

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO  
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**LEONARDO BIANCHI DOS SANTOS**

**PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E INFLAÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA A  
ECONOMIA BRASILEIRA**

**VITÓRIA**

**2017**



**LEONARDO BIANCHI DOS SANTOS**

**PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E INFLAÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA A  
ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

**Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ramallete  
Moreira**

**VITÓRIA**

**2017**

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)  
(Biblioteca Central da Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil)  
Bibliotecária: Perla Rodrigues Lôbo – CRB-6 ES-000527/O

---

S237p Santos, Leonardo Bianchi dos, 1983-  
Produtividade total dos fatores e inflação : evidências para a  
economia brasileira / Leonardo Bianchi dos Santos. – 2017.  
86 f. : il.

Orientador: Ricardo Ramalhete Moreira.  
Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade  
Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Jurídicas e  
Econômicas.

1. Produtividade. 2. Inflação. 3. Phillips, Curva de. 4.  
Economia - Brasil. I. Moreira, Ricardo Ramalhete. II.  
Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de Ciências  
Jurídicas e Econômicas. III. Título.

CDU: 330

---

**LEONARDO BIANCHI DOS SANTOS**

**PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E A CURVA DE PHILLIPS:  
EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

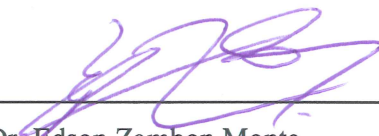
Vitória, 28 de julho de 2017.

**COMISSÃO EXAMINADORA**



---

Prof. Dr. Ricardo Ramallete Moreira  
Universidade Federal do Espírito  
Orientador



---

Prof. Dr. Edson Zambon Monte  
Universidade Federal do Espírito Santo



---

Prof. Dr. Newton Paulo Bueno  
Fucape Business School

## **AGRADECIMENTOS**

Primeiramente, agradeço o professor Ricardo Ramalhte Moreira pela orientação necessária para a elaboração desta dissertação e por todo apoio oferecido durante o desenvolvimento deste trabalho. Agradeço também aos professores Edson Zambon Monte e Newton Paulo Bueno por aceitarem participar da banca de defesa.

Da mesma forma, sou imensamente agradecido a todos os professores do departamento de economia da UFES por compartilhar parte de seu conhecimento comigo. Por toda minha vida irei nutrir esse sentimento de carinho e gratidão a todos aqueles que contribuíram para a minha formação como economista.

Agradeço também aos amigos, pelo amparo e pela compreensão neste período em que estive ausente me dedicando aos estudos, e aos colegas de trabalho, por todo o seu suporte. Meus agradecimentos incluem os colegas de mestrado que compartilharam as alegrias vividas neste período especial de minha vida.

Por fim, agradeço a minha família por me prover a educação e os valores necessários para concluir mais essa jornada em busca do conhecimento.

## RESUMO

Há um razoável entendimento da importância da produtividade no crescimento de longo prazo na literatura econômica. Porém, poucos trabalhos analisam a relação entre a produtividade e a dinâmica inflacionária no curto prazo. O objetivo deste trabalho é preencher esta lacuna para a economia brasileira. Inicialmente, foram analisados os fundamentos teóricos que alicerçam a correlação entre a produtividade e a inflação. Em seguida, foram elencados os trabalhos empíricos para a economia brasileira que tratam dessas duas variáveis. Por fim, foi estimado o impacto da produtividade na inflação por meio de uma Curva de Phillips Novo Keynesiana (CPNK) com o parâmetro da produtividade total dos fatores (PTF), com base nos dados para a economia brasileira no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2015. Os resultados das regressões por Mínimo Quadrados Ordinários (MQO) e pelo Método Generalizados dos Momentos (MGM) apontam para a presença da correlação negativa entre as medidas de produtividade testadas e o índice mensal de inflação, apesar da sensibilidade desta correlação às especificações dos modelos. O emprego de um Vetor Autorregressivo (VAR) como análise de robustez vem a confirmar o impacto benigno de um crescimento da PTF na dinâmica inflacionária no curto prazo para a economia brasileira.

**Palavras-chave:** Produtividade total dos fatores, inflação, Curva de Phillips Novo Keynesiana.

## ABSTRACT

There is a reasonable understanding in economic literature of the importance of productivity in long-term growth. However, few studies analyze the relation between productivity and the inflationary dynamics in short term. The objective of this study is to fill this gap for the Brazilian economy. Firstly, this thesis studies the theoretical principles that support the correlation between productivity and inflation. Next, it lists the empirical studies of the Brazilian economy that cover these two variables. Finally, it estimates the impact of productivity in inflation through a New Keynesian Phillips Curve (NKPC), with the parameter of total factor productivity (TFP), based on data for the Brazilian economy in the period between January 2003 to December 2015. The results of the regressions by Ordinary Least Squares (OLS) and by Generalized Method of Moments (GMM) point to the presence of negative correlation between the tested measures of productivity and the monthly inflation index, in spite of the sensitivities of this correlation to the specifications of the models. The use of a vector autoregressive (VAR) as an analysis of robustness confirms the benign impact of a growth in TFP in the inflationary dynamics in short term for the Brazilian economy.

**Key words:** Total factor productivity, inflation, New Keynesian Phillips Curve.



## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Evolução das Séries Temporais (janeiro de 2003 a dezembro de 2015).....	53
Gráfico 2 – Inverso das raízes unitárias do polinômio (Especificações PTF Base, Ajustada e Alternativa).....	67
Gráfico 3 – Respostas das variáveis macroeconômicas ao impulso em PTF Base.....	68
Gráfico 4 – Respostas das variáveis macroeconômicas ao impulso em PTF Ajustada.....	69
Gráfico 5 – Respostas das variáveis macroeconômicas ao impulso em PTF Alternativa.....	70

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas nas estimações.....	52
Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações.....	53
Tabela 3 – Resultados dos testes de raiz unitária.....	55
Tabela 4 – Curva de Phillips com PTF Base (MQO - Newey-West).....	58
Tabela 5 – Curva de Phillips com PTF Ajustada (MQO - Newey-West).....	59
Tabela 6 – Curva de Phillips com PTF Alternativa (MQO - Newey-West).....	60
Tabela 7 – Curva de Phillips com PTF Base (MGM).....	62
Tabela 8 – Curva de Phillips com PTF Ajustada (MGM).....	63
Tabela 9 – Curva de Phillips com PTF Alternativa (MGM).....	64
Tabela 10 – Critérios de Seleção AIC, SC e HQ (Modelo VAR com PTF Base).....	67
Tabela 11 – Critérios de Seleção AIC, SC e HQ (Modelo VAR com PTF Ajustada).....	68
Tabela 12 – Critérios de Seleção AIC, SC e HQ (Modelo VAR com PTF Alternativa).....	69

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Síntese da literatura empírica da Curva de Phillips para o Brasil.....	39
Quadro 2 – Síntese da literatura empírica da PTF para o Brasil.....	44

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b> .....	11
<b>1 ASPÉCTOS TEÓRICOS DA CURVA DE PHILLIPS E DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES</b> .....	14
1.1 O MODELO BASE DA CURVA DE PHILLIPS NOVO KEYNESIANA E OS DESENVOLVIMENTOS RECENTES.....	14
1.2 ASPECTOS TEÓRICOS DA PRODUTIVIDADE TOTAL DE FATORES E A METODOLOGIA DA CONTABILIDADE DO CRESCIMENTO.....	23
1.3 OS MODELOS DE CURVA DE PHILLIPS COM CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE.....	27
<b>2 A REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA</b> .....	33
2.1 A CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL.....	33
2.2 A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA ECONOMIA BRASILEIRA.....	39
2.3 A LITERATURA EMPÍRICA ACERCA DA PRODUTIVIDADE E DINÂMICA INFLACIONÁRIA.....	44
<b>3 ESTIMAÇÕES ECONOMETRICAS</b> .....	49
3.1 SOBRE OS DADOS.....	49
3.2 ESTRATÉGICA METODOLÓGICA.....	54
3.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	57
3.3.1 Resultados por MQO.....	57
3.3.2 Resultados por MGM.....	61
3.3.3 Análise de Robustez.....	66
<b>CONCLUSÃO</b> .....	71
<b>REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....	73
<i>APÊNDICE A</i> – Derivação da Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKHb).....	79
<i>APÊNDICE B</i> – Derivação da Curva de Phillips Novo Keynesiana Gali-Monacelli (CPNKGM).....	80
<i>APÊNDICE C</i> – Derivação da Curva de Phillips Novo Keynesiana com choques de produtividade Ambrocio-Jang (CPNKAJ).....	82

## INTRODUÇÃO

O crescimento da produtividade é fundamental para o crescimento da renda de uma nação. A produtividade, genericamente definida como razão entre o volume do produto e o volume dos fatores de produção, pode ser interpretada como uma medida de eficiência de uma determinada economia. Em outras palavras, a produtividade mensura a quantidade de produção ofertada dada uma determinada quantidade de capital e trabalho utilizada (KRUGMAN, 1994).

Com base na definição de produtividade, pode-se afirmar que a oferta de uma maior quantidade de bens e serviços com a mesma quantidade demandada de fatores de produção caracteriza uma variação positiva da produtividade. Ou seja, um crescimento da produtividade implica em uma maior oferta sem pressões adicionais da demanda e, ao mesmo tempo, uma redução do custo médio unitário dos bens e serviços ofertados.

Deste modo, pode a variação da produtividade impactar a dinâmica inflacionária de uma economia? Embora esta hipótese seja bastante intuitiva, são poucos os trabalhos na literatura econômica que buscam mensurar o impacto da produtividade na variação dos preços. Em geral, os estudos que analisam a dinâmica inflacionária por meio da Curva de Phillips adotam o pressuposto convencional de que ganhos de produtividade são revertidos automaticamente em aumentos nas remunerações dos fatores de produção, ou seja, crescimento dos salários e lucros. Desta forma, a variação da produtividade não implica em qualquer alteração dos custos das firmas e, por consequência, não impacta a variação dos preços.

O pressuposto de apropriação dos ganhos de produtividade de forma automática é explicado, por exemplo, pela forte correlação entre a produtividade do trabalho e salários reais no longo prazo. Com base nessa correlação, os modelos de referência neoclássicos adotam a hipótese de que a produtividade do trabalho e os salários reais crescem à mesma taxa no estado estacionário (BALL; MOFFIT, 2001).

No entanto, o crescimento dos salários pode diferir no curto prazo da variação da produtividade. O ajustamento dos salários reais não é automático à variações da produtividade e, logo, o crescimento da produtividade implica em uma redução dos custos marginais no curto prazo, podendo “vazar” na forma de uma redução no nível de preços (BALL; MOFFIT, 2001). Do mesmo modo, o aumento da produtividade do capital não seria revertido automaticamente em aumentos da taxa de lucro em uma economia com concorrência.

Evidentemente, a possibilidade de crescimento do produto com redução de preços é de interesse para qualquer país, especialmente para o Brasil. Após anos de vigor durante da

década de 2000, a economia brasileira perdeu seu dinamismo. Dados extraídos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) apontam que o crescimento médio do produto no quadriênio 2011-2014 foi de apenas 2,12%, representando uma queda de 53,80% quando comparado ao quadriênio anterior de 2007-2010, cuja média de crescimento anual do produto foi de 4,62%.

Simultaneamente à perda de dinamismo da economia brasileira, as taxas de inflação registraram uma aceleração no mesmo período. O índice de preços do consumidor amplo (IPCA), também calculado pelo IBGE, apresentou uma inflação acumulada de 22,22% no período compreendido entre janeiro de 2007 e dezembro de 2010, enquanto a inflação acumulada entre janeiro de 2011 e dezembro de 2014 totalizou 27,03%, com variação média de 6,16% ao ano. A meta de inflação definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) era de 4,5% ao ano neste mesmo período.

Portanto, investigar empiricamente a relação entre produtividade e inflação é muito pertinente para a economia brasileira, visto que, se confirmada, o crescimento da produtividade traria um benefício adicional, ou seja, a redução das taxas de inflação, além do aumento do produto em um momento de fraco desempenho da atividade econômica brasileira. Apesar disso, não há trabalhos empíricos que tratam a variação da produtividade como determinante da inflação para a economia brasileira. Mesmo a literatura empírica mais recente para dados do Brasil, já incorporando os avanços teóricos da Curva de Phillips Novo Keynesiana (CPNK), não contém qualquer parâmetro de produtividade. Neste trabalho, a CPNK será utilizada como o meio para se investigar empiricamente a relação entre a produtividade e a inflação no curto prazo para a economia brasileira.

O caráter inédito do trabalho, que tem por objetivo testar e mensurar a correlação negativa entre inflação e variação da produtividade, é a sua principal contribuição científica. Para alcançar esse objetivo, o trabalho está estruturado da seguinte forma: no primeiro capítulo serão apresentados os aspectos teóricos da CPNK, empregada como instrumento para identificar a relação entre a produtividade e a dinâmica inflacionária, e os desenvolvimentos recentes. Posteriormente, serão tratados os aspectos teóricos da produtividade total dos fatores (PTF), medida de produtividade utilizada nas estimações. O último tópico do primeiro capítulo trata da literatura que associa a Curva de Phillips à produtividade.

Por sua vez, no segundo capítulo serão apresentados os trabalhos que tratam da Curva de Phillips para a economia brasileira e, em seguida, os trabalhos que buscaram mensurar a PTF para o Brasil. No último tópico do segundo capítulo, serão elencados os trabalhos

empíricos para as economias estrangeiras que relacionam a dinâmica inflacionária com a variação da produtividade e as respectivas evidências estatísticas encontradas.

No terceiro e último capítulo serão apresentados os dados utilizados para as regressões, bem como a estratégia metodológica utilizada e os resultados das estimações. A fim de ter maior segurança na análise, será proposto também um teste de robustez para corroborar os resultados encontrados. Por fim, seguem a conclusão, as referências bibliográficas e apêndices.

## 1 ASPECTOS TEÓRICOS DA CURVA DE PHILLIPS E A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES

Neste primeiro capítulo será realizada uma revisão da literatura que aborda as questões teóricas da formulação da Curva de Phillips Novo Keynesiana e os desenvolvimentos recentes. Também serão abordadas as vertentes teóricas que tratam da PTF e apresentado os modelos que associam esta variável com a Curva de Phillips.

O primeiro tópico tratará da concepção da Curva de Phillips Novo Keynesiana e dos principais avanços da teoria incorporados por ela. Posteriormente serão apresentados alguns trabalhos que avançaram ao flexibilizar algumas das hipóteses contidas na Curva de Phillips Novo Keynesiana original.

O segundo tópico abordará os aspectos teóricos da PTF também com uma breve revisão do seu desenvolvimento. No terceiro e último tópico deste capítulo, serão apresentados os trabalhos que relacionam a Curva de Phillips e a produtividade. Por fim, será proposto, com base nesses trabalhos, um modelo de Curva de Phillips que permita identificar a correlação entre essas duas variáveis para a Economia Brasileira após a adoção do regime de metas de inflação.

### 1.1 O MODELO BASE DA CURVA DE PHILLIPS NOVO KEYNESIANA E OS DESENVOLVIMENTOS RECENTES

Desde a concepção da Curva de Phillips no final da década de 1950 (PHILLIPS, 1958), o desenvolvimento teórico para explicar o fenômeno inflacionário apresentou grandes avanços, embora esteja longe de alcançar um consenso definitivo acerca das principais questões que envolvem os seus determinantes. Houve inegáveis progressos também nos instrumentos derivados deste escopo teórico para manter a inflação em patamares baixos no longo prazo sem grandes custos sociais.

A formulação, essencialmente empírica, da Curva de Phillips, demonstrou o *trade-off* existente entre nível de preços e nível de desemprego, utilizando dados do Reino Unido, para os anos de 1861 a 1957. A Curva de Phillips passou a ser parte central dos modelos macroeconômicos, desenvolvidos, até então, com base na Síntese Neoclássica (IS-LM), que passaram a serem fechados com introdução das variáveis salários e preços (GOODFRIEND; KING, 1997).



Na década de 1960, a Escola Monetarista questionou a estabilidade estrutural da Curva de Phillips. A estrutura básica monetarista foi a *teoria quantitativa da moeda*, no entanto, relacionando a quantidade de moeda nominal e a renda real a preços constantes. Nessa nova concepção, a existência do *trade-off* entre inflação e a produção real era somente observável no curto prazo, devido à rigidez de preços. No longo prazo, os agentes ajustariam suas expectativas em relação a preços e salários e neutralizariam os efeitos da política monetária. Como Goodfriend e King explicam:

These expectational considerations were made explicit by Friedman (1968), who described how incomplete adjustment of expectations could lead wages and prices to respond sluggishly to changes in money. At the same time, Friedman suggested that sustained inflation should not affect real activity in the long run, defined as a situation in which expectations were correct, since output would then be determined by real forces (GOODFRIEND; KING, 1997, p 239).

Surge então, no início da década de 1970, a Teoria Novo Clássica (ou Teoria das Expectativas Racionais) que propõe uma Curva de Phillips vertical, tanto no curto prazo quanto no longo prazo. A teoria das expectativas racionais assume que os indivíduos formam expectativas da melhor forma possível e que somente mudanças monetárias não previstas por esses agentes teriam efêmeros efeitos reais.

A Teoria Novo Clássica propunha uma atuação passiva por parte das Autoridades Monetárias, a fim de evitar choques monetários não previstos pelos agentes. A Teoria das Expectativas demonstra que não se pode calcular o efeito sobre um determinado choque sem compreender sua persistência e a extensão em que esse choque é esperado pelos agentes, que se preparam com antecedência (GOODFRIEND; KING, 1997).

A Curva de Phillips tradicional foi atacada vigorosamente, pois não continha qualquer variável expectacional. A *crítica de Lucas* se mantinha, tendo em vista que mudanças na política monetária poderiam alterar as expectativas dos agentes privados, causando a alteração dos parâmetros da Curva de Phillips tradicional (BALAKRISHNAN; LÓPEZ-SALIDO, 2002).

Os avanços teóricos proporcionados pelos Monetaristas e Novos Clássicos implicaram em orientações para as autoridades monetárias a fim de otimizar a política monetária empregada. Os monetaristas propuseram a adoção de regras ao invés da discricionariedade para obter menores taxas de inflação com um menor custo social, enquanto os Novos Clássicos sugeriram que as expectativas dos agentes em relação à condução da política monetária fossem consideradas na administração da mesma.

Os progressos teóricos anteriormente apresentados foram incorporados pela Teoria Novo Keynesiana na confecção da sua Nova Curva de Phillips. Notadamente a rigidez de preços no curto prazo, e o conseqüente efeito da política monetária sobre a economia real, e o fundamental papel do componente expectacional. No entanto, a CPNK também forneceu novos avanços teóricos, em especial a microfundamentação teórica na sua concepção.

O trabalho de Clarida, Gali e Gertler (1999), intitulado “*The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*”, obteve sucesso ao incluir em sua nova curva de Phillips aspectos da Teoria Keynesiana, como a rigidez de preços no curto prazo, porém baseado nas decisões otimizadoras individuais explícitas das firmas em um ambiente de concorrência monopolística. Nas palavras dos próprios autores:

The Phillips curve evolves from a staggered nominal price setting, in spirit of Stanley Fischer (1977) and Jonh Taylor (1980). A key difference is that the individual firm price-setting decision, which provides the basis for the aggregate relation, is derived from an explicit optimization problem (CLARIDA, GALI; GERTLER, 1999, p 1666).

A microfundamentação teórica na construção da CPNK representou uma grande inovação na teoria monetária, pois explicou uma relação observada de forma empírica inicialmente (a própria Curva de Phillips Original) com base no problema de maximização dos lucros das firmas, sem fazer uso do agente representativo, como será demonstrado adiante.

Ressalta-se, também, a inserção das firmas em um ambiente de concorrência monopolística. O próprio problema de otimização das firmas por meio da fixação de preços não existe em um ambiente de concorrência perfeita, pois neste ambiente as firmas são tomadoras de preço. O ambiente de concorrência imperfeita também é importante para o efeito da moeda sobre o produto na presença de rigidez de preços (GOODFRIEND; KING, 1997).

Os autores formulam o problema de otimização das firmas a partir do modelo de preços escalonados de Calvo (1983). Neste modelo, a cada período  $t$  cada firma tem a probabilidade  $\theta$  de manter os preços inalterados durante esse período, enquanto a probabilidade da firma ajustar os preços é de  $(1 - \theta)$ . Em outras palavras, pela lei dos grandes números, uma parcela das firmas ( $\theta$ ) mantém os preços fixos enquanto a outra parcela  $(1 - \theta)$  reajusta os preços a fim de maximizar o lucro no período  $t$ . Portanto, quanto maior  $\theta$ , mais rígidos serão os preços no período  $t$  (CLARIDA; GALI; GERTLER, 1999).

A probabilidade das empresas remarcarem os preços  $(1 - \theta)$  em um determinado período é independente dos reajustes nos períodos anteriores e entre as empresas. Assim, o tempo médio durante o qual os preços são fixos é igual a  $\left(\frac{1}{1-\theta}\right)$ . Se, por exemplo,  $\theta = 0,75$ , o tempo médio que o preço permanecerá fixo é de um ano, para um modelo com dados trimestrais.

Deste modo, o nível de preços da economia em  $t$ ,  $P_t$ , será determinado pela combinação de firmas que mantêm os preços inalterados (ou seja, em  $P_{t-1}$ ) e de firmas que reajustam o preço no intuito de maximizar o lucro em um ambiente de concorrência monopolística (para  $P_t^*$ ). Portanto:

$$P_t = \theta P_{t-1} + (1 - \theta)P_t^* \quad (1)$$

Sendo  $P_t$  o nível de preços no período  $t$ ,  $P_{t-1}$  o nível de preços do período anterior e  $P_t^*$  o preço que maximiza o lucro no período  $t$ . Assume-se que todas as empresas que ajustam preços  $(1 - \theta)$  em  $t$  escolherão  $P_t^*$ .

Ao definir seu preço em  $t$ , cada firma considera a evolução do seu custo marginal nominal esperado, descontado por um fator subjetivo. O preço que maximiza o lucro em  $t$  é o valor presente do fluxo do custo marginal.

$$P_t^* = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t\{mc_{t+k}^n\} \quad (2)$$

Onde  $mc_t^n$  é o desvio do custo marginal nominal em relação ao seu estado natural no período  $t$  e  $\beta$  é a taxa de desconto subjetiva, entre 0 e 1. Pode-se notar que, no caso limite de os preços serem totalmente flexíveis ( $\theta \rightarrow 0$ ),  $P_t^* = mc_t^n$ , ou seja, a firma ajustará o preço somente com base na variação do custo marginal nominal corrente. Verifica-se, também, que caso o fator de desconto  $\beta$  tender a zero, implica dizer que o futuro não é relevante e o preço que maximiza o lucro das empresas será igual ao desvio do custo marginal nominal, ou seja,  $P_t^* = mc_t^n$ . Se  $\beta$  for igual a 1, o custo marginal nominal no futuro terá o mesmo peso que o custo marginal corrente.

Considerando que  $P_t - P_{t-1} = \pi_t$  e associando as equações (1) e (2), é possível derivar a equação da inflação da seguinte forma:

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t(\pi_{t+1}) + u_t \quad (3)$$

Onde  $\lambda = \left(\frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}\right)$ ,  $x_t$  é o hiato do produto<sup>1</sup>,  $\beta E_t(\pi_{t+1})$  é a expectativa da inflação futura ponderada pelo taxa de desconto subjetiva e  $u_t$  um termo de erro, que se refere aos choques de oferta e ou qualquer outro fenômeno que afete os custos marginais reais<sup>2</sup>.

Como se pode verificar, a CPNK não contém a inflação passada ou inercial na sua concepção. Somente a expectativas dos agentes quanto a inflação futura, ponderada pela taxa desconto subjetiva, e o hiato do produto, também ponderado pela taxa desconto subjetiva e o pelo grau de rigidez dos preços, afetam a inflação corrente. De acordo com os autores:

In contrast to the traditional Phillips curve, there is no arbitrary inertia or lagged dependence in inflation. Rather, inflation depends entirely on current and expected future economic conditions. Roughly speaking, firms set nominal price based on the expectations of future marginal costs (CLARIDA, GALI; GERTLER, 1999, p. 1667).

Após a apresentação e derivação da Curva de Phillips Novo Keynesiana, pode-se sintetizar as suas principais características. A CPNK representa um avanço teórico notoriamente por: a) se tratar de um modelo dinâmico; b) os agentes são *forward looking*, ou seja, o papel das expectativas dos agentes é fundamental; c) as firmas fixam preços em um ambiente de concorrência monopolística, uma premissa mais aderente do que a de concorrência perfeita; d) ser derivada de microfundamentações teóricas, isto é, o *trade-off* entre produto e inflação é devido às decisões maximizadoras individuais explícitas das firmas.

A existência de rigidez de preços se dá somente no curto prazo, devido a somente uma parcela das firmas reajustarem seus preços em  $t$ . No longo prazo, todas as firmas reajustam preços e, portanto, a moeda é neutra.

Apesar de a CPNK representar um importante marco teórico no estudo dos determinantes da inflação, em trabalho posterior, Gali e Gertler (1999) fizeram algumas considerações acerca da CPNK apresentada por eles juntamente com Richard Clarida. Nesse novo *paper*, os autores comentaram a evidência empírica que aponta que parte da inflação é explicada por um fator inercial. Ou seja:

Despite the advances in theoretical modeling, accompanying econometric analysis of the “new Phillips curve” has been rather limited, though with a few notable

---

<sup>1</sup>A relação com a inflação provém do modelo de Calvo que é apresentado da seguinte forma:  $\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \sigma mc_t$ , onde  $mc_t$  é o desvio do custo marginal real. Porém, com o auxílio de algumas hipóteses restritivas, pode-se obter uma relação proporcional entre o hiato do produto e o custo marginal real, como segue:  $mc_t = \kappa x_t$ , onde  $\kappa$  é a elasticidade produto do custo marginal real (GALI; GERTLER, 1999).

<sup>2</sup> O termo de erro também pode ser interpretado como reflexo dos desvios da relação  $mc_t = \kappa x_t$ .

exceptions. The work to date has generated some useful findings, but these findings have also raised some troubling questions about the existing theory. As we discuss below it appears difficult for these models to capture the persistence in inflation without appealing either to some form of stickiness in inflation that is hard to motivate explicitly or to adaptive expectations, which also poses difficulty from a modeling standpoint (GALI; GERTLER, 1999, p.196).

Outro ponto levantado pelos autores foi a aparente contradição entre a teoria e a evidência empírica ao se estimar hiato do produto. O parâmetro do hiato do produto apresentava sinal inverso ao previsto pela teoria, utilizando-se dados da economia americana (GALI; GERTLER, 1999). Jordi Gali e Mark Gertler, ao estimarem juntamente com J. David López-Salido a CNPK com dados para a Zona do Euro, chegaram aos mesmos resultados. Os autores atribuíram o aparente fracasso a problemas na estimação do hiato do produto. Eles dizem:

An auxiliary finding is that, as with USA data, real marginal costs in the Euro area is not well approximated by detrended output. This finding is of someone significance: It suggests that at least part of the explanation for the empirical failure of specifications of the new Phillips curve based on detrended output. Put differently, much of the recent criticism of the new Phillips curve applies to this information, and not to the marginal cost-based specification. Among other things, real marginal cost appears to move sluggishly in the data relative to detrended output. This sluggishness in real marginal cost, in turn, appears to help the model account for high degree of persistence of inflation (GALI, GERTLER, LÓPEZ-SALIDO, 2001, p. 1239).

A fim de sanar os aludidos problemas de estimação do hiato do produto  $x_t$ , os autores então o substituem o por uma medida do custo marginal real ( $mc_t$ ). Eles defendem que diante da dificuldade na mensuração o hiato do produto, a utilização do custo marginal da firma é mais adequada para a estimação da Curva de Phillips Novo Keynesiana, mediante algumas hipóteses restritivas (GALI; GERTLER, 1999).

Outra mudança chave foi a inclusão de um componente na Curva de Phillips que permite captar a inflação inercial. Deste modo, uma parcela das firmas que reajustarem seus preços em um determinado período utilizará a inflação passada como base para esse reajuste. No *apêndice A* encontra-se uma representação sucinta da derivação do custo marginal real ( $mc_t = s_t$ ), e da nova equação de inflação com o componente inercial.

Importante frisar que as empresas *forward looking* comportam-se exatamente como descrito na equação (2), ou seja, como o modelo de Calvo (1983). Enquanto as empresas *backward looking* utilizam apenas o preço ótimo do período anterior e a variação dos preços no período passado. Ressalta-se, também, que não há necessariamente um comportamento não racional por parte das empresas que reajustam os preços com base na inflação passada. O

reajuste pela inflação passada converge para o comportamento otimizador ao longo do tempo (GALI; GERTLER, 1999).

Portanto, a especificação do modelo da Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKHb) difere da CPNK original em dois pontos chaves. O primeiro ponto é que o custo marginal real ( $mc_t = s_t$ ), ao invés do hiato do produto, é a variável que explica os desvios da inflação futura. O segundo ponto é que os coeficientes são funções de três parâmetros, a saber:  $\theta$  que mede o grau de rigidez dos preços,  $\omega$  que mensura o quanto as empresas utilizam a inflação passada e o fator de desconto do futuro  $\beta$ . A CPNKHb é então representada pela equação abaixo:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \{\pi_{t+1}\} \quad (4)$$

A inflação  $\pi_t$  é função dos custos marginais reais,  $\lambda mc_t$ , da expectativa de inflação futura  $E_t \{\pi_{t+1}\}$ , ponderada pela parcela de empresas *forward looking*,  $\gamma_f$ , e da inflação passada,  $\pi_{t-1}$ , ponderada pela parcela de empresas *backward looking*,  $\gamma_b$ . Importante ressaltar que neste novo modelo, a CPNK original é um caso especial, especificamente quando  $\omega$  é igual a zero (ou seja, todas as firmas são *forward looking*).

Os modelos apresentados até o momento omitiram uma importante variável: o setor externo. Em uma economia aberta, preços de produtos importados afetam os índices de inflação doméstica, assim como a taxa de câmbio. No intuito de preencher essa lacuna, Balakrishnan e López-Salido (2002) desenvolveram uma interessante abordagem da Curva de Phillips Novo Keynesiana para analisar a dinâmica inflacionária no Reino Unido.

Os autores apontaram uma tendência da Curva de Phillips tradicional de superestimar a inflação em um ambiente de baixa inflação e baixo desemprego, como o vivenciado pelo Reino Unido no decorrer da década de 1990 (BALAKRISHNAN; LÓPEZ-SALIDO, 2002). Mesmo após introduzir choques externos no modelo o problema não foi solucionado, o que impeliu os pesquisadores a testarem uma nova abordagem.

Os autores afirmam que parte do problema de superestimação da inflação no Reino Unido é devido à maior abertura da Economia Britânica quando comparada à economia americana ou à Zona do Euro (BALAKRISHNAN; LÓPEZ-SALIDO, 2002).

Nesta nova abordagem, os autores expandiram a CPNK para permitir a inserção de insumos importados que, por sua vez, afetam a dinâmica inflacionária em uma economia aberta. Deste modo, variações na taxa real de câmbio também podem afetar os preços internos

domésticos por meio dos bens intermediários importados. Balakrishnan e López-Salido então utilizaram como base para a construção do seu modelo a obra de Gali e Gertler (1999), ou seja, da Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida. A especificação do Modelo de Balakrishnan e López-Salido (CPNKBLs) é representada da seguinte forma<sup>3</sup>:

$$\pi_t = \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda[(1 - \zeta)mc_t + \zeta(p_t^m - p_t)] \quad (5)$$

Onde  $p_t^m$  é o preço dos bens importados e  $p_t$  é o preços dos bens domésticos. Portanto, a inflação é função da expectativa da inflação futura, da inflação passada, dos custos marginais reais e da relação entre os preços externos e domésticos, sendo que estes dois últimos são ponderados pelo grau de abertura da economia,  $\zeta$ <sup>4</sup>. Ressalta-se que se  $\zeta \rightarrow 0$ , chega-se ao resultado da CPNKHb.

Gali e Monacelli (2005), por sua vez, desenvolveram um modelo de política monetária para uma pequena economia aberta onde a variação dos termos de troca impacta os índices de inflação ao consumidor diretamente, e não por meio dos bens intermediários.

O modelo de Gali e Monacelli consiste de uma Curva IS dinâmica derivada de decisões otimizadoras dos agentes, uma Curva de Phillips resultante da precificação escalonada de preços *a la* Calvo em uma pequena economia aberta, e uma regra de política monetária ótima *a la* Taylor. As condições de equilíbrio dependem dos parâmetros específicos de uma economia aberta, notadamente o grau de abertura da economia (GALI; MONACELLI, 2005).

Por pequena economia aberta, entende-se que cada economia é uma parte infinitesimal da economia mundial e, deste modo, as decisões internas de cada país não têm qualquer impacto sobre o resto do mundo. Dentro de cada economia, os agentes maximizam o seu consumo presente e futuro com uma cesta formada por bens domésticos e bens estrangeiros e os autores assumem que as economias compartilham preferências, tecnologias e estruturas de mercado idênticas.

A Curva de Phillips para os preços domésticos no modelo de Gali e Monacelli é similar a CPNK original. A inflação doméstica,  $\pi_{H,t}$ , é função da expectativa da inflação doméstica

<sup>3</sup> No caso específico do Modelo de Balakrishnan e López-Salido se optou por demonstrar a equação presente no trabalho de ABBAS, BHATTACHARYA e SGRO (2016) devido à exposição formal do modelo apresentada pelos autores ser mais intuitiva do que a original.

<sup>4</sup> A fim de harmonizar as equações apresentadas neste trabalho, tomou-se a liberdade de adotar símbolos diferentes dos trabalhos originais para representar os parâmetros dos modelos. Na apresentação dos modelos seguintes, o mesmo critério será adotado nas situações em que um mesmo símbolo representar parâmetros distintos entre esses modelos.

futura  $E_t \{\pi_{H,t+1}\}$ , ponderada pelo fator de desconto  $\beta$ , acrescida do desvio dos custos marginais reais  $mc_t$ .

Uma importante premissa para a concepção da Curva de Phillips Novo Keynesiana Gali-Monacelli (CPNKGM) é que todos os bens importados são bens de consumo. Neste caso, a variação dos preços relativos e da taxa de câmbio afetam somente os preços ao consumidor e não têm qualquer impacto sobre os preços dos insumos. Deste modo, a inflação ao consumidor,  $\pi_t$ , é igual à inflação dos preços domésticos,  $\pi_{H,t}$ , acrescida da variação dos termos de troca  $\zeta \Delta T_t$ , ponderada pelo grau de abertura da economia.

Quanto maior o grau de abertura da economia,  $\zeta$ , maior será a diferença entre a inflação ao consumidor,  $\pi_t$ , e a inflação dos preços domésticos  $\pi_{H,t}$  frente a uma variação dos termos de troca,  $\zeta \Delta T_t$ . Ressalta-se que a taxa real de câmbio é dada por  $q_t = (1 - \zeta)T_t$ . A CPNKGM é representada pela equação abaixo:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t \{\pi_{t+1}\} + \frac{\zeta}{1-\zeta} [\Delta q_t - \beta E_t \Delta q_{t+1}] \quad (6)$$

Portanto, na CPNKGM a inflação aos consumidores,  $\pi_t$ , será função dos custos marginais reais,  $\lambda mc_t$ , da expectativa da inflação futura,  $E_t \{\pi_{t+1}\}$ , ponderada pelo fator de desconto subjetivo  $\beta$  e da diferença entre a variação da taxa de câmbio real,  $\Delta q_t$ , e a expectativa da variação futura da taxa de câmbio real,  $\beta E_t \Delta q_{t+1}$ , ponderada pelo grau de abertura da economia,  $\zeta$ . Importante frisar que se  $\zeta \rightarrow 0$ , a CPNKGM converge para a CPNK original.

No entanto, o grau de abertura da economia não afeta somente os preços domésticos através da variação dos termos de troca, ou expectativa de variação dos termos de troca. Como salientado pelos autores, o grau de abertura afeta diretamente a relação entre a inflação e o hiato do produto, ou seja, a inclinação da CPNKGM (GALI; MONACELLI, 2005).

Ressalta-se que em uma economia aberta, o *gap* do produto e os custos marginais não são proporcionais, enquanto a taxa de câmbio real é diretamente proporcional (*complete exchange rate pass-through*) com os termos de troca (GALI; MONACELLI, 2005). No *apêndice B* se encontra uma representação sucinta da derivação do modelo de Gali e Monacelli e da nova equação de inflação com o componente do termo de troca (ou taxa de câmbio real).

Em suma, o modelo de Gali e Monacelli difere do modelo da CPNK original em dois pontos-chaves: 1) os coeficientes para o equilíbrio do modelo dependem dos parâmetros



específicos de uma economia aberta, como grau de abertura e substitutibilidade entre bens domésticos e estrangeiros; 2) o nível natural do produto e da taxa de juros em uma economia aberta depende de variáveis internas e externas. Em particular, a CPNK é um caso especial da CPNKGM, neste caso, quando  $\zeta \rightarrow 0$  (GALI; MONACELLI, 2005).

## 1.2 ASPECTOS TEÓRICOS DA PRODUTIVIDADE TOTAL DE FATORES E A METODOLOGIA DA CONTABILIDADE DO CRESCIMENTO

Como salientado por Hulten (2001), a PTF não possui uma profunda conceituação teórica. Grosso modo, pode ser definida como parte do crescimento do produto que não é explicada pelo acréscimo dos fatores de produção, ou seja, o aumento da produção que não advém da adição de capital ou de trabalho. Também é importante ressaltar que a PTF é uma taxa de variação em um determinado período, ou seja, é um conceito que associa mudanças tecnológicas que ocorrem ao longo do tempo e, conseqüentemente, não possui natureza estática.

A base teórica da PTF se origina dos trabalhos de Robert Solow na década de 1950<sup>5</sup>. No clássico *paper* “*A contribution to the theory of economic growth*” (SOLOW, 1956), o autor investiga as causas do crescimento per capita de longo prazo e para este fim apresenta um modelo simples de crescimento de longo prazo a partir de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas. Neste modelo, a renda per capita é função do nível tecnológico, do percentual da renda destinada ao investimento líquido, da taxa de crescimento vegetativo da população e da taxa de crescimento do progresso técnico. No longo prazo, a taxa de crescimento da renda per capita é igual à taxa de crescimento do progresso técnico.

No trabalho seguinte, “*Technical Change and the Aggregate Production Function*” (SOLOW, 1957), o autor buscou investigar a conformidade do seu modelo neoclássico de crescimento no longo prazo aos dados empíricos, utilizando dados da economia americana entre 1909 e 1949. Para tanto, Solow propôs um inteligível método de desagregação das variações do produto per capita, assumindo retornos constantes de escala e concorrência perfeita. Neste trabalho, o autor estimou que 87,5% do crescimento da renda per capita advinha da mudança tecnológica e somente 12,5% era oriundo do incremento do capital por trabalhador.

---

<sup>5</sup> Os estudos sobre Produtividade remontam a primeira metade do século XX. Porém optou-se por estabelecer os trabalhos de Solow como origem da Produtividade Total dos Fatores, muito por conta do avanço teórico que os estudos de Solow representaram. Para uma revisão dos estudos anteriores a Solow, ver HULTEN (2001).

Solow classificou a mudança tecnológica como qualquer tipo de mudança na função de produção. Nas palavras do autor:

It will be seen that I am using the phrase "technical change" as a shorthand expression for any kind of shift in the production function. Thus slowdowns, ppeedups, improvements in the education of the labor force, and all sorts of things will appear as "technical change" (SOLOW, 1957, p. 312).

A metodologia proposta por Solow<sup>6</sup> parte de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas como a seguir:

$$Y(t) = A(t)F[K(t), L(t)] \quad (7)$$

Onde  $Y(t)$  é o produto agregado da economia,  $K(t)$  é o estoque do fator capital,  $L(t)$  é o estoque do fator trabalho e  $A(t)$  é o nível de tecnologia da economia. Todas variáveis medidas em um dado momento  $t$ .

O parâmetro  $A(t)$  é o objeto de interesse na equação. Solow, propositalmente, apresenta a função de produção na estrutura acima e, ao destacar o parâmetro  $A(t)$  do restante dos fatores de produção, implica dizer que o progresso técnico é igualmente aumentador de capital e trabalho a uma taxa proporcional. Ou seja, a relação capital-trabalho permanece constante ao longo do tempo, também denominado de Hicks-Neutra<sup>7</sup>.

Para Hulten (2001), o parâmetro  $A(t)$  mensura a mudança na função de produção a determinados níveis de trabalho e capital. Para o autor a identificação do parâmetro como "mudança técnica" não é, geralmente, uma interpretação adequada. O autor salienta que, por exemplo, o parâmetro  $A(t)$  captura apenas melhorias sem custo na forma como os recursos de trabalho e de capital de uma economia são transformados em PIB real. Gastos em pesquisa e desenvolvimento não serão capturados a não ser que sejam excluídos de  $L(t)$  e  $K(t)$ .

Jones (1979), por sua vez, define a tecnologia como “o conjunto social de conhecimento da arte industrial e a taxa de progresso tecnológico como a taxa à qual esse estoque de conhecimento está crescendo” (JONES, 1979, p. 170).

---

<sup>6</sup> A versão apresentada neste trabalho foi extraída de JONES (2015) cuja exposição formal do método de Solow é mais intuitiva do que a original.

<sup>7</sup> Hicks propôs uma classificação do progresso técnico baseado no impacto da relação capital-trabalho. O progresso técnico pode ser poupador de trabalho, poupador de capital ou neutro no sentido de Hicks se a razão entre o produto marginal do capital e do produto marginal do trabalho aumentar, diminuir ou permanecer constante ao longo do tempo, respectivamente. Outra classificação do progresso técnico foi proposta por Harod e relaciona o seu impacto a relação capital-produto. Para maiores detalhes, ver JONES, 1979, p. 170-197.

Não obstante, a suposição de que mudança tecnológica afete igualmente tanto o produto marginal do capital quanto o produto marginal do trabalho é, no mínimo, uma hipótese forte, a representação do parâmetro  $A(t)$  na forma proposta por Solow, permite a sua mensuração por um método matemático simples.

Ao se tirar o logaritmo e derivar os dois lados da equação 7 em relação ao tempo  $t$ :

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \left( A \frac{F_{KK}}{Y} \right) \left( \frac{\dot{K}}{K} \right) + \left( A \frac{F_{LL}}{Y} \right) \left( \frac{\dot{L}}{L} \right) \quad (8)$$

Assumindo concorrência perfeita para essa economia, o produto marginal do capital e o produto marginal do trabalho são iguais a sua remuneração, ou seja, iguais ao aluguel do capital e aos salários, respectivamente. Neste caso, o termo  $\left( A \frac{F_{KK}}{Y} \right)$  equivale ao pagamento do fator do capital na economia em relação à renda total, enquanto o termo  $\left( A \frac{F_{LL}}{Y} \right)$  equivale ao pagamento do fator do trabalho na economia em relação à renda total. Supondo a presença de retornos constantes de escala, pressupõe-se que a soma das parcelas de pagamento dos fatores em relação à renda seja igual a 1.

Deste modo, chega-se a:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha \left( \frac{\dot{K}}{K} \right) + (1 - \alpha) \left( \frac{\dot{L}}{L} \right) \quad (9)$$

Onde  $\alpha$  representa a participação do fator capital na renda total, enquanto  $(1 - \alpha)$  representa a participação do fator trabalho na renda total. Considera-se  $\alpha$  e  $(1 - \alpha)$  constantes no tempo.

Por fim, para se obter a variação do progresso técnico (PTF) em um determinado período, uma vez que a mesma não é diretamente observável na economia, basta descontar do crescimento do produto o valor referente a contribuição do capital e do trabalho, ponderadas pelas suas respectivas participações na renda total. Assim:

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \alpha \left( \frac{\dot{K}}{K} \right) - (1 - \alpha) \left( \frac{\dot{L}}{L} \right) \quad (10)$$

Portanto, o termo  $\frac{\dot{A}}{A}$ , que representa a variação do progresso técnico (PTF) no tempo, é o resíduo da variação do produto descontada das contribuições dos fatores de produção capital e

trabalho. A expressão “resíduo de Solow”, utilizada para expressar a PTF, deriva da metodologia empregada pelo autor para se obter a variação da mudança tecnológica.

O original resultado obtido por Solow por meio da metodologia acima exposta foi objeto de grande discussão nas décadas seguintes. Jorgenson e Griliches (1967 *apud* HULTEN, 2001), representa um marco importante na evolução da teoria da produtividade. Tendo como base a teoria da produção neoclássica, os autores introduziram uma série de inovações na mensuração das variáveis e aplicaram na estrutura proposta por Solow. Deste modo, avançaram na ideia intuitiva de que a mensuração cuidadosa das variáveis, bem como a correta especificação do modelo, fariam o resíduo de Solow desaparecer e deixar de explicar a variação do produto.

A réplica à crítica de Jorgenson e Griliches foi formulada por Denison (1972 *apud* HULTEN, 2001), que obteve resultados condizentes com as conclusões de Solow. Denison comparou os procedimentos utilizados por Jorgenson e Griliches com os utilizados por ele próprio e concluiu que os resultados distintos são derivados de diferenças nos períodos cobertos nos estudos e do emprego da eletricidade como ajustamento da utilização da capacidade.

Hulten (2001) ressalta que, no entanto, a discussão entre Jorgenson e Griliches e Denison se manteve no âmbito empírico. O autor afirma que somente a partir da década de 1980 ocorreu uma série de desenvolvimentos teóricos acerca da PTF que obtiveram êxito ao se relaxar as hipóteses formuladas por Solow. Hall (1988) estendeu o método de contabilidade do crescimento, fazendo uso de uma função de produção desagregada, para mercados não competitivos. Lucas (1988) e Mankiw, Romer e Weil (1992) desenvolvem um modelo que o estoque de capital humano é incorporado à força de trabalho. Romer (1986;1990) formulou um modelo de crescimento endógeno do progresso técnico (HULTEN, 2001).

Ademais, Ellery Jr (2014) assinala que a aparente simplicidade da formulação proposta por Solow encobre inúmeras questões controversas. A própria existência de uma função de produção agregada já foi objeto de intensos debates, em especial a insepulta “Controvérsia de Cambridge”. Mesmo aceita a existência de uma função de produção agregada, resta saber se a função do tipo Cobb-Douglas é de fato a mais apropriada para a mensuração do resíduo de Solow.

Ferreira e Ellery Jr (1996), por sua vez, apontam que postular uma taxa de acumulação tecnológica exogenamente é uma solução insatisfatória, uma vez que o modelo deixa de explicar os determinantes dessa taxa de crescimento tecnológica, isto é, não explica o mais

importante, enquanto as hipóteses de rendimento constantes de escala e concorrência perfeita são necessárias para a existência do equilíbrio e derivação do resíduo.

De todo modo, uma vez definida a função de produção a ser utilizada, a PTF é obtida de forma residual: consiste no crescimento do produto que não é explicado pelo respectivo aumento na utilização dos fatores produtivos, o que Abramovitz (1956 *apud* HULTEN, 2001) chamou de “a medida da nossa ignorância”.

Entretanto, as questões levantadas acima não foram tão imperativas a ponto de levarem ao abandono do método proposto por Solow. Em virtude da sua simplicidade, a contabilidade do crescimento é a metodologia mais utilizada para a mensuração da PTF para a economia brasileira, como será visto no próximo capítulo, que trata da revisão da literatura empírica.

A existência de uma quantidade razoável de literatura empírica acerca da estimação da PTF para o Brasil por meio da contabilidade do crescimento foi essencial para a escolha do método. Um cuidado que a pesquisa deverá ter é comparar os resultados encontrados com os resultados obtidos por outros autores.

### 1.3 OS MODELOS DE CURVA DE PHILLIPS COM CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE

No intuito de investigar a aparente superestimação dos índices de inflação na estimação da Curva de Phillips para a economia americana na década de 90, Ball e Moffitt (2001) propuseram um modelo a partir da seguinte ideia: a aspiração salarial dos trabalhadores se ajusta lentamente às mudanças no crescimento da produtividade do trabalho. Como resultado do crescimento distinto da produtividade e do crescimento dos salários, ocorreria um deslocamento da Curva de Phillips.

A forte correlação entre salários reais e a produtividade do trabalho no longo prazo é amplamente conhecida e incontestável (BALL; MOFFITT, 2001). No entanto, uma mudança no crescimento da produtividade não ocasiona imediatamente uma alteração nas aspirações salariais dos trabalhadores no curto prazo e *vice-versa*. Para os autores, parte das aspirações salariais depende dos ganhos salariais passados.

Para testar se o diferencial entre a produtividade e os salários reais impacta a inflação do período, os autores propõem uma variação da Curva de Phillips tradicional. A partir de uma equação de aspiração do ganho salarial real por parte dos trabalhadores, Ball e Moffitt estimam a Curva de Phillips tradicional. O ganho real desejado pelos trabalhadores é função

do nível de emprego, da produtividade e da aspiração de ganho salarial exógena, que por sua vez é função dos ganhos salariais passados.

A Curva de Phillips tradicional estimada por Ball e Moffitt (CPBM) é representada pela seguinte equação:

$$\pi_t = c + \pi_{t-1} - \gamma U - (1 - \varrho)(\rho - \tau) + \varepsilon \quad (11)$$

Onde  $c$  é o intercepto,  $U$  é a taxa de desemprego,  $\rho$  é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho,  $\tau$  é a aspiração autônoma de crescimento do salário,  $\varepsilon$  é o termo de erro. Por sua vez,  $\varrho$  é o parâmetro que mensura o quanto dos ganhos de produtividade é transferido para os salários.

Para interpretar a CPBM, considere o caso especial de  $\varrho = 1$ . Esta é a referência neoclássica no qual toda mudança no crescimento da produtividade é imediatamente transferida para os salários reais. Neste caso, qualquer mudança na taxa de crescimento da produtividade é absorvida de imediato pela variação dos salários reais dos trabalhadores e, portanto, não tem qualquer efeito sobre a inflação do período. Se  $\varrho = 1$ , a Curva de Phillips volta ao formato tradicional.

No caso especial de  $\varrho = 0$ , a taxa de crescimento dos salários dos trabalhadores é totalmente independente do crescimento da taxa da produtividade do trabalho. Neste caso, a taxa de crescimento dos salários reais advém somente das aspirações exógenas dos trabalhadores. Neste caso, o impacto da diferença entre o crescimento da produtividade e das aspirações salariais,  $(\rho - \tau)$  é máximo sobre a inflação.

No entanto, os autores advertem que o crescimento da produtividade ainda é irrelevante no estado estacionário, com  $\rho = \tau$ . No entanto, se a produtividade acelerar rapidamente (ou desacelerar bruscamente), as aspirações salariais  $\tau$  não se ajustaram de forma imediata e  $\rho - \tau$  se moverá em direção a  $\rho$ . A aceleração da produtividade (não acompanhada do crescimento das aspirações exógenas) promove uma mudança favorável na relação entre desemprego e inflação, enquanto a queda da produtividade piora esta relação. Quanto mais longo for o ajuste das aspirações salariais as variações da produtividade, mais longo será o tempo de duração da mudança da relação entre desemprego e inflação (BALL; MOFFITT, 2001).

Ball e Moffitt definem a taxa natural de desemprego (NAIRU) como o nível de desemprego com inflação estável e  $\rho - \tau = 0$ , ou seja, no estado estacionário. Os autores afirmam que dado o crescimento da produtividade acima das aspirações salariais, isto é,  $\rho - \tau$

acima de zero, a taxa de desemprego pode se manter abaixo da taxa natural sem aceleração da inflação por um período de tempo, porém, isto não significa que a taxa de natural de desemprego foi reduzida pelo crescimento da produtividade. Portanto, os movimentos de  $\rho - \tau$  são tratados como “choques de oferta” que alteram a relação entre inflação e desemprego para uma dada taxa natural de desemprego (BALL; MOFFITT, 2001).

Os resultados obtidos por Ball e Moffitt foram promissores. Enquanto para o período de 1962-1995 a Curva de Phillips tradicional explica razoavelmente bem a dinâmica inflacionária para a economia americana, o mesmo não ocorre com o período pós-1996. Novamente, a Curva de Phillips tradicional gerou uma superestimação da taxa de inflação em um cenário de baixo desemprego e baixa inflação.

No entanto, quando os autores estimam a CPBM, com o componente que captura o diferencial entre produtividade e salários,  $(\rho - \tau)$ , a superestimação da taxa de inflação é eliminada para o período pós-1996. Isto se deveu ao efeito negativo sobre a inflação pelo componente  $(\rho - \tau)$ . O modelo proposto por Ball e Moffitt previa que a inflação se manteria baixa apesar das reduzidas taxas de desemprego no período, em virtude da aceleração da produtividade.

Karanassou e Sala (2009), por sua vez, estimaram os efeitos da oferta de moeda e do crescimento da produtividade sobre a evolução da inflação e do desemprego e avaliaram a inclinação da Curva de Phillips para dois períodos da economia americana: a estagflação da década de 1970 e o crescimento com baixa inflação da década de 1990.

No modelo apresentado por Karanassou e Sala (2009) o nível dos salários depende do nível dos salários passados, da expectativa dos salários futuros e do hiato do produto. Deste modo, a variação dos salários é função da expectativa da variação dos salários no futuro, ponderada por um fator de desconto, e do hiato do produto. Os autores também definem o hiato do produto como a diferença entre a oferta de moeda e o nível de preços.

O nível de preços por sua vez é função da média dos níveis dos salários correntes e passados, descontado do aumento da produtividade do trabalho. Deste modo, a variação dos salários no longo prazo é igual à inflação de longo prazo mais o crescimento da produtividade do trabalho no longo prazo. Os autores definem a inflação de longo prazo como igual ao crescimento da oferta monetária no longo prazo.

Após alguma manipulação matemática, a Curva de Phillips de Longo prazo de Karanassou e Sala (CPLPKS) é representada pela seguinte equação:

$$\pi^{LR} = -\left(\frac{e_w}{2w_p+1}\right)U^{LR} - \rho^{LR} \quad (12)$$

Onde  $\pi^{LR}$  é a inflação de longo prazo,  $U^{LR}$  é o desemprego de longo prazo,  $\rho^{LR}$  é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho no longo prazo,  $e_w$  é a elasticidade do nível de salários em relação ao hiato do produto,  $w_p$  é um parâmetro que mensura o peso da variável dos salários passados na determinação dos salários correntes.

De acordo com a equação acima, um aumento da taxa de crescimento da produtividade acarreta em um descolamento da Curva de Phillips para a esquerda. A equação também implica em uma relação do desemprego e da inflação no longo prazo. Os autores argumentam que somente no caso especial da taxa de desconto intertemporal  $\beta$  igual à zero a Curva de Phillips é vertical no longo prazo (KARANASSOU; SALA, 2009).

Os resultados obtidos por Karanassou e Sala (2009) se assemelham aos resultados alcançados por Ball e Moffitt (2001). De acordo com os autores, a inflação foi significativamente maior no decorrer nos anos 1970 do que seria na ausência da redução do crescimento da produtividade, enquanto os resultados para a década de 1990 apontaram para o efeito oposto. O aumento da taxa de crescimento da produtividade no período acarretou em uma menor taxa de inflação e menor taxa de desemprego (KARANASSOU; SALA, 2009).

Por fim, Ambrocio e Jang (2009) testaram o modelo da Curva de Phillips Novo Keynesiana Original (CPNK) e Híbrida (CPNKHb) com a inclusão de choques de produtividade para a economia americana e Zona do Euro. Os autores buscaram responder se choques de produtividade podem deslocar a Curva de Phillips.

De acordo com os autores, a pesquisa foi motivada devido ao mau ajustamento dos modelos da Curva de Phillips Novo Keynesiana aos dados mais recentes, fazendo-se necessário voltar a utilizar estruturas que incorporem fatores do lado da oferta. Sobre esta questão, eles afirmam:

As earlier stated the basic specification has been criticized for not accounting for supply-side inflationary pressures and real rigidities which may be shifting the NKPC and producing a downward bias on parameter estimates of the driving force for inflation (AMBROCIO; JANG, 2009, p. 9).

Seguindo Gali e Gertler (1999), os autores derivam a Curva de Phillips Novo Keynesiana com algumas modificações no lado da oferta a fim de enfatizar os efeitos dos choques de produtividade na dinâmica inflacionária. O lado da demanda é formado por uma função utilidade no qual os consumidores maximizam seu bem-estar. O lado da oferta, por sua



vez, é formado por função maximizadora no qual a firma produtora do bem  $j$  maximiza o seu lucro em concorrência monopolística. Como forma de enriquecer o presente trabalho, encontra-se no Apêndice C a derivação sucinta da Curva de Phillips Novo Keynesiana com choques de produtividade proposta por Ambrocio e Jang.

Com base no tratamento da produtividade feito por Ball e Moffitt (2001), os autores incluíram na Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida o crescimento da produtividade como um condutor para a dinâmica inflacionária. Ressalta-se que Ball e Moffitt tratavam a produtividade como um choque de oferta.

A equação da Curva de Phillips com choques de produtividade estimada por Ambrocio e Jang (CPNKAJ) é representada abaixo:

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \{\pi_{t+1}\} + \lambda m c_t + \xi \rho_t \quad (13)$$

Onde  $\rho_t$  é o crescimento da produtividade do trabalho.

Os resultados obtidos pelos autores vão ao encontro das previsões do modelo. O coeficiente do crescimento da produtividade,  $\xi$ , registrou o sinal esperado (negativo) e com significância estatística para a economia americana. No entanto, o coeficiente do crescimento da produtividade não apresentou significância estatística para os dados da Zona do Euro.

Importante ressaltar que a medida de produtividade utilizada por todos os trabalhos citados neste tópico foi a de produtividade do trabalho. Apesar da utilização da produtividade do trabalho ter algumas vantagens, tais como a facilidade de construção da série temporal e a dispensa de adotar novas hipóteses restritivas, trata-se de uma medida parcial da produtividade. Alguns problemas são intrínsecos as estas medidas parciais de produtividade, como, por exemplo, não identificar mudanças entre as isoquantas dos fatores de produção.

A utilização da PTF como medida mais adequada para se dá justamente por captar a variação da quantidade de capital no período estudado. No entanto, para adotar a PTF, algumas hipóteses adicionais são necessárias. Seguindo Galvin, Keen e Pakko (2012), admita-se que o mercado de bens e serviços seja monopolisticamente competitivo, com retornos decrescentes. Enquanto o mercado de trabalho e de capitais são mercados de concorrência perfeita com retornos constantes de escala. Acredita-se que estas novas hipóteses não irão prejudicar as estimações dos modelos e análise dos resultados.

Fundamentado com base no que foi exposto no decorrer deste capítulo, serão utilizadas como suporte as Curvas de Phillips Novo Keynesiana original (CPNK), e as suas versões com o componente inercial (CPNKHb) e a Curva de Phillips com a economia aberta (CPNKBLS;

CPNKGM) para captar o impacto da PTF sobre a dinâmica inflacionária no Brasil. O parâmetro da produtividade será adicionado nas especificações da CNPK como um choque exógeno benigno de oferta. O presente trabalho propõe os seguintes modelos a fim de se alcançar este objetivo:

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t(\pi_{t+1}) + \xi ptf_t + v_t \quad (14)$$

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \xi ptf_t + v_t \quad (15)$$

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi[\Delta q_t] + \xi ptf_t + v_t \quad (16)$$

Onde  $x_t$  é o hiato do produto,  $mc_t$  é uma medida do custo marginal real,  $E_t(\pi_{t+1})$  representa as expectativas de inflação,  $\Delta q_t$  é a variação da taxa de câmbio,  $ptf_t$  é a variação da Produtividade Total dos Fatores (PTF) e  $v_t$  é termo de erro da Curva de Phillips postulada.

Acredita-se que as equações propostas acima serão capazes de verificar se variações da PTF acarretam alterações da taxa de inflação para a economia brasileira após a adoção do regime de metas de inflação. Como pode ser observado, a Curva de Phillips será utilizada como meio para se identificar a correlação entre a inflação e a variação da produtividade. Contudo, para ajustar os modelos à realidade brasileira e calibrar os dados a fim de evitar vieses nas estimações se faz necessária uma revisão da literatura empírica.

## 2 A REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

A literatura empírica acerca dos determinantes da inflação brasileira é bastante extensa. No entanto, não foi encontrado qualquer trabalho que buscava mensurar a influência da PTF na dinâmica inflacionária para o Brasil. Como fora salientado no capítulo anterior, mesmo na literatura internacional são encontrados poucos trabalhos que tratam a produtividade como determinante da inflação.

A despeito da falta de trabalhos que tratam especificamente desta questão para a economia brasileira, é edificante realizar a revisão da literatura empírica da Curva de Phillips e das medidas de produtividade no Brasil, além, evidentemente, da revisão dos trabalhos empíricos internacionais que tratam do tema abordado pela pesquisa. O propósito da revisão da literatura para a economia brasileira será o de identificar as metodologias empregadas, as *proxys* das variáveis, as fontes de dados e os parâmetros utilizados por cada estudo, bem como os resultados obtidos e as suas respectivas contribuições. Deste modo, a revisão empírica corroborará a estratégia metodológica e a *proxys* que serão utilizadas para as estimações dos modelos propostos no primeiro capítulo.

De modo geral, podem-se dividir os trabalhos empíricos em dois tipos: aqueles que buscam testar uma inovação teórica e aqueles que apresentam uma maior sofisticação econométrica para testar um modelo já consagrado. O presente trabalho se encaixa no primeiro tipo, tendo em vista que a hipótese da PTF como determinante para a inflação não foi testada para economia brasileira.

Para a apresentação da revisão da literatura empírica será mantida a mesma estrutura do capítulo anterior. Deste modo, serão apresentados no primeiro tópico deste capítulo os trabalhos que investigam a dinâmica inflacionária no Brasil, após a estabilização monetária, a partir da Curva de Phillips. Em seguida, será discorrido sobre os estudos empíricos que mensuram a evolução da PTF na economia brasileira. Por fim, no último tópico, serão discutidos os resultados dos estudos internacionais que investigam a relação entre a produtividade e inflação. A seleção dos estudos apresentados a seguir teve com base sua relevância dentro da literatura e a preferência por trabalhos mais recentes.

### 2.1 A CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL

São muitos os estudos acerca da Curva de Phillips no Brasil, que remontam desde a década de 1980<sup>8</sup>. Contudo, por uma questão de pragmatismo e delimitação do escopo da pesquisa, optou-se por revisar somente os aqueles trabalhos que utilizam dados para a inflação no Brasil após a estabilização da moeda, no ano de 1994.

Em geral, pode-se afirmar que há evidências da existência de *trade-off* entre inflação e atividade econômica na economia brasileira, porém, essas evidências não são de forma alguma definitivas. As variáveis que se mostraram significantes na em quase todos os estudos foram as ligadas aos componentes inerciais e expectacionais da inflação, e não as ligadas à atividade econômica.

Schwartzman (2006) estima a Curva de Phillips a partir de preços desagregados, isto é, preços comercializáveis, não-comercializáveis e monitorados para a economia brasileira, no período de 1997 a 2003. O autor empregou a série trimestral da utilização da capacidade na indústria, fornecida pela Fundação Getúlio Vargas (FVG), como *proxy* para atividade econômica e as variações nominais da taxa de câmbio multiplicadas por um índice de preços externos como *proxy* para repasse cambial. As expectativas de inflação foram modeladas por meio do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR).

Fazendo uso do método de Mínimos Quadrados de três Estágios (MQ3E), o autor encontrou evidências da presença de *trade-off* entre inflação de bens não-comercializáveis e atividade econômica no curto prazo. Quanto aos repasses cambiais, não foi possível detectar o impacto direto do câmbio sobre os preços não-comercializáveis, porém os repasses cambiais podem influenciar os preços dos bens não-comercializáveis indiretamente, devido aos componentes inerciais e expectacionais da inflação. O autor também registra que a hipótese de restrição da Curva de Phillips vertical no longo prazo não pode ser rejeitada, apesar de ressaltar que os resultados devem ser interpretados com cautela devido ao tamanho reduzido da amostra.

Por sua vez, Areosa e Medeiros (2007) apresentam um sofisticado trabalho onde estimam Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKHb) para uma pequena economia aberta. Primeiramente, os autores derivam um modelo estrutural para uma economia aberta, com base nos trabalhos de Galí e Monacelli (2005), partindo de microfundamentos das decisões otimizadoras de famílias e firmas. Neste modelo, as famílias maximizam o consumo de bens domésticos e estrangeiros, subtraindo a desutilidade do trabalho, enquanto as firmas

---

<sup>8</sup> Sachsida (2013) faz uma breve revisão dos trabalhos anteriores à estabilização monetária.

maximizam os lucros em uma economia com concorrência monopolística e com rigidez de preços.

Em seguida, são estimados os parâmetros estruturais, e a forma reduzida, da CPNKHb, sendo a economia fechada um caso especial. Para tanto, os autores fazem uso das séries mensais do IPCA, do PIB trimestral dessazonalizado, da variação nominal do câmbio acrescida da inflação americana e da participação do trabalho no PIB<sup>9</sup> para os anos de 1995 a 2003 e estimam os modelos por meio do Método Generalizado dos Momentos (MGM).

No caso especial de uma economia fechada, os parâmetros dos componentes inerciais e expectacionais são significantes, enquanto o parâmetro do custo marginal real não possui significância estatística. No entanto, o custo marginal passa a ser significativo no modelo da economia aberta, apesar do coeficiente ser próximo de zero, enquanto o componente expectacional da inflação ganha maior peso do que o parâmetro inercial. Os componentes cambiais possuem significância estatística, porém possuem pequeno impacto sobre a inflação. Tanto para a economia fechada quanto aberta, o hiato do produto apresenta o sinal contrário ao predito pela teoria.

A fim de estimar a Curva de Phillips com mudança de regime para o Brasil, Sachsida, Ribeiro e Dos Santos (2009) empregaram o modelo *Markov-switching*, que permite a incidência de dois regimes diferentes no mesmo período. A estimação é realizada tanto para a economia brasileira quanto para os estados de São Paulo e Rio de Janeiro, no período compreendido entre 1995 e 2008. Os autores fazem uso de uma gama de variáveis para representar o custo marginal das empresas, dentre elas, os dados trimestrais da capacidade instalada da indústria (FGV), o hiato do PIB calculado por um filtro Hodrick–Prescott (HP) e taxa de desemprego aberto de São Paulo, elaborada pelo DIEESE. Quanto às expectativas de inflação, os autores utilizam tanto uma estimativa própria com base em modelos autorregressivos quanto a própria inflação no período seguinte.

De modo geral, os autores não encontraram resultados significativos para a influência da atividade econômica na dinâmica inflacionária do Brasil no período estudado. Os autores demonstraram que os resultados obtidos são excessivamente sensíveis as variáveis adotadas nas estimações, bem como as diferentes especificidades dos modelos não lineares testados. No entanto, ressalta-se que o coeficiente de expectativa de inflação exibe resultados robustos e de maior magnitude aos do coeficiente inercial. Os autores concluem ao defender que as estimações realizadas sugerem a rejeição da hipótese de linearidade da Curva de Phillips.

---

<sup>9</sup> Calculado multiplicando-se as séries de rendimento nominal e população economicamente ativa e dividindo o resultado pela série de PIB mensal do Banco Central, disponibilizadas no site do IPEADATA.

Por sua vez, Fonseca Neto (2010) investigou a influência da persistência inflacionária na dinâmica inflacionária no Brasil, entre os anos de 2000 e 2008, mediante a estimação da Curva de Phillips Novo Keynesiana Generalizada, cuja microfundamentação teórica é a hipótese de que a frequência dos reajustes dos preços é função do tempo decorrido desde o último reajuste praticado. O método econométrico selecionado pelo pesquisador para realizar a estimação foi o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O autor faz uso das séries mensais da utilização da capacidade da indústria, elaborada pela Confederação Nacional da Indústria (CNI), como medida da atividade econômica, enquanto as expectativas inflacionárias foram extraídas da pesquisa diária do Banco Central do Brasil (BACEN). Os resultados obtidos por Fonseca Neto apontam a persistência inflacionária como o principal determinante da inflação no período. Outras variáveis do modelo, como choques cambiais, calculados como a variação média da taxa de câmbio nominal dos três meses anteriores, o hiato da utilização da capacidade e as expectativas de inflação também se mostraram estatisticamente significativas e com o sinal esperado, porém com menor magnitude que a persistência inflacionária.

Mazali e Divino (2010) também empreenderam uma contribuição a literatura da Curva de Phillips ao estimarem a CPNK com rigidez de salários reais, como proposto por Oliver Blanchard e Jordi Gali (2007), em seu *paper Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model*. Ao inserirem um parâmetro de rigidez nos salários reais no modelo estrutural Novo Keynesiana, os autores demonstram que os salários reais não mais se ajustem automaticamente a taxa marginal de substituição entre o consumo e trabalho, alterando assim o nível ótimo do produto de equilíbrio em uma economia de concorrência monopolística.

Portanto, a presença de rigidez nos salários reais implica que diante um choque de oferta ou mudança de preferências, a diferença entre o nível ótimo do produto sob concorrência perfeita e o nível ótimo sob concorrência monopolística não mais é constante. Nesse cenário, a Autoridade Monetária precisará escolher entre reduzir hiato do produto a fim de manter a inflação ancorada ou permitir uma inflação mais alta para estabilizar o hiato produto frente a choques de oferta ou de preferências.

Para as estimações, realizadas por MGM, os autores fizeram uso das séries trimestrais da taxa de desemprego para São Paulo como medida da atividade econômica e da variação nominal do câmbio como medida para o repasse cambial no período compreendido entre 1995 e 2008. De modo geral, os autores destacam que o modelo proposto se ajustou muito bem a economia brasileira no período estudado. Todas as variáveis são significativas estatisticamente e possuem o sinal esperado. O componente inercial possui o maior peso na

determinação da inflação, seguida, nessa ordem, dos componentes expectacionais, da medida de atividade econômica e do choque cambial. Por sua vez, o *trade-off* entre inflação e desemprego no curto prazo somente ocorre na presença, evidenciada nos resultados para a economia brasileira, da rigidez dos salários reais.

Já Arruda, Ferreira e Castelar (2011) utilizam modelos lineares e não lineares da Curva de Phillips a fim de realizar previsões acerca da inflação para o Brasil. Mediante a comparação dos erros quadráticos médios de previsão dos modelos e especificações testadas, os autores defendem que os modelos não lineares têm maior poder de previsão da inflação do que os modelos lineares. O modelo autorregressivo de média móvel (ARMA) foi usado como modelo de referência para comparação com as outras estimações. Os modelos lineares foram estimados por meio de vetores autorregressivos (VAR), enquanto os modelos não lineares foram estimados por modelos de efeito limiar *threshold* (TAR). As estimações da Curva de Phillips foram realizadas com base nas séries mensais do IPCA Livre (índice deduzido da variação dos preços administrados), da variação do câmbio combinada com uma medida de inflação externa e do hiato do produto calculado por filtro HP.

Na melhor especificação para a predição da inflação, a Curva de Phillips com o componente de repasse cambial, estimada por meio do modelo de efeito limiar *threshold*, o hiato do produto não se mostrou significativo, e com o sinal contrário ao esperado, enquanto o repasse cambial possui significância estatística a depender do critério adotado. Somente o componente inercial da inflação manteve-se significativo nos dois critérios definidos na melhor especificação adotada.

Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) estimaram a CPNKHb para a economia brasileira com o objetivo de aumentar a compreensão a respeito da relação entre inflação e atividade econômica no Brasil. Para tanto, os autores buscaram definir a melhor estratégia econométrica junto à literatura, bem como empregaram uma análise minuciosa em relação a robustez dos resultados encontrados. De maneira geral, os autores confirmaram a importância dos componentes expectacionais e inerciais na dinâmica inflacionária. A taxa de desemprego do Brasil e de São Paulo, empregadas como *proxy* para o custo marginal das empresas, possuem resultados estatisticamente significativos a depender das variáveis utilizadas nas diferentes especificações utilizadas, porém com o sinal esperado na maior parte das estimações.

Os autores fizeram uso de séries mensais para dois períodos distintos: de janeiro de 2002 a março de 2012 e janeiro de 1995 a março de 2012, empregando tanto o método de variáveis instrumentais (VI) quanto o MGM. Para a variável dependente, foi adotada a

variação do IPCA como caso base, além da variação do IPC-FIPE e de outras duas medidas do núcleo da inflação. Para as expectativas, duas séries foram extraídas do relatório Focus do BACEN. A variação nominal do câmbio foi utilizada como medida de choque de oferta.

Mais recentemente, Tristão e Torrent (2015) também ressaltam o caráter não linear da Curva de Phillips no Brasil. Os autores procuraram identificar a forma exata da função não linear da relação entre a atividade e inflação e, posteriormente, estimaram via MGM a CPNKHb com uma forma funcional cúbica encontrada. Os autores utilizaram dados mensais das séries do PIB acumulado em doze meses, como *proxy* para o custo marginal real, e da pesquisa diária do BACEN, como medida das expectativas inflacionárias, para dados da economia brasileira no período de 2002 a 2012.

Apesar do aparente bom ajustamento do modelo proposto aos dados, pois todos os coeficientes foram estatisticamente significantes a 5% e com os sinais esperados, inclusive o termo cúbico do hiato do produto, o teste J aponta a rejeição do modelo, ainda assim, o modelo sugere algumas relações interessantes. Primeiramente, o componente expectacional é mais relevante na determinação da inflação do que o componente inercial. Em segundo lugar, quando o produto efetivo está próximo ao produto potencial, o hiato do produto influencia a inflação de modo aproximadamente linear. Porém, quando o produto efetivo está afastado do produto potencial, o hiato do produto afeta de forma exponencial, ao cubo precisamente, a inflação no período estudado.

Por fim, Ponzoli e Zilli (2015) empregaram a metodologia de cointegração de Johansen, ou modelo com vetor de correção de erros (VEC) para verificar a capacidade da CPNK de explicar a dinâmica inflacionária brasileira entre 2002 e 2014. Os autores explicam que o modelo VEC é, basicamente, um modelo VAR mais sofisticado que corrige a perda de variáveis relevantes que foram suprimidas para corrigir reparar o problema de não-estacionariedade. Foi utilizada a série mensal do Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM), calculado pela FGV, como variável dependente do modelo. Adicionalmente, a taxa de desemprego mensal, fornecida pela PME do IBGE, foi empregada como *proxy* para a atividade real e a variação cambial como medida de choques de oferta.

Os resultados aferidos no trabalho apontam um mau ajustamento do modelo, realçado pelos próprios autores ao apontar o baixo coeficiente de determinação e problemas com o teste F. Enquanto o componente inercial não possui o sinal predito pela teoria para uma e duas defasagens, o componente expectacional da inflação possui sinais inversos, ambos significativos, a depender da defasagem. Não obstante, o coeficiente da taxa de desemprego apresenta o sinal esperado e possui significância estatística nas duas defasagens, apontando



para a presença do *trade-off* entre inflação e desemprego no curto prazo. E finalmente, o choque cambial com duas defasagens possui o sinal esperado e é significativo.

O Quadro 1 resume a revisão da literatura empírica acerca da Curva de Phillips no Brasil.

**Quadro 1 – Síntese da literatura empírica da Curva de Phillips para o Brasil**

Autor	Período	Método	Objetivo	Resultado Global
Schwartzam (2006)	I/1997-III/2003	MQ3E	Estimar a CP a partir de preços desagregados	Capacidade utilizada na indústria, inércia afetam preços não-comercializáveis
Areosa e Medeiros (2007)	01/1995-09/2003	MGM	Estimar a CPNKHb para uma pequena economia aberta	Custo marginal real afeta pouco a inflação na economia aberta. Expectativa é a principal determinante
Sachsida, Ribeiro e Dos Santos (2009)	I/1995-IV/2008	Markov-switching	Estimar a CPNKHb a partir de modelos não-lineares	Sem relação entre atividade e inflação. Expectativa principal determinante
Fonseca Neto (2010)	04/2000-10/2008	MQO	Investigar influência da persistência inflacionária na dinâmica da inflação	Inércia/Persistência como principal determinante. Correlação entre hiato e inflação significativa
Mazali e Divino (2010)	I/1995-IV/2008	MGM	Estimar a CPNKHb com rigidez de salários reais	Presença forte de rigidez de salários e correlação entre desemprego e inflação. Inércia principal determinante
Arruda, Ferreira e Castelar (2011)	01/1995-12/2005	ARMA, VAR, TAR	Selecionar melhor método para predição de inflação	Modelos não lineares são superiores para prever a inflação
Mendonça, Sachsida e Medrano (2012)	01/1995-03/2012	VI, MGM	Estimar a CPNKHb almejando maior robustez econométrica	Relevância de inércia e expectativas. Hipersensibilidade da relação desemprego e inflação
Tristão e Torrent (2015)	04/2002-09/2012	MGM	Identificar a forma funcional da CPNKHb	Estimações sugerem uma relação cúbica entre inflação e hiato do produto
Ponzoni e Zilli (2015)	01/2002-04/2014	VEC	Estimar a CPNKHb a partir de modelos não-lineares	Pouca adequação dos dados. Correlação entre desemprego e inflação. Expectativa principal determinante

## 2.2 A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA ECONOMIA BRASILEIRA

Nesse segundo tópico serão apresentados os trabalhos empíricos acerca da produtividade total dos fatores para a economia brasileira. De um modo geral, todos eles partem de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, seja ela Hicks-Neutra ou Harod-

Neutra, e utilizam a metodologia da decomposição do crescimento a fim de mensurar a contribuição do crescimento da produtividade na variação do produto.

Com base nos estudos elencados a seguir, pode-se afirmar que a produtividade total dos fatores teve a seguinte trajetória: um forte crescimento entre a década de 1950 até meados da década de 1970, entre o fim da década de 1970 e o início da década de 1990 a produtividade total dos fatores apresentou uma queda vertiginosa e, desde meados da década de 1990, a produtividade total dos fatores vem se recuperando de forma oscilante, porém abaixo no nível registrado no começo da década de 1980.

Burarin *et al* (2003) utilizam o modelo neoclássico de crescimento a fim de investigar as causas da queda do crescimento do produto por trabalhador na economia brasileira após a década de 1970. Para estimar a PTF, os autores empregaram a metodologia da decomposição do crescimento, a partir de uma função Cobb-Douglas Hicks-Neutra com retornos constantes de escala. Os resultados obtidos apontam que a PTF caiu 1,54% a.a. entre 1980 e 1998, sendo que no subperíodo de 1980-1988, a queda da PTF foi ainda mais significativa, da ordem de 2,41% a.a.

Em seguida, os autores simularam uma economia artificial onde as mudanças exógenas da produtividade afetavam os fatores de produção capital e trabalho. Apesar da queda do produto ser superestimada neste modelo em comparação aos resultados da economia real, as previsões dos modelos se ajustaram bem aos dados reais de investimento e consumo. Os autores extraíram a séries de dados para população do Censo decenal brasileiro, com uma interpolação para os anos intermediários. As séries de horas despendidas no mercado de trabalho e a série de emprego foram extraídas da PNAD, também com interpolação para os anos intermediários. Por sua vez, a série de estoque de capital é proveniente do IPEA, enquanto a série de capacidade utilizada da indústria foram obtidas junto a FGV.

Já Gomes, Pessoa e Veloso (2003) buscam analisar a evolução da PTF no Brasil em comparação com outras economias entre 1950 e 2000. Os autores também utilizam a metodologia da contabilidade do crescimento a partir de uma função de produção Cobb-Douglas Hicks-Neutra, porém utilizam dados anuais extraídos da *Penny World Table*, além dos dados da Contas Nacionais fornecida pelo IBGE.

Os autores dividem a PTF em dois componentes: a produtividade total dos fatores descontada (PTFD) e a fronteira tecnológica. Enquanto a PTFD é o crescimento da produtividade específica de cada país, a fronteira tecnológica pode ser entendida como a contribuição do avanço tecnológico compartilhado entre os diferentes países. Neste estudo, a fronteira tecnológica é calculada como o crescimento do produto por trabalhador americano e

a PTFD é estimada a partir da metodologia da contabilidade do crescimento com capital humano seguindo o trabalho de Bils e Klenow (2000).

De um modo geral, os autores encontram evidências de que a PTFD no Brasil cresceu juntamente com a fronteira tecnológica entre em 1950-1967 e apresentou um crescimento acima da fronteira tecnológica entre 1968-1975. Após 1976 a PTFD registrou uma queda significativa até 1992 quando, desde então apresenta uma fraca recuperação até o ano de 2000. Os resultados obtidos pelos autores vão ao encontro dos resultados encontrados por Burarin *et al* (2003).

Por sua vez, Ferreira, Ellery Jr e Gomes (2008) calcularam a PTF para o período de 1970 a 2000 a partir de diferentes medidas das variáveis do modelo a fim de verificar a robustez dos resultados encontrados. Os autores enfatizam que os trabalhos anteriores aferem a PTF para a economia brasileira a partir de estimativas do estoque de capital, o que pode provocar erros na mensuração da PTF tendo em vista que a mesma é calculada como resíduo.

Especificamente para a medida de capital, os autores utilizam em substituição ao estoque de capital as séries de consumo de energia elétrica na indústria, da semana de trabalho como *proxy* para a utilização do capital e da série de estoque de capital corrigida pela utilização da capacidade, além de uma série do estoque de capital corrigida por ajustes dos preços relativos.

A metodologia empregada por Ferreira, Ellery Jr e Gomes (2008) difere das metodologias empregadas nos trabalhos citados ao utilizar uma função de produção tipo Cobb-Douglas Harod-Neutra. No entanto, os resultados encontrados pelos autores são semelhantes ao da literatura, tanto no caso base quanto nas estimativas com diferentes medidas para capital e trabalho. Resumidamente, a PTF apresenta uma queda a partir da segunda metade da década de 1970 e ensaia uma leve recuperação a partir da década de 1990.

Barbosa Filho, Pessoa e Veloso (2010) investigam a evolução da PTF na economia brasileira de 1992 a 2007 adotando uma medida de capital humano mais sofisticada do que a usualmente utilizada na literatura. Ao invés de fazer uso da equação concebida por Bils e Klenow (2000), que leva em consideração apenas o número de anos de estudo da força de trabalho, os autores elaboram uma regressão que leva em conta tanto a experiência quanto a escolaridade dos trabalhadores, ponderada pelas horas trabalhadas por cada extrato da força de trabalho. Portanto, o capital humano pode ser decomposto em duas partes distintas: a produtividade do capital humano, interpretada como o retorno pago a escolaridade e experiência, e a participação do capital humano, compreendida como a variação do peso relativo de cada grupo de escolaridade e experiência na produção.

Os resultados obtidos pelos autores indicam que a PTF cresceu cerca de 10% no período estudado. Contudo, a inclusão da medida de capital humano proposta implicou em uma maior volatilidade da produtividade em comparação a PTF sem a medida de capital humano. Também é destacado o fato de que o capital humano por trabalhador teve um crescimento próximo a zero no período, tendo em vista que o componente de produtividade do capital humano registrou uma queda significativa, anulando assim o crescimento do componente de participação do capital humano.

No intuito de analisar as propriedades estatísticas da PTF na indústria brasileira, Magalhães (2010) estima três diferentes medidas da PTF, com séries medidas de capital distinta entre si. A partir de dados trimestrais para o período de 1985 a 2001, o autor utiliza as séries de estoque de capital, de consumo de energia elétrica industrial, e do estoque de capital corrigida pela utilização da capacidade da indústria como medidas para o fator de produção capital, obtidas junto ao IBGE, Eletrobrás e FGV, respectivamente. A série de horas trabalhadas foi utilizada como medida para o fator trabalho.

Enquanto as medidas de produção física são mais correlacionadas com as medidas de produtividade não corrigidas pela energia elétrica ou utilização da capacidade, somente a medida corrigida pela utilização da capacidade pode ser considerada exógena. O autor também ressalta que a medida de produtividade com estimada a partir do consumo de energia elétrica industrial possui uma menor volatilidade do que as outras séries apresentadas

Ferreira, Pessoa e Veloso (2013) também aplicam a metodologia de contabilidade do crescimento a partir de uma função Cobb-Douglas a fim de analisar a evolução da PTF dos países da América Latina em relação à economia norte-americana, para o período de 1960 a 2007. Os autores fazem uso dos dados anuais provenientes da *Penny World Table* para as séries do estoque do investimento e produto por trabalhador, enquanto a série de capital humano é extraída de Barro e Lee (2013), seguindo a metodologia proposta por Bils e Klenow (2000).

Grosso modo, os autores apontam que a PTF dos países latinos sofre uma forte queda a partir do fim da década de 1970, quando comparada a PTF da economia americana, com uma pequena recuperação a partir da década de 1990, resultado condizente com a literatura. Objetivando analisar se esse fenômeno é restrito aos países latino-americanos, também são estimadas a PTF para países da Europa Central e do Leste Asiático. Enquanto os países do Leste Asiático tiveram um forte crescimento da PTF em relação à economia Norte americana, os países da Europa Central praticamente mantiveram a mesma proporção registrada em 1960. Deste modo, os autores concluem que a queda da PTF após 1980 é um fenômeno intrínseco

dos países da América Latina, independente da metodologia empregada para a aferição da PTF. Somente países da África subsaariana registraram resultados inferiores aos dos países latino-americanos.

Por sua vez, Barbosa Filho e Pessoa (2014) reestimam a PTF para a economia brasileira para os anos de 1982 a 2012 utilizando uma série de horas trabalhadas ao invés da série de pessoal ocupado. Os autores defendem em seu trabalho que a utilização da série de pessoal ocupado pode subestimar a aferição da PTF devido à queda da jornada de trabalho no período.

Para a construção da série da PTF, os autores fizeram uso das séries mensais do PIB, da formação bruta de capital fixo, do nível de utilização da capacidade instalada e da série de horas trabalhadas, extraídas da pesquisa mensal de emprego (PME/IBGE), Contas Nacionais (IBGE) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Para a construção da série de horas trabalhadas para o período de 1982 e 1991, os autores utilizam a série de pessoal ocupado corrigido pela PNAD anual.

Outra contribuição do trabalho de Barbosa Filho e Pessoa (2014) além da construção da série de horas trabalhadas para o período anterior a 1991 foi apontar uma queda menos acentuada da PTF e da produtividade por trabalhador no decorrer da década de 1980, resultado distinto ao encontrado na literatura. Os autores defendem a redução da jornada de trabalho foi determinante para a queda da produtividade, total e por trabalhador, no período estudado, em especial na promulgação da Constituição de 1988.

Por fim, Figueiredo e Natabashi (2016) realizam um interessante trabalho ao explicar as grandes diferenças entre as rendas por trabalhador entre os Estados brasileiros. Os autores estimam a PTF, a partir de dados dos Censos Decenais Brasileiros dos anos de 1980 a 2010, para todos os entes federativos do Brasil. Em 2010, a renda por trabalhador do Estado mais rico era quatro vezes maior do que a do Estado mais pobre, porém essa diferença era de mais de dez vezes em 1970.

Os pesquisadores partem de uma função de produção Cobb-Douglas Harod-Neutra, também com retornos constantes de escala. As séries do produto foram obtidas junto ao IBGE, enquanto as séries de anos de estudo e estoque de capital foram extraídas do web site do IPEA<sup>10</sup>. Os resultados obtidos apontam que a redução das diferenças entre as rendas por trabalhador entre os Estados Brasileiros foi alcançada mediante o processo de aprofundamento de capital nos Estados mais pobres. Os autores concluem que não houve

---

<sup>10</sup> IPEADATA (<http://www.ipeadata.gov.br>)

redução da desigualdade da renda por trabalhador entre os entes federativos proveniente da redução do diferencial da PTF ou do capital humano.

O Quadro 2 resume a revisão da literatura empírica acerca da PTF para a economia brasileira.

**Quadro 2 – Síntese da literatura empírica da PTF para o Brasil**

Autor	Período	Função de Produção	Objetivo	Resultado Global
Bugarin <i>et al</i> (2003)	1980-1988	$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$	Investigar as causas da queda do crescimento por trabalhador	Queda significativa da PTF a partir do final da década de 1980
Gomes, Pessoa e Veloso (2003)	1950-2000	$y_{it} = A_{it} k_{it}^\alpha (H_{it} \lambda_t)^{1-\alpha}$	Comparar a evolução da PTF com outras economias estrangeiras	Crescimento da PTF de 1950 a 1975, queda acentuada de 1976 a 1992 e fraca recuperação até 2000
Ferreira, Ellery Jr e Gomes (2008)	1970-2000	$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}$	Aferir a PTF a partir de diferentes medidas de capital e trabalho	Queda da PTF a partir de meados da década de 1970 e fraca recuperação a partir da década de 1990
Barbosa Filho, Pessoa e Veloso (2010)	1992-2007	$Y_t = A_t (u_t K_t)^\alpha (H_t L_t)^{1-\alpha}$	Analisar a evolução da PTF a partir de uma nova medida de capital humano	A PTF cresceu cerca de 10% no período entre 1992-2007
Magalhães (2010)	1985-2001	$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$	Estudar as propriedades estatísticas da PTF industrial	Medidas de produtividade não corrigidas são mais correlacionadas com a produção física
Ferreira, Pessoa e Veloso (2013)	1960-2007	$y_{it} = A_{it} k_{it}^\alpha h_{it}^{1-\alpha}$	Comparar a evolução da PTF da América Latina com outras economias	Queda da PTF a partir do fim da década de 1970 e fraca recuperação a partir da década de 1990
Barbosa Filho e Pessoa (2014)	1982-2012	$Y_t = A_t (u_t K_t)^\alpha L_t^{1-\alpha}$	Reestimar a PTF utilizando a série de horas trabalhadas	Queda menos acentuada da PTF, em especial na década de 1980. Redução da jornada influenciou na queda da PTF
Figueiredo e Nakabashi (2016)	1970-2010	$Y_t = K_t^\alpha (A_t H_t)^{1-\alpha}$	Investigar as diferenças da renda por trabalhador entre os entes federativos	Redução da desigualdade da renda oriunda do aprofundamento de capital não da redução do diferencial da PTF e do capital humano

### 2.3 A LITERATURA EMPÍRICA ACERCA DA PRODUTIVIDADE E A DINÂMICA INFLACIONÁRIA

Na maior parte da literatura que trata da dinâmica inflacionária, mudanças na produtividade não são consideradas como determinantes da inflação. Isto ocorre porque, em geral, os estudos que analisam a variação dos preços por meio da Curva de Phillips adotam o pressuposto convencional neoclássico de que ganhos de produtividade são revertidos

automaticamente em aumentos dos salários reais. Desta forma, a variação da produtividade não implica em qualquer alteração dos custos das firmas e, por consequência, não impacta a variação dos preços. Poucos são os trabalhos na literatura econômica que buscam mensurar o impacto da produtividade na variação dos preços.

Alguns autores destes trabalhos optam por utilizar uma abordagem teórica original da Curva de Phillips a fim de estimar a relação entre produtividade e inflação, como o caso de Kiley (2005) e Karanassou e Sala (2009). Outros autores, por sua vez, partem de modelos da Curva de Phillips já consagrados e flexibilizam o pressuposto de que os salários reais se ajustam automaticamente a mudanças na produtividade. Os trabalhos de Ball e Moffitt (2001), Dew-Becker e Gordon (2005) e Ambrocio e Jang (2009) fazem parte desse segundo grupo.

Ball e Moffitt (2001), ao apontar o insucesso da Curva de Phillips tradicional em explicar o comportamento favorável da inflação americana na década de 1990, propõem um modelo da Curva de Phillips onde os salários reais não se ajustam imediatamente a mudanças na produtividade. Deste modo, a inflação na Curva de Phillips proposta por Ball e Moffitt (CPBM) depende da inflação passada, da taxa de desemprego, e da diferença entre o crescimento da produtividade e o crescimento das aspirações salariais.

Os autores fizeram uso das séries anuais de 1962 a 2000 da inflação ao consumidor e da taxa de desemprego, em logaritmo natural ( $\ln$ ), ambas fornecidas pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS). A taxa de crescimento da produtividade do trabalho foi obtida por meio variação (em  $\ln$ ) do produto por hora trabalhada no setor corporativo<sup>11</sup>, também retirado do BLS. A série de crescimento das aspirações salariais foi estimada pelos autores.

Os resultados das estimações da CPBM, realizadas por MQO e por estimadores de mínimos quadrados não lineares (MQNL), apontam para o bom ajustamento do modelo apresentado por Ball e Moffitt quando comparado a Curva de Phillips tradicional. Para todos os parâmetros testados, o coeficiente da diferença entre produtividade e aspirações salariais se mostrou significativo e com o sinal esperado. Deve-se destacar também que as previsões da CPBM para a inflação do período 1995-2000 foram muito próximas da efetivamente observada, em contraste com uma superestimação da inflação obtida pela Curva de Phillips tradicional, indicando assim que a aceleração da produtividade do trabalho acima das aspirações salariais de fato influenciou de forma benigna a inflação americana a partir de 1995.

---

<sup>11</sup> Produto Interno Bruto excluído as atividades do Governo, das famílias e de organizações sem fins-lucrativos que prestam serviços a indivíduos.

Por sua vez, Kiley (2005) não se apoia em imperfeições no mercado de trabalho para explicar a correlação entre inflação e produtividade, como fizeram Ball e Moffitt (2001). O autor, que procura estudar o fenômeno da inflação nos EUA no pós-guerra, a partir de mudanças na tendência da produtividade do trabalho, parte de uma equação simplificada da teoria quantitativa da moeda. Kiley (2005) defende que um crescimento do produto por hora (produtividade do trabalho) não acompanhada de um aumento da quantidade da moeda no médio prazo implica, obrigatoriamente, em uma redução dos preços. Somente no caso de um aumento proporcional do estoque monetário que os salários nominais irão se equiparar a um aumento da produtividade, como vaticina o caso base neoclássico.

A base de dados empregada no estudo foi obtida, em sua maior parte, junto ao *Federal Reserve Board* (FRB). Para a construção de sua Curva de Phillips, o autor utilizou as séries anuais (em *ln*) do deflator do produto, da variação anual do produto do setor corporativo, do crescimento nominal dos salários no setor corporativo (excluindo o setor agrícola) e da taxa de desemprego para o período de 1948 a 2000. A taxa de crescimento da produtividade foi aferida com base no produto por hora do setor corporativo.

Essencialmente, as estimações corroboraram a tese defendida pelo autor. Tendo em vista que não foram identificados no período aumentos do estoque monetário proporcionais ao crescimento da tendência da produtividade, os coeficientes de produtividade apresentaram significância estatística e o sinal esperado em todos os modelos testados. Isto é, de acordo com Kiley (2005), a variação da tendência da produtividade reduz a inflação se não acompanhada por uma expansão monetária no médio prazo.

Já Dew-Becker e Gordon (2005) empenharam uma minuciosa análise da relação entre o crescimento da produtividade e os ganhos salariais a fim de examinar a crescente concentração de renda na economia americana. Os autores partem da premissa que, mantendo-se constante a participação do trabalho no produto total, os ganhos da produtividade do trabalho serão revertidos no crescimento real dos salários. Desse modo, o forte crescimento da produtividade americana a partir de 1995, com uma relativa estabilidade da participação do trabalho, implicou em, obrigatoriamente, alguma combinação de aumento de salários reais e queda da inflação.

Partindo de um modelo base da Curva de Phillips com inflação defasada e acrescido do componente que captura a variação da tendência da produtividade (dentre outros indicadores de choque de oferta), os autores encontram evidências de que a produtividade, de fato, influenciou o índice de inflação na economia americana entre 1962 e 2005. Quando comparado ao modelo base da Curva de Phillips, o modelo com o componente de aceleração



da produtividade apresentou melhor ajustamento e maior poder de predição. As séries trimestrais foram obtidas, em sua maior parte, junto ao BLS.

Karanassou e Sala (2009) estimaram as contribuições do crescimento do estoque de moeda e do crescimento da produtividade por meio de uma Curva de Phillips de longo prazo para a economia americana. As séries anuais das variáveis utilizadas no modelo foram extraídas, essencialmente, do *OECD Economic Outlook* para o período amostral compreendido entre 1970 e 2006.

No modelo proposto pelos autores, a inflação de longo prazo é função tanto da produtividade quanto do desemprego de longo prazo. O desemprego de longo prazo, por sua vez, é ponderado pela elasticidade no nível de salários em relação ao hiato do produto e pelo peso dos salários passados na determinação dos salários correntes. Para estimar a contribuição do crescimento do estoque de moeda e do crescimento da produtividade no índice de preços, essas duas variáveis foram fixadas com os valores iniciais de cada subperíodo estudado e mantidas constantes nas simulações realizadas. A contribuição da produtividade equivale a diferença entre a trajetória real economia e a simulação com os valores fixos.

Os resultados encontrados por Karanassou e Sala (2009) vão ao encontro dos resultados obtidos por Ball e Moffitt (2001) e Dew-Becker e Gordon (2005). A queda da produtividade na década de 1970 foi responsável por uma inflação mais alta (2,2 p.p em 1982) do que a que seria registrada na ausência da queda da produtividade. Enquanto a aceleração da produtividade na década de 1990 acarretou em uma inflação mais baixa (0,7 p.p em 2000) do que a simulada no modelo apresentado.

Por sua vez, Ambrocio e Jang (2009) apresentam um refinado modelo a fim de identificar a relação entre choques de produtividade e a dinâmica inflacionária para as economias americana e da zona no Euro. No trabalho apresentado, uma CPNK com choques de produtividade microfundamentada é derivada a partir das decisões maximizadoras de famílias e firmas. Na CPNK proposta pelos autores, a inflação é função da expectativa da inflação, do desvio do custo marginal médio e da variação da produtividade do trabalho. A participação do trabalho no produto foi utilizada como *proxy* para o custo marginal médio e a variação do produto por hora trabalhada foi utilizada como *proxy* para a variação da produtividade.

Obtidos por meio de estimações por MGM, os resultados do modelo proposto por Ambrocio e Jang (2009) foram distintos para os dados trimestrais dos Estados Unidos (1960-2006) e os dados trimestrais da zona do Euro (1970-2005). Enquanto todos os coeficientes estimados para a economia americana apresentaram o sinal predito pela teoria e com

significância estatística, os coeficientes da medida de custo marginal médio e da variação da produtividade não possuem significância estatística nas estimações para a zona do Euro, apesar de registrarem o sinal esperado.

Os autores advertem que mesmo a CPNK original, estimadas por Gali e Gertler (1999) e Gali, Gertler e López-Salido (2001), não se ajustou bem aos dados mais recentes para as economias americana e da zona do Euro. Outra questão levantada foi que a interação entre a produtividade do trabalho e os custos marginais reais deve ser estudada para além da apresentada na derivação do modelo.

Por fim, Ojeda (2015) buscou investigar se a inflação nos países em desenvolvimento é influenciada pela PTF ou por expansões monetárias. Diferentemente dos estudos que investigam somente a correlação entre a produtividade do trabalho e inflação, o autor optou por utilizar diferentes medidas da PTF para identificar a relação entre as duas variáveis.

Em seu breve trabalho, Ojeda (2015) não utiliza a Curva de Phillips como meio para verificar a influência da produtividade sobre a dinâmica inflacionária. Ao invés da CP, o autor estima diretamente, por meio do MGM, os dados em painel de 54 países no período de 1980 a 2000. Os resultados encontrados no estudo apontam que a inflação nos países em desenvolvimento é determinada, principalmente, pelo crescimento do estoque de moeda. Entretanto, há evidências, fracas na verdade, que sugerem uma correlação negativa entre a PTF e a inflação.

No próximo capítulo serão apresentados os dados, e suas respectivas fontes, que serão utilizados para a estimação dos modelos apresentados ao final do primeiro capítulo.

### 3 ANALISE ECONOMÉTRICA

A análise econométrica do presente trabalho tem por objetivo verificar se variações na produtividade total dos fatores influenciam a dinâmica inflacionária no Brasil no curto prazo. A fim de se alcançar o objetivo proposto, será proposto a divisão deste capítulo em três etapas: descrição dos dados utilizados, apresentação da metodologia econométrica, análise dos resultados.

#### 3.1 SOBRE OS DADOS

As séries de dados presentes nesse trabalho tiveram como fontes, majoritariamente, a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), a Pesquisa Mensal da Indústria (PMI) e o Sistema de Contas Nacionais (SCN), elaboradas pelo IBGE. Também foram extraídos dados do sistema gerenciador de séries temporais e do sistema de expectativas de mercado do Banco Central do Brasil. As séries foram obtidas tanto diretamente no site das instituições, quanto indiretamente, por meio da plataforma IPEADATA<sup>12</sup>, disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Na medida do possível, procurou-se evitar o tratamento das séries utilizadas nas estimações, optando por trabalhar com as séries originais obtidas nas aludidas fontes.

O período amostral está compreendido entre janeiro de 2003 e dezembro de 2015, devido, principalmente, a restrições na disponibilidade de dados de muitas das séries utilizadas no estudo<sup>13</sup>. Deste modo, optou-se por empregar dados mensais nas estimações, a fim de se trabalhar com uma amostra maior do que a obtida com dados trimestrais, totalizando 156 observações. Não obstante o maior número de observações, dados mensais estão sujeitos a maiores ruídos e erros de mensuração, em especial ao realizar interpolação de dados. Ademais, como apontado por Schwartzman (2006), há um maior risco de autocorrelação de dados, o que exige um maior cuidado nas estimações econométricas e no ajuste das defasagens dos modelos testados.

O índice escolhido para a inflação, variável dependente dos modelos a serem estimados, foi a variação mensal do IPCA<sup>14</sup>, índice oficial de inflação no Brasil calculado pelo IBGE. A

---

<sup>12</sup> [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)

<sup>13</sup> Por exemplo, a série mensal do IBC-Br se inicia no mês de janeiro de 2015, enquanto a série de pessoal ocupado da PME se encerra em fevereiro de 2016.

<sup>14</sup> As estimações com a inflação acumulada em doze meses, índice mais utilizado como variável dependente na literatura, não registraram os resultados esperados e apresentou um ajustamento fraco nos modelos propostos.

série de variação mensal do índice foi obtida por meio da plataforma IPEADATA. A série de expectativa média da taxa acumulada de inflação para os próximos dozes meses<sup>15</sup> também foi extraída do sítio eletrônico do IPEA. A utilização de expectativas inflacionárias efetivamente observadas nas regressões reduz a possibilidade de imprecisões, como na eventualidade de se utilizar uma série de expectativas de inflação estimada.

Para a componente que reflete a atividade econômica na Curva de Phillips foram selecionadas duas séries de indicadores: o desvio do IBC-Br dessazonalizado, representando o *hiato do produto*, e os desvios da taxa de desemprego aberto em São Paulo<sup>16</sup>, como *proxy* dos desvios do custo marginal. Os desvios em relação à tendência das séries, tidos como desvios do nível natural, foram calculados por meio do filtro de Hodrick-Prescott (HP). Tanto a série do IBC-Br, disponibilizada pelo BACEN, quanto a série de taxa de desemprego aberto na região metropolitana de São Paulo, calculada pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE), foram obtidas junto à plataforma IPEADATA.

Por sua vez, a fim de estimar o efeito *pass-through* cambial sobre a inflação, a série da variação da taxa de câmbio nominal<sup>17</sup> foi obtida a partir da série da taxa de câmbio para a venda do dólar americano no fim de cada período. Já a série de Necessidade de Financiamento Nominal do Setor Público em relação ao PIB foi utilizada para analisar a eventual influência da política fiscal na variação dos preços, enquanto a taxa Selic acumulada em doze meses foi empregada como instrumento nas estimações por MGM e na análise de robustez. Tanto a série de câmbio nominal quanto a série de necessidade de financiamento do setor público foram extraídas do sistema gerenciador de séries temporais (SGS) do BACEN. A série da taxa Selic foi retirada do IPEADATA.

Por fim, foram construídas três séries de PTF com base na metodologia da contabilidade do crescimento a fim de analisar a influência da variação da produtividade na taxa de inflação. Para tanto, foram utilizadas as séries do PIB mensal deflacionado do BACEN, da população economicamente ativa (PEA) da PNAD<sup>18</sup>, da utilização da capacidade instalada fornecida

---

<sup>15</sup> A série disponível no IPEADATA aponta a média das expectativas para os próximos dozes meses no último dia útil do mês de referência.

<sup>16</sup> A utilização da taxa de desemprego aberto de São Paulo, ao invés da taxa de desemprego presente na PME, se deve as profundas mudanças metodológicas ocorridas na série estimada pelo IBGE no decorrer do período estudado. Da mesma forma, a série de desemprego da PNAD, que possui abrangência nacional, é calculada somente a partir do primeiro trimestre de 2012. A opção pela taxa de desemprego aberto de São Paulo como *proxy* para o desemprego no Brasil possui sustentação na literatura sobre o assunto. Ver Sachsida (2009).

<sup>17</sup> As regressões testadas com a série da taxa real de câmbio apresentaram um mau ajustamento. O coeficiente da variação da taxa real de câmbio registrou o sinal contrário ao predito pela teoria e sem significância estatística em quase todas as estimações. Deste modo, optou-se pela série da variação da taxa de câmbio nominal.

<sup>18</sup> A série da PEA da PNAD disponibiliza apenas os dados anuais. Para completar os períodos entre os anos foi realizada uma interpolação exponencial.

pela Confederação Nacional da Indústria (CNI), do consumo de energia elétrica não residencial e da taxa de desemprego aberto para São Paulo. Todas as séries supracitadas podem ser obtidas na plataforma digital IPEADATA.

Para a obtenção das séries da variação de produtividade, o crescimento do produto foi decomposto seguindo o procedimento adotado por Barbosa Filho e Pessoa (2014). Partindo de uma função Cobb-Douglas Hicks-Neutra, a variação da produtividade no período  $t$  é igual a:

$$\ln\left(\frac{A_{t+1}}{A_t}\right) = \ln\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right) - \alpha \ln\left(\frac{K_{t+1}}{K_t}\right) - (1 - \alpha) \ln\left(\frac{L_{t+1}}{L_t}\right) \quad (17)$$

Onde a variação da produtividade  $\left(\frac{A_{t+1}}{A_t}\right)$  é igual a variação do produto  $\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right)$  descontada da variação do capital  $\left(\frac{K_{t+1}}{K_t}\right)$  e da variação do trabalho  $\left(\frac{L_{t+1}}{L_t}\right)$ , ponderadas pela suas respectivas participações na renda total, ou seja,  $\alpha$  e  $(1 - \alpha)$ .

A série de estoque de capital, também utilizada na construção das séries da PTF, foi calculada com base na metodologia do inventário perpétuo<sup>19</sup>. No entanto, foi necessário obter o valor do estoque de capital inicial da série, bem como a taxa de depreciação do capital e o investimento no período. Novamente seguindo Barbosa Filho e Pessoa (2014), e com base no trabalho de Gomes, Pessoa e Veloso (2003), assume-se a relação capital-produto em dezembro de 1996 igual a 2,4793<sup>20</sup>, a taxa de depreciação do capital igual a 3,5% e o valor da participação do capital na renda de 40% ( $\alpha = 0,4$ ). O valor do investimento de cada período foi determinado a partir da série de variação trimestral da formação bruta de capital fixo presente no SCN, com uma interpolação exponencial entre os trimestres a fim de preencher os dados mensais.

Deste modo, o modelo base da série da variação PTF (PTFBASE) é obtido a partir das séries do PIB mensal ( $PIB_m$ ) do estoque de capital ( $EstK$ ) e da população economicamente ativa ( $PEA$ ) da PNAD. Na segunda série concebida da PTF (PTFAJUST), o estoque de capital será ajustado pela utilização da capacidade utilizada da indústria ( $CI$ ), enquanto a série da PEA será corrigida pela taxa de desemprego aberto em São Paulo ( $DSP$ ). Por fim, na última série da variação da PTF (PTFALTER), o consumo de energia elétrica não residencial ( $EE$ )

<sup>19</sup> O método de inventário perpétuo estabelece que:  $K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t$ , onde  $K$  é o estoque de capital,  $I$  é o investimento e  $\delta$  é a taxa de depreciação do capital. Para maiores detalhes, ver Gomes, Pessoa e Veloso (2003).

<sup>20</sup> Extraído do anexo estatístico do artigo de Gomes, Pessoa e Veloso (2003), disponível em: <[http://ppe.ipea.gov.br/x\\_anexos/ppe033301anexo.zip](http://ppe.ipea.gov.br/x_anexos/ppe033301anexo.zip)>. Acessado em 03 de outubro de 2015.

será utilizado como *proxy* para o estoque de capital, enquanto a série de pessoal ocupado da PME (*POc*) substituirá a série da PEA.

A utilização das três medidas para a PTF busca replicar as diferentes abordagens da mensuração da PTF que se encontram na literatura empírica. A justificativa para o uso do modelo base da PTF (PTFBASE) é captar a variação da disponibilidade dos fatores de produção para determinada variação do produto. Por sua vez, o modelo ajustado da variação da PTF (PTFAJUST), capta a variação da utilização efetiva dos fatores de produção na variação do produto. Enquanto a utilização do modelo alternativo (PTFALTER), se justifica pela substituição da controversa variável de estoque de capital (*EstK*), de difícil mensuração, pela medida de consumo de energia elétrica não residencial (*EE*), que capta o uso efetivo de capital em determinado período. A medida alternativa da PTF também utiliza a série de Pessoal Ocupado (*POc*) que pode ser entendida como uma medida mais adequada para a mensuração do fator trabalho do que a PEA.

A tabela 1 apresenta as séries utilizadas nas regressões, sua descrição e as respectivas fontes de dados. Em seguida, a tabela 2 contém as estatísticas descritivas das séries utilizadas no presente trabalho, enquanto o gráfico 1 apresenta a variação das séries no período estudado.

**Tabela 1 - Variáveis utilizadas**

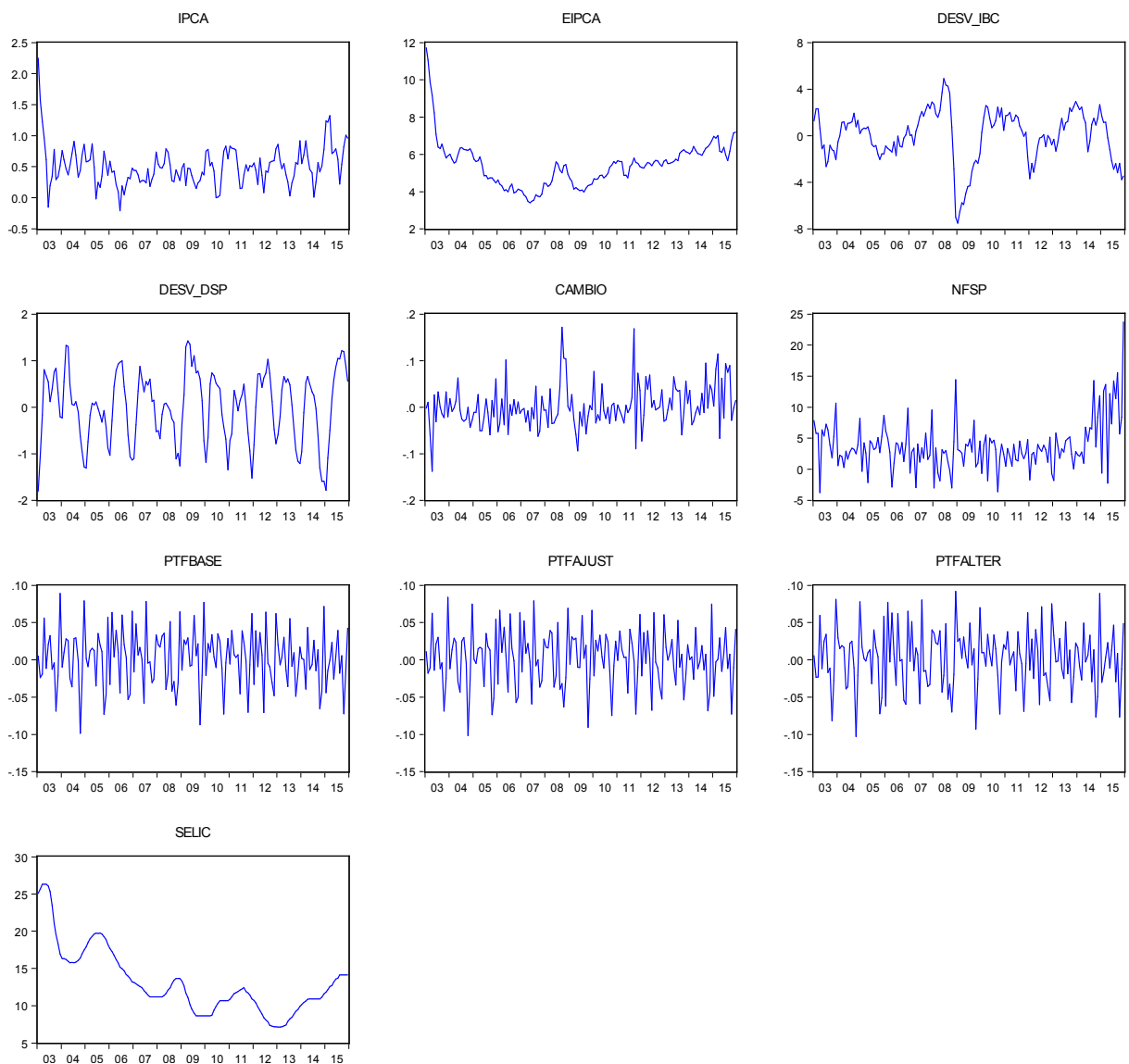
Sigla	Variável	Descrição	Fonte de Dados
IPCA	Índice de Preços	Varição mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)	IPEADATA
EIPCA	Expectativa de Inflação	Média das expectativas de mercado para 12 meses seguintes - último dia útil	IPEADATA
DESV_IBC	Atividade Econômica	Desvios da tendência da índice de atividade IBC-Br (calculado por Filtro HP)	IPEADATA
DESV_DSP	Atividade Econômica	Desvios da tendência da taxa de desemprego aberto SP (calculado por Filtro HP)	IPEADATA
CAMBIO	Câmbio Nominal	Varição mensal da cotação do dólar americano (venda) - último dia útil	SGS/BACEN
NFSP	Resultado Nominal	Necessidade de Financiamento Nominal do Setor Público em relação ao PIB	SGS/BACEN
SELIC	Taxa Selic Anualizada	Taxa Selic Anualizada no mês de referência	SGS/BACEN
PTFBASE	Modelo base PTF	$\ln\left(\frac{PIB_{t+1}}{PIB_t}\right) - 0,4 \ln\left(\frac{EstK_{t+1}}{EstK_t}\right) - 0,6 \ln\left(\frac{PEA_{t+1}}{PEA_t}\right)$	Estimação Própria
PTFAJUST	Modelo ajustado PTF	$\ln\left(\frac{PIB_{t+1}}{PIB_t}\right) - 0,4 \ln\left(\frac{CI_{t+1}EstK_{t+1}}{CI_tEstK_t}\right) - 0,6 \ln\left(\frac{DSP_{t+1}PEA_{t+1}}{DSP_tPEA_t}\right)$	Estimação Própria
PTFALTER	Modelo alternativo PTF	$\ln\left(\frac{PIB_{t+1}}{PIB_t}\right) - 0,4 \ln\left(\frac{EE_{t+1}}{EE_t}\right) - 0,6 \ln\left(\frac{POc_{t+1}}{POc_t}\right)$	Estimação Própria

**Fonte:** elaboração própria.

**Tabela 2 - Estatísticas descritivas**

	IPCA	EIPCA	DESV_IBC	DESV_DSP	CAMBIO	NFSP	SELIC	PTFBASE	PTFAJUST	PTFALTER
<b>Média</b>	0,5080	5,4384	0,0000	0,0000	0,0017	3,7521	13,139	0,0018	0,0020	0,0016
<b>Mediana</b>	0,4800	5,5100	0,4044	0,0873	-0,0061	3,2500	11,915	0,0026	0,0014	0,0026
<b>Máximo</b>	2,2500	11,720	4,9108	1,4209	0,1713	23,720	26,320	0,0891	0,0840	0,0919
<b>Mínimo</b>	-0,2100	3,4000	-7,5170	-1,8078	-0,1382	-3,8200	7,1100	-0,0987	-0,1018	-0,1032
<b>Desvio Padrão</b>	0,3152	1,2418	2,2195	0,7494	0,0460	3,9687	4,4227	0,0372	0,0375	0,0396
<b>Assimetria</b>	1,4256	1,7519	-0,8291	-0,3593	0,7856	1,4099	1,1546	-0,1130	-0,1985	-0,0817
<b>Curtose</b>	8,7221	9,4429	4,0217	2,3482	4,8060	7,2434	4,1450	2,7986	2,8261	2,8357
<b>Observações</b>	156	156	156	156	156	156	156	156	156	156

Fonte: elaboração própria.

**Gráfico 1 - Séries Temporais utilizadas**

Fonte: elaboração própria.

Como se pode observar no gráfico 1, a variação mensal da inflação flutuou em torno da sua média de 0,508% ao mês na maior parte do período estudado, com a exceção dos primeiros meses de 2003, quando o índice saiu de um patamar mais elevado e caiu vertiginosamente. Neste período, a economia brasileira recuperava-se da crise de confiança resultante das eleições presidenciais de 2002 e o novo governo finalmente comprometeu-se em preservar os fundamentos macroeconômicos. Pode-se também identificar um descolamento da média da inflação a partir de 2014, também refletido no aumento das expectativas para os doze meses seguintes no final do período estudado.

A taxa nominal de câmbio, por sua vez, apresentou um comportamento mais volátil no período estudado, notadamente no decorrer da crise financeira internacional e a partir da campanha eleitoral de 2014. Novamente, os agentes passaram a ter dúvidas na capacidade e no comprometimento do governo eleito em cumprir as metas fiscais estabelecidas e esta incerteza foi refletida na cotação da taxa de câmbio.

Deve-se assinalar também o forte crescimento da necessidade de financiamento do setor público em relação ao PIB, resultado nominal, a partir de 2014. Esse resultado é devido a uma combinação de crescimento contínuo das despesas primárias, estagnação e queda das receitas e aumento da taxa básica de juros.

As medidas de produtividade, variáveis de interesse no presente estudo, apresentaram um comportamento similar no período estudado. As três séries flutuaram em torno de uma média pouco maior que zero, indicando um crescimento da produtividade no período. Ressalta-se que as séries apresentaram uma volatilidade considerável, pois o desvio padrão das séries é maior que o dobro de suas respectivas médias. Também se pode verificar uma leve tendência de queda ao final do período estudado nas três séries de produtividade.

### 3.2 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

O tratamento econométrico de séries temporais requer alguns cuidados adicionais a fim de se evitar problemas nas estimações. Dados dispostos na forma de séries temporais podem, muitas vezes, se mover na mesma direção sem que isto implique uma relação de causalidade entre as variáveis explicativas e explicadas; ou ainda, no caso de uma má especificação do modelo estimado, podem-se gerar correlações espúrias (DE MENDONÇA; GALVEAS 2013). Ou seja, para determinar uma relação entre duas variáveis ao longo do tempo, deve-se



se pressupor alguma estabilidade nas séries temporais. Daí advém a necessidade de identificar se uma série temporal é ou não estacionária.

De acordo com Gujarati (2000), uma série temporal é estacionária se sua média e sua variância forem constantes ao longo do tempo e a covariância entre os valores defasados dependa apenas da defasagem entre eles. Dito de outro modo, a série temporal estacionária é aquela cujos valores flutuam, de forma constante, ao redor de uma mesma média.

Seguindo De Mendonça e Galveas (2013), foram aplicados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para identificar se as séries utilizadas nas regressões são estacionárias ou não (raiz unitária). Nos testes de raiz unitária supracitados, a hipótese nula ( $H_0$ ) assume a presença de raiz unitária, portanto a série não é estacionária. Caso haja divergência entre os resultados dos testes de raiz unitária ADF e PP, será utilizado o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para testar a estacionariedade da série temporal. Ao contrário dos testes ADF e PP, a hipótese nula ( $H_0$ ) do teste KPSS assume que a série é estacionária.

A tabela 3 apresenta os resultados dos testes ADF, PP e KPSS para todas as séries utilizadas nas estimações dos modelos.

**Tabela 3 - Resultados dos testes de raiz unitária**

Série	ADF <sup>1</sup>	PP <sup>2</sup>	KPSS <sup>3</sup>	Teste em primeira diferença			I(n)
	Teste em Nível			ADF	PP <sup>4</sup>	KPSS <sup>5</sup>	
IPCA	-7,2763***	-7,2707***	0,2501	-	-	-	I(0)
EIPCA	-5,5156***	-6,0760***	0,3406	-	-	-	I(0)
DESV_IBC	-4,1019***	-3,2519***	0,0342	-	-	-	I(0)
DESV_DSP	-3,7130***	-4,6125***	0,0259	-	-	-	I(0)
CAMBIO	-12,2582***	-12,2580***	0,0462	-	-	-	I(0)
SELIC	-3,4748***	-2,7093**	0,2636***	-	-	-	I(0)
NFSP	0,8794	-11,2442***	0,3069***	-7,5251***	-37,9022***	0,4138*	I(1)
PTFBASE	-3,2358*	-17,9454***	0,3041	-	-	-	I(0)
PTFAJUST	-2,92678***	-19,3066***	0,242215	-	-	-	I(0)
PTFALTER	-4,07706***	-17,8897***	0,441038*	-	-	-	I(0)

**Obs.:** (\*) significativo a 10%, (\*\*) a 5% e (\*\*\*) a 1%. O nível de significância para a constante e a tendência pode variar entre 1 e 10%.

**Obs.:** (1) Para as séries DESV\_DSP e PTFAJUST os testes são significativos sem a tendência e sem a constante; para as séries SELIC e PTFALTER os testes são significativos somente com a constante. (2) Para as séries DESV\_IBC, DESV\_DSP, PTFBASE, PTFAJUST e PTFALTER os testes são significativos sem a tendência e sem a constante; para a série SELIC o teste é significativo somente com a constante. (3) Para as séries DESV\_IBC, DESV\_DSP, PTFBASE, PTFAJUST e PTFALTER os testes são significativos sem a tendência e sem a constante; para as séries IPCA e EIPCA os testes são significativos somente com a constante. (4)(5) Para a série NFSP o teste é significativo sem a constante e sem a tendência.

**Fonte:** elaboração própria.

O conjunto dos testes de raiz unitária rejeita a hipótese de presença de raiz unitária para todas as séries utilizadas nas estimações, com a exceção da série de necessidade de financiamento nominal do setor público (NFSP). Portanto, todas as variáveis dos modelos serão estimadas em nível, excetuando-se a série NFSP, que será utilizada nas estimações em primeira diferença. O número de defasagens das séries foi definido com base no melhor ajustamento dos modelos testados.

Inicialmente, as regressões serão estimadas por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Assumindo as hipóteses assintóticas de *Gauss-Markov* de Séries Temporais<sup>21</sup> como verdadeiras, justifica-se a utilização de MQO como melhor estimador linear não-viesado (WOOLDRIDGE, 2015). No intuito de se evitar problemas de eficiência dos estimadores por MQO na presença de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos, as regressões foram realizadas com *a matriz de covariância dos coeficientes de heterocedasticidade e autocorrelação consistentes* (HAC)(Newey-West).

Os coeficientes por MQO se tornam eficientes com a utilização da matriz de covariância de Newey-West (HAC), mesmo na presença dos problemas de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos, permitindo os testes de significância dos regressores (WOOLDRIDGE, 2015). Para os testes de autocorrelação dos resíduos e heterocedasticidade foram utilizados os testes de *Breusch-Godfrey* (LM) com dois *lags* e de *White*, respectivamente.

No entanto, os problemas de endogeneidade<sup>22</sup> não são corrigidos pela matriz HAC nas regressões por MQO. Para que os seus estimadores sejam consistentes, o método de MQO assume que os resíduos não são correlacionados com os estimadores, e a presença de endogeneidade viola esse teorema. Nos modelos que serão estimados, a inflação (variável dependente) também pode influenciar as variáveis utilizadas como regressores (independentes), caracterizando o problema de endogeneidade, inviabilizando as estimações por MQO. De fato, a presença de algum tipo de persistência ou inércia nas variáveis já pode implicar em problemas de endogeneidade dos regressores em estimações de séries temporais.

Especificamente para as regressões a serem estimadas no presente trabalho, o problema de endogeneidade pode advir de erros de medidas não observados na construção das séries utilizadas ou omissão de alguma variável relevante para explicar a variação da inflação no período estudado. Tendo em vista também que as expectativas de inflação em um

---

<sup>21</sup> Ver Wooldridge (2015), capítulo 11.

<sup>22</sup> Problemas de endogeneidade podem ser causados por erros de medida, variáveis relevantes omitidas, simultaneidade ou forma funcional especificada incorretamente. Para maiores detalhes, ver Wooldridge (2015), capítulo 15.

determinado período podem ser influenciadas pela inflação corrente do mesmo período, configurando assim um problema de simultaneidade, a hipótese de presença de endogeneidade não pode ser descartada.

Diante desta possibilidade, a utilização do Método Generalizados dos Momentos (MGM) apresenta-se como uma boa solução para o problema de endogeneidade das variáveis explicativas. Grosso modo, o MGM relaxa a hipótese de não correlação dos regressores com o termo de erro fazendo uso de variáveis instrumentais exógenas, que são correlacionadas com os regressores. O estimador MGM é minimizado ao ponderar cada condição de independência entre as variáveis instrumentais e o termo de erro, sendo que as condições de momento com maior variância recebem menor peso. Assim, a utilização do MGM é uma opção para excluir efeitos não observados nas estimações, com um estimador consistente e eficiente mesmo com variáveis omitidas no modelo e simultaneidade (DE MENDONÇA; TIBERTO, 2017)

Por fim, deve-se ressaltar três cuidados adicionais que necessitam ser tomados nas estimações por MGM. O primeiro deles é o número de observações, pois o método não é consistente para pequenas amostras. O segundo ponto a ser observado é que o número de instrumentos deve ser, obrigatoriamente, igual ou maior do que o número dos regressores estimados. O último ponto é a exogeneidade dos instrumentos selecionados, que podem ser verificados por meio da não rejeição da hipótese nula do teste J.

No tópico a seguir, serão apresentados os resultados obtidos por meio das estimações por MQO (Newey-West) e por MGM.

### 3.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

#### 3.3.1 Resultados por MQO

Nesta subseção, serão apresentados os resultados das regressões por MQO (Newey-West). Para cada índice de produtividade (PTF base, ajustada e alternativa) foi estimado um conjunto de oito especificações, como demonstrado nas tabelas 4, 5 e 6. As especificações da CPNK em cada tabela seguem a seguinte ordem: CPNKHb em uma economia aberta com um parâmetro para captar a influência da política fiscal na inflação como variável de controle; CPNKHb em uma economia aberta sem o parâmetro da política fiscal; CPNKHb em uma economia fechada; CPNK *foward looking* pura em uma economia fechada. Nas quatro primeiras colunas, a CPNK foi testada com o hiato do produto, enquanto nas quatro últimas colunas a CNPK foi estimada com o desvio da taxa de desemprego.

**Tabela 4 - Curva de Phillips com PTF Base (MQO - Newey-West)**

Variável explicativa	CPNKGGM	CPNKGGM	CPNKHb	CPNK	CPNKGGM	CPNKGGM	CPNKHb	CPNK
C	0,1024 (0,0949) [1,0791]	0,0997 (0,0936) [1,0651]	0,0781 (0,1074) [0,7276]	-0,0616 (0,1493) [-0,4124]	0,1191 (0,1008) [1,1816]	0,1170 (0,0996) [1,1740]	0,1010 (0,1130) [0,8933]	0,0219 (0,1440) [0,1526]
IPCA (-1)	0,5678*** (0,0612) [9,2779]	0,5738*** (0,0605) [9,4819]	0,5567*** (0,0582) [9,5525]		0,4797*** (0,0688) [6,9692]	0,4843*** (0,0702) [6,8941]	0,4578*** (0,0622) [7,3605]	
EIPCA (-1)	0,0197 (0,0200) [0,9865]	0,0196 (0,0199) [0,9844]	0,0255 (0,0228) [1,1198]	0,1025*** (0,0292) [3,5004]	0,0246 (0,0206) [1,1982]	0,0245 (0,0204) [1,2023]	0,0302 (0,0224) [1,3453]	0,0868*** (0,0281) [3,0830]
PTFBASE (-2)	-0,6463 (0,4173) [-1,5485]	-0,4829 (0,3754) [-1,2863]	-0,5804 (0,3959) [-1,4660]	-0,7019 (0,4553) [-1,5416]	-0,6220 (0,4091) [-1,5203]	-0,4682 (0,3673) [-1,2746]	-0,5487 (0,3826) [-1,4338]	-0,6114 (0,4278) [-1,4292]
DESV(IBC) (-2)	0,0019 (0,0067) [0,2866]	0,0018 (0,0067) [0,2694]	0,0022 (0,0070) [0,3164]	0,0084 (0,0100) [0,8473]				
DESV(DSP) (-2)					-0,0633* (0,0324) [-1,9503]	-0,0640* (0,0324) [-1,9738]	-0,0727** (0,0337) [-2,1585]	-0,1354*** (0,0413) [-3,2768]
CAMBIO (-2)	0,9057* (0,4646) [1,9495]	0,9733** (0,4847) [2,0082]			0,7764 (0,4852) [1,6000]	0,8382* (0,5045) [1,6612]		
D(NFSP (-1))	-0,0040 (0,0034) [-1,2000]				-0,0038 (0,0033) [-1,1348]			
R <sup>2</sup> Ajustado	0,4527	0,4517	0,4275	0,2063	0,4766	0,4760	0,4593	0,3383
Estatística F	22,095	26,211	29,565	14,257	24,223	28,800	33,495	27,079
Prob (F)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LM (2 lags)	0,0970	0,1010	0,0537	0,0000	0,0047	0,0040	0,0011	0,0000
White	0,0371	0,0083	0,0489	0,0204	0,0134	0,0016	0,0002	0,0000

**Obs.:** () para desvio padrão e [] para estatística t. (\*) significante a 10%, (\*\*) a 5% e (\*\*\*) a 1%.

**Fonte:** elaboração própria.

Inicialmente, deve-se ressaltar os resultados robustos aferidos para o componente inercial da inflação. Em todas as especificações da Curva de Phillips Híbrida o coeficiente da variável de inflação defasada em um período registrou significância estatística com o nível de 1%, com valores entre 0,45 e 0,58. Interessante notar que o coeficiente inercial é maior nas estimações com o desvio do IBC-Br como variável da atividade econômica do que nas estimações com o desvio do desemprego. Já o componente de expectativas de inflação com uma defasagem foi significativo somente nas especificações *forward-looking* da Curva de Phillips, com um coeficiente em torno de 0,10.

**Tabela 5 - Curva de Phillips com PTF Ajustada (MQO - Newey-West)**

Variável explicativa	CPNKGm	CPNKGm	CPNKHb	CPNK	CPNKGm	CPNKGm	CPNKHb	CPNK
C	0,1019 (0,0929) [1,0958]	0,0996 (0,0919) [1,0843]	0,0781 (0,1052) [0,7426]	-0,0625 (0,1476) [-0,4237]	0,1189 (0,0988) [1,2036]	0,1172 (0,0978) [1,1980]	0,1012 (0,1108) [0,9127]	0,0212 (0,1422) [0,1491]
IPCA (-1)	0,5669*** (0,0613) [9,2383]	0,5734*** (0,0607) [9,4461]	0,5567*** (0,0586) [9,489]		0,4802*** (0,0681) [7,0495]	0,4848*** (0,0696) [6,9618]	0,4589*** (0,0617) [7,4377]	
EIPCA (-1)	0,0200 (0,0196) [1,0186]	0,0197 (0,0196) [1,0079]	0,0256 (0,0223) [1,1456]	0,1027*** (0,0289) [3,5505]	0,0247 (0,0202) [1,2230]	0,0245 (0,0201) [1,2207]	0,0301 (0,0221) [1,3652]	0,0870*** (0,0278) [3,1265]
PTFAJUST (-2)	-0,8362** (0,4140) [-2,0196]	-0,6569* (0,3772) [-1,7414]	-0,7588* (0,4014) [-1,8901]	-0,8515* (0,4621) [-1,8427]	-0,7899* (0,4056) [-1,9471]	-0,6216* (0,3673) [-1,6921]	-0,7033* (0,3853) [-1,8252]	-0,7295* (0,4334) [-1,6832]
DESV(IBC) (-2)	0,0014 (0,0066) [0,2217]	0,0014 (0,0066) [0,2112]	0,0017 (0,0069) [0,2538]	0,0080 (0,0100) [0,8020]				
DESV(DSP) (-2)					-0,0622* (0,0320) [-1,9406]	-0,0632* (0,0320) [-1,9708]	-0,0716** (0,0332) [-2,1556]	-0,1346*** (0,0412) [-3,2672]
CAMBIO (-2)	0,8826* (0,4605) [1,9166]	0,9587** (0,4815) [1,9908]			0,7575 (0,4832) [1,5677]	0,8265 (0,5032) [1,6423]		
D(NFSP (-1))	-0,0045 (0,0033) [-1,3541]				-0,0042 (0,0033) [-1,2678]			
R <sup>2</sup> Ajustado	0,4578	0,4557	0,4323	0,2110	0,4810	0,4794	0,4632	0,3416
Estatística F	22,5370	26,6161	30,1280	14,6380	24,6327	29,1774	34,0098	27,4564
Prob (F)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LM (2 lags)	0,1081	0,1199	0,0881	0,0000	0,0068	0,0056	0,0017	0,0000
White	0,0507	0,0095	0,0299	0,0124	0,0180	0,0017	0,0002	0,0000

**Obs.:** () para desvio padrão e [] para estatística t. (\*) significante a 10%, (\*\*) a 5% e (\*\*\*) a 1%.

**Fonte:** elaboração própria.

Por sua vez, os coeficientes que captam o impacto da atividade econômica tiveram um de comportamento discrepante. O coeficiente do hiato do produto com duas defasagens, medido pelo desvio do índice IBC-Br, não apresentou significância estatística em nenhuma das especificações testadas, apesar de apresentar o sinal predito pela teoria. Por sua vez, o desvio da taxa de desemprego, também com duas defasagens, registrou o coeficiente com significância em todas as especificações testadas e com o sinal negativo esperado. O coeficiente do desvio da taxa de desemprego apresentou valores entre -0,14 e -0,06 nas estimações testadas.

**Tabela 6 - Curva de Phillips com PTF Alternativa (MQO - Newey-West)**

Variável explicativa	CPNKGM	CPNKGM	CPNKHb	CPNK	CPNKGM	CPNKGM	CPNKHb	CPNK
C	0,1019 (0,0939) [1,0850]	0,1000 (0,0925) [1,0806]	0,0781 (0,1060) [0,7364]	-0,0628 (0,1485) [-0,4229]	0,1222 (0,0997) [1,2259]	0,1205 (0,0984) [1,2246]	0,1047 (0,1116) [0,9387]	0,0273 (0,1424) [0,1918]
IPCA (-1)	0,5677*** (0,0618) [9,1722]	0,5737*** (0,0611) [9,3888]	0,5570*** (0,0593) [9,3837]		0,4741*** (0,0685) [6,9139]	0,4796*** (0,0700) [6,8524]	0,4535*** (0,0623) [7,2758]	
EIPCA (-1)	0,0198 (0,0198) [1,0015]	0,0196 (0,0197) [0,9949]	0,0255 (0,0225) [1,1331]	0,1027*** (0,0291) [3,5240]	0,0246 (0,0203) [1,2114]	0,0244 (0,0201) [1,2113]	0,0299 (0,0221) [1,3537]	0,0858*** (0,0278) [3,0816]
PTFALTER (-2)	-0,8071** (0,3620) [-2,2294]	-0,6620* (0,3358) [-1,9712]	-0,7428** (0,3546) [-2,0946]	-0,8212* (0,4344) [-1,8904]	-0,8565** (0,3501) [-2,4462]	-0,7139** (0,3265) [-2,1860]	-0,7886** (0,3412) [-2,3113]	-0,8950** (0,3937) [-2,2730]
DESV(IBC) (-2)	0,0011 (0,0067) [0,1678]	0,0011 (0,0067) [0,1627]	0,0014 (0,0070) [0,2057]	0,0077 (0,0102) [0,7529]				
DESV(DSP) (-2)					-0,0661** (0,0322) [-2,0539]	-0,0663** (0,0322) [-2,0567]	-0,0751** (0,0334) [-2,2449]	-0,1374*** (0,0409) [-3,3548]
CAMBIO (-2)	0,8947* (0,4634) [1,9305]	0,9643** (0,4832) [1,9953]			0,7512 (0,4865) [1,5439]	0,8191 (0,5053) [1,6208]		
D(NFSP (-1))	-0,0043 (0,0033) [-1,3156]				-0,0042 (0,0032) [-1,3063]			
R <sup>2</sup> Ajustado	0,4585	0,4567	0,4329	0,2113	0,4847	0,4829	0,4670	0,3485
Estatística F	22,596	26,724	30,207	14,670	24,990	29,579	34,525	28,289
Prob (F)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LM (2 lags)	0,1033	0,1143	0,0715	0,0000	0,0057	0,0051	0,0015	0,0000
White	0,0385	0,0063	0,0341	0,0051	0,0113	0,0008	0,0001	0,0000

**Obs.:** () para desvio padrão e [] para estatística t. (\*) significante a 10%, (\*\*) a 5% e (\*\*\*) a 1%.

**Fonte:** elaboração própria.

Já a variação do câmbio nominal com duas defasagens apresentou o sinal esperado em todas as especificações para a Curva de Phillips com a economia aberta, porém, com significância estatística em sete das doze especificações, com os valores do coeficiente da variação do câmbio entre 0,83 a 0,98. Já o componente que capta o impacto dos gastos públicos nos preços, necessidade de financiamento nominal do setor público em relação ao PIB em primeira diferença e com uma defasagem, não registrou significância estatística em nenhuma das regressões e apresentou o sinal contrário à predição da teoria.

Os parâmetros de variação da PTF, objeto de interesse do presente trabalho, apresentaram todas elas o sinal negativo predito pela teoria<sup>23</sup>. A variável PTF base não apresentou significância estatística em nenhuma das regressões, apesar de uma estatística t próxima do limite crítico. Já os coeficientes da PTF ajustada e da variável PTF alternativa apresentaram significância estatística em todas as especificações. Os coeficientes significantes estatisticamente das variáveis de PTF flutuaram entre -0,90 e -0,62, indicando um forte repasse da variação da produtividade para os índices de inflação no curto prazo. De um modo geral, os resultados das medidas da PTF apontam para uma consistência da hipótese de correlação negativa entre a produtividade e a inflação.

Os resultados encontrados para os coeficientes das medidas da PTF são condizentes com os resultados obtidos por Ball e Moffitt (2001), Kiley (2005), Dew-Becker e Gordon (2005) e Ambrocio e Jang (2009), apesar de utilizar uma medida distinta da produtividade em relação a estes trabalhos. Em relação aos resultados obtidos por Karranassou e Sala (2009) e Ojede (2015), a comparação fica comprometida tendo em vista que no primeiro caso foi testada uma Curva de Phillips de longo prazo, enquanto no segundo caso a Curva de Phillips não foi empregada

As estimações que utilizaram os desvios da taxa de desemprego ( $R^2$  ajustado entre 0,33 e 0,49) apresentaram um ajustamento um pouco melhor do que as testadas com o hiato do produto ( $R^2$  ajustado entre 0,20 e 0,46). Isto é, os modelos propostos estimam entre 20% a 50% da variação da inflação no período. Ressalta-se que, apesar do valor reduzido do  $R^2$  ajustado, não é intuito do presente trabalho encontrar uma especificação ótima da Curva de Phillips para a economia brasileira, e sim identificar se a variação da produtividade influencia a inflação na amostra estudada.

No teste de White, foi rejeitada a hipótese nula de homocedasticidade em todas as regressões, enquanto no teste LM foi rejeitada a hipótese nula de ausência de autocorrelação dos resíduos em 19 das 24 regressões. Porém com a utilização da matriz Newey-West nas estimações por MQO, os resultados das tabelas 4, 5 e 6 são válidos mesmo na presença de autocorrelação e heterocedasticidade. Para corrigir a possível presença de endogeneidade de regressores, foi necessário a adoção do método MGM.

### 3.3.2 Resultados por MGM

---

<sup>23</sup> Importante frisar que a análise do sinal dos coeficientes estimados sem significância estatística está intimamente ligada ao seu sentido econômico (DE MENDONÇA; GALVEAS, 2013).

Nesta subseção, serão apresentados os resultados das regressões por MGM. Novamente, para cada índice de produtividade (PTF base, ajustada e alternativa) foi estimado um conjunto de oito especificações, mantendo a mesma ordem das especificações do tópico anterior, como demonstrado nas tabelas 7, 8 e 9. A validade dos instrumentos utilizados será testada pela aceitação da hipótese nula do teste J (isto é,  $\text{Prob } J > 0,1$ ).

**Tabela 7 - Curva de Phillips com PTF Base (MGM)**

Variável explicativa	CPNKGM	CPNKGM	CPNKHb	CPNK	CPNKGM	CPNKGM	CPNKHb	CPNK
C	0,0629	0,0641	0,0181	-0,1531	0,1172	0,1200	0,0628	-0,0004
	(0,1015)	(0,0978)	(0,1006)	(0,1662)	(0,1210)	(0,1198)	(0,1253)	(0,1483)
	[0,6204]	[0,6561]	[0,1801]	[-0,9212]	[0,9681]	[1,0015]	[0,5015]	[-0,0031]
IPCA (-1)	0,6139***	0,6257***	0,6716***		0,2299	0,2189	0,2782	
	(0,1483)	(0,1461)	(0,1673)		(0,1881)	(0,1745)	(0,1903)	
	[4,1396]	[4,2823]	[4,0135]		[1,2221]	[1,2544]	[1,4616]	
EIPCA (-1)	0,0226	0,0212	0,0272	0,1185***	0,0493	0,0501*	0,0548*	0,0920***
	(0,0216)	(0,0211)	(0,0244)	(0,0314)	(0,0301)	(0,0283)	(0,0306)	(0,0275)
	[1,0455]	[1,0067]	[1,1171]	[3,7675]	[1,6407]	[1,7661]	[1,7907]	[3,3353]
PTFBASE (-2)	0,1760	-0,0144	0,5253	1,7789*	-1,0874*	-0,9889*	-0,6299	-0,6426
	(0,8886)	(0,7428)	(0,6658)	(0,9854)	(0,6387)	(0,5391)	(0,4714)	(0,5291)
	[0,1980]	[-0,0194]	[0,7889]	[1,8052]	[-1,7025]	[-1,8343]	[-1,3363]	[-1,2145]
DESV(IBC) (-2)	-0,0037	-0,0039	0,0001	0,0119				
	(0,0067)	(0,0066)	(0,0070)	(0,0098)				
	[-0,5474]	[-0,5966]	[0,0175]	[1,2184]				
DESV(DSP) (-2)					-0,0741*	-0,0778*	-0,0729**	-0,1089***
					(0,0381)	(0,0396)	(0,0335)	(0,0318)
					[-1,9419]	[-1,9631]	[-2,1724]	[-3,4180]
CAMBIO (-2)	1,8765*	1,7107**			1,1636	1,3925		
	(0,9527)	(0,8620)			(0,8672)	(0,8992)		
	[1,9696]	[1,9844]			[1,3416]	[1,5485]		
D(NFSP (-1))	0,0022				-0,0020			
	(0,0061)				(0,0052)			
	[0,3602]				[-0,3966]			
R <sup>2</sup> Ajustado	0,3671	0,3868	0,3562	0,0262	0,3774	0,3650	0,3976	0,2880
Estatística J	8,2723	8,2399	8,0726	11,1046	12,7892	12,7978	12,3547	11,1123
Prob (J)	0,7634	0,8276	0,7067	0,5199	0,3845	0,4635	0,3375	0,5193
Instrument Rank	19	19	16	16	19	19	16	16

**Obs.:** () para desvio padrão e [] para estatística t. (\*) significativa a 10%, (\*\*) a 5% e (\*\*\*) a 1%.

**Obs.:** Variáveis instrumentais utilizadas: EIPCA(t-2, t-3, t-4), SELIC(t-2, t-3, t-4), D(NFSP)(t-2, t-3, t-4), PTFBASE(t-3, t-4, t-5). Os instrumentos CAMBIO(t-3, t-4, t-5), DESV(IBC)(t-3, t-4, t-5) e DESV(DSP)(t-3, t-4, t-5) foram utilizados somente quando presentes nas regressões.

**Fonte:** elaboração própria.



Tabela 8 - Curva de Phillips com PTF Ajustada (MGM)

Variável explicativa	CPNKGGM	CPNKGGM	CPNKHb	CPNK	CPNKGGM	CPNKGGM	CPNKHb	CPNK
C	0,0808 (0,0998) [0,8093]	0,0784 (0,0954) [0,8214]	0,0345 (0,0994) [0,3471]	-0,1518 (0,1701) [-0,8924]	0,1364 (0,1218) [1,1200]	0,1399 (0,1233) [1,1349]	0,0687 (0,1296) [0,5307]	0,0141 (0,1488) [0,0948]
IPCA (-1)	0,6599*** (0,1406) [4,6920]	0,6719*** (0,1390) [4,8317]	0,7037*** (0,1634) [4,3057]		0,2128 (0,1865) [1,1413]	0,2024 (0,1759) [1,1504]	0,2391 (0,1901) [1,2579]	
EIPCA (-1)	0,0149 (0,0216) [0,6930]	0,0143 (0,0211) [0,6748]	0,0212 (0,0246) [0,8633]	0,1188*** (0,0322) [3,6814]	0,0471 (0,0303) [1,5539]	0,0476 (0,0292) [1,6287]	0,0570* (0,0318) [1,7896]	0,0890*** (0,0278) [3,2006]
PTFAJUST (-2)	0,3404 (0,9595) [0,3547]	0,1000 (0,7787) [0,1284]	0,6020 (0,7180) [0,8383]	1,9225* (1,0870) [1,7685]	-1,1043* (0,6155) [-1,7939]	-1,0257** (0,5010) [-2,0472]	-0,7107 (0,4591) [-1,5478]	-0,6940 (0,5065) [-1,3702]
DESV(IBC) (-2)	-0,0039 (0,0068) [-0,5787]	-0,0042 (0,0066) [-0,6360]	0,0003 (0,0070) [0,0524]	0,0145 (0,0101) [1,4288]				
DESV(DSP) (-2)					-0,0801** (0,0385) [-2,0763]	-0,0834** (0,0381) [-2,1893]	-0,0822** (0,0337) [-2,4357]	-0,1131*** (0,0320) [-3,5272]
CAMBIO (-2)	1,9719** (0,9638) [2,0458]	1,7642** (0,8616) [2,0475]			1,2676 (0,8718) [1,4538]	1,4759* (0,8704) [1,6956]		
D(NFSP (-1))	0,0026 (0,0063) [0,4254]				-0,0017 (0,0053) [-0,3262]			
R <sup>2</sup> Ajustado	0,3515	0,3773	0,3418	0,0028	0,3720	0,3590	0,3924	0,2927
Estatística J	7,8462	7,8701	8,0109	11,7120	12,5600	12,5440	12,2010	10,8530
Prob (J)	0,7970	0,8519	0,7123	0,4690	0,4017	0,4835	0,3486	0,5414
Instrument Rank	19	19	16	16	19	19	16	16

**Obs.:** () para desvio padrão e [] para estatística t. (\*) significativa a 10%, (\*\*) a 5% e (\*\*\*) a 1%.

**Obs.:** Variáveis instrumentais utilizadas: EIPCA(t-2, t-3, t-4), SELIC(t-2, t-3, t-4), D(NFSP)(t-2, t-3, t-4), PTFBASE(t-3, t-4, t-5). Os instrumentos CAMBIO(t-3, t-4, t-5), DESV(IBC)(t-3, t-4, t-5) e DESV(DSP)(t-3, t-4, t-5) foram utilizados somente quando presentes nas regressões.

**Fonte:** elaboração própria.

Diferentemente das regressões por MQO, o coeficiente do componente inercial só se mostrou significativo em parte das estimações por MGM. Especificamente, o coeficiente da inflação defasada apresentou significância estatística (a 1%) somente nas regressões com o hiato do produto representando a atividade econômica, com valores entre 0,6 e 0,71. Quando o desvio do desemprego foi inserido nas estimações como *proxy* para o custo marginal, o componente inercial perdeu a significância estatística, apesar do sinal predito pela teoria.

**Tabela 9 - Curva de Phillips com PTF Alternativa (MGM)**

Variável explicativa	CPNKGGM	CPNKGGM	CPNKHb	CPNK	CPNKGGM	CPNKGGM	CPNKHb	CPNK
C	0,0849 (0,0977) [0,8691]	0,0792 (0,0936) [0,8463]	0,0391 (0,0960) [0,4069]	-0,1025 (0,1520) [-0,6742]	0,1014 (0,1209) [0,8390]	0,1066 (0,1239) [0,8604]	0,0476 (0,1330) [0,3579]	-0,0040 (0,1459) [-0,0278]
IPCA (-1)	0,6048*** (0,1520) [3,9775]	0,6100*** (0,1516) [4,0235]	0,7010*** (0,1779) [3,9402]		0,1912 (0,1846) [1,0357]	0,1734 (0,1703) [1,0181]	0,2000 (0,1858) [1,0765]	
EIPCA (-1)	0,0191 (0,0218) [0,8768]	0,0196 (0,0214) [0,9168]	0,0206 (0,0247) [0,8350]	0,1098*** (0,0291) [3,7633]	0,0561* (0,0305) [1,8399]	0,0570* (0,0295) [1,9317]	0,0650* (0,0330) [1,9661]	0,0930*** (0,0272) [3,4192]
PTFALTER (-2)	0,1680 (0,8976) [0,1872]	0,0198 (0,8001) [0,0247]	0,6558 (0,6914) [0,9484]	1,4865 (0,9318) [1,5953]	-1,6000** (0,6793) [-2,3552]	-1,4105** (0,5501) [-2,5640]	-1,0719** (0,5337) [-2,0085]	-1,1052* (0,5751) [-1,9217]
DESV(IBC) (-2)	-0,0040 (0,0071) [-0,5610]	-0,0040 (0,0069) [-0,5740]	0,0002 (0,0071) [0,0398]	0,0132 (0,0105) [1,2537]				
DESV(DSP) (-2)					-0,0876** (0,0400) [-2,1862]	-0,0941** (0,0393) [-2,3923]	-0,0845** (0,0369) [-2,2856]	-0,1114*** (0,0339) [-3,2856]
CAMBIO (-2)	1,9937** (0,9819) [2,0303]	1,8161** (0,8820) [2,0590]			1,0070 (0,8657) [1,1632]	1,4181 (0,8719) [1,6263]		
D(NFSP (-1))	0,0021 (0,0059) [0,3626]				-0,0034 (0,0053) [-0,6498]			
R <sup>2</sup> Ajustado	0,3584	0,3812	0,3359	0,0355	0,3760	0,3519	0,3847	0,2989
Estatística J	8,3451	8,330	8,120	12,055	13,255	13,604	12,104	11,192
Prob (J)	0,7576	0,82143	0,7024	0,4412	0,3507	0,4022	0,3558	0,5124
Instrument Rank	19	19	16	16	19	19	16	16

**Obs.:** () para desvio padrão e [] para estatística t. (\*) significativa a 10%, (\*\*) a 5% e (\*\*\*) a 1%.

**Obs.:** Variáveis instrumentais utilizadas: EIPCA(t-2, t-3, t-4), SELIC(t-2, t-3, t-4), D(NFSP)(t-2, t-3, t-4), PTFBASE(t-3, t-4, t-5). Os instrumentos CAMBIO(t-3, t-4, t-5), DESV(IBC)(t-3, t-4, t-5) e DESV(DSP)(t-3, t-4, t-5) foram utilizados somente quando presentes nas regressões.

**Fonte:** elaboração própria.

De maneira oposta, o componente expectacional mostrou-se significativo estatisticamente quando o hiato do desemprego foi utilizado como componente representativo da atividade econômica nas regressões e nas especificações *foward looking* pura da Curva de Phillips. Os valores dos coeficientes das expectativas de inflação ficaram entre 0,05 e 0,10.

Em relação ao componente que capta a atividade econômica na Curva de Phillips, mais uma vez o desvio do desemprego mostrou-se melhor ajustado do que o hiato do produto. O

desvio do índice IBC-Br voltou a não apresentar significância estatística em nenhuma das especificações, com o sinal invertido em seis das doze estimações testadas. Já o desvio da taxa de desemprego apresentou o coeficiente com significância em todas as regressões e com o sinal negativo esperado. Os valores dos coeficientes do desvio da taxa de desemprego variaram entre -0,12 e -0,07.

Por sua vez, a variação do câmbio nominal apresentou significância estatística em sete das doze estimações, com o sinal positivo predito em todas elas. Os valores do coeficiente da variação do câmbio variaram entre 1,45 a 2,00, indicando um forte efeito *pass-through* na inflação do período. Novamente, o componente da política fiscal não se mostrou significativo em nenhuma das estimações testadas.

As variáveis de PTF se mostraram bem ajustadas para as especificações da Curva de Phillips com os desvios do desemprego representando a atividade econômica. Os coeficientes da PTF Base e da PTF Ajustada se mostraram significativos estatisticamente em duas especificações da Curva de Phillips de cada variável. Em relação a medida da PTF Alternativa, todos os parâmetros apresentaram significância estatística quando o desvio do desemprego foi utilizado como *proxy* da atividade econômica. A utilização do desvio do desemprego também garantiu o sinal predito pela teoria em todas as especificações testadas.

Os valores dos coeficientes significativos estatisticamente variaram entre -1,60 e -0,97, apontando para um forte repasse da variação da PTF para os preços. As especificações da CPNKHb com desvio do desemprego para uma economia aberta e com o parâmetro de política fiscal apresentaram os menores coeficientes estatisticamente significativos, indicando maior repasse da variação da PTF para o índice de inflação. Já as especificações da CPNKHb com desvio do desemprego para uma economia fechada registraram os maiores coeficientes estatisticamente significativos, apontando uma menor transferência dos ganhos de produtividade para os preços.

No entanto, as variáveis de PTF não responderam bem às especificações da Curva de Phillips com o hiato do produto. Somente um coeficiente de produtividade, de doze possíveis, apresentaram o sinal esperado quando o desvio do IBC-Br foi empregado nas regressões. E os coeficientes de produtividade que apresentaram significância estatística nas especificações com o hiato do produto registraram o sinal contrário ao esperado, indicando uma sensibilidade dos resultados às especificações do modelo.

Novamente as regressões estimadas com o desvio da taxa de desemprego ( $R^2$  ajustado entre 0,28 e 0,39) apresentaram um ajustamento superior aos das estimações com o hiato do produto ( $R^2$  ajustado entre 0,002 e 0,39). Como pode-se observar, as estimações por MGM

perderam poder de explicação da variação da inflação mensal em comparação com as estimações por MQO, principalmente quando utilizado o hiato do produto nas estimações. No entanto, o método MGM oferece mais segurança na interpretação dos resultados devido à possível presença de endogeneidade nos regressores<sup>24</sup>. A probabilidade do teste J foi maior do que 0,1 em todas as 24 especificações testadas, e, deste modo, a hipótese nula de exogeneidade dos instrumentos utilizados não é rejeitada, apontando para uma especificação correta dos modelos testados.

### 3.3.3 Análise de Robustez

Embora os resultados por MQO e por MGM apontem para a existência da correlação negativa entre as medidas de produtividade e a inflação, uma análise empírica mais robusta se faz necessária para corroborar estes resultados. Desta forma, a aplicação de um Vetorial Autorregressivo (VAR) nos modelos testados se mostra pertinente. Nos modelos VAR todas as variáveis são tratadas como endógenas e são examinadas as relações lineares de cada variável, e os seus valores defasados, com todas demais variáveis e as suas respectivas defasagens. Deste modo, não há a necessidade de imposição de alguma relação de causalidade entre as variáveis, ou mesmo de algum formato específico, caracterizando um modelo *ateórico* (GUJARATI, 2000).

O modelo VAR será aplicado para cada uma das três medidas de produtividade propostas em conjunto com as outras variáveis da Curva de Phillips. Tendo em vista que o desvio do desemprego se mostrou melhor ajustado aos dados, a especificação dos modelos utilizará essa medida para representar a atividade econômica. Considerando que se trata de um método econométrico distinto do MQO e do MGM, é exigido a realização de um novo procedimento.

O primeiro passo será definir o número ótimo de defasagens das variáveis que serão utilizadas nas estimações por VAR. Para tanto, optou-se pelos critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) a fim de se definir o número de defasagens dos modelos. Em seguida, deve-se verificar a estabilidade dos parâmetros das estimações por

---

<sup>24</sup> Embora não seja o objetivo deste trabalho testar tal endogeneidade em si, basta considerar que dentre os regressores utilizados, tais como atividade econômica, expectativas de inflação e taxa de câmbio, há fortes elementos teóricos que suportam essa premissa (Clarida, Gali e Gertler, 1999). Grosso modo, a política monetária afeta, com defasagens temporais, todos esses regressores, motivo pelo qual a taxa Selic também foi usada como variável instrumental.

VAR. Nesta etapa, foram testadas a estabilidade de cada modelo por meio do teste de raízes inversas do polinômio característico.

Uma vez que a estabilidade foi atestada, pode-se verificar a reação uma variável para o conjunto das regressões estimadas frente a um específico. No intuito de se evitar problemas nos resultados dos testes causados pela discricionariedade na definição da ordem das variáveis nas funções de impulso-resposta, como apontado por Pesaran e Shin (1998), optou-se por utilizar a função de impulso-resposta generalizada (FIRG), que não exige nenhum ordenamento das variáveis, seguindo assim a mesma estratégia metodológica empregada por De Mendonça e Galveas (2013).

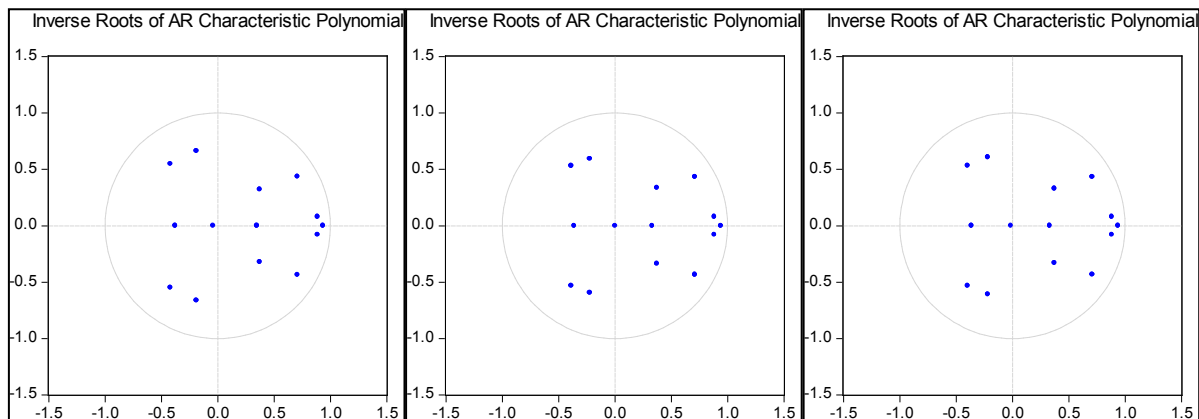
Conforme indicado nas tabelas 10, 11 e 12, foi estabelecido por meio dos critérios de informação AIC, SC e HQ o número ótimo de duas defasagens para as três especificações VAR. Por sua vez, o gráfico 2 demonstra que todos os modelos propostos apresentam estabilidade nos parâmetros, visto que as raízes obedeceram ao critério do círculo unitário. Por sua vez, os resultados obtidos das funções de impulso-resposta generalizadas dos modelos VAR estão discriminados nos gráficos 3 a 5.

**Tabela 10 - Critérios de Seleção AIC, SC e HQ - Modelo VAR com PTF Base**

LAG	AIC	SC	HQ
0	8,705241	8,845737	8,762320
1	-0,349091	0,774880	0,107543
2	-2,361965	-0,254520*	-1,505777*
3	-2,356553	0,734366	-1,100811
4	-2,460949	1,613444	-0,805653
5	-2,824169*	2,233698	-0,769318

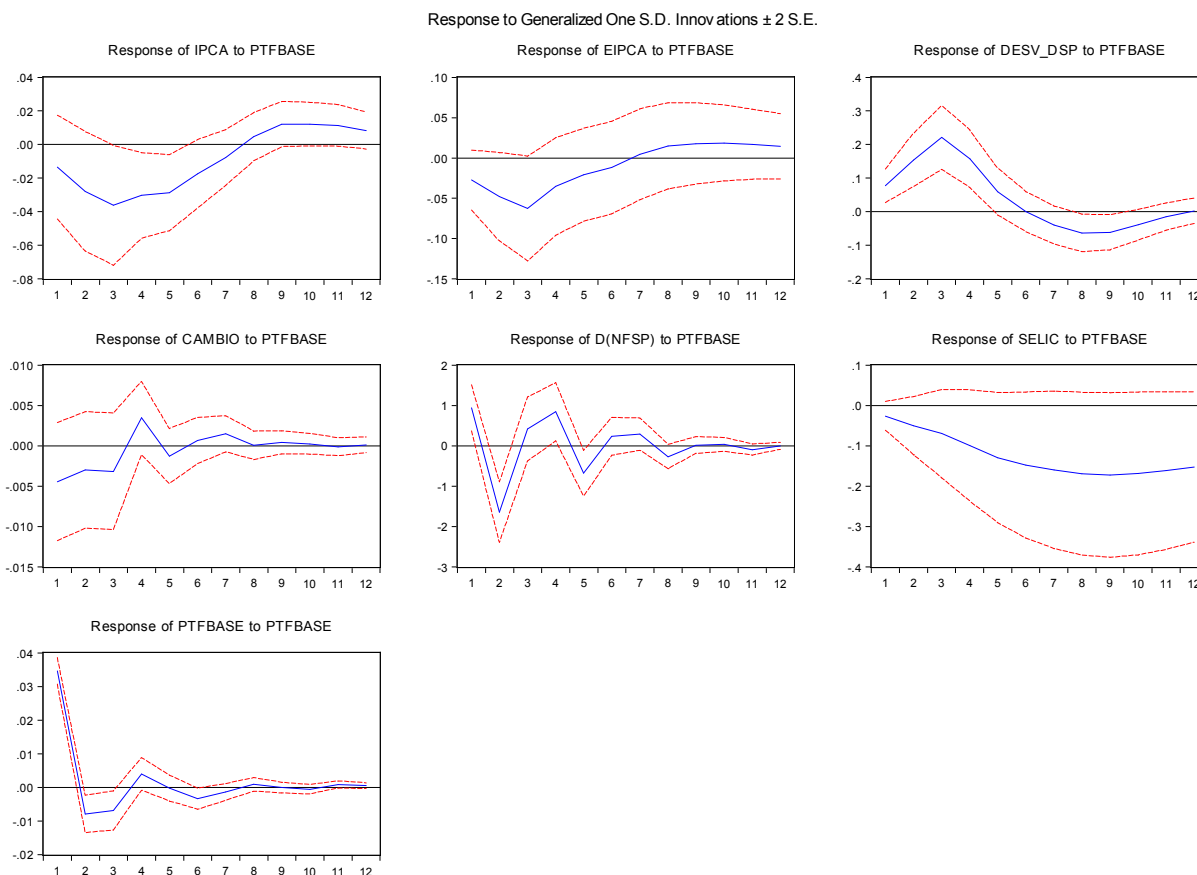
Fonte: elaboração própria.

**Gráfico 2 – Inverso das raízes unitárias do polinômio (Especificações 1, 2 e 3)**



Fonte: elaboração própria.

### Gráfico 3 - Respostas das variáveis macroeconômicas ao impulso em PTF Base



Fonte: elaboração própria.

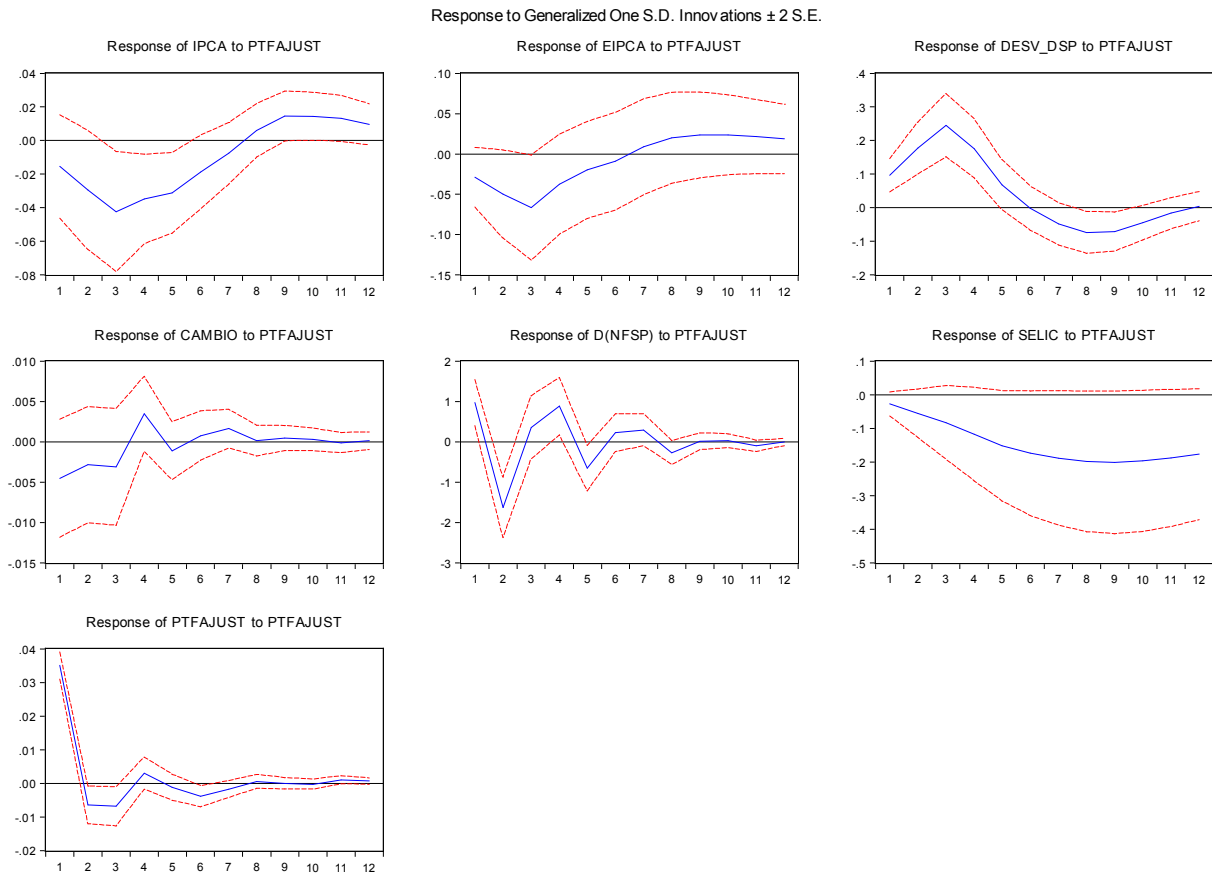
Como pode-se observar nos gráficos 3 a 5, as três especificações dos modelos VAR tem resultados similares. Um impulso positivo na variação da produtividade, nos três modelos, gera uma queda da taxa de inflação, com significância estatística a partir do segundo mês. Neste sentido, são corroborados os resultados encontrados nas estimações por MQO e por MGM. Após o quinto período, a queda da inflação perde a significância estatística, indicado que o efeito do impulso da produtividade sobre a inflação se esvai.

**Tabela 11 - Critérios de Seleção AIC, SC e HQ - Modelo VAR com PTF Ajustada**

LAG	AIC	SC	HQ
0	8,715198	8,855694	8,772277
1	-0,390602	0,733368	0,066031
2	-2,400457	-0,293012*	-1,544269*
3	-2,391785	0,699134	-1,136043
4	-2,496470	1,577923	-0,841174
5	-2,839801*	2,218066	-0,784951

Fonte: elaboração própria.

### Gráfico 4 - Respostas das variáveis macroeconômicas ao impulso em PTF Ajustada



Fonte: elaboração própria.

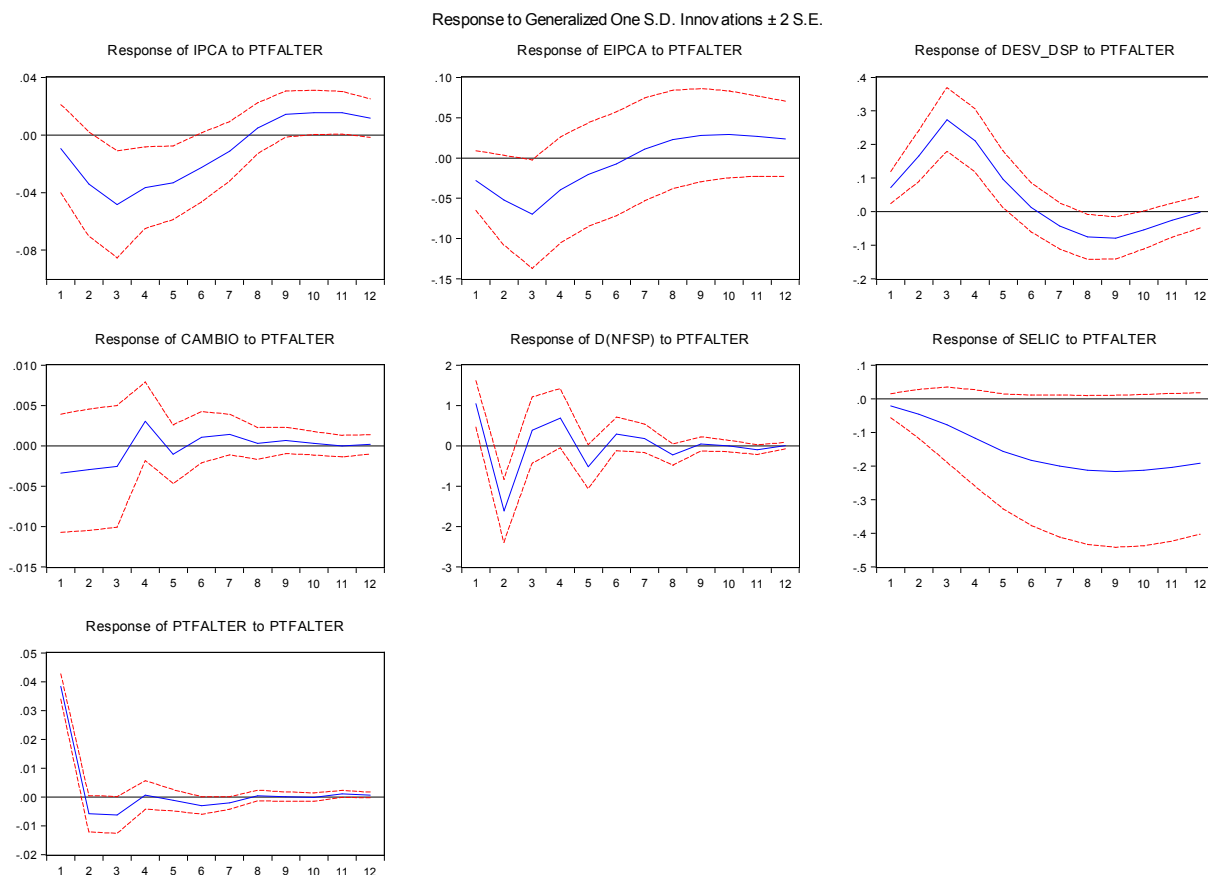
A variação positiva da produtividade também leva, de acordo com as estimações por VAR, a um aumento do desvio do desemprego, também com significância estatística. A partir do quinto período, o crescimento do desvio do desemprego perde a significância estatística, indicando o fim do efeito da produtividade sobre o desvio do desemprego. Esse resultado não foi previsto por nenhum dos modelos teóricos aqui citados e requer uma investigação mais profunda a fim de se obter uma explicação satisfatória.

**Tabela 12 - Critérios de Seleção AIC, SC e HQ - Modelo VAR com PTF Alternativa**

LAG	AIC	SC	HQ
0	8,843898	8,984394	8,900977
1	-0,236044	0,887926	0,220589
2	-2,258997	-0,151552*	-1,402809*
3	-2,235294	0,855625	-0,979551
4	-2,296723	1,777670	-0,641427
5	-2,632933*	2,424934	-0,578082

Fonte: elaboração própria.

### Gráfico 5 - Respostas das variáveis macroeconômicas ao impulso em PTF Alternativa



Fonte: elaboração própria.

O crescimento da produtividade também tende a afetar a política monetária, tendo em vista que nas três estimações testadas, um impulso nas medidas de PTF implica em uma redução da taxa SELIC. Embora não haja significância estatística, a queda da resposta central da SELIC frente a um impulso das medidas de produtividade é expressiva e contínua, indicando que a variação positiva da PTF pode reduzir a inflação no curto prazo e, deste modo, abrir espaço para a queda da taxa de juros, facilitando assim a tarefa do Banco Central na condução da política monetária. Esse resultado condiz com as conclusões de Galvin, Keen e Pakko (2012), indicando que um benefício adicional ao crescimento da produtividade.



## CONCLUSÃO

Este trabalho se propôs a verificar uma hipótese aparentemente intuitiva: a de que ganhos de produtividade podem ser repassados aos preços e, desta forma, impactar de modo favorável a dinâmica inflacionária brasileira. Para tanto, foi preciso superar algumas etapas para se confirmar esta proposição.

Inicialmente foi preciso detalhar os fundamentos teóricos que alicerçariam a hipótese de correlação negativa entre a produtividade e inflação. A produtividade total dos fatores foi apresentada como medida mais adequada de produtividade, enquanto a Curva de Phillips Novo Keynesiana foi definida como o instrumento apropriado para aferir esta aludida correlação. A partir destas duas concepções, e com base na literatura teórica específica, foram propostos os modelos de Curva de Phillips Novo Keynesiana com o parâmetro da produtividade. A revisão da literatura empírica auxiliou na solução de alguns problemas encontrados ao tratar das séries disponíveis para a economia brasileira.

Para a estimação dos parâmetros dos modelos propostos, foram efetuadas 24 regressões pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO) e 24 regressões pelo método generalizados dos momentos (MGM) das séries temporais mensais para o período compreendido entre janeiro de 2003 e dezembro de 2015. Os coeficientes das três medidas de PTF apresentaram o sinal esperado em todas as estimações por MQO, com significância estatística em 16 das 24 regressões. Os resultados por MQO, robustos para autocorrelação e heterocedasticidade, indicam validação da proposição de correlação negativa entre a PTF e a inflação no curto prazo.

Já nas regressões por MGM, os coeficientes dos parâmetros da PTF registraram o sinal predito pela teoria em 13 das 24 estimações, com significância estatística e o sinal esperado em somente 08 estimações. As regressões por MGM apontam para alguma evidência da relação negativa entre PTF e inflação, porém, suscetível as especificações dos modelos e as *proxys* utilizadas, em especial para a que capta os desvios da atividade econômica.

Para assegurar a robustez dos resultados encontrados nas estimações por MQO e MGM, foram efetuadas três estimações pelo modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) com base nas melhores especificações da Curva de Phillips Novo Keynesiana com o parâmetro da produtividade. Os resultados dos modelos VAR indicam que um impulso em cada uma das três medidas de PTF propostas acarretam em uma redução da inflação no curto prazo, com significância estatística. A análise pelo modelo VAR vem a corroborar os resultados das regressões de MQO e MGM.

É importante ressaltar que é preciso ter muita cautela na admissão dos resultados obtidos. Trata-se de um primeiro trabalho acerca do assunto para a economia brasileira, com uma modelagem um pouco distinta dos poucos trabalhos estrangeiros que se propuseram a estudar a relação da produtividade e da inflação. Contudo, o que aparenta ser a maior fragilidade do trabalho é, na verdade, sua maior contribuição: o seu caráter pioneiro.

A partir deste trabalho, acredita-se que está aberto o caminho para novas pesquisas acerca deste mesmo tema. São muitas as perguntas que surgem sobre este tópico: A correlação negativa entre a produtividade e inflação permaneceria com uma especificação mais refinada da produtividade, que levasse em conta, por exemplo, o capital humano? A mudança da periodicidade dos dados afetaria os resultados? Quais seriam os coeficientes dos parâmetros em uma especificação não-linear da Curva de Phillips Novo Keynesiana? Qual é a relação de longo prazo entre produtividade e inflação? Qual é o efeito do crescimento da produtividade no *trade-off* entre inflação e atividade econômica, isto é, o crescimento da produtividade descola, ou muda a inclinação da Curva de Phillips? Todas estas questões são excelentes temas para pesquisas futuras.

Outra contribuição é apontar um benefício adicional do crescimento da produtividade em uma economia, em especial na economia brasileira. A produtividade é a fonte chave para o crescimento da eficiência, e conseqüentemente, da renda no longo prazo. Os resultados obtidos no presente trabalho indicam que além do crescimento do produto, o crescimento da produtividade pode reduzir a inflação. Ou seja, o aumento da produtividade eleva o produto, permitindo um crescimento sem surtos inflacionários e, portanto, sem a necessidade de interrupção do ciclo de crescimento por parte do BACEN, que busca cumprir a meta de inflação determinada para o período.

Após uma gravíssima recessão no biênio de 2015-2016, o Brasil necessita retomar o caminho do crescimento sustentável. Superada a discussão sobre o imprescindível equilíbrio fiscal, a próxima pauta do país será, provavelmente, a agenda da produtividade. Este trabalho contribui ao demonstrar mais um incentivo para se empenhar nesta nova agenda.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABBAS, S. K.; BHATTACHARYA, P. S.; SGRO, P. The new Keynesian Phillips Curve: An update on recent empirical advances. **International Review of Economics and Finance**, n. 43, p. 378-403, 2016.

AMBROCIO, G.; JANG, T. Productivity shocks and the new Keynesian Phillips Curve: evidence from US and Euro Area. **Kiel Advanced Studies Working Papers**, n. 453, p. 1-15, 2009.

AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: the case of a small open economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p. 131-166, 2007.

ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da Curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.

BALAKRISHNAN, R.; LÓPEZ-SALIDO, J. Understanding UK inflation: The role of openness. **Working Paper nº 164, Bank of England**, p. 1-57, 2002.

BALL, L.; MOFFITT, R., Productivity growth and the Phillips Curve. **NBER Working Papers Series**, n. 8421, p. 1-50, 2001.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS)**. Disponível em <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub>>. Acessos diversos 2016-2017.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSOA, S. A. Pessoal ocupado e jornada de trabalho: uma releitura da evolução da produtividade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 2, p. 149-169, 2014.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSOA, S. A.; VELOSO, F. A. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira com ênfase no capital humano - 1992-2007. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, p. 91-113, 2010.

BARRO, R. J.; LEE, J. A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. **Journal of Development Economics**, v. 104, p. 184-198, 2013.

BILS, M. J.; KLENOW, P. Does Schooling Cause Growth?. **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1160-1183, 2000.

BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 39, n. 1, p.35-65, 2007.

BONELLI, R.; FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: Novos resultados para a economia brasileira. Rio de Janeiro: **IPEA**, 1998 (Textos para discussão, n. 557).

BUGARIN, M. N. S.; ELLERY JR, R. G.; GOMES, V.; TEIXERA, A. The brazilian depression in the 1980s and 1990s. **Computing in Economics and Finance from Society for Computational Economics**, n. 338, 2003. Disponível em <[http://www.economia.puc-rio.br/pdf/seminario/mirta\\_bugarin.pdf](http://www.economia.puc-rio.br/pdf/seminario/mirta_bugarin.pdf)>. Acesso em 29/01/2017.

CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, n. 12, p. 383-398, 1983.

CLARIDA, R., GALÍ, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: A new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, p. 1661-1707, 1999.

DE MENDONÇA, H. F.; GALVEAS, K. A. S. Transparency and inflation: What is the effect on the Brazilian economy? **Economic Systems**, v. 37, p. 69-80, 2013.

DE MENDONÇA, H. F.; TIBERTO, B. P. Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries. **International Review of Economics & Finance**, v. 50, p. 196-244, 2017.

DEW-BECKER, I.; GORDON, R. Where did the productivity growth go? Inflation dynamics and the distribution of income. **NBER Working Papers Series**, n. 11842, p. 1-86, 2005.

ELLERY JR, R. Desafios para o cálculo da produtividade total dos fatores. In: F. DE NEGRI; L. R. CAVALCANTE (Org.). **Produtividade no Brasil. Desempenho e determinantes**. Brasília: IPEA, v. 1, p. 53-86, 2014.

FERREIRA, P. C.; ELLERY JR, R. Crescimento econômico, retornos crescentes e concorrência monopolista. **Revista de Economia Política**, v. 16, n. 2, p. 86-104, 1996.

FERREIRA, P. C.; ELLERY JR, R.; GOMES, V. Produtividade agregada brasileira (1970-2000): declínio robusto e fraca recuperação. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 38, n. 1, p. 31-53, 2008.

FERREIRA, P. C.; PESSOA, S. A.; VELOSO, F. A. On the evolution of total factor productivity in Latin America. **Economic Inquiry**, v. 51, n. 1, p. 16-30, 2013.

FIGUEIREDO, L.; NAKABASHI, L. The relative importance of total factor productivity and factors of production in income per worker: Evidence from the Brazilian states. **Economia**, v. 17, n. 2, p. 159-175, 2016.

FONSECA NETO, F. A. Persistência inflacionária e Curva de Phillips Novo-Keynesiana para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 2 (118), p. 310-328, 2010.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, p. 195-222, 1999.

GALÍ, J.; GERTLER, M.; LÓPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. **European Economic Review**, v. 45, p. 1237-1270, 2001.

GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. **Review of Economic Studies**, v. 72, p. 707-734, 2005.

GALVIN, W. T.; KEEN, B. D.; PAKKO, M. R. Taylor-type rules and total factor productivity. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 94, p. 41-647, 2012.

GOMES, V.; PESSOA, S. A.; VELOSO, F. A. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 389-434, 2003.

GOODFRIEND, M.; KING, R. G. (1997). The New Neoclassical Synthesis and the role of monetary policy. In: B. S. BERNANKE; J. ROTEMBERG, **NBER Macroeconomics Annual**, Cambridge: MIT Press, v. 12, p. 231-296. 1997.

GUJARATI; D. N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.

HALL, R. E. The Relation between price and marginal cost in U.S. Industry. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 5, p. 921-947, 1988.

HULTEN, C. R. Total factor productivity: A short biography. In: E. R. DEAN; M. J. HARPER; C. R. HULTEN (Org.), **New developments in productivity analysis**. Chicago: University of Chicago Press, p. 1-54, 2001.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E PESQUISA - IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)**. Disponível em <<https://sidra.ibge.gov.br/acervo#/S>>. Acessos diversos, 2016-2017.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **IPEADATA**. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acessos diversos, 2016-2017.

JONES, C. I.; VOLLARTH, D. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. 3. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.

JONES, H. G. **Modernas teorias do crescimento econômico: uma introdução**. São Paulo: Atlas, 1979.

KARANASSOU, M.; SALA, H. Productivity growth and the Phillips Curve: A reassessment of the US Experience. **IZA Discussion Papers Series**, n 4299, p. 1-28, 2009.

KILEY, M. Why is inflation low when productivity growth is high?. **Economy Inquiry**, v. 41, n. 3, p. 392-406, 2003.

KRUGMAN, P. **The age of diminished expectations: U.S. Economic Policy in the 1990s**. 3. ed. Cambridge: MIT Press, 1994.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, 1988.

MAGALHÃES, M. A. Resíduos de Solow industriais: um estudo empírico para o Brasil. **Análise Econômica**, ano 28, n. 54, p. 7-40, 2010.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the New Phillips Curve: the Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 291-306, 2010.

MENDONÇA, M. J. C.; SACHIDA, A.; MEDRANO, L. A. T. Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 3, p. 475-500, 2012.

MOREIRA, R. R. Revisitando as críticas Pós-Keynesianas à Nova Síntese Neoclássica: questões de política monetária. **Análise Econômica**, n. 57, p. 77-105, 2012.

OJEDE, A. Is inflation in developing countries driven by low productivity or monetary growth?. **Economics Letters**, n. 133, p. 96-99, 2015.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. **Economics Letters**, v. 58, p. 17-29, 1998.

PHILLIPS, A. W. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Economica**, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958.

PONZONI, G. A.; ZILLI, J. B. Unemployment and inflation: An estimated Phillips Curve for Brazil (2002-2014). **Journal of Finance and Economics**, v. 3, n. 5, p. 77-85, 2015.

RAZIN, A. Aggregate supply, investment in capacity, and potential output. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 37, n. 1, p. 179-190, 2005.

ROMER, P. M., Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

ROMER, P. M., Endogenous Technological Change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 71-102, 1990.

SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n.4, p. 549-559, 2013.

SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; DOS SANTOS, C. H. A Curva de Phillips e a experiência brasileira. Brasília: **IPEA**, 2009. (Texto para discussão, n. 1429).

SCHWARTZMAN, F. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 137-155, 2006.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

\_\_\_\_\_. technical change and the aggregate production function. **The Review of Economics and Statistics**, v. 39, n. 3, p. 312-320, 1957.

TRISTAO, T. S.; TORRENT, H. S. Relações não lineares na Curva de Phillips: uma abordagem semi-paramétrica. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 4, p. 679-703, 2015.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2015.



APÊNDICE A – Derivação da Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKHb)

Para se chegar a uma medida do custo marginal, Gali e Gertler (1999) partem de uma função Cobb-Douglas Hicks-neutra. Onde  $A_t$  é a tecnologia disponível no período  $t$ ,  $K_t^{ak}$  é o estoque de capital no período  $t$  e  $N_t^{an}$  é o estoque de força de trabalho no período  $t$ . Deste modo, o produto no período  $t$ ,  $Y_t$  é dado por:

$$Y_t = A_t K_t^{ak} N_t^{an} \quad (\text{a1})$$

O custo marginal real é dado pela razão entre os salários reais e o produto marginal do trabalho, ou seja,  $MC_t = \frac{W_t}{P_t} \cdot \frac{1}{(\partial Y_t / \partial N_t)}$ . Logo, dado a equação (a1), pode-se definir:

$$MC_t = \frac{S_t}{\alpha_n} \quad (\text{a2})$$

Onde  $S_t$  é a participação da renda do trabalho (ou custo do trabalho unitário real). Os autores então apresentam como letras minúsculas os desvios do estado estacionário:

$$mc_t = s_t \quad (\text{a3})$$

Portanto,  $s_t$  será estimado ao invés de  $\kappa x_t$ .

O novo nível agregado de preços fica assim definido:

$$P_t = \theta P_{t-1} + (1 - \theta) \bar{P}_t^* \quad (\text{a4})$$

Onde  $P_t$  o nível de preços no período  $t$ ,  $P_{t-1}$  o nível de preços do período anterior e  $\bar{P}_t^*$  é o preço que maximiza o lucro no período  $t$ . Novamente, assume-se que todas as empresas que ajustam preços  $(1 - \theta)$  em  $t$  escolherão  $\bar{P}_t^*$ , porém parte das empresas  $(1 - \omega)$  reajusta o preço com base nas expectativas futuras do custo marginal nominal  $E_t\{mc_{t+k}^n\}$ , ou seja, são *forward looking*. Enquanto o restante das empresas  $(\omega)$  reajusta os preços com base na variação dos preços passados  $\pi_{t-1}$ , isto é, são firmas *backward looking*.

O novo nível de preços escolhido pelas firmas pode ser descrito como:

$$\bar{P}_t^* = (1 - \omega)p_t^f + \omega p_t^b \quad (\text{a5})$$

Onde  $p_t^f$  é o preço fixado pela parcela de empresas *foward looking*, ou seja,  $(1 - \omega)$ . Enquanto  $p_t^b$  é o preço fixado pela parcela de empresas *backward looking*, isto é,  $\omega$ . Assim, pode ser denotar  $p_t^f$  e  $p_t^b$  como:

$$p_t^f = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t\{mc_{t+k}^n\} \quad (\text{a6})$$

$$p_t^b = P_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (\text{a7})$$

Combinando as equações (a3) e (a4) a (a7), obtém-se a equação da CPNKHb:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} \quad (\text{a8})$$

onde:

$$\left[ \begin{array}{l} \lambda = (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1} \\ \gamma_f = \beta\theta\phi^{-1} \\ \gamma_b = \omega\phi^{-1} \end{array} \right] \quad (\text{a9})$$

Enquanto  $\phi = \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]$ .

## APÊNDICE B – Derivação da Curva de Phillips Novo Keynesiana Gali-Monacelli (CPNKGm)

Inicialmente, Gali e Monacelli (2005) definem a produção mundial como o somatório das economias domésticas ao redor do globo, onde cada economia é uma parte infinitesimal da economia mundial. Deste modo, pode ser assim representada:

$$y_t^* \equiv \int_0^1 y_t^i d_i \quad (\text{b1})$$

Enquanto os consumidores de cada país procuram maximizar seu bem estar, mediante uma função utilidade, que leva em conta o consumo (presente e futuro) e as horas de trabalho assim representada:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t) \quad (b2)$$

O consumo é função do consumo de bens domésticos e do consumo de bens estrangeiros, ponderados pelo grau de abertura da economia,  $\zeta$ , e da medida de substituição entre os bens domésticos e estrangeiros,  $\eta$ . Deste modo:

$$C_t \equiv \left[ (1 - \zeta)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \zeta^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (b3)$$

As firmas ajustam os preços do mesmo modo que em uma economia fechada, ou seja, de forma escalonada. Parte das firmas,  $(1 - \theta)$ , ajustam o preço para o nível maximizador enquanto outras firmas,  $\theta$ , mantêm os preços constantes. O preço que maximiza o lucro é dado por:

$$\bar{P}_{H,t} = \mu + (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ mc_{t+k}^n + P_{H,t} \} \quad (b4)$$

Onde  $\mu$  é uma medida de *markup* no estado estacionário. A inflação dos preços domésticos segue a mesma lógica do modelo da CPNK original. Portanto:

$$\pi_{H,t} = \lambda mc_t + \beta E_t (\pi_{H,t+1}) \quad (b5)$$

Os autores definem termos de troca como a razão dos preços dos bens estrangeiros e dos preços dos bens domésticos. Assim:

$$T_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \quad (b6)$$

Tendo em vista que todos os bens importados são bens de consumo, a inflação ao consumidor é igual à inflação dos preços domésticos acrescida da variação dos termos de troca. Portanto:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \zeta \Delta T_t \quad (b7)$$

Combinado as equações (b5) e (b7):

$$\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \alpha[\Delta T_t - \beta E_t\Delta T_{t+1}] \quad (b8)$$

Considerando que a taxa de câmbio real,  $q_t$ , é diretamente proporcional a medida de termos de troca, ou seja,  $q_t = (1 - \zeta) T_t$ . Podemos reescrever a equação (b8) da seguinte forma:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \frac{\zeta}{1-\zeta} [\Delta q_t - \beta E_t\Delta q_{t+1}] \quad (b9)$$

Por fim, em uma economia aberta, o custo marginal real e o *gap* do produto não são diretamente proporcionais. Neste caso,  $mc_t = (\sigma_\zeta + \phi) x_t$ . Neste caso, a equação pode ser assim apresentada:

$$\pi_t = \kappa_\zeta x_t + \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \frac{\zeta}{1-\zeta} [\Delta q_t - \beta E_t\Delta q_{t+1}] \quad (b10)$$

Onde  $\kappa_\zeta = \lambda (\sigma_\zeta + \phi)$ :

$$\left[ \begin{array}{l} \lambda = \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \\ \sigma_\zeta = \frac{\sigma}{(1-\zeta)+\zeta\omega} \\ \omega = \sigma\gamma + (1-\zeta) + (\sigma\eta + 1) \end{array} \right] \quad (b11)$$

Sendo  $\sigma$  a elasticidade intertemporal de substituição de consumo,  $\phi$  mensura a escolha intertemporal entre o trabalho e lazer.

#### APÊNDICE C – Derivação da Curva de Phillips Novo Keynesiana com choques de produtividade Ambrocio-Jang (CPNKAJ)

A fim de derivar uma Curva de Phillips Novo Keynesiana com choques de produtividade, Ambrocio e Jang (2009) inicialmente postulam que cada firma genérica  $j$ , que em um ambiente de concorrência monopolística produz um determinado bem diferenciado, tem a seguinte função de produção:

$$Y_t(j) = A_t N_t(j)^{1-\alpha} \quad (c1)$$

Onde  $Y_t$  é o produto  $j$  em  $t$ ,  $A_t$  é a tecnologia disponível no período  $t$ ,  $N$  representa a força de trabalho empregada em  $t$  e  $(1 - \alpha)$  é a participação do fator trabalho.

O problema de maximização o lucro esperado descontado por um fator subjetivo constante  $\beta$  de cada firma  $j$  é dado por:

$$\max_{p_t^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i [p_t^*(j) Y_{t+i}(j) - TC_{t+i}(j)] \quad (c2)$$

Onde  $\theta$  é a probabilidade da firma não reajustar o seu preço em  $t$ ,  $p_t^*(j)$  é o preço ótimo da firma  $j$  em  $t$ ,  $e_d$  é a elasticidade da demanda para os bens individuais,  $Y_{t+i}(j) = \left(\frac{p_t^*(j)}{p_t}\right)^{-e_d}$  e  $TC_{t+i}(j) = MC_{t+i}(j) Y_{t+i}(j)$ , no equilíbrio. Seguindo Calvo (1983) e assumindo que a probabilidade da firma reajustar o preço é igual a  $(1 - \theta)$ , o preço ótimo  $p_t^*(j)$  que maximiza a equação (c2) é igual a:

$$p_t^*(j) = \frac{\theta}{\theta-1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i MC_{t+i}(j) Y_{t+i}(j)}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i Y_{t+i}(j)} \quad (c3)$$

Log-linearizando a equação (c3) entorno do estado estacionário, o preço ótimo  $p_t^*(j)$  é dado por:

$$\widetilde{p_t^*(j)} = (1 - \beta\theta) E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i \widetilde{mc_{t+i}(j)} \quad (c4)$$

Onde  $\widetilde{p_t^*(j)}$  e  $\widetilde{mc_{t+i}(j)}$  são o preço ótimo log-linearizado da firma  $j$  e o custo marginal log-linearizado da firma  $j$ , respectivamente. Ao minimizar os custos marginais, as firmas se defrontam com a seguinte equação:

$$\begin{aligned} MC_t(j) &= \frac{W_t}{1-\alpha} \frac{N_t(j)}{Y_t} \\ &= \frac{W_t}{1-\alpha} \left[ \left( \frac{p_t^*(j)}{p_t} \right)^{-e_d} Y_t \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \\ &= \frac{W_t}{1-\alpha} \frac{N_t}{Y_t} \left( \frac{p_t^*(j)}{p_t} \right)^{\frac{-e_d \alpha}{1-\alpha}} A_t^{\frac{1}{1-\alpha}} \end{aligned} \quad (c5)$$

O custo marginal médio é definido como  $MC_t^{AV} = \frac{W_t N_t}{1-\alpha Y_t}$  e, log-linearizando  $MC_t^{AV}$ , chega-se a:

$$\widetilde{mc}_t(J) = \widetilde{mc}_t^{AV} - \frac{e_d \alpha}{1-\alpha} (\widetilde{p}_t^*(J) - \widetilde{p}_t(J)) - \frac{\rho_t}{1-\alpha} \quad (c6)$$

Onde  $\rho_t$  é a variação da produtividade em  $t$ .

Substituindo a equação (c6) na equação (c4), implica que o preço ótimo é igual a:

$$\widetilde{p}_t^*(J) = \frac{(1-\alpha)(1-\beta\theta)}{1+\alpha(e_d-1)} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i \left( \widetilde{mc}_t^{AV} + \frac{e_d \alpha}{1-\alpha} \widetilde{p}_{t+i} - \frac{\rho_t}{1-\alpha} \right) \quad (c7)$$

Deste modo, a Curva de Phillips com choques de produtividade Ambrocio-Jang (CPNKAJ) é representada por:

$$\widetilde{\pi}_t = \beta E_t \widetilde{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\beta\theta)(1-\theta)(1-\alpha)}{\theta(1+\alpha(e_d-1))} \widetilde{mc}_t^{realAV} - \frac{(1-\beta\theta)(1-\theta)}{\theta(1+\alpha(e_d-1))} \rho_t \quad (c8)$$

Ou seja, na CPNKAJ a inflação é determinada pela expectativa de inflação futura, ponderada pelo fator de desconto subjetivo  $\beta$ , e também por o custo marginal real médio e pela produtividade, ambos ponderados por  $\beta$ , pela probabilidade de não reajustamento dos preços  $\theta$ , a participação do fator trabalho  $(1 - \alpha)$  e pela elasticidade da demanda para os bens individuais,  $e_d$ .