IS, PC e MR-AD, representadas abaixo respectivamente.

$$x_t = -a(r_{t-1} - r_{S,t}) \quad (49)$$

$$x_t = -a(r_{t-1} - r_{S,t}) \quad (50)$$

$$x_t = -a(r_{t-1} - r_{S,t}) \quad (51)$$

Uma forma de avaliar a proximidade de um modelo de política monetária a realidade é colocar como parâmetro para a realidade a Regra de Taylor. Uma regra de política que diz ao banco central como estabelecer a taxa de juros corrente em resposta a choques que resultem em desvios da inflação de sua meta e/ou mesmo o produto do nível de equilíbrio (Carlin & Soskice, 2005).

A equação IR, derivada em cada modelo anterior é a representação da política monetária expressa na forma da Regra de Taylor. Em seu trabalho empírico, Taylor encontrou uma relação entre juros, produto e inflação do tipo $(r_0 - r_S)$ respondendo ao hiato do produto $(y_0 - y_e)$ e desvio da meta de inflação $(\pi_0 - \pi^T)$ com coeficientes no valor de 0,5.

$$r_0 - r_S = 0,5(\pi_0 - \pi^T) + 0,5(y_0 - y_e) \quad (\text{Regra de Taylor}) \quad (52)$$

Tanto o modelo R-T, com ou sem Banco Central otimizador, quanto o modelo de Walsh não apresentaram equações IR na forma expressa pela empírica Regra de

Taylor. A estrutura de defasagem do modelo Svensson-Ball, entretanto, permite a derivação da seguinte IR:

$$x_{t+1} = -\delta\alpha\beta\pi_{t+2} \quad (53)$$

$$-a(r_t - r_{S,t}) = -\delta\alpha\beta\pi_{t+1} - \delta\alpha^2\beta x_{t+1} \quad (54)$$

$$-a(r_t - r_{S,t}) = -\delta\alpha\beta\pi_t - \delta\alpha^2\beta x_t + a\delta\alpha^2\beta(r_t - r_{S,t}) \quad (55)$$

$$r_t - r_{S,t} = \frac{\delta\alpha\beta}{a(1+\delta\alpha^2\beta)} (\pi_t + \alpha x_t) \quad (56)$$

Tal qual na Regra da Taylor, a IR do modelo responde a choques correntes na inflação e no hiato do produto. Além disso, para o caso em que $\delta = \alpha = \beta = a = 1$, obtemos a exata relação encontrada por Taylor (1993).

Finalmente, o modelo C-S, o qual os autores consideram mais apropriado ao ensino, abre mão de uma maior proximidade com a realidade dada pela segunda defasagem no componente de inflação da Curva MR-AD. Esta curva foi derivada na seção 1.1.3 em explicação fundamental da Regra Monetária. A equação (24) pode ser escrita como $y_1 - y_e = -\alpha\beta(\pi_1 - \pi^T)$ sem assumir, necessariamente, $\alpha = 1$. Além disso, as curvas IS e PC do modelo são representadas por:

$$x_1 = (y_1 - y_e) = -a(r_0 - r_S) \quad (\text{IS}) \quad (57)$$

$$\pi_1 = \pi_0 + \alpha(y_1 - y_e) \quad (\text{PC}) \quad (58)$$

A derivação da Curva IR começa pela substituição de π_1 da Curva de Phillips na equação MR-AD ao obter a relação entre hiato da inflação com o hiato do produto.

$$\pi_0 + \alpha(y_1 - y_e) - \pi^T = -\frac{1}{\alpha\beta}(y_1 - y_e) \quad (59)$$

$$\pi_0 - \pi^T = -\left(\alpha + \frac{1}{\alpha\beta}\right)(y_1 - y_e), \quad (60)$$

De (60), a equação IR é obtida pela substituição da IS ($y_1 - y_e$):

$$(r_0 - r_S) = \frac{\alpha\beta}{a(1+\alpha^2\beta)} (\pi_0 - \pi^T) \quad (\text{IR}) \quad (61)$$

Assumindo $a = \alpha = \beta = 1$, temos que $\frac{\alpha\beta}{a(1+\alpha^2\beta)} = 0,5$. A equação IR, neste formato, diz ao Banco Central como reagir com alterações na taxa de juros a um desvio da taxa de inflação da meta estabelecida. Além disso, fica evidente o papel da chave da instituição que é prever as curvas IS e de Phillips do próximo período para tomar a decisão de juros corrente. Ainda que o Banco Central tenha capacidade de observar o choque no momento zero e calcular o seu impacto no produto corrente e na inflação do período seguinte, devido à defasagem do efeito dos juros sobre a demanda e a produção ele não pode conter o efeito do choque no mesmo período em que o observa. Na estrutura de $lag\ i = 1, j = 0$; o modelo C-S não apresenta problemas como os vistos nos modelos R-T com otimização pelo Banco Central ou Walsh.

Contudo, o modelo não alcança o resultado empírico encontrado por Taylor e posto por Svensson e Ball, apresentando apenas a relação entre juros e inflação ao omitir o termo do hiato do produto da equação (61), ainda que o Banco Central baseie suas decisões considerando tanto a produção quanto o nível de preços. Esse é, contudo, o custo de oportunidade de aproximar o estudante de graduação da discussão macroeconômica. Para alcançar o resultado da Regra de Taylor seria necessário alterar a estrutura de defasagens para aquela escolhida em Svensson-Ball ($i = j = 1$).

Com essa alteração, a Curva de Phillips também muda, onde não mais y_1 definiria a inflação π_1 , mas sim y_0 . A estrutura de dupla defasagem assume que uma decisão tomada hoje pelo Banco Central em reação a um choque ocorrido afeta π_2 . Quando a economia sofre uma distorção no período corrente, o banco olha para as implicações de inflação futura e determina a taxa de juros necessária para o produto desejado no período seguinte, o qual leva a inflação de $t = 2$. É possível demonstrar como o modelo C-S alcança a Regra de Taylor reescrevendo as principais equações com $j = 1$ e assumindo $\delta = 1$ para simplificação:

(62)

$$L = (y_1 - y_e)^2 + \beta(\pi_2 - \pi^T)^2 \quad (\text{Perda do banco Central})$$

$$y_1 - y_e = -a(r_0 - r_s) \quad (\text{IS}) \quad (63)$$

$$\pi_1 = \pi_0 + \alpha(y_0 - y_e) \quad (\text{PC}) \quad (64)$$

$$\pi_2 - \pi^T = -\frac{1}{\alpha\beta}(y_1 - y_e) \quad (\text{MR-AD}) \quad (65)$$

Repetindo os passos da derivação anterior, a equação IS encontrada é:

$$r_0 - r_S = \frac{\alpha\beta}{a(1+\alpha^2\beta)}[(\pi_0 - \pi^T) + \alpha(y_0 - y_e)], \quad (66)$$

Onde a formulação original de Taylor surge quando se adota $a = \alpha = \beta = 1$, resultando na IR $r_0 - r_S = 0,5(\pi_0 - \pi^T) + 0,5(y_0 - y_e)$. Implicitamente, a regra de juros incorpora mudanças na taxa de juros requeridas por alterações na taxa de juros estabilizadora. Dessa forma, a taxa estabilizadora pode ser interpretada, em regra, como uma taxa estabilizadora de juros pós-choque (Carlin & Soskice, 2005).

A ideia de que os pesos relativos dos parâmetros multiplicadores do hiato do produto e do desvio da inflação na Regra de Taylor refletem a importância dada a esses fatores pelo Banco Central é posta em dúvida ao observar que mesmo no modelo C-S com defasagem única, o hiato do produto permanece sendo relevante para a tomada de decisão da taxa de juros, ainda que não esteja presente na equação IR. Embora ambos os termos apareçam no modelo $i = j = 1$, seus pesos relativos são dependentes da inclinação da Curva de Phillips, α . Sendo assim, a real importância dos pesos relativos está em prever o período futuro.

Os modelos expostos ao longo do capítulo reforçam tanto a importância quanto a dificuldade de ação do banco Central em manter a economia em um nível de equilíbrio quando a mesma está sujeita a sucessivos choques aleatórios de oferta e de demanda internos ou internacionais. Sargent (1982) argumentava que um fator chave para o sucesso no controle inflacionário era a credibilidade do Banco Central, ou seja, que a instituição tivesse capacidade de convergir expectativas de formuladores de salários e preços. Nesse sentido a colocação de Guillén & Garcia (2014) é um bom retrato da importância da confiança dos agentes no Banco Central no Brasil.

No regime de metas de inflação, a credibilidade do Banco Central é fundamental. Uma vez que é objetivo da autoridade monetária que a inflação fique dentro de uma banda determinada e, conseqüentemente, que as expectativas reflitam que isto ocorrerá, a credibilidade do Banco Central é condição *sine qua non* para que o regime de metas de inflação seja bem-sucedido. (Guillén, Diogo, & Garcia, Márcio; 2014. *Revista Brasileira de Economia*, 68(2), 198).

2. Inflação no Brasil

Na década de 80 o Brasil viveu o período de maior nebulosidade em sua história no que tange à estabilização inflacionária. De acordo com Munhoz (1997), foi no decorrer da década de 80 que o fenômeno inflacionário, até então, e em razão da experiência histórica, tido como um aliado para que a economia pudesse manter altas taxas de crescimento, transformou-se num inimigo. Entre 1983 e 1985 as taxas de inflação superaram o patamar de 200% ao ano, inaugurando a inflação de mensal de dois dígitos. A hiperinflação vivida no país alcançou, em 1993 – em meio a tentativas falhas de estabilização e controle do nível de preços durante curto período – uma variação anualizada da ordem de 3000% (Munhoz, 1997). A estabilização só ocorreu, de fato, no ano seguinte – com a criação do Plano Real.

O objetivo do capítulo é analisar mais profundamente a importante relação do Brasil com a inflação, mais precisamente, o comportamento dos preços pós-adesão ao regime de metas de inflação nos anos 2000. Além disso, diferentes abordagens metodológicas para estimação da Curva de Phillips, a qual, segundo Sachsida (2013), mostra-se muito sensível ao período analisado, ao conjunto de proxies adotadas, ao instrumental econométrico empregado, a frequência e ao número de defasagens permitidas a cada variável; pondo em dúvida sua adequação à economia brasileira.

O capítulo divide-se em duas seções. A primeira apresenta uma descrição histórica da inflação entre 2000 e 2018 – juntamente com os principais fatores responsáveis pela mesma. A segunda seção é composta por uma revisão de literatura da estimação da Curva de Phillips.

2.1. Histórico da inflação

O sucesso do Plano Real marcou o fim de um período de hiperinflação na economia brasileira. Diferentemente de seus antecessores, os quais atingiam estabilizações momentâneas, o Plano Real (lançado em julho de 1994) obteve êxito ao reduzir as taxas de inflação continuamente entre 1995 e 1998. Entretanto, a estabilização teve um custo o qual, segundo Giambiagi (2011), consistia em dois pontos: desequilíbrio externo e crise fiscal – causada pela redução do produto.

O ano seguinte, 1999, representou um ponto crucial na história da inflação brasileira. Conforme Giambiagi (2011), o mercado financeiro via alto risco de perda no

câmbio artificialmente sobrevalorizado do Brasil. Havia o temor de que quando o Real sofresse uma desvalorização o país sofreria a volta da espiral inflacionária tal qual o México em 1995. Dessa forma, a escassez de divisas pela qual passava o Brasil foi agravada por um forte processo de fuga de capitais, tornando insustentável a política cambial vigente. Em 1999, portanto, houve o abandono da âncora cambial – antes necessária para garantir o sucesso do Plano Real - e a adoção do modelo de câmbio flutuante.

A consequente desvalorização provocou aquecimento da demanda interna em um primeiro momento. Contudo, a pressão inflacionária demonstrou-se menor que o esperado. A razão para a não disparada do nível de preços reside, além do aumento da taxa Selic das metas de superávit primário - indicando políticas monetária e fiscal recessivas -, no grau de subutilização da capacidade produtiva alcançado com a queda do Produto Interno Bruto entre 1995 e 1998.

O abandono do câmbio sobrevalorizado ocorreu no primeiro trimestre de 1999 em um momento de vale da produção industrial, a qual era 3% inferior ao mesmo período em 1998. Dessa forma, a inflação anual medida pelo IPCA alcançou 9% no mesmo ano e caiu para a casa de 6% em 2000, cumprindo a meta estabelecida.

A elevada taxa de crescimento do PIB aliada a uma inflação dentro da meta no ano 2000 justificava a expectativa de que o ritmo de crescimento fosse mantido no ano seguinte. Contudo, o que marcou o desempenho de 2001 não foi uma elevada taxa de crescimento, mas uma crise de energia e redução das exportações. A rigor, as raízes dessa crise tinham sido plantadas em anos anteriores, devido à programação de uma privatização completa das usinas hidrelétricas, a qual acabou não ocorrendo (Giambiagi, 2011).

Sob a crença de que as empresas tornar-se-iam privadas, não havia sentido em manter os investimentos públicos para manutenção das mesmas. As vendas, entretanto, não ocorreram. O que se obteve foi um acúmulo de infraestrutura precarizada pela falta de investimentos no setor, tanto público quanto privado, não havendo grandes inversões em novas obras. Em um período marcado pelo avanço tecnológico e utilização em massa de equipamentos eletrônicos – crescimento vertiginoso do número de aparelhos de televisão, compra de *freezers* e computadores, a demanda de energia elétrica não sofria outro movimento se não uma forte elevação.

A baixa intensidade pluviométrica em período de pico sazonal das chuvas – levando os reservatórios das regiões Sudeste e Centro-Oeste a apenas 34% de sua capacidade total no mês de março, sinalizou que a oferta de energia disponível seria insuficiente para o restante do ano e o país ficaria sem energia. Sob uma limitação da oferta, a solução encontrada foi realizar um ajuste de demanda via racionamento. Todos os consumidores foram obrigados a realizar cortes de 20%, em relação ao ano anterior, da demanda de energia (Giambiagi, 2011).

Após dois trimestres de queda dessazonalizada do produto; uma série de demandas das empresas de energia – cujo faturamento sofreu quedas e acumularam dívidas; tarifas maiores para ressarcimento das empresas; desequilíbrio setorial de uma política inacabada de privatizações; dificuldades de investimento agravadas por restrições da política fiscal, a regularização do regime de chuvas suavizou a situação nos meses seguintes. O racionamento acabou no início de 2002, tendo deixado como resultado para o ano anterior uma elevação da taxa de inflação acima de 7,5%.

Além do racionamento, o resultado de 2001 foi comprometido com a crise da dívida na Argentina, a qual recaiu sobre o Brasil em duas formas. A primeira pela redução da entrada de capitais, a qual Giambiagi (2011) chama de “contágio” argentino. A segunda pela redução das exportações de um importante parceiro comercial para a economia brasileira. Além disso, o abalo no mercado mundial gerado pelo atentado terrorista de 11 de setembro também contribuiu negativamente para a balança comercial brasileira e uma desvalorização do câmbio – aumentando a procura por bens nacionais. Os resultados do IPCA, da taxa de câmbio e de crescimento do produto são apresentados na tabela abaixo para o período 1993 a 2001.

Tabela 1 – IPCA, Câmbio e Taxa de Crescimento do PIB – 1993 a 2001

Ano	IPCA - (% a.a)	Tx. Câmbio - (compra - fim do período R\$/US\$)	Tx. Crescimento do PIB - (% a.a)
1993	2477,1471	0,11858	4.9
1994	916,4600	0,844	5.9
1995	22,4082	0,9715	4.2
1996	9,5650	1,0386	2.8
1997	5,2243	1,1156	3.6
1998	1,6550	1,2079	0.1
1999	8,9398	1,7882	0.5
2000	5,9746	1,9546	4.4
2001	7,6734	2,3196	1.3

Fonte: IPEA/IBGE/Bacen/Banco mundial. Elaboração: autoral.

O ano de 2002 foi marcado pelas eleições presidenciais. De um lado, o antigo governo que defendia a continuação de políticas no que ficou conhecido como o Tripé Macroeconômico³. Do outro, a oposição criticava a elevada relação dívida/PIB e as dificuldades em se voltar às questões de cunho social com um baixo crescimento do produto. Nesse cenário, o mercado via com apreensão a eleição de um novo governo. Ainda de acordo com Giambiagi (2011), a simples menção à possibilidade de um debate acerca da conveniência ou não desse pagamento (referindo-se à dívida), patrocinado por quem tinha chances concretas de ser governo, alimentava os temores do mercado financeiro, nacional e internacional.

Os índices macroeconômicos deterioraram-se ao longo do ano. O combate à especulação foi iniciado pelo eminente novo governo ainda durante as eleições. Com o lançamento de documentos garantindo compromissos com instituições internacionais, em particular – FMI, e o reforço ao pagamento da dívida interna e securitização da confiança no governo em honrar suas pendências. Ainda assim, o risco-país medido pelos C-Bonds saiu de 700 pontos em março para 2000 em outubro do mesmo ano. A taxa de câmbio que fechou o primeiro trimestre do ano em R\$/2,32US\$, alcançou no fim de setembro, último dia útil anterior à votação, R\$/3,89US\$. A expectativa de inflação anual, a qual foi estimada pelo Banco Central em 4% no mês de janeiro, atingiu em novembro a casa de 11%. O panorama macroeconômico do Brasil pode ser resumido conforme em Barbosa Filho (2013).

O Brasil sofreu um ataque especulativo durante a campanha presidencial de 2002. Houve forte depreciação do real, elevação substancial do prêmio de risco pago pelos títulos públicos do país e redução da entrada líquida de

³ Conforme Giambiagi, o “tripé” de políticas é composto pelo conjunto: metas de inflação, câmbio flutuante e austeridade fiscal.

capitais externos na economia. Esse ataque ocorreu num quadro de alta fragilidade macroeconômica, pois em 2002 a dívida líquida do setor público era elevada e fortemente indexada ou à taxa básica de juros (Selic) ou à taxa de câmbio, e o país praticamente não possuía reservas internacionais, pois do total de 38 bilhões de dólares disponíveis no Banco Central do Brasil (BCB) 21 bilhões de dólares correspondiam a um empréstimo do governo junto ao Fundo Monetário Internacional (FMI). Para piorar a situação, a depreciação do real resultou em um aumento da inflação brasileira, que passou de 7,7%, em 2001, para 12,5%, em 2002, e em uma rápida deterioração das finanças públicas do país, com um aumento da dívida líquida do setor público, de 52% do PIB, no final de 2001, para 60% do PIB, no fim do ano seguinte. (Barbosa Filho, N.H. (2013). “Dez anos de política econômica.” Em Sader, E. (org) 10 anos de governos pós-neoliberais no Brasil: Lula e Dilma).

Entretanto, uma vez eleito o novo governo, o cenário que se viu foi oposto àquele que temia o mercado. Diante da instabilidade econômica criada pela especulação em 2002, as primeiras medidas do governo foram voltadas ao alcance da normalização fiscal e monetária. No início do ano de 2003 foram anunciadas novas metas de inflação para o mesmo ano e 2004. Estas, apesar de superiores as metas anunciadas no governo anterior, levavam em conta a realidade do momento e respaldavam o compromisso com a estabilização. A taxa básica de juros foi elevada como forma de combate a inflação e auxílio para um câmbio valorizado – câmbio esse que alivia a demanda interna.

Além da política monetária, foi necessário alterar a política fiscal no que tange a meta de resultado primário. Como relata Giambiagi (2011), os novos valores para as metas dependiam de previsões de juros e crescimento do produto e, portanto, não havia consenso sobre qual seria a ideal. Havia, contudo, a expectativa de que a meta traçada em 3,75% do PIB pelo governo anterior seria insuficiente para compensar a elevação da relação dívida/PIB ocorrida em 2002. Poucos dias após as eleições de 2002, Martin Wolf, editor do *Financial Times*, publicou um artigo, reproduzido no Brasil pelo jornal Valor Econômico, tendo como título “Ao Senhor Presidente Lula da Silva”, no qual dizia que o melhor caminho para o país evitar uma moratória era obter um superávit primário de 6% do PIB. Além disso, a desconfiança do mercado aumentava a necessidade de uma política fiscal mais restritiva, limitando ainda mais a ação do governo, o qual elevou a meta de superávit para 4,25% do produto para 2003.

O caráter restritivo das medidas cumpriu o objetivo de reequilibrar a economia. Entretanto, a estabilização se deu à custa do crescimento, o qual desacelerou de 2,7% em 2002 para 1,1% no ano seguinte. Os resultados das medidas foram observados ainda em 2003. Os juros em 26,5% a.a e o desaquecimento da economia fizeram a inflação recuar 3,2% ao longo do ano, possibilitando o cumprimento do teto da meta anual em 9,3%. A apreciação da taxa de câmbio também colaborou para a desinflação. Em números, a taxa de câmbio do real para o dólar norte-americano caiu de 3,53 no final de 2002 para 2,89 no final de 2003 (Barbosa Filho, 2013). Após uma queda acentuada da inflação, já no segundo semestre do mesmo ano o Banco Central pôde adotar com convicção uma política de redução de juros.

Em 2004 a inflação continuou um movimento de queda. Agora, contudo, o crescimento não foi prejudicado para que isso ocorresse. Ao contrário, o crescimento do produto passou para 5,7%. O estímulo a expansão do PIB se deve a diferentes razões, uma, a redução da taxa básica de juros iniciada ainda em 2003 sob um cenário de recuo do nível de preços. Esta, juntamente com a expansão da quantidade de crédito incentivou o aumento de investimentos no país. Internamente, os efeitos defasados da queda da inflação e da apreciação cambial sobre o poder de compra das famílias e das empresas geraram um aumento do consumo privado e uma forte recuperação do investimento em 2004 (Barbosa Filho, 2013). Outro importante fator foi a melhora nos resultados da balança comercial brasileira. Ainda de acordo com Barbosa Filho (2013), mesmo com o movimento de apreciação na taxa de câmbio, esta ainda era competitiva a nível industrial. Em um momento de aumento da atividade econômica mundial, liderado pela China, o câmbio competitivo propiciou um importante aumento do nível de exportações – superior ao aumento das importações no período.

A inflação caiu quase dois pontos percentuais entre 2003 e 2004. Apesar do aquecimento da economia ter provocado queda no desemprego, o nível de preços mostrou-se bastante sensível à taxa de câmbio apreciada, a qual fechou o ano em R\$/2,65US\$. Outro aspecto relevante ao nível de preços foi a modificação do imposto de Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins). Este teve sua incidência ampliada para as importações, além de um aumento de alíquota. O resultado sobre a inflação foi de pressão no curto prazo. Além disso, o crescimento acelerado alterou as expectativas de inflação para o ano seguinte. A expectativa em 2004 das

autoridades era de um crescimento potencial de 3,5%. O resultado próximo a casa dos 6%, obtido no mesmo ano, fez aumentar também a expectativa quanto aos preços.

Em 2005, apesar das expectativas, a inflação anual continuou a cair. O Banco Central, ainda em 2004, promoveu aumento nos juros a fim de combater as expectativas crescentes para os preços de forma ágil (Barbosa Filho, 2013). A intenção com o aumento dos juros era a de valorizar ainda mais a taxa de câmbio - beneficiando o consumidor no curto prazo - por entender que esta ainda estaria elevada para os padrões históricos. Entre setembro de 2004 e maio de 2005 a taxa Selic nominal anualizada passou de 25% para 26,5%. Além disso, uma expansão do superávit primário, visando a continuidade da redução da dívida pública, foi adotada no mesmo ano. É importante ressaltar que o aumento do superávit, além de atenção as exportações muitas vezes requer mais austeridade fiscal, ou seja, maior restrição de gastos públicos.

O resultado de políticas fiscal e monetária mais restritivas foi uma queda na taxa de crescimento do produto, a qual atingiu 3,2% ao fim daquele ano. Entretanto o objetivo de alcançar redução na dívida também se cumpriu. Esta ficou inferior a 50% do total do PIB. Por fim, a inflação caiu para 5,69%. Novamente, uma queda de quase dois pontos percentuais. Tendo combatido as expectativas geradas pelo alto desempenho no ano anterior, o Banco Central tornou a baixar os juros. De acordo com Barbosa Filho (2013), a combinação não usual de aceleração do crescimento com desaceleração da inflação entre 2003 e 2005 foi possível graças basicamente à apreciação da taxa de câmbio, a qual estava muito depreciada no final de 2002.

Os anos seguintes mantiveram a linha de controle inflacionário e de um forte crescimento no ritmo da economia até 2009, ano em que os efeitos da crise global de 2008 se fizeram sentir. A política econômica iniciada em 2006 foi fundamentalmente expansionista. Houve instauração de uma política de longo prazo de aumento no salário mínimo, o qual seria atrelado ao desempenho da economia (Barbosa Filho, 2013) em 2016 e o importante Programa de Aceleração do Crescimento em 2007. Este visava elevação das taxas de investimento pública e privada em setores chave da economia. Não o bastante, a política fiscal também expandiu no tange ao funcionalismo público, aumentando não apenas o número de servidores, como também os pisos salariais.

Frente à expansão fiscal, a inflação permaneceu controlada em uma média de 4,5% ao ano entre 2006 e 2008 – cumprindo a meta estabelecida. Conforme Giambiagi

(2011), durante o período a emergência, não só da China, mas também de outros países da Ásia e, principalmente, da Índia, com seu potencial de consumo devido à sua população de dimensões bilionárias, provocou uma procura muito grande por produtos dos quais o Brasil tornara-se um fornecedor-chave no mercado mundial.

O fenômeno conhecido popularmente por “*Boom de commodities*” aumentou intensamente o ritmo das exportações brasileiras. Uma das principais razões para que a inflação se mantivesse sob controle em uma economia aquecida foi a apreciação do real decorrente desse aumento do volume de bens exportados. Para Barbosa Filho (2013), a apreciação do câmbio brasileiro compensou não apenas o aumento de demanda internacional por produtos primários como também evitou pressão inflacionária nos preços de bens industriais, agora mais sujeitos a concorrência externa. Como resultado, a inflação em 2006 foi de 3,1%.

Sob um contexto de apreciação cambial e queda da inflação, os juros mantiveram o movimento de queda iniciado em 2005, marcando também uma política monetária expansionista. A taxa Selic em março de 2008 era de 11,5%. Esta só voltaria a subir no mês seguinte devido alteração da dinâmica dos preços das *commodities*, indo para 13,75%. Enquanto que os anos de 2006 e 2007 foram marcados por apreciação do real e conseqüente redução da pressão inflacionária, em 2008 a elevação do preço de matérias primas adquiriu caráter especulativo e passou a pressionar os preços brasileiros para cima. Além disso, o setor de serviços também sofreu com o aumento do ritmo da economia, não estando sujeito à concorrência internacional.

A elevação de preços foi interrompida naquele ano logo após a quebra do banco Lehman Brothers, a qual marcou o início da crise financeira global de 2008. O colapso do banco também impactou o processo de apreciação cambial. Enquanto a taxa de câmbio brasileira esteve em R\$/1,89US\$ em julho de 2008, ao fim do mesmo ano valia R\$/2,34US\$.

Historicamente, credita-se à queda do Lehman Brothers, em 15 de setembro de 2008, o estopim para a crise mundial (Eduardo, 2019). Contudo, foi em 2009 que os efeitos da crise mostraram-se mais severos. O comportamento do setor bancário dos Estados Unidos provocou restrição de crédito generalizada e busca de ativos de baixo risco em todo o mundo. Os títulos de ações desvalorizaram-se rapidamente enquanto instituições financeiras buscavam proteger-se adquirindo liquidez. Mesmo com

expansão monetária massiva, a economia norte-americana entrou em queda vertiginosa. Como consequência, muitos países entraram em recessão.

Barbosa Filho (2013) relata dois impactos significativos que a crise provocou na economia brasileira. O primeiro no mercado financeiro, o segundo no mercado de bens. O consumo das famílias aumentou no período 2005-08 em que além de uma economia aquecida e desemprego em queda, também houve expansão da oferta de crédito – puxada por aumento de salários e lucros em época de redução dos juros. Enquanto o crédito no Brasil representava 25% do PIB em 2005, em 2008 essa parcela aumentou para 40%. Entretanto, um quinto da oferta total de crédito na economia brasileira adivinha do exterior. Com uma restrição internacional de crédito, a oferta interna no país também diminuiu. Além disso, empresas brasileiras de exportação que possuíam operações especulativas na aposta de apreciação do real ficaram em risco de insolvência.

Em termos de comércio exterior, o preço das *commodities* despencou. As ações brasileiras possuíam alta correlação com o valor dos produtos do setor primário, de forma que o mercado de ações e o real sofreram forte desvalorização. O câmbio depreciado reduziu o nível de consumo. Somando-se a isso uma redução do volume de exportações brasileiras e o adiamento de investimentos por parte do setor privado para os anos de 2009 e 2010, o resultado foi de queda acumulada de 5% do PIB nacional em apenas dois trimestres – fim de 2008 e início de 2009.

O combate aos efeitos da crise ocorreu por meio de políticas expansionistas por parte do governo, tanto fiscal quanto monetária. A resposta para a restrição de crédito foi a emissão de liquidez - em moedas nacional e estrangeira. Os compulsórios das instituições financeiras foram reduzidos e foram realizados contratos de venda a termo de dólares para bancos e empresas exportadoras. Em janeiro de 2009, com uma inflação dando sinais de estar bem comportada, o Banco central voltou a reduzir a taxa de juros. Em âmbito fiscal, mesmo com menor entrada de recursos, o planejamento para as despesas de 2009 e 2010 foi mantido. O governo seguiu a programação do PAC, elevando o investimento público em infraestrutura; expandiu programas de transferência de renda no combate a fome e a pobreza; manteve incremento do funcionalismo público e reduziu alíquotas de tributação. Em âmbito fiscal, realizou expansão do crédito com ações do Banco do Brasil, Caixa Econômica e o Banco Nacional de Desenvolvimento

Econômico e Social (BNDES) para empresas, visando interromper a queda na atividade econômica.

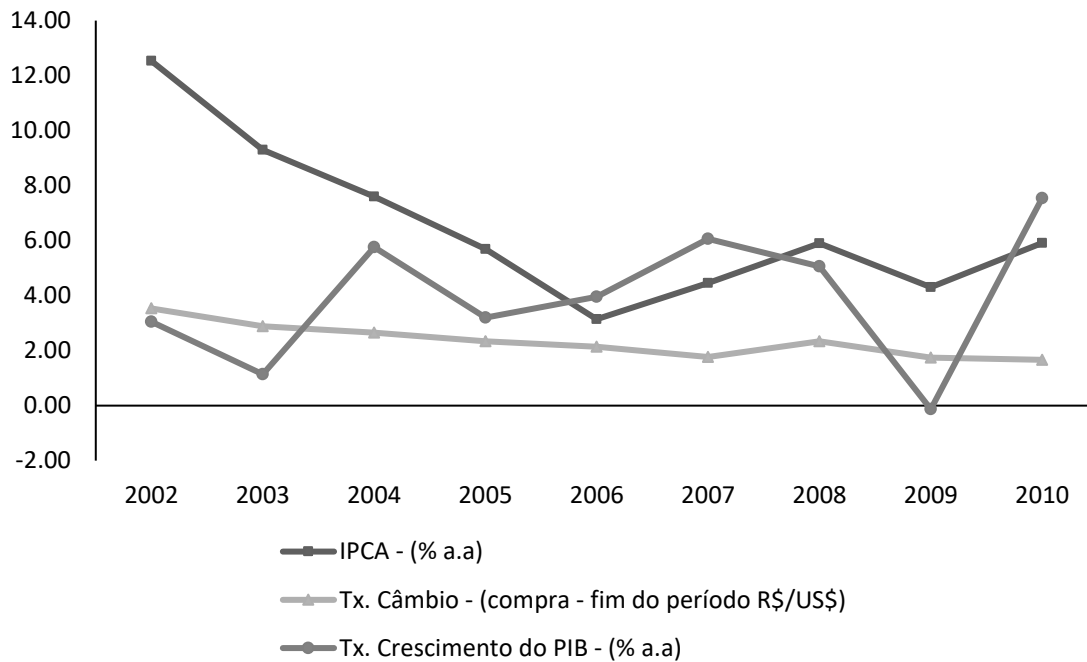
Em 2009 a produção brasileira registrou decréscimo. Entretanto, é possível considerar os danos relativamente baixos, uma vez que as medidas anti-cíclicas evitaram recessão ainda maior, como ocorreu em diversas economias. Em 2010 a recuperação ocorreu plenamente, com um crescimento do PIB superior a 7% a.a, o que não ocorria desde 1986 – de acordo com dados do Banco Mundial. A taxa de câmbio também sofreu mudanças. A então desvalorização ocorrida com a queda do valor das *commodities* deu lugar a uma apreciação do real. O câmbio que estava em R\$/2,34US\$ no fim de 2008 deu lugar a uma taxa de R\$/1,66US\$ ao término de 2010. De acordo com Barbosa Filho (2013), a liquidez injetada em economias desenvolvidas e a recuperação da demanda chinesa por produtos primários foram as principais responsáveis pela queda na taxa de câmbio brasileira.

Quanto à inflação, esta se encontrou controlada ao final de 2008 e parte de 2009 com o desaquecimento geral. Contudo, conforme os dispêndios do governo aumentavam, o nível de preços era pressionado para cima. A aceleração inflacionária levou o Banco Central a subir os juros em dois pontos percentuais em abril de 2010, passando a Selic para 10,75%. Com isso, a taxa inflação ao final do período igualou aquela observada em 2008 quando registrou 5,9%. Giambiagi (2011) fala sobre a diferença histórica do comportamento da inflação e do produto em relação a crises anteriormente vividas no país. O gráfico em sequência apresenta o comportamento das variáveis: inflação, câmbio e crescimento do produto; para o período entre 2002 e 2010.

No que se refere à crise mundial de 2009, embora ela tenha castigado o país pela paralisia das fontes de crédito internacional e causado uma recessão por dois trimestres do nível de atividade no país, acabou tendo efeitos benéficos sobre nossa imagem externa. Primeiro porque, contrariamente ao que ocorrera em outros episódios de crise internacional no passado, os efeitos foram comparativamente mais benignos, sem a ocorrência de uma crise séria de Balanço de Pagamentos nem uma forte alta da inflação. Segundo porque, embora em 2009 o Brasil tenha sofrido uma queda do PIB, não houve quedas dos níveis de consumo e do emprego como as observadas nas principais economias industrializadas (...). Quinto porque, comparativamente, indicadores nos quais o Brasil até então aparecia em situação não muito confortável no contexto internacional, passaram subitamente a serem vistos como mais do que

aceitáveis: um déficit público de 3% do PIB ou uma dívida pública bruta de 60% do PIB, que em épocas em que o FMI ditava os padrões globais de exigências contábeis e os EUA tinham superávit fiscal, eram encarados com reserva pelos analistas, passaram a serem vistos com outros olhos quando os EUA exibiram déficits de 10% do PIB e uma dívida pública de 80% do PIB. (Giambiagi, Fábio. Economia Brasileira Contemporânea, pag. 228, 2º edição).

Gráfico 1 – IPCA, Câmbio e Taxa de Crescimento do PIB – 2002 a 2010.



Fonte: IPEA/IBGE/Bacen/Banco mundial. Elaboração: autoral.

A inflação fechou o período 2009/10 em tendência de alta. O novo governo, eleito em 2010, iniciou o ano seguinte com medidas mais restritivas, encerrando as políticas anticíclicas iniciadas em período de crise. Visando reduzir a demanda agregada e conter a crescente inflação, o Banco Central definiu o aumento da taxa de juros enquanto o governo redefiniu metas fiscais, as quais estavam em mesmo nível das estipuladas antes de setembro de 2008. As medidas fiscais foram inicialmente pautadas por contingenciamento de gastos, principalmente no custeio e no funcionalismo público, e elevação do resultado primário de 2,8% do PIB em dezembro de 2010 para 3,7% em agosto de 2011.

Os aumentos mensais da inflação foram cada vez menores, até julho de 2011. O principal instrumento de combate a elevação do nível de preços no período foi a taxa básica de juros, uma vez que o câmbio estava demasiadamente apreciado desde 2010,

quando os preços das commodities retomaram a trajetória de crescimento anterior à quebra do Lehman Brothers. Barbosa Filho (2013) argumenta que a baixa taxa de câmbio comprometia a competitividade internacional da economia e, além disso, retirava espaço para ação da apreciação cambial como medida de combate à inflação. Havia preocupação do governo com a elevada taxa de juros, muito acima do verificado no resto do globo, o que levava a um maior gasto com pagamento de juros da dívida pública. Assim, para evitar um aumento excessivo na Selic, que por sua vez pressionaria a taxa de câmbio real para baixo, o governo complementou suas ações restritivas de política macroeconômica com medidas destinadas a desacelerar a velocidade de expansão do crédito em 2011, como elevação dos depósitos compulsórios e dos requerimentos de capital dos bancos.

O período 2011/14 foi marcado pela gradual piora no cenário internacional devido à crise do Euro, à fraca recuperação norte-americana e à desaceleração dos países emergentes – a taxa de crescimento médio da economia mundial caiu de 5,1% em 2010 para 3,8% em 2011, 3,3% em 2012, 3,1% em 2013, e 3,1% em 2014 (Fernando & Pires, 2017). A demanda chinesa, importante para o impulso na economia brasileira em anos anteriores, também diminuiu com a aplicação de políticas restritivas de combate à inflação no país asiático. A Argentina, parceiro comercial do Brasil de maior relevância em termos de volume de exportação enfrentava problemas cambiais, o que a fez reduzir a importação de bens vindos de seu vizinho.

Aliadas a um cenário internacional desfavorável, as chamadas medidas “macroprudenciais”, como ficaram conhecidas as ações restritivas citadas, levaram a uma queda do produto nacional naquele ano e em 2012. Mesmo com forte redução na taxa Selic (de 12,5% em julho de 2011, para 7,5% em agosto de 2012), uma desvalorização cambial de 25% (entre agosto de 2011 e maio de 2012) e expansão fiscal com reajuste do salário mínimo; investimento público; isenção fiscal, incluindo a redução do IPI sobre bens de capital e a desoneração da folha de pagamento de setores intensivos em mão de obra; o crescimento do PIB em 2011 foi de 3,99% e em 2012 1,93% (inferior aos 7,5% verificados em 2010).

Mesmo sob baixo crescimento, a inflação permaneceu elevada. Para tanto, Barbosa Filho (2013) aponta três aspectos principais: choques agrícolas desfavoráveis, aumento da inflação de serviços e depreciação cambial. Em 2011, um choque na

produção de cana-de-açúcar no Brasil elevou o preço do etanol no país. Por ser também insumo da gasolina, a elevação do preço do açúcar (acompanhado pela retomada de crescimento dos preços das *commodities* pós-crise) também encareceu o combustível no país. Não obstante, o ano seguinte foi marcado por choque de produção agrícola nos Estados Unidos, o que elevou o preço dos grãos no mercado internacional e encareceu a fabricação da ração para gado no Brasil – conseqüentemente, o preço da carne também subiu.

Além de elevação nos preços de combustíveis e alimentos, o aquecimento da economia no período anterior somado a uma redução da taxa de crescimento da população economicamente ativa provocou redução da taxa de desemprego e pressão para cima nos salários. Finalmente, para evitar que a apreciação cambial permitisse o vazamento de aumento de demanda interna para o resto do mundo, conforme ocorreu em 2010 quando o câmbio atingiu R\$/1,66US\$, o governo agiu de forma presente na política cambial. O resultado de intervenções pontuais unidos a políticas restritivas atingiu o objetivo de elevação do câmbio, o qual fechou o ano de 2012 em R\$/2,04US\$. A inflação, contudo, sentiu também o impacto da desvalorização. Em números, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), foi de 6,5% em 2011 e 5,84% em 2012.

No ano seguinte, a meta de inflação manteve-se a mesma desde 2005 (4,5% a.a). Entretanto, o Banco Central sinalizava que o centro da meta não seria alcançado em 2013. De acordo com Giambiagi (2016), a postergação de cumprimento do centro da meta desde 2011 elevou a expectativa dos agentes para a inflação, não apenas do ano corrente, mas para os anos seguintes. Como as taxas de inflação para 2013 e 2014 continuavam próximas a banda superior da meta, a expectativa de inflação em dezembro de 2014 para o ano de 2016 alcançou 5,7%.

Para evitar que o nível de preços ultrapassasse o teto da meta, a estratégia adotada foi a de regulação via intervenção de preços de importantes bens, como energia elétrica e petróleo. No curto prazo, os consumidores ficaram resguardados de flutuações nos preços destes produtos, os quais se mantiveram estáveis durante o período. Entretanto, em médio prazo os efeitos de tal política recaíram sobre as empresas dos setores de energia e, no caso do petróleo, a Petrobras. Para o setor de energia elétrica, foi atingida uma deflação de 15,7% no ano de 2013. O custo para tal queda na no nível de preços, entretanto, foi a redução da capitalização do setor em um cenário de variação

nominal do preço do bem de 2,9% entre 2012 e 2013. Empresas que possuíam compromissos de abastecimentos buscaram adquirir energia a um preço maior. Com aumento dos gastos e redução de receitas o setor necessitou de aporte do Tesouro Nacional. Por sua vez, o setor de petróleo (representado pela Petrobrás) ocupava no período posição de importador de matéria prima no comércio internacional. Com a fixação do preço de venda doméstico, a cada apreciação do valor do petróleo, a empresa sofria redução de sua margem operacional.

A política fiscal em 2013 continuou assumindo caráter expansionista, contudo, conforme Fernando & Pires (2017), o governo sinalizou ligeiro ajuste fiscal. Além disso, em 2014, o Banco Central voltou a elevar a taxa de juros para frear a pressão inflacionária. Entretanto, o aumento da Selic para 10% a.a impactou os juros sobre a dívida pública. Juntamente com um crescente déficit nominal, passando de 3,0% em 2013 para 6,1% no ano seguinte, a tendência indicada para 2015 era de deterioração fiscal. O resultado primário em 2014 foi negativo (-0,6%), o primeiro desde 1997. Enquanto as vendas do varejo cresciam, a produção industrial do período 2011/13 encontrava-se estagnada. Dessa forma, os estímulos dados à demanda não beneficiaram a indústria doméstica, mas sim vazaram para o exterior via aumento das importações. Ao mesmo tempo, a desaceleração da economia mundial fez com que o ritmo das exportações nacionais declinasse. Os efeitos positivos da desvalorização cambial foram freados por uma menor demanda internacional, mas o impacto sobre o IPCA permaneceu.

O ano de 2015 iniciou-se com um cenário macroeconômico em desequilíbrio. O déficit em conta corrente era crescente (próximo a 5% do PIB), deterioração fiscal, pressão inflacionária e estagnação do produto. Sendo assim, interrompendo o comportamento expansionista adotado na gestão anterior, o governo assumiu medidas de ajuste como nova política econômica. Giambiagi (2016), afirma que um dos principais problemas a ser combatido era a baixa produtividade do país. De acordo com o autor, tendo 2003 como ano base, a produtividade por hora do trabalho cresceu 24,6% em 2014, enquanto que o salário real médio teve aumento de 45,7%. Apesar da redução da desigualdade advinda com a política de valorização salarial, em 2014 o elevado consumo das famílias e a baixa produção pressionavam a inflação para cima.

No início de 2015 foi anunciado um programa fiscal baseado na recuperação do superávit primário. Após o decréscimo do produto no ano anterior, as metas para 2015 e 2016 seriam de 1,2% do PIB e 2,0% do PIB, respectivamente. As novas metas representavam um ajuste de 2,5% do produto em dois anos, sendo um objetivo elevado para um contexto de baixa atividade econômica. Além disso, também foram anunciadas medidas como: maior rigor na concessão do benefício seguro-desemprego; maior rigor em regras ao acesso do benefício de pensão; redução das desonerações tributárias – política adotada em anos anteriores como incentivo fiscal; fim de auxílio do Tesouro Nacional as empresas de energia, as quais estavam autorizadas a aumentarem as tarifas para reequilibrar seus orçamentos; aumento de alíquota de alguns impostos e contingenciamento de gastos públicos, em especial o investimento.

Paralelamente a política fiscal, o Banco Central manteve a alta nos juros para combater os efeitos secundários do ajuste tarifário – a pressão sobre o nível de preços. Ainda que a inflação de 2015 superasse o teto da meta, o governo acreditava que essa era uma medida benéfica ao IPCA, uma vez que não deixaria resíduos inflacionários para o ano de 2016, no qual se esperava haver deflação. Contudo, em função do comportamento de uma atividade econômica negativo, a arrecadação no primeiro semestre do ano foi muito abaixo do esperado pelo governo. Em julho de 2015 as metas fiscais foram revistas. A meta primária do setor público consolidado foi reduzida para 0,15% do PIB naquele ano – com previsão, inclusive, de uma “válvula de escape” em caso de frustração de receita, o que dava a entender que mesmo essa meta era difícil de alcançar – e a meta de 2,0% do PIB foi adiada para 2018, com metas intermediárias de 0,7% do PIB em 2016 e 1,3% do PIB em 2017 (Giambiagi, 2016).

Ao final de 2014, a taxa de câmbio – já em um patamar desvalorizado – estava em R\$/2,65US\$. A moeda brasileira fechou o ano de 2015 em um câmbio de R\$/3,90US\$, um choque que levou a taxa de câmbio a um aumento de quase 68% em apenas um ano. Somando-se a rápida desvalorização a soltura de preços dos setores de energia e petróleo o resultado sobre a inflação levou ao retorno de um IPCA anual de dois dígitos. Enquanto a inflação medida pelo índice atingiu 6,4% a.a em 2014 (com o teto da meta fixado em 6,5%), 2015 registrou um IPCA de 10,67%. Em 2015-2016 a economia sofreu uma série de choques – deterioração dos termos de troca, ajuste fiscal, crise hídrica, desvalorização da moeda, o aumento da taxa de juros Selic etc. – que contribuíram para reduzir ainda mais o crescimento econômico, que desacelerou

acentuadamente para -3,6% em média no período. Vários outros efeitos secundários aprofundaram a recessão como o aumento da taxa de juros, aumento do desemprego, a queda da renda, a contração do mercado de crédito e a redução dos investimentos públicos (Fernando & Pires, 2017). Com uma perspectiva de continuação do cenário de recessão para o ano seguinte, a equipe econômica – representada pelo ainda existente Ministério da Fazenda – teve sua liderança substituída. A nova agenda econômica trazia como propostas a fixação de um teto para a folha de pagamentos pública, a recriação da CPMF, a desvinculação de parte das receitas federais, a simplificação do sistema tributário e uma reforma previdenciária. O conturbado cenário político (que resultou em uma troca de presidentes antes do término do mandato), entretanto, paralisou o governo, o qual não levou a agenda econômica à frente.

A troca de governantes trouxe consigo alterações na política econômica. Tendo em vista o cenário de recessão iniciado em 2014, o novo governo buscou implementar reformas nas áreas fiscal, monetária e produtiva do país. O objetivo era de atingir equilíbrio em curto prazo e assentar base para crescimento do produto no médio/longo prazo. De acordo com Tinoco & Giambiagi (2018), era desejada uma taxa média entre 3,5% e 4%, o que corresponderia a um aumento anual de 2,5% do PIB per capita. Além disso, a redução da participação estatal na atividade econômica – seja por subsídios ou controle de preços, e maior atuação contra a inflação também eram pretendidos.

Quanto ao regime fiscal, ainda em 2016, foi apresentada e aprovada a Proposta de Emenda Constitucional (PEC) 241. A PEC constituía uma regra fiscal que limita os gastos públicos anuais. O argumento era de que o crescimento das despesas era o principal fator para a deterioração fiscal. O crescimento desregrado desse componente da demanda trazia também efeitos secundários como a elevação dos prêmios pelo risco, o aumento de incerteza na economia e elevação dos juros (o que causa efeito negativo no crescimento).

O teto de gastos, como ficou conhecida a PEC 241, tem validade de vinte anos. Destes, os onze primeiros anos tem o gasto limitado pela despesa do ano anterior acrescido da inflação. Depois do décimo primeiro ano, a regra de fixação do teto pode ser alterada conforme o governante em exercício decidir. Outras medidas foram a solicitação de devolução do BNDES de 100 bilhões (e ainda mais, uma vez que a medida ainda está em andamento) ao Tesouro Nacional; a criação da Taxa de Longo

Prazo (TLP) em substituição à Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP)⁴ como indexador para empréstimos em instituições públicas – com objetivo de reduzir o custo fiscal do crédito direcionado; a eliminação do período de carência no Fundo de Financiamento Estudantil (FIES) e a criação do Regime de Recuperação Fiscal (RRF) para estados.

Quanto às mudanças na política monetária, estas ocorreram em torno da busca por uma inflação controlada, taxas de juros mais baixas e mercado de crédito mais funcional. O governo iniciou o mandato alterando o comando do Banco Central por nomes que possuíam maior credibilidade aos olhos agentes no mercado financeiro. Tinoco & Giambiagi (2018) afirmam que a mudança foi importante para a ancoragem das expectativas de inflação, o que permite maior redução nos juros. O IPCA – que havia fechado o período 2015/16 com uma média próxima a 8,5% a.a. – alcançou no fim de 2017 o valor de 2,95%. Além da convergência de expectativas rumo à meta de inflação, outros fatores foram relevantes para o baixo nível de preços verificado no ano. O primeiro, um choque de oferta agrícola. Em 2017, a agricultura atingiu recorde histórico de produção com 238 milhões de toneladas de grãos. A “supersafra” barateou o preço de alimentos no país contribuindo para queda do IPCA. O segundo fator para baixa inflação pode ser atribuído ao efeito de desaquecimento da economia ao longo de quatro anos. Embora a inflação tenha crescido em 2015 e 2016, quando se observou os menores crescimentos do produto na década, o ano de 2017 não foi marcado por deterioração dos termos de troca ou crise hídrica – já citadas. O câmbio sofreu desvalorização no ano, o que fez com que o nível de preços não atingisse valor ainda mais baixo. A taxa de desemprego, embora decrescente, ainda foi elevada, o que pesou no índice. O produto nacional também foi beneficiado pelo excepcional desempenho agrícola. A taxa de crescimento do PIB foi de 1,1%, interrompendo a sequência de encolhimento da atividade econômica observada durante recessão.

Com uma menor taxa de inflação e quebra do ciclo de queda do PIB, a previsão apresentada em janeiro de 2018 pelo Banco Central para o crescimento do produto era de 2,69%. Entretanto, o resultado obtido ao final do exercício foi de 1,1%. A razão principal para uma diferença de 1,5 pontos percentuais entre a taxa de crescimento

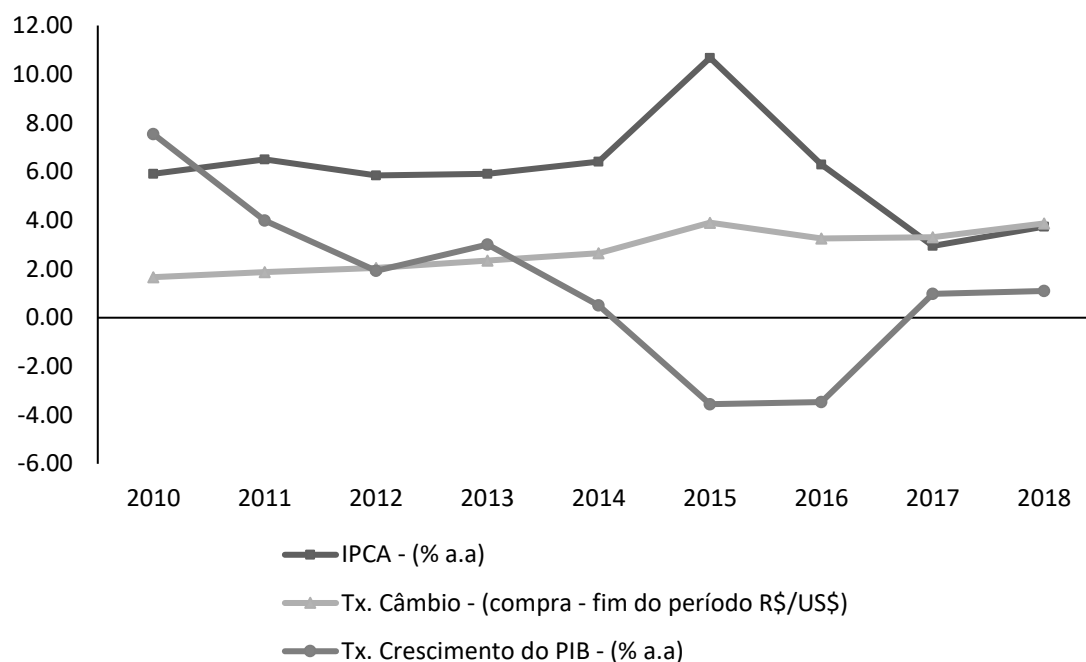
⁴ A Taxa de Juros de Longo Prazo - TJLP foi instituída pela Medida Provisória nº 684, de 31.10.94, publicada no Diário Oficial da União em 03.11.94, sendo definida como o custo básico dos financiamentos concedidos pelo BNDES. A taxa era estabelecida pelo governo trimestralmente, com base nas metas de inflação. Por sua vez, a referência para a TLP será o NTN-B, um título de dívida do Tesouro. Na prática, a TLP supera o valor da TJLP, elevando o preço do financiamento público.

prevista e a realizada foi a paralisação dos caminhoneiros no mês de maio. A apreciação do dólar e do petróleo no mercado internacional provou queda no câmbio do país.

Desde junho de 2017 a política de preços da Petrobrás foi alterada para que a empresa acompanhasse o cenário global, de forma que os ajustes nos preços de combustíveis tornaram-se mais rápidos (chegando a alterações diárias). Com acentuada desvalorização cambial, os preços dos combustíveis elevaram-se no primeiro semestre do ano. Soma-se a isso a alteração da alíquota de dois tributos – Programa de Integração Social e de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS) e o Confins– sobre os combustíveis, buscando aumento de arrecadação como parte da política fiscal restritiva adotada. O resultado foi a paralisação dos caminhoneiros no mês de maio a qual prejudicou a circulação de mercadorias (insumos e bens finais), as viagens de turismo, as vendas do comércio e a prestação de serviços em geral; praticamente paralisando a atividade econômica. De acordo com o IBGE, planos de saúde, energia elétrica e combustíveis foram os principais responsáveis pelo aumento da inflação em 2018. O IPCA fechou o ano em 3,75%. O mês de junho obteve o maior índice no ano⁵, refletindo os impactos causados ainda em maio. A figura 2 resume o comportamento da inflação, do câmbio e do produto ao longo de oito anos, a partir de 2010.

⁵ O IPCA de junho foi de 1,26% enquanto setembro, segundo colocado, teve aumento de 0,48% no índice. Dados do IBGE.

Gráfico 2 – IPCA, Câmbio e Taxa de Crescimento do PIB – 2010 a 2018.



Fonte: IPEA/IBGE/Bacen/Banco mundial. Elaboração: autoral.

Ao longo da análise do comportamento da inflação no Brasil entre 2000 e 2018, é notável a influência da taxa de câmbio sobre a mesma, seja como instrumento de política monetária – onde a apreciação torna-se uma forma de controle dos preços –, como medida de aumento de competitividade para a política fiscal ou mesmo reflexo da economia internacional. De fato, câmbio e inflação apresentam alta correlação na dinâmica da economia brasileira. Barbosa Filho (2015) expõe argumentos que exaltam a existência de tal correlação.

(...) mesmo depois da adoção do câmbio flutuante, em 1999, a política monetária brasileira ainda depende excessivamente da variação da taxa de câmbio para o cumprimento das metas de inflação. Para ilustrar este ponto, vale à pena comparar a inflação efetiva com a meta de inflação estabelecida com maior prazo de antecedência (normalmente de 18 meses) pelo governo. Os dados da economia brasileira indicam que (...): (i) O BCB cumpriu a meta de inflação em onze dos quinze anos desde a adoção do sistema de metas de inflação, em 1999 (73% de sucesso). (ii) Houve redução da taxa de câmbio real em oito dos onze anos nos quais o BCB cumpriu a meta de inflação (72% dos casos de sucesso). (iii) Houve redução da taxa de câmbio nominal BRL/USD em seis dos onze anos nos quais o BCB cumpriu a meta de inflação (55% dos

casos de sucesso). (...) A forte influência da taxa de câmbio sobre a inflação brasileira acabou gerando um padrão recorrente de atuação por parte do BCB, no qual a autoridade monetária tende a tolerar uma apreciação, mas a lutar contra uma depreciação do BRL. O resultado deste viés de política monetária é uma tendência recorrente de apreciação cambial, isto é, uma sucessão de “miniciclos” de apreciação gradual e depreciação súbita do BRL, em torno da tendência de longo prazo da taxa de câmbio real determinada pelas condições financeiras internacionais. (Barbosa Filho, N.H. (2015). O desafio macroeconômico de 2015-2018. Revista de Economia Política, vol. 35, nº 3 (140), pp. 403-425, julho-setembro/2015).

2.2. Revisão de Literatura

Sendo importante principalmente para economias onde é adotado o regime de metas de inflação (Hargreaves et alii, 2006), a Curva de Phillips possui diversas estimações ao redor do mundo. Para o caso brasileiro, conforme afirma Sachsida (2013), tal como acontece com a literatura internacional os trabalhos adotam sempre técnicas estatísticas relacionadas a séries temporais. As diferenças entre estimações se dão principalmente:

a) nas proxies adotadas para representar a inflação e o custo marginal das empresas; e

b) no método econométrico de séries temporais a ser empregado (co-integração, co-integração com quebra, VAR, modelo de mudança de regime, modelo com parâmetros variáveis, inter alia).

Schettini et alii (2012) estimam uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana⁶, com choques cambiais, para o Brasil fazendo uso de um modelo vetorial autoregressivo (VAR). Utilizando dados do período entre 2003 e 2011, os autores argumentam que a principal contribuição da estimação está nas proxies por eles adotadas. A série de desemprego calculada para o Brasil sofreu significativas mudanças metodológicas ao fim de 2001, de forma que autores de estimativas anteriores tinham de utilizar a série de desemprego calculada pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade) em conjunto com o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos

⁶ A Curva de Phillips novo-keynesiana – um modelo de fixação de preços com rigidez nominal que implica que a inflação pode ser explicada pela evolução esperada dos custos marginais reais (COGLEY; SBORDONE, 2006).

(Dieese) para o estado de São Paulo como medida de proximidade da taxa de desemprego nacional. Além disso, dados de expectativa de inflação calculados pelo Banco Central e divulgados no Boletim Focus só foram tiveram início também em 2001.

Quanto aos processos para estimação, foram utilizadas regressões tanto para dados mensais, quanto para trimestrais. A vantagem de se realizar ambas as medições é a de captar efeitos de medidas presentes em períodos posteriores. Modelos com dados mensais falhariam em captar algumas relações que são importantes, mas que por se utilizarem de dados de alta frequência acabam não sendo capturadas no modelo econométrico (Schettini et alii, 2012). Os autores acreditam que a utilização conjunta de dados trimestrais reforça a robustez dos resultados, contornando o problema das defasagens mensais. As variáveis escolhidas foram: choques cambiais - definidos como a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio nominal, média mensal (média entre compra e venda) do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), do BCB; taxa de desemprego aberto da PME/IBGE para o custo marginal das firmas; a média mensal das previsões do boletim Focus (do BCB) para a expectativa de inflação; para medir a inflação, foi utilizada a variação percentual do IPCA - IBGE. Por fim, foram estimados dois modelos VAR – um com a presença de tendência e outro sem. Schettini et alii (2012) destacam os principais resultados encontrados:

1) Efeito de choques cambiais: *i*) tem pouca persistência; e *ii*) *pass-through* cambial: o impacto na inflação propriamente dita é de cerca de 0,04 ponto percentual (p.p.) na inflação do mês seguinte ao choque (ou 0,48 p.p. na inflação anualizada).

2) Efeito de choques na série de desemprego: é a mais persistente de todas as séries. Um choque médio demora ao redor de 18 meses para desaparecer.

3) Efeito de choques na série de expectativas de inflação: *i*) uma inovação de 0,058 p.p. na expectativa de inflação é carregada para a inflação, que atinge um máximo de 0,049 p.p. no mês seguinte ao choque (o que corresponde a um acréscimo na inflação anualizada de 0,58 p.p.); e *ii*) choques nas expectativas de inflação parecem ser a principal fonte de variância nos erros de previsão da inflação dentro do horizonte temporal de um ano.

4) Efeito de choques na série de inflação: não foi detectado nenhum efeito sobre a série de desemprego. Isto é, mais inflação não reduz a taxa de desemprego (pelo contrário, dependendo da especificação adotada encontramos até que mais inflação gera mais desemprego).

Mendonça et alii (2012) também estimam uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana para a economia brasileira, adotando dois períodos distintos (1995-2012 e 2002-2012). Além de aplicar diferentes técnicas para garantir resultados robustos – diferenciação temporal, verificação de estacionaridade e efeitos desafiados -, os autores analisam as regressões de diferentes proxies para cada variável. A escolha das proxies não é um problema trivial, e vários estudos escolhem diferentes conjuntos de variáveis, não havendo ainda uma metodologia que possa ser considerada a mais adequada para isso (Mendonça et alii, 2012). A escolha de diferentes proxies pelos autores é, portanto, uma tentativa de não limitar o modelo a possíveis falhas de indicadores.

Como principal proxy para representar a variável inflação foi adotada a taxa de variação do IPCA (INFIPCA). As demais proxies para medir inflação fazem uso de dois indicadores do núcleo⁷ da inflação e o IPC-FIPE. A variável “NÚCLEO1” exclui do índice de inflação dez itens do subgrupo alimentação no domicílio e o item combustíveis. O núcleo por dupla ponderação (marcado pela redução da importância dos componentes mais voláteis do índice) foi batizado de “NÚCLEO2”. A taxa de desemprego aberto de 30 dias (DESBR), que é divulgada pelo IBGE na Pesquisa Mensal de Emprego (PME), representa o custo marginal das empresas. Também foi utilizada como proxy para o custo marginal das firmas a taxa de desemprego aberto para São Paulo (DESP), calculada pela Fundação SEADE/DIEESE. Quanto à expectativa para inflação futura foram utilizadas as medianas das previsões diárias de duas medidas de previsão de inflação presentes no relatório FOCUS do Banco Central do Brasil. A primeira delas (FOCUSMD) é a média tomada para todos os dias do mês da expectativa de inflação para o mês seguinte. A segunda (FOCUS30) é a expectativa do último dia do mês formada para o próximo mês. Por fim, Mazali e Divino (2009) utilizaram o vetor z_t como a variável de choque de oferta em sua estimação da Curva de

⁷ O objetivo de utilizar o núcleo é que este indicador atribui menor peso na composição do índice dos aumentos sazonais e circunstanciais. Essa metodologia de cálculo é utilizada para que se tenha o “real” comportamento da inflação. Desta forma, um aumento generalizado de preços na economia aparece no núcleo, mas um aumento localizado é excluído (Mendonça et alii, 2012).

Phillips. Da mesma forma, Mendonça et alii (2012) adotam o vetor, o qual é medido pela mudança percentual na taxa de câmbio nominal real por dólar em relação a três períodos anteriores (CHOQUE3), de modo a captar o efeito defasado do choque cambial. Tendo em mente a ideia de que uma valorização cambial ao diminuir os preços dos insumos e produtos importados pode arrefecer o aumento do índice de preços, os autores também fazem uso da variável “CHOQUE1”, cujo cálculo é feito em relação ao período anterior.

Dentre os resultados obtidos, os autores destacam três. O primeiro, a relevância da expectativa futura de inflação na dinâmica de composição do nível de preços – sendo tal relevância maior para medidas a partir de 2002. Segundo, no curto prazo há uma relação negativa entre inflação e desemprego. Já com a amostra de dados desde 1995, o desemprego mostrou ser nulo ou pouco relevante no processo inflacionário. Em terceiro lugar, o efeito de uma mudança do câmbio sobre a inflação também parece ter uma mudança estrutural. Para a amostra a partir de 2002, o efeito de um choque cambial é negativo – ou seja, uma desvalorização cambial reduz a taxa de inflação. Esse resultado contra intuitivo também foi observado em Kara & Nelson (2002) e Allsopp et alii (2006) ao estudarem a economia do Reino Unido.

Triches & Feijó (2017) investigam a dinâmica da inflação no Brasil no período que abrange o regime de metas de inflação, por meio da abordagem da Curva de Phillips híbrida. Essa especificação permite avaliar além do termo “forward looking”, representado pela expectativa de inflação, também o termo “backward looking” com o uso da inflação defasada.

Os dados referem-se ao período de abril de 2000 a fevereiro de 2014 totalizando 167 observações. A variável de inflação é calculada pela primeira diferença do IPCA, dessazonalizado pelo método X-12. A série mensal do custo unitário do trabalho é do Banco Central do Brasil, a qual foi multiplicada pela taxa de câmbio nominal com a finalidade de medir em termos da moeda doméstica. A taxa de inflação internacional é aproximada pela taxa mensal de inflação das exportações dos Estados Unidos. A taxa de câmbio nominal, por sua vez, é definida pela taxa mensal de câmbio livre – R\$/US\$ (venda) - PTAX0800, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil. A série temporal relativa ao coeficiente de repasse cambial, foi construída com base na soma das séries em logaritmos da taxa de câmbio nominal e da inflação externa. Por fim, a série

expectativas de inflação, foi coletada do relatório Focus do Banco Central do Brasil em que foram utilizadas as projeções feitas no mês anterior.

Além de atestarem a boa adequação do modelo híbrido ao descrever a inflação brasileira, Triches & Feijó (2017) fazem três comentários pertinentes à literatura de estimação da Curva de Phillips no Brasil. Primeiramente, após a adoção do sistema de metas de inflação, as expectativas dos agentes tornaram-se fundamentais na formação de preços, apesar de ainda haver um componente inercial – atribuído à rigidez nos preços advinda de indexação de reajuste em contratos e preços administrados. Para os autores, a maior parcela das expectativas é fruto da ação do Banco Central na condução de política monetária, a qual busca a maior estabilidade dos preços. Em segundo lugar, destacam que o uso do custo unitário do trabalho como *proxy* para a atividade econômica, bem como a inclusão de um termo que captura os efeitos da inércia da inflação tende a gerar um bom ajustamento para a Curva de Phillips para a economia brasileira. Finalmente, quanto ao câmbio, há ainda forte evidência que o repasse cambial, ou seja, a depreciação da moeda doméstica exerce influência significativa nos preços internos (Triches & Feijó, 2017).

Por sua vez, Palma & Ferreira (2017) estimaram a NAIRU (*Non-Accelerating Rating of Unemployment*) para o Brasil utilizando um modelo bivariado de componentes não observados, conforme proposto por Chan, Koop & Potter (2015). Portugal e Madalozzo (2000) definem a NAIRU como a taxa de desemprego que é consistente com uma taxa de inflação constante (estacionária), a qual não pressiona o nível de preços para cima ou para baixo. Quando a NAIRU for maior que a taxa de desemprego, pode se esperar um aumento da inflação e vice-versa. A taxa fornece um importante referencial para o estágio do ciclo de negócios, além de ser uma variável-chave na previsão da inflação e, conseqüentemente, na adoção da política monetária (Palma & Ferreira, 2017). O modelo utilizado pelos autores difere da literatura vista até então por considerar passeios aleatórios restritos para variáveis não observadas.

As variáveis latentes do modelo são a NAIRU, a tendência inflacionária, persistência da inflação e inclinação da Curva de Phillips. Os autores utilizaram dados mensais da taxa de inflação (IPCA/ IBGE) e da taxa de desemprego (medida pelo PME/IBGE) para o período de março de 2002 a outubro de 2015. Além disso, tanto a tendência inflacionária quanto a NAIRU variam de forma restrita. Palma & Ferreira

(2017) explicam que impor limite ao passeio aleatório dessas variáveis é plausível por duas razões. Quanto à tendência inflacionária, em um regime de metas de inflação leva a maior convergência de expectativas no longo prazo. Para a NAIRU, a teoria macroeconômica considera que esta apresenta um movimento lento e suave (a menos que haja alterações institucionais abruptas) e, portanto, um passeio aleatório irrestrito não seria o mais adequado (CHAN, KOOP e POTTER, 2015).

Dos resultados obtidos, vale destacar que o hiato do desemprego - taxa observada de desemprego menos a NAIRU - foi predominantemente positivo até 2010, fato consistente com a diminuição da inflação e tem sido predominantemente negativo no período recente, o que implica aumento da inflação (Palma & Ferreira, 2017). Apenas em 2015 o hiato do desemprego e a inflação seguiram juntos em uma tendência crescente, mostrando menor adequação da economia brasileira à Curva de Phillips.

De maneira geral, os resultados quanto à adequação da Curva de Phillips à economia brasileira, mesmo após a adoção do regime de metas de inflação, ainda são passíveis de discussão. Enquanto Schettini et alii (2012) observaram que choques na série de inflação não causavam perturbações no desemprego, Mendonça et alii (2012) verificaram a existência de uma correlação negativa entre o nível de preços e o desemprego apenas no curto prazo. Por outro lado, trabalhos mais recentes como Triches & Feijó (2017) e Palma & Ferreira (2017) encontraram melhor adequação em seus modelos à dinâmica de preços do Brasil. Sachsida (2013) comentou que de maneira mais ampla, parece ficar a dúvida da adequação do uso da curva de Phillips para descrever a dinâmica inflacionária brasileira no período recente. É possível, entretanto, que a maior exposição ao regime de metas de inflação e avanços nos métodos de estimação da Curva de Phillips sejam os responsáveis pelos resultados divulgados em 2017.

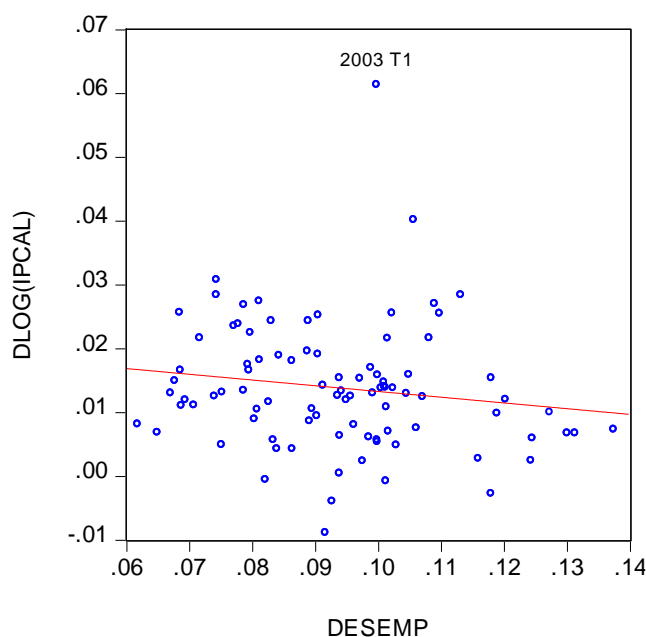
3. Análise empírica

Nos capítulos anteriores foram apresentadas as variações referentes à evolução da literatura sobre a Curva de Phillips no Modelo de Três Equações, o comportamento da inflação na economia brasileira e as principais causas para as mesmas, além de semelhantes trabalhos recentes. Após a abordagem teórica relacionada ao tema, este

capítulo objetiva analisar de forma empírica a Curva de Phillips para o Brasil pós-adoção do regime de metas de inflação.

O capítulo é dividido em duas seções. A primeira explica a construção da base de dados utilizada e os tratamentos necessários para garantia de maior robustez nos resultados. A segunda estima a Curva de Phillips por duas diferentes abordagens, um modelo univariado e um modelo de vetores autorregressivos (VAR), na tentativa de explicar o aparente trade-off entre inflação e desemprego presente na figura 4. O gráfico é composto pela primeira diferença do logaritmo da variável IPCAL como função do desemprego. É possível observar uma linha de regressão de inclinação negativa, indicando a presença de uma Curva de Phillips na economia brasileira. O ponto em destaque refere-se ao primeiro trimestre de 2003. Nesse período, o país possuía forte ambiente especulativo (conforme já apresentado), razão pela qual o ponto posiciona-se de forma mais distante da linha.

Gráfico 3 – Inflação x Desemprego



Fonte: IPEA. Elaboração: autoral.

3.1. Dados

Para estimação da Curva de Phillips foram utilizados dados trimestrais de desemprego, inflação (representada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA), expectativa de inflação e taxa de câmbio nominal. A periodicidade dos dados foi

balizada pela série de desemprego adotada. Essa é uma série de retroposição medida trimestralmente e calculada pelo Instituto Brasileiro de Economia (IBRE).

O IPCA mede a inflação de um conjunto de produtos e serviços comercializados no varejo, referentes ao consumo pessoal das famílias e é fornecido pelo IBGE. Para realizar a estimação foram utilizadas três variações do índice. A primeira, o IPCA-preços livres, foi escolhida como medida principal da inflação. A utilização do índice com preços livres em detrimento do índice cheio favorece a robustez dos resultados por não incluir os preços monitorados em seu cálculo. De acordo com o Banco Central preços livres são assim classificados por estarem apenas sob condições de oferta e demanda. Por sua vez, os preços monitorados ou administrados são insensíveis às condições de oferta e demanda, porque são estabelecidos por contrato, ou por um órgão público. Ainda assim, o IPCA-preços monitorados exerce influência sob o índice livre, sendo a segunda medida de inflação na estimativa do modelo.

A terceira variável relacionada ao nível de preços é a expectativa de inflação. A série é medida pelo Banco Central e composta pela média de expectativas do IPCA acumulada para os próximos doze meses. Se a série de desemprego define a periodicidade do modelo, a série de expectativas marca data de início da base de dados para o quarto trimestre de 2001. Por fim, é utilizada a série de taxa de câmbio comercial para venda média como medida da taxa de câmbio nominal. Os dados também são fornecidos pelo Banco Central.

Com exceção do desemprego, as séries coletadas possuem periodicidade mensal. Através do uso de média as variáveis foram transformadas em trimestrais. Para todas as séries foi realizado teste de raiz unitária. A série de desemprego possui raiz em módulo próxima de 0,95. Ainda assim, a condição de estabilidade foi satisfeita e todas as séries são estacionárias. Além disso, mesmo com uma raiz elevada, a série de desemprego localiza-se em um intervalo entre zero e um, sendo este um forte argumento para que a mesma seja estacionária. Os gráficos das séries utilizadas estão dispostos no Apêndice A deste trabalho. Todos os tratamentos e gráficos foram feitos com auxílio do software EViews 10.

3.2. Resultados

A tabela 2 exposta em sequência apresenta quatro versões de um modelo univariado estimado para a Curva de Phillips. Em todos os modelos a variável dependente é definida por $DLOG(IPCAL)^8$, a qual refere-se a primeira diferença do logaritmo de IPCAL, ou seja, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo com preços livres. Além da constante, as variáveis independentes são compostas por três defasagens da variável dependente – avaliando a inércia inflacionária presente na economia; a primeira defasagem da variável de expectativas sobre a inflação – $IPCAE(-1)$; a primeira defasagem da taxa de desemprego – $DESEMP(-1)$; a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio nominal – $DLOG(TCN(-1))$; além das variáveis dummy, as quais foram estabelecidas com base na análise do comportamento da inflação realizada no segundo capítulo deste monografia. Dessa forma, as dummies que compõem o modelo abordam a crise de energia vivenciada em 2001 – $DENERG$, o ataque especulativo sofrido pelo câmbio durante as eleições de 2002 e começo de 2003 – $D2003$, a crise global no último trimestre de 2008 e primeiro de 2009 – $D2008$, e o cenário de estagflação presente na recente recessão iniciada ao final de 2014 e terminada em 2016 – $D15_{16}$.

Partindo de um modelo geral para um caso específico, o modelo 1A apresenta resultado significativo com 99% de confiança para a primeira defasagem do desemprego. O resultado concorda com a Curva de Phillips ao estabelecer um coeficiente de -0,13 para a variável. Em termos econômicos, o aumento de um ponto percentual na variável de desemprego defasada reduz a inflação trimestral em 0,13 pontos percentuais, o que corresponde a uma redução de 0,52 pontos percentuais na inflação anual. Para todos os modelos, a relação entre inflação e desemprego permanece significativa a 1%. É importante ressaltar que todas as tabelas deste capítulo apresentam um coeficiente estimado e uma probabilidade de um teste t unilateral. Portanto, para analisar a significância de um coeficiente é necessário multiplicar a probabilidade do mesmo por dois.

⁸ As variáveis IPCAL e IPCAM (a qual será apresentada posteriormente) foram construídas em forma de índice, tomando o mês de dezembro de 1995 como base igual a 100. Com o índice obtido, as séries foram transformadas em trimestrais. O IPCAE, por sua vez, é expresso em forma de taxa, tal qual o desemprego. A taxa de câmbio é expressa em nível.

Outro importante resultado recai sobre o papel das expectativas no desempenho do nível de preços. Conforme atestaram Mendonça et alii (2012) e Triches & Feijó (2017), as expectativas de inflação assumem papel dominante a partir de 2002. Em todas as estimativas a variável manteve-se altamente significativa. Além disso, ainda ressaltando comparações com os resultados de Mendonça et alii (2012), a taxa de câmbio nominal apresentou sinal negativo para o coeficiente estimado após o ano de 2001. Aqui, entretanto, esse coeficiente não atingiu significância estatística com 90% de confiança. Por fim, a inércia da inflação apresentou alternância de sinais entre as defasagens, indicando oscilação quanto a sua dinâmica sobre os preços correntes. Um resultado mais interessante, é que apenas a segunda das três defasagens estimadas obteve coeficiente estatisticamente significativo. Em conjunto, as medidas de avaliação Akaike, Schwars, Durbin-Watson e R-quadrado ajustado indicam o modelo 1D como a melhor descrição dos dados, explicando 68% da inflação brasileira.

Além de um modelo univariado simples, a estimação de um modelo univariado com correção de erros é uma alternativa interessante de estimar o comportamento do nível de preços. Enquanto os modelos apresentados na tabela 2 estimam a inflação, a tabela 3 apresenta modelos de estimação da variação da inflação. A análise conjunta destas duas formas de modelagem agrega robustez aos resultados finais. Muitos fatores podem influenciar o comportamento da inflação, mas a variação da mesma fica sujeita a menor interferência. O método de covariância adotado para estimação foi o Newey-West.

Tabela 2. Resultados econométricos para inflação brasileira (2001.T4 -2019.T2) - univariado.

	Modelo 1A		Modelo 1B		Modelo 1C		Modelo 1D	
	Todas as variáveis		Dummys de maior relevância		Variáveis de maior relevância		Final	
	Coefficiente estimado	Probabilidade teste t	Coefficiente estimado	Probabilidade teste t	Coefficiente estimado	Probabilidade teste t	Coefficiente estimado	Probabilidade teste t
Constant	0.009847	0.1369	0.008083	0.1815	0.006881	0.2520	0.008014	0.1830
DLOG(IPCAL(-1))	0.080820	0.4917	0.145122	0.2014	-	-	0.172697	0.0996
DLOG(IPCAL(-2))	-0.537304	0.0000	-0.519481	0.0000	-0.436427	0.0000	-0.515789	0.0000
DLOG(IPCAL(-3))	0.058519	0.5307	0.090145	0.3144	-	-	0.096847	0.2745
IPCAE(-1)	0.004105	0.0001	0.004104	0.0000	0.004698	0.0000	0.003918	0.0000
DESEMP(-1)	-0.134595	0.0020	-0.125094	0.0031	-0.122496	0.0031	-0.119996	0.0036
DLOG(TCN(-1))	-0.014642	0.1717	-0.006270	0.5242	-	-	-	-
DENERG	-0.001171	0.8450	-	-	-	-	-	-
D2003	0.013546	0.0036	0.010841	0.0087	0.010265	0.0111	0.010689	0.0092
D2008	0.005007	0.1117	-	-	-	-	-	-
D15_16	0.003942	0.1078	-	-	-	-	-	-
R-squared	0.734058		0.712528		0.697469		0.710657	
Adjusted R-squared	0.689734		0.680587		0.679134		0.683531	
F-statistic	16,56131		22,30745		38,03995		26,19849	
Prob(F-statistic)	0.000000		0.000000		0.000000		0.000000	
Akaike info criterion	-7,450365		-7,457026		-7,490475		-7,478707	
Schwarz criterion	-7,099809		-7,202076		-7,331131		-7,255626	
Durbin-Watson statistic	1,721289		1,712004		1,415544		1,753598	

Para avaliar a tabela 3, novamente parte-se de um modelo generalizado para um caso mais simples. No modelo geral nota-se que o desemprego atinge nível de confiança de pelo menos 95% como estimado anteriormente. O resultado se repete nas demais variações do modelo 2. Além do nível de significância da variável, seu sinal permanece em concordância com a teoria da Curva de Phillips, apresentando correlação negativa com a variação do nível de preços. Os coeficientes da variável também permanecem próximos em todas as estimações (incluindo o modelo 1), situando-se entre -0.11 e -0,135. Em geral, o desemprego afetou tanto a inflação como a variação da mesma, o que indica que para a economia brasileira ainda que o desemprego não apenas é fator relevante para o nível de preços, como também um de seus principais componentes.

Novamente, a expectativa de inflação aparece como variável importante para a dinâmica dos preços. Mesmo avaliação variações, a primeira defasagem das expectativas obteve significância a 1%. O câmbio, por outro lado, só obteve significância estatística no modelo 2A. Uma possível razão para este resultado é que as expectativas incorporam parte da variação cambial na explicação da inflação. O sinal da variável cambial, entretanto, permanece negativo, fortalecendo a hipótese de Mendonça et alii (2012) de ocorrência de quebra estrutural no câmbio antes e após 2001.

O componente inercial da inflação também apresentou divergências quanto ao modelo 1. Agora as duas primeiras defasagens dos preços são significantes a 1%. Além disso, os sinais estão em concordância para todas as formas do modelo 2, indicando que o componente inercial da inflação para o período analisado reduz a variação da mesma. Quanto as variáveis dummy, apenas D2003 apresentou-se significativa a pelo menos 10% em todas as variações, enquanto a dummy para a crise de 2008 foi significativa em 2A e 2B. Um ponto a ser levantando é que para o modelo 2C, ao suprimir as dummies para a crise de 2008 e a recessão de 2015/16, a variável DENERG atingiu resultado estatisticamente significativo a 5%. A tabela 3 está exposta a seguir. Conforme as medidas de avaliação Akaike, Schwarz, Durbin-Watson e R-quadrado ajustado, o modelo 2C é o que melhor se ajusta aos dados.

Tabela 3. Resultados econométricos para inflação brasileira (2001.T4 -2019.T2) - univariado por correção de erros.

	Modelo 2A		Modelo 2B		Modelo 2C		Modelo 2D	
	Todas as variáveis		Dummys de maior relevância		Variáveis de maior relevância		Teste	
	Coefficiente estimado	Probabilidade teste t	Coefficiente estimado	Probabilidade teste t	Coefficiente estimado	Probabilidade teste t	Coefficiente estimado	Probabilidade teste t
Constant	0.009322	0.1559	0.006248	0.3907	0.006455	0.3710	0.007067	0.3435
DLOG(IPCAL(-1))	-0.957351	0.0000	-0.942352	0.0000	-0.892518	0.0000	-0.910861	0.0000
DLOG(IPCAL(-2))	-0.507625	0.0000	-0.488369	0.0000	-0.471807	0.0000	-0.471740	0.0000
IPCAE(-1)	0.004397	0.0000	0.004770	0.0000	0.004416	0.0000	0.004564	0.0000
DESEMP(-1)	-0.134761	0.0050	-0.122658	0.0117	-0.115056	0.0177	-0.123781	0.0143
DLOG(TCN(-1))	-0.015487	0.0458	-0.012194	0.0894	-	-	-0.006449	0.3904
DENERG	-0.002184	0.1335	-	-	-	-	-0.004244	0.0102
D2003	0.012956	0.0001	0.010294	0.0076	0.009892	0.0038	0.009695	0.0088
D2008	0.005370	0.0137	0.004713	0.0227	0.003611	0.0802	-	-
D15_16	0.003887	0.0749	-	-	-	-	-	-
R-squared	0.758591		0.746338		0.740457		0.738794	
Adjusted R-squared	0.722974		0.718153		0.716124		0.709771	
F-statistic	21,29816		26,48025		30,43115		25,45551	
Prob(F-statistic)	0.000000		0.000000		0.000000		0.000000	
Akaike info criterion	-7,471927		-7,478753		-7,484002		-7,449446	
Schwarz criterion	-7,15324		-7,223804		-7,260921		-7,194496	
Durbin-Watson statistic	1,63791		1,610544		1,652759		1,570916	

A terceira estimação da Curva de Phillips é feita utilizando um Modelo Vetorial Autoregressivo. O modelo VAR permite a estimação matricial, o que oferece diversas interpretações quanto ao comportamento das variáveis envolvidas. Para determinar a estrutura do modelo, primeiramente foi testada a quantidade de defasagens a ser permitida. Pelo teste Chi-quadrado para exclusão de *lags* foi permitida a inclusão de quatro defasagens para cada variável endógena. Além disso, o teste de raiz unitária, realizado antes da estimação dos modelos univariados, foi refeito. Os resultados apontam para a estacionariedade das séries, novamente com desemprego sendo a série de maior raiz. Por fim, o Teste de Causalidade de Granger avaliou a relevância de defasagens das demais variáveis para explicação de uma determinada série. O teste revelou que as séries de preços livres, monitorados e desemprego são influenciadas pelos *lags* das demais com pelo menos 5% de significância. Já a expectativa de inflação, apesar de determinante na explicação das demais, não obteve significância estatística. O mesmo ocorreu para a série de taxa de câmbio. Cabe também ressaltar que para a estimação do modelo VAR as variáveis dummy apresentadas foram incluídas como exógenas assim como a constante. A tabela 3 apresenta as principais medidas estatísticas para os resultados da regressão.

Tabela 4. Resultados Modelo VAR - 4 defasagens

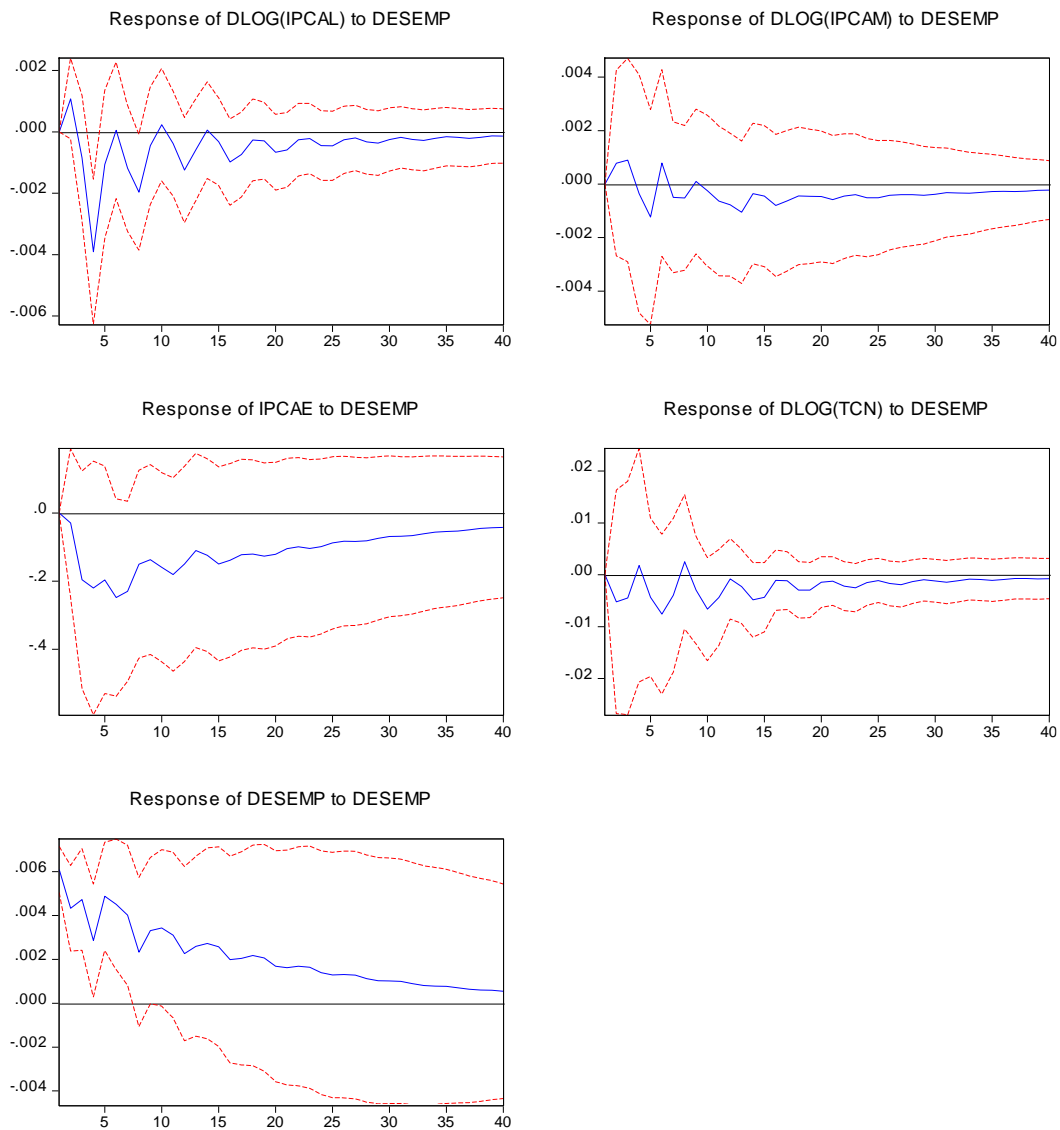
	DLOG(IPCAL)	DLOG(IPCAM)	IPCAE	DLOG(TCN)	DESEMP
R-squared	0.856438	0.629905	0.888524	0.364915	0.944771
Adj. R-squared	0.779649	0.431948	0.828897	0.025218	0.915230
Sum sq. resids	0.000949	0.006751	1.492.467	0.257543	0.001213
S.E. equation	0.004698	0.012530	0.589140	0.077391	0.005312
F-statistic	11,15316	3,182023	14,90145	1,074237	31,9818
Log likelihood	278,9476	213,2215	-44,76271	91,23342	270,7207
Akaike AIC	-7,610376	-5,648402	2,052618	-2,006968	-7,364797
Schwarz SC	-6,820635	-4,858662	2,842359	-1,217227	-6,575056
Mean dependent	0.014662	0.016793	5,376219	0.006104	0.093060
S.D. dependent	0.010008	0.016625	1,424262	0.078386	0.018245

Elaboração: autoral.

Os gráficos com resíduos da regressão do modelo VAR estão expostos no apêndice B bem como os gráficos referentes às estimações univariadas dos modelos considerados melhores. No apêndice C, são apresentados os coeficientes da estimação VAR. É, entretanto, interessante analisar os efeitos de um choque em uma variável sobre as demais através de uma função impulso resposta. A figura 4 apresenta o comportamento das variáveis do modelo após um choque de um desvio padrão sobre a

série de desemprego, tudo o mais constante. Percebe-se que um choque positivo sobre o desemprego inicialmente derruba o nível de preços livres e monitorados, expectativas de inflação e a taxa de câmbio. Todas as séries convergem para o estado inicial, ou seja, o choque não é de caráter permanente. Contudo, após um período de 10 anos (40 trimestres) o movimento de convergência ainda não foi completo. O grande intervalo para a série de desemprego ilustra não apenas a elevada raiz, como também uma quebra estrutural, ocorrida entre 2015 e 2016. Ressalta-se que o poder explicativo é reduzido pela presença de elevados desvios padrão negativos e positivos em casos como o IPCA-preços monitorados. Aqui, como variável exógena apenas a constante foi incluída devido à falta de convergência apresentada pelo modelo com a inclusão de variáveis dummy.

Gráfico 4 – Função Impulso Resposta – choque sobre desemprego.



Elaboração: autoral.

Após estimações dos três modelos, conclui-se que a Curva de Phillips é válida para a economia brasileira para o período entre o quarto trimestre de 2001 e segundo trimestre de 2019. A expectativa de inflação foi determinante em todas as estimações, assim como o desemprego. O efeito de um choque no desemprego sobre o nível de preços demonstrou não ser permanente, contudo perdurou por até 10 nos. O componente inercial da inflação foi mais significativo nas estimações por correção de erros e VAR. A taxa de câmbio nominal não obteve significância estatística.

Conclusão

A introdução deste trabalho apontou para a importância do estudo da Curva de Phillips. O primeiro capítulo apresentou o modelo macroeconômico utilizado pelos Bancos Centrais de diversos países, o Modelo de Três Equações. Além da construção de cada componente de forma individual, também foram feitas diferentes abordagens do modelo. Para comparar a abordagem de diferentes autores foi estabelecida uma estrutura comum baseada em distintas defasagens na Curva IS e na Curva de Phillips e na presença de Banco Central otimizador. Foi constatado que o modelo Svensson-Ball com estrutura $i = j = l$ resulta em uma boa aproximação da realidade ao gerar defasagem de um ano no produto e dois anos no nível de preços de uma economia. A estrutura do modelo corrobora a descrição de dinâmica da economia relatada pelo Banco da Inglaterra. O modelo, entretanto, distancia-se do ambiente de ensino por seu grau de complexidade.

O capítulo seguinte foi dedicado a uma análise histórica do comportamento da inflação brasileira e a uma revisão de literatura empírica da Curva de Phillips. A análise possui foco no período de metas de inflação em que, longe de um cenário de hiperinflação vivenciado na década de 1980, as expectativas e o câmbio estrelaram papéis centrais no nível de preços. Ano a ano, as medidas de cada governo e os choques de demanda e oferta foram explicitadas. A crise no setor de energia em 2001, o ataque especulativo durante a campanha presidencial de 2002 e começo de 2003, a crise internacional de 2008 e a crise interna de 2015/16 são pontos chave que resultaram em variáveis dummy nas estimações realizadas posteriormente. Além disso, importantes resultados de estimações feitas em trabalhos similares foram destacados, permitindo comparações com os obtidos nesta monografia.

O terceiro capítulo estimou a Curva de Phillips por três modelos distintos – univariado, univariado com correção de erros pelo método Newey-West, e um autorregressivo (VAR). O principal resultado obtido foi a confirmação da teoria. O desemprego apresentou correlação negativa com a inflação média pelo IPCA-preços livres com elevada significância estatística em todos os modelos. Este resultado também foi obtido por Mendonça et alii (2012), Triches & Feijó (2017) e Palma & Ferreira (2017). Além disso, atestou-se o papel central das expectativas na composição do IPCA. A taxa de câmbio nominal diferiu do esperado, não apresentando significância estatística nas estimações. Constatou-se (pelos modelos univariados) que para cada 1 ponto percentual de aumento no desemprego trimestral, a inflação trimestral é reduzida em 0,11 pontos percentuais. Com a função impulso resposta também foi possível observar que um choque de um desvio padrão na série de desemprego não causa redução permanente no nível de preços, entretanto a inflação não retorna para o estágio inicial mesmo após 10 anos.

Quanto às limitações do trabalho, a primeira refere-se à baixa capacidade de explicar a dinâmica inflacionária brasileira sob a perspectiva da taxa de câmbio. A segunda situa-se na limitação do número de observações, a qual reduz o poder explicativo dos modelos. Futuras contribuições em temas semelhantes podem, além de realizar estimações por diferentes métodos, variar a periodicidade dos dados entre mensal e trimestral. Isso deve garantir resultados mais robustos à pesquisa.

Por fim, assim como iniciado por uma colocação de Keynes, esta monografia é encerrada com outra expressão do mesmo economista. Nela, o autor exalta a importância do pensamento econômico e o seu alcance.

(...) as idéias dos economistas e dos filósofos políticos, estejam elas certas ou erradas, têm mais importância do que geralmente se percebe. De fato, o mundo é governado por pouco mais do que isso. Os homens objetivos que se julgam livres de qualquer influência intelectual são, em geral, escravos de algum economista defunto (...). (Keynes, J.M. 1983. 259).

Referências

ALLSOPP, C., KARA, A. & NELSON, E. (2006), “Uk inflation target and exchange rate”, Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper.

ANNABLE, J. (2007). “Adjusting wages for price inflation: The rational-arrangements Phillips curve”. Texto disponível no SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1045321>.

BARBOSA FILHO, F.H. “A Crise Econômica de 2014/2017”. Estudos avançados 31 (89), 2017.

BARBOSA FILHO, N.H. (2013). “Dez anos de política econômica.” Em Sader, E. (org) 10 anos de governos pós-neoliberais no Brasil: Lula e Dilma.

BARBOSA FILHO, N.H. (2015). “O desafio macroeconômico de 2015-2018”. Revista de Economia Política, vol. 35, nº 3 (140), pp. 403-425, julho-setembro/2015.

BLANCHARD, O. “Macroeconomia”. *Pearson Prentice Hall*, 7a edição, 2017.

CARLIN, W.; SOSKICE, D. “The 3-Equation New Keynesian Model – A Graphical Exposition”, The B.E. Journal of Macroeconomics, De Gruyter, vol. 5(1), páginas 1-38.

CARLIN, W.; SOSKICE, D. “Macroeconomics: Imperfections, Institutions and Policies.*Oxford*”, 2006.

CHAN, J.; KOOP, G.; POTTER, S. M. “A BOUNDED MODEL OF TIME VARIATION IN TREND INFLATION, NAIRU AND THE PHILLIPS CURVE”. *Journal of Applied Econometrics*, 2015.

COGLEY, T.; SBORDONE, A. M. “Trend inflation and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve”. Federal Reserve Bank of New York: Staff Reports, Dec. 2006 (Staff Report, n. 270).

EDUARDO, RÔMULLO S. “O modelo de três equações e a crise de 2008”, 2019.

FRIEDMAN, M. “The role of monetary policy”. *American Economic Review*, mar.1968.

GIAMBIAGI, FÁBIO. “Estabilização, Reformas e Desequilíbrios Macroeconômicos: Os Anos FHC (1995-2002)”. Economia brasileira contemporânea: 1945-2010 – Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GIAMBIAGI, FÁBIO. “Rompendo com a Ruptura: o Governo Lula (2003-2010)”. Economia brasileira contemporânea: 1945-2010 – Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GIAMBIAGI, FÁBIO. “Fim de Ciclo: O Governo Dilma”. Economia brasileira contemporânea: 1945-2015 – Rio de Janeiro: Elsevier, 2016.

GOIS, RODRIGO M. “Validade da Lei de Okun em três regiões metropolitanas do Brasil (2002-2014)”, 2015.

GUILLÉN, DIOGO, & GARCIA, MÁRCIO. (2014). “Expectativas desagregadas, credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov”. *Revista Brasileira de Economia*, 68(2), 197-223.

HARGREAVES, D.; KITE, H.; HODGETTS, B. “Modelling New Zealand inflation in a Phillips curve”. *Bulletin Reserve Bank of New Zealand*, v. 69, n. 3, p. 23-37, 2006.

KARA, A. & NELSON, E. (2002), “The exchange rate and inflation in the uk”, Monetary Policy Committee Unit, Bank of England - Discussion Papers.

KEYNES, J. M. “A teoria geral do emprego, do juro e do dinheiro”. São Paulo: Abril Cultural, 1983.

LUCAS, R. “Econometric Policy Evaluation: A Critique”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1976.

LUCAS, R.; SARGENT, T.J. “After Keynesian macroeconomics”. In: *After the Phillips curve: persistence of high inflation and high unemployment. Federal Reserve Bank of Boston*, Boston, 1978.

MAGNABOSCO, ANA L. “Fatores determinantes do investimento e o papel das mudanças institucionais na acumulação de capital e no crescimento do Brasil”, 2015.

MAZALI, A. A. & DIVINO, J. A. (2009), “Real wage rigidity and the new Phillips curve: the brazilian case”, Catholic University of Brasilia Working Paper.

MENDONÇA, M. J. C., SACHSIDA, A., & MEDRANO, L. (2012). “Inflação x desemprego: Novas evidências para o Brasil”. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, 2012, pp. 475-500.

MUNHOZ, DÉRCIO G. “Inflação brasileira os ensinamentos desde a crise dos anos 30”. *Economia Contemporânea* Nº 1 Jan.– Jun. de 1997.

OKUN, ARTHUR M. “Potential GNP: Its Measurement and Significance”. In: *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, 1962.

PALMA, ANDREZA A. & FERREIRA, DIEGO. “NAIRU, Inflação e Curva de Phillips no Brasil: novas evidências a partir de um modelo tempo-variante”. *Estud. Econ.*, São Paulo, vol.47, n.1, p. 39-63, jan.-mar. 2017.

PAULA, LUIZ F. & PIRES, MANOEL. “Crise e perspectivas para a economia brasileira”. *Estudos Avançados* 31 (89), 2017.

PHILLIPS, A. W. “The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in United Kingdom”, 1861-1957. *Economica*, v. 25, n. 100, 1958.

PORTUGAL, M. ; MADALOZZO, R. “Um Modelo de NAIRU para o Brasil”. *Revista de Economia Política*, volume 20, no 4 (80), 2000.

SACHSIDA, A. “Inflação, Desemprego e Choques Cambiais: Uma Revisão da Literatura Sobre a Curva de Phillips no Brasil”. *RBE Rio de Janeiro* v. 67 n. 4 / p. 549–559 Out-Dez 2013.

SAMUELSON, PAUL A; SOLOW, ROBERT M. “Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy”. *American Economic Review*, 1960.

SARGENT, THOMAS J. “The Ends of Four Big Inflations. In HALL, Robert E. *Inflation: Causes and Effects*”. University of Chicago Press, p. 41-97, 1983.

SCHETTINI, B. P., GOUVEA, R. R., & SACHSIDA, A. (2012). “Inflação, desemprego e choques cambiais: Estimativas VAR para a economia brasileira”. Texto para discussão, IPEA.

TAYLOR, J. “Discretion versus policy rules in practice”. In: Carnegie-Rochester Conference on Public Policy. 39: 195-214, 1993.

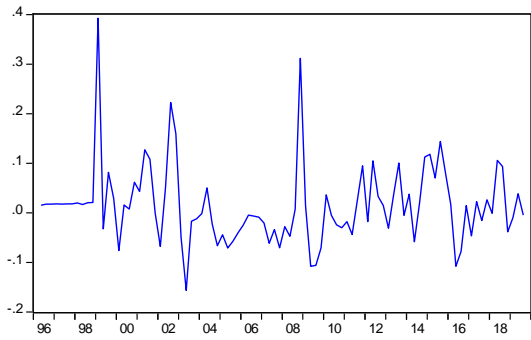
TINOCO, GUILHERME & GIAMBIAGI, FÁBIO. “O Crescimento da Economia Brasileira 2018-2023”. Perspectivas DEPEC 2018. BNDES.

TRICHES, D. & FEIJÓ, FLÁVIO T. “Uma estimação da Curva de Phillips híbrida para o Brasil no regime de metas de inflação”. Economia Aplicada, v. 21, n. 1, 2017, pp. 29-43

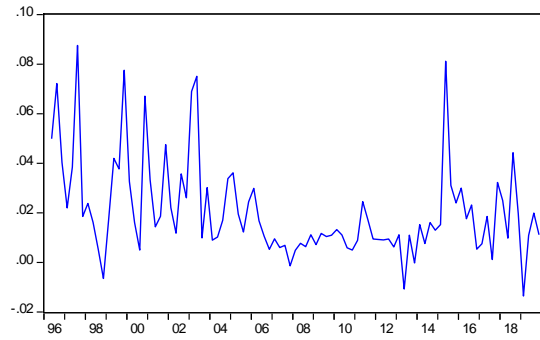
VERLANGEIRO, PAULA. “Análise da aplicação da Curva de Phillips e da Lei de Okun para a economia brasileira no período de 2002 a 2014”, 2014.

Apêndice A – Gráfico das séries utilizadas

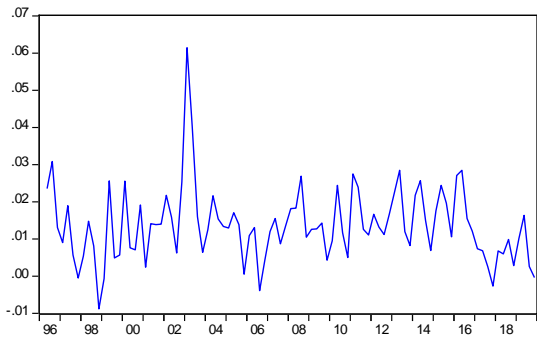
DLOG(TCN)



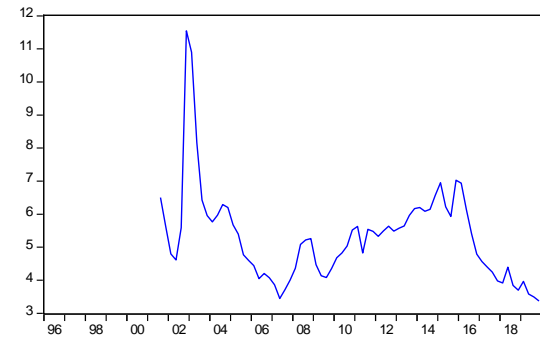
DLOG(IPCAM)



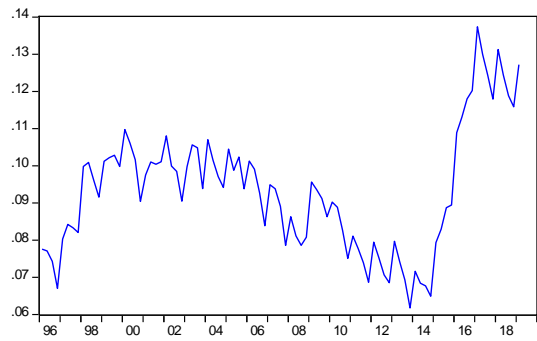
DLOG(IPCAL)



IPCAE

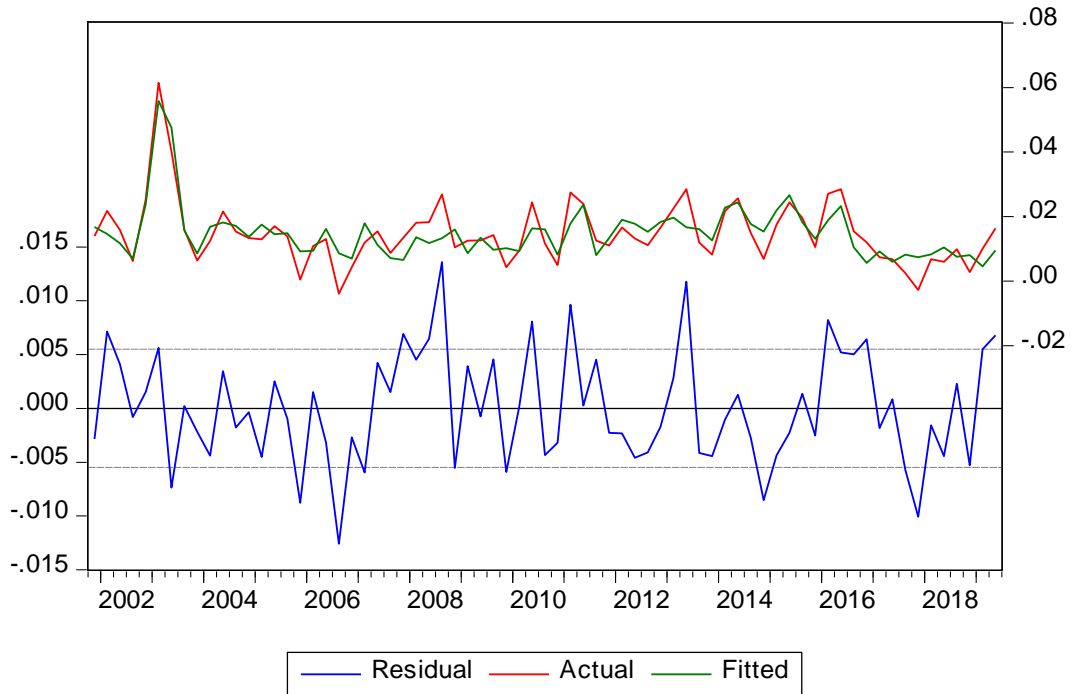


DESEMP

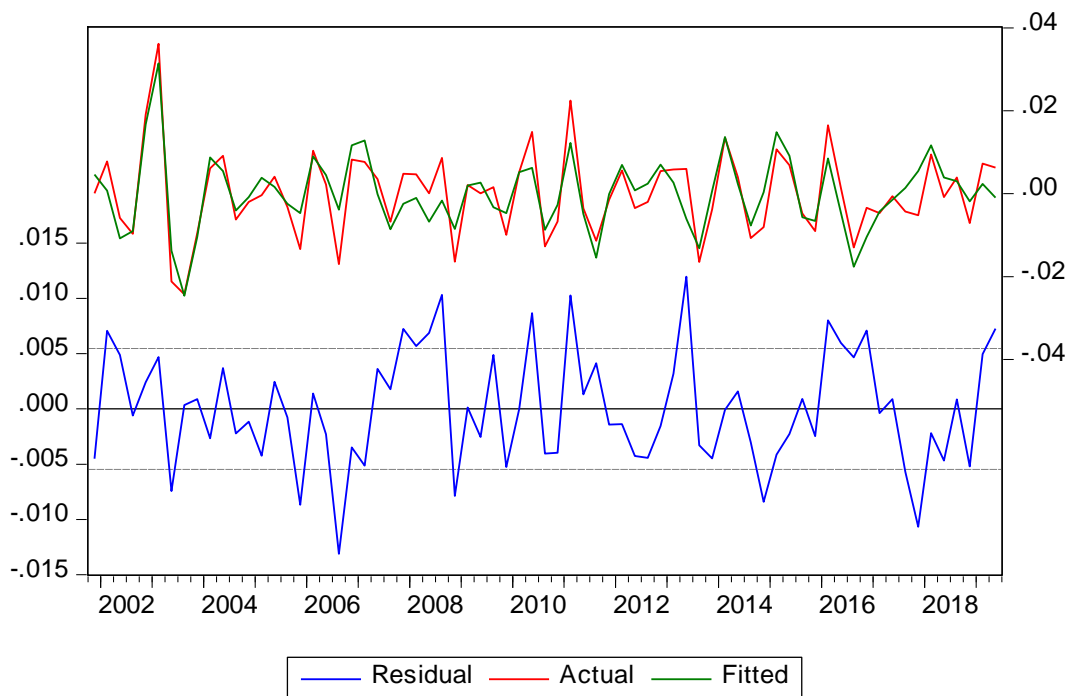


Apêndice B – Gráfico dos resíduos

Resíduos - Modelo 1D

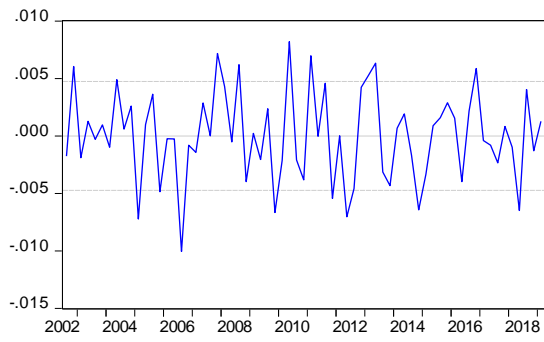


Resíduos - Modelo 2C

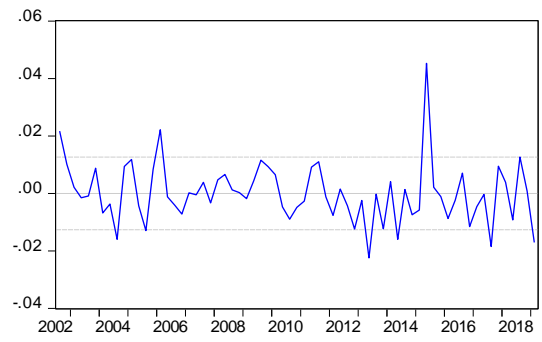


Resíduos - VAR

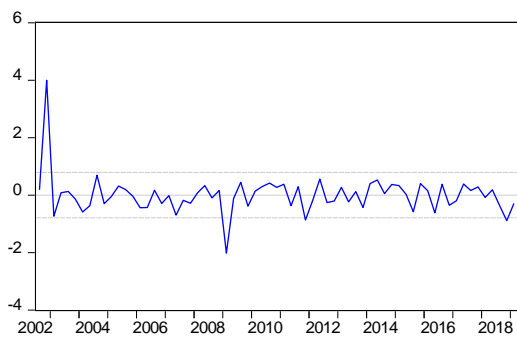
DLOG(IPCAL) Residuals



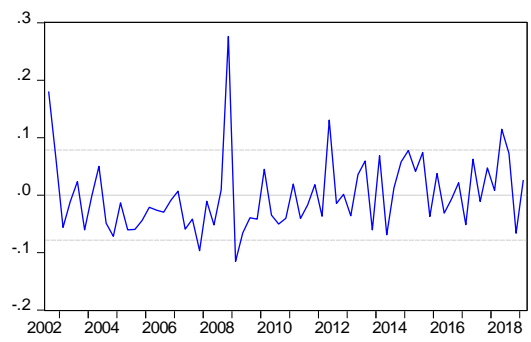
DLOG(IPCAM) Residuals



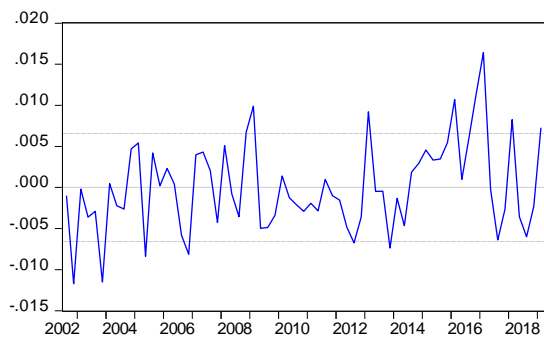
IPCAE Residuals



DLOG(TCN) Residuals



DESEMP Residuals



Apêndice C – Coeficientes da estimação VAR

Vector Autoregression Estimates
 Date: 12/11/19 Time: 19:47
 Sample (adjusted): 2002Q3 2019Q1
 Included observations: 67 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DLOG(IPCAL)	DLOG(IPCAM)	IPCAE	DLOG(TCN)	DESEMP
DLOG(IPCAL(-1))	0.208712 (0.14641) [1.42555]	-0.068794 (0.39048) [-0.17618]	1.409.210 -183.593 [0.76757]	1.965.115 -241.173 [0.81482]	-0.104730 (0.16554) [-0.63268]
DLOG(IPCAL(-2))	-0.208776 (0.14977) [-1.39395]	-0.572490 (0.39946) [-1.43317]	3.532.187 -187.813 [1.88070]	0.143969 -246.716 [0.05835]	0.029100 (0.16934) [0.17184]
DLOG(IPCAL(-3))	0.288288 (0.12727) [2.26520]	-0.438995 (0.33944) [-1.29331]	-6.351.286 -159.593 [-0.39797]	-2.208.011 -209.645 [-1.05321]	0.272929 (0.14390) [1.89672]
DLOG(IPCAL(-4))	-0.010444 (0.11218) [-0.09310]	-0.355867 (0.29920) [-1.18941]	-1.651.041 -140.673 [-1.17367]	-1.521.314 -184.792 [-0.82326]	0.304536 (0.12684) [2.40101]
DLOG(IPCAM(-1))	0.034213 (0.05962) [0.57387]	-0.077297 (0.15901) [-0.48613]	-2.493.679 -747.597 [-0.33356]	0.151262 (0.98206) [0.15402]	0.038089 (0.06741) [0.56506]
DLOG(IPCAM(-2))	-0.070703 (0.05676) [-1.24566]	0.006759 (0.15138) [0.04465]	-4.393.244 -711.757 [-0.61724]	0.049412 (0.93498) [0.05285]	0.001615 (0.06418) [0.02517]
DLOG(IPCAM(-3))	0.022616 (0.05293) [0.42732]	0.117208 (0.14116) [0.83032]	-1.446.899 -663.695 [-2.18007]	-0.649093 (0.87185) [-0.74450]	0.013746 (0.05984) [0.22970]
DLOG(IPCAM(-4))	0.053668 (0.05028) [1.06739]	-0.347036 (0.13410) [-2.58789]	-0.121479 -630.498 [-0.01927]	-0.769957 (0.82824) [-0.92963]	0.006463 (0.05685) [0.11369]
IPCAE(-1)	0.006261 (0.00112) [5.58771]	0.004813 (0.00299) [1.61073]	0.424008 (0.14050) [3.01781]	-0.016554 (0.01846) [-0.89689]	-8.88E-05 (0.00127) [-0.07012]
IPCAE(-2)	-0.004936 (0.00157) [-3.14671]	0.004994 (0.00418) [1.19367]	-0.453375 (0.19670) [-2.30485]	-0.027803 (0.02584) [-1.07597]	0.002247 (0.00177) [1.26707]
IPCAE(-3)	-0.000571 (0.00182) [-0.31436]	-0.002893 (0.00484) [-0.59757]	-0.300566 (0.22765) [-1.32029]	0.024461 (0.02990) [0.81797]	-0.001893 (0.00205) [-0.92246]
IPCAE(-4)	-7.43E-06 (0.00150) [-0.00495]	0.006496 (0.00400) [1.62287]	0.786037 (0.18819) [4.17678]	0.031448 (0.02472) [1.27211]	-0.001514 (0.00170) [-0.89217]

	DLOG(IPCAL)	DLOG(IPCAM)	IPCAE	DLOG(TCN)	DESEMP
DLOG(TCN(-1))	-0.014181 (0.00998) [-1.42041]	0.003506 (0.02663) [0.13168]	2.447.247 -125.197 [1.95472]	0.318411 (0.16446) [1.93607]	0.000427 (0.01129) [0.03779]
DLOG(TCN(-2))	-0.003891 (0.01093) [-0.35608]	-0.003006 (0.02915) [-0.10315]	1.107.742 -137.035 [0.80836]	-0.148190 (0.18001) [-0.82322]	0.006702 (0.01236) [0.54240]
DLOG(TCN(-3))	0.015532 (0.01075) [1.44548]	-0.008936 (0.02866) [-0.31181]	0.239608 -134.747 [0.17782]	-0.062834 (0.17701) [-0.35498]	0.011192 (0.01215) [0.92118]
DLOG(TCN(-4))	0.009529 (0.01032) [0.92327]	-0.026435 (0.02753) [-0.96036]	-0.192704 -129.420 [-0.14890]	-0.170889 (0.17001) [-1.00517]	0.018391 (0.01167) [1.57603]
DESEMP(-1)	0.112337 (0.11653) [0.96398]	-0.069199 (0.31081) [-0.22264]	-7.596.468 -146.133 [-0.51983]	-2.352.851 -191.964 [-1.22567]	0.464419 (0.13176) [3.52475]
DESEMP(-2)	-0.301270 (0.13103) [-2.29921]	0.063503 (0.34947) [0.18171]	-2.731.884 -164.312 [-1.66262]	-0.618991 -215.845 [-0.28678]	0.239703 (0.14815) [1.61797]
DESEMP(-3)	-0.286130 (0.13295) [-2.15212]	0.209341 (0.35460) [0.59036]	1.449.073 -166.721 [0.08692]	2.081.310 -219.009 [0.95033]	-0.137633 (0.15032) [-0.91559]
DESEMP(-4)	0.398611 (0.12572) [3.17065]	0.001573 (0.33530) [0.00469]	1.926.283 -157.650 [1.22187]	0.280863 -207.093 [0.13562]	0.555422 (0.14214) [3.90746]
C	0.011953 (0.00778) [1.53691]	-0.050947 (0.02074) [-2.45602]	3.857.140 (0.97530) [3.95482]	0.024249 (0.12812) [0.18927]	-0.013923 (0.00879) [-1.58327]
D2003	0.008844 (0.00524) [1.68897]	0.020988 (0.01397) [1.50287]	3.828.256 (0.65661) [5.83038]	0.102738 (0.08625) [1.19111]	-0.006638 (0.00592) [-1.12124]
D2008	0.001672 (0.00340) [0.49193]	0.005599 (0.00906) [0.61782]	-0.433993 (0.42610) [-1.01852]	0.069903 (0.05597) [1.24884]	0.003591 (0.00384) [0.93458]
D15_16	0.004765 (0.00300) [1.58593]	0.013575 (0.00801) [1.69399]	0.863495 (0.37678) [2.29175]	0.085523 (0.04950) [1.72789]	0.013497 (0.00340) [3.97297]