



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E**  
**CONTABILIDADE**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA APLICADA**  
**CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

**JÚLIA DE SOUSA PINHEIRO**

**UMA ANÁLISE DA LEI DE OKUN E DA CURVA DE PHILLIPS PARA A**  
**ECONOMIA DA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA NO**  
**PERÍODO DE 2009 A 2016**

**FORTALEZA**

**2017**

JÚLIA DE SOUSA PINHEIRO

UMA ANÁLISE DA LEI DE OKUN E DA CURVA DE PHILLIPS PARA A  
ECONOMIA DA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA NO  
PERÍODO DE 2009 A 2016

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

FORTALEZA

2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

P72a Pinheiro, Júlia de Sousa.  
Uma análise da lei de Okun e da curva de Phillips para a economia da Região Metropolitana de Fortaleza no período de 2009 a 2016 / Júlia de Sousa Pinheiro. – 2017.  
42 f. : il. color.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Ciências Econômicas, Fortaleza, 2017.  
Orientação: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

1. Curva de Phillips. 2. Lei de Okun. I. Título.

CDD 330|

---

JULIA DE SOUSA PINHEIRO

**UMA ANÁLISE DA LEI DE OKUN E DA CURVA DE PHILLIPS PARA A  
ECONOMIA DA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA NO  
PERÍODO DE 2009 A 2016**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovada em: \_\_/\_\_/\_\_\_\_\_.

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
(Orientador)

---

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda  
(Membro da Banca Examinadora)

---

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar  
(Membro da Banca Examinadora)

## **AGRADECIMENTOS**

Ao prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira por ter aceitado o desafio de ser meu orientador, por todo apoio dado durante o desenvolvimento da monografia e pelas valiosas colaborações e sugestões.

Aos professores participantes da banca examinadora Luiz Ivan de Melo Castelar e Elano Ferreira Arruda pelo tempo e sugestões.

Aos meus familiares e amigos por todo apoio durante a minha formação.

## RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo estimar a relação estabelecida pela curva de Phillips e pela lei de Okun, para a Região Metropolitana de Fortaleza, no período compreendido entre 2009 e 2016. Para isso, foram utilizados modelos e técnicas para séries temporais que consideram a presença de quebras estruturais. Os resultados encontrados mostraram que há uma relação negativa entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego, e essa relação é estatisticamente significativa para a Região Metropolitana de Fortaleza, no período estudado. Já no caso da relação inversa entre o *gap* da variável utilizada como *proxy* para a atividade econômica e o desemprego, os dados do período de 2009 até janeiro de 2014 confirmaram a relação e se mostraram significante, porém os dados do período após janeiro de 2014 contrariaram a relação prevista pela lei de Okun.

**Palavras-chave:** Curva de Phillips; lei de Okun.

## **ABSTRACT**

This study estimates the relationship established by the Phillips curve and the Okun's law for the Metropolitan Region of Fortaleza, between 2009 and 2016. For this, it is used models and techniques for time series that consider the presence of structural breaks. The results show that there is a negative relationship between inflation rate and unemployment rate, and this relation is statistically significant for the Fortaleza Metropolitan Region, during the period studied. In the case of the inverse relationship between the gap of the variable used as a proxy for economic activity and unemployment, the data from the period from 2009 to January 2014 confirmed the relationship, but the data for the period after January 2014 contradicted the relationship provided by Okun's law.

**Keywords:** Phillips curve; Okun's law.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Curva de Phillips.....	16
Figura 2 - Variação do IPCA acumulado no ano sem sazonalidade x Desemprego sem sazonalidade.....	34
Figura 3 - IPI sem sazonalidade x Desemprego sem sazonalidade. ....	35



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas de dados referentes à Região Metropolitana de Fortaleza. ....	31
Tabela 2 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para a variável IPI com quebra estrutural. ....	32
Tabela 3 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para a variável desemprego com quebra estrutural. ....	33
Tabela 4 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para a variável IPCA variação mensal acumulada no ano sem sazonalidade e com quebra estrutural. ....	33
Tabela 5 - Resultados da Curva de Phillips com Mudança Estrutural: Período Dezembro de 2008 a Dezembro de 2014. ....	37
Tabela 6 - Resultados da Curva de Phillips com Mudança Estrutural: Período Janeiro de 2015 a Dezembro de 2016. ....	38
Tabela 7 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Janeiro de 2009 a Fevereiro de 2010. ....	38
Tabela 8 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Março de 2010 a Fevereiro de 2012. ....	39
Tabela 9 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Março de 2012 a Janeiro de 2014. ....	39
Tabela 10 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Fevereiro de 2014 a Setembro de 2015. ....	39
Tabela 11 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Outubro de 2015 a Dezembro de 2016. ....	39

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO .....	11
1. REVISÃO DA LITERATURA .....	13
1.1. Inflação .....	13
1.1.1. Expectativas Rígidas .....	13
1.1.2. Expectativas Adaptativas.....	13
1.1.3. Expectativas Racionais .....	14
1.2. Curva de Phillips .....	15
1.2.1. Histórico da Curva de Phillips .....	15
1.2.2. Aplicações da Curva de Phillips .....	18
1.3. Lei de Okun.....	25
1.3.1. Histórico da lei de Okun .....	25
1.3.2. Aplicação da lei de Okun .....	26
2. BASE DE DADOS E METODOLOGIA.....	29
2.1. Fonte de dados.....	29
2.2. Tratamento de Dados.....	31
2.4. Metodologia .....	35
3. RESULTADOS .....	37
4. CONCLUSÃO .....	40
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	42

## INTRODUÇÃO

O maior objetivo dos macroeconomistas é estudar variáveis econômicas agregadas, analisar como essas variáveis se modificam e interagem entre si ao longo do tempo e, desse modo, procurar meios de simplificação a fim de explicar o comportamento de tais variáveis agregadas. É por meio dessa simplificação que os economistas conseguem elaborar estruturas simples, conhecidas como modelos macroeconômicos, para investigar a economia e interpretá-la. Os formuladores de políticas econômicas procuram entender os modelos macroeconômicos e adapta-los aos principais problemas atuais de uma economia. Os economistas geralmente concordam com tais modelos, mas suas opiniões costumam divergir quanto ao período de tempo no qual cada modelo pode ser mais bem aplicado, se no curto prazo ou no longo prazo.

Vale ressaltar, no entanto, que ao longo do tempo os modelos macroeconômicos costumam sofrer alterações, isso porque novos acontecimentos levam os economistas a questionarem algumas de suas ideias. Foi o caso, por exemplo, da década de 1970 quando a maioria dos países enfrentou quase 10 anos de estagflação. Durante esse período, os economistas perceberam que a ocorrência de grande desemprego e inflação alta não se encaixava bem na noção predominante de que os países só poderiam ter grande desemprego ou inflação alta, mas não os dois ao mesmo tempo. Com o tempo eles começaram a adaptar seus modelos ao fenômeno ocorrido, os choques de custos, e a estagflação deixou de ser um quebra-cabeça (BLANCHARD, 1999).

Nessa perspectiva, três importantes variáveis estão constantemente em debate entre economistas, são elas: inflação, desemprego e crescimento econômico. Além disso, duas relações entre essas variáveis apresentam grande relevância. A primeira delas é a relação entre a inflação, ou variação no nível de preços, e o desemprego. Essa relação é mostrada pela teoria macroeconômica como a curva de Phillips, uma possível *proxy* para essa relação. A curva de Phillips se originou do trabalho de Phillips (1958) como sendo uma relação inversa entre a taxa de desemprego e a taxa de aumento nos salários (monetários), e hoje, após várias mudanças da curva original de Phillips, ela é conhecida por representar a relação inversa entre taxa de inflação e a taxa de desemprego.

A segunda relação é entre crescimento econômico e desemprego. Essa última relação é conhecida como lei de Okun, em referência ao economista Arthur Okun que a formulou. Essa lei se baseia a relação inversa entre crescimento econômico e desemprego, quando o elevado crescimento do produto associa-se tipicamente à diminuição da taxa de desemprego e, em sentido oposto, a redução na atividade econômica está ligada ao aumento da taxa de desemprego. Isso faz sentido pois o crescimento do produto provoca o aumento do emprego, uma vez que as empresas têm de contratar mais trabalhadores para produzir mais. (BLANCHARD, 1999).

Feitas estas considerações, o objetivo deste trabalho é verificar se a curva de Phillips e a lei de Okun são estatisticamente significantes para a economia da Região Metropolitana de Fortaleza no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2016. Para isso, foram utilizados modelos e técnicas para séries temporais que consideram a presença de quebras estruturais.

Além dessa introdução, a presente monografia está estruturada da seguinte maneira. Após essa introdução há uma breve revisão da literatura que apresenta importantes conceitos em torno da inflação, uma breve revisão do histórico da curva de Phillips e da lei de Okun, mostrando como esses modelos surgiram e se modificaram ao longo do tempo, e uma revisão de trabalhos anteriores que aplicaram os modelos estudados. Após a revisão da literatura é mostrado a metodologia e a base de dados utilizado para desenvolver esses dois modelos e, por fim, é apresentado os resultados obtidos pelas estimações e as conclusões a que se chegou.

## **1. REVISÃO DA LITERATURA**

### **1.1. Inflação**

O conceito de inflação pode ser expresso como uma alta contínua e generalizada do nível geral de preços e da taxa de inflação como a taxa à qual o nível de preços aumenta. Existem, no entanto, alguns problemas práticos quando se pensa sobre inflação. Um problema relevante se apresenta no seguinte questionamento: Como os agentes formam suas expectativas (racionais, rígidas ou adaptativas)? É nessa perspectiva que o subtópico seguinte tratará dessa questão.

#### **1.1.1. Expectativas Rígidas**

Quando os agentes econômicos possuem expectativas rígidas para a inflação, eles esperam que os preços futuros sejam iguais aos preços correntes. Nesse modelo, os agentes não aprendem com a experiência, ou seja, eles não usam a informação disponível sobre o mercado para melhorar suas previsões de preço (LOPES; VASCONCELLOS, 2011).

As expectativas rígidas são defendidas pelos economistas keynesianos que veem na economia real um ajuste lento dos preços nominais, já que os preços seriam rígidos no curto prazo. Já os novo-keynesianos tentam construir o modelo baseado pelo comportamento maximizador, defendido pelos clássicos, porém utilizando a hipótese de concorrência imperfeita. É baseado no modelo de rigidez dos preços nominais de Mankiw que os novo-keynesianos argumentam que os preços podem ser rígidos embora os custos de menu dos ajustes sejam pequenos porque o aumento no lucro resultante do ajuste de preços é ainda menor (DORNBUSCH; FISCHER; STARTZ, 2003).

Desse modo, os economistas novo-keynesianos tentam agir de acordo com as regras intelectuais dos novos clássicos, de que os agentes econômicos são racionais e maximizadores, mas argumentam que os preços podem ser rígidos do curto prazo, pois os custos inerentes ao ajuste dos preços não compensam o aumento do lucro.

#### **1.1.2. Expectativas Adaptativas**

O modelo de expectativas adaptativas foi um importante avanço em relação ao modelo de expectativas rígidas. Esse modelo foi desenvolvido nos anos 50 e foi amplamente utilizado até o início dos anos 70, sua hipótese básica é a de que os agentes corrigem suas expectativas de preço por uma fração do erro de previsão cometido no

período anterior (LOPES; VASCONCELOS, 2011). Essa hipótese pode ser demonstrada pela equação:

$$p_t^e = \theta p_{t-1} + (1 - \theta)p_{t-1}^e$$

Onde  $p_t^e$  é o preço esperado no tempo  $t$ , e ele é igual a uma média, ponderada por  $\theta$ , entre o preço de mercado em  $t-1$  e o preço esperado em  $t-1$ . Na hipótese de expectativas adaptativas os agentes possuem uma visão *backward looking*, pois os indivíduos estão sempre olhando para o passado e incorporando seus erros para as expectativas correntes, logo, os agentes se adaptam às expectativas geradas pelo mercado, de tal forma que ao longo do tempo as decisões serão tomadas com um grau de conhecimento cada vez maior, o que minimiza ou até mesmo elimina eventuais erros tomados em decisões econômicas, como as decisões de investimento (GARCIA, 1999).

### 1.1.3. Expectativas Racionais

A hipótese de expectativas racionais foi primeiramente formulada por John Muth (1961), mas a teoria ganhou forte impulso apenas na década de 70, com os trabalhos dos economistas Robert Lucas e Thomas Sargent (BALDUSCO, 2009). Eles argumentaram que as hipóteses anteriores não explicava corretamente o modo como as pessoas formavam suas expectativas. Para eles, os economistas deveriam supor que as pessoas possuem uma visão *forward-looking*, na medida em que elas observam o futuro e fazem o melhor que podem para prevê-lo.

Nesse modelo, os indivíduos fazem escolhas racionais a partir de um conjunto de informações de que dispõem. Esse conjunto  $I_t$  é composto pelos parâmetros estruturais da oferta e da demanda ( $a, b, c, d$ ), pelos parâmetros da distribuição de incerteza, e pelas séries passadas de preços e quantidades de mercado. Desse modo, Lopes e Vasconcelos (2011), definem o conjunto de informações pela expressão:

$$I_t = (a; b; c; d; 0, \sigma^2; p_{t-1}, p_{t-2}, \dots, q_{t-1}, q_{t-2}, \dots)$$

Logo, os agentes formam suas expectativas de acordo com a esperança condicional utilizando o conjunto informacional disponível no sistema econômico ao qual eles estão inseridos (BALDUSCO, 2009). Ou seja, as expectativas tendem a ser distribuídas, para um mesmo conjunto de informações, em torno da média da distribuição objetiva de probabilidade de preço,  $E(p_t) = p_t^e$ .

Hoje em dia, a maioria dos macroeconomistas utiliza a hipótese de expectativas racionais para elaborar uma análise sobre uma determinada política econômica, pois

supor que as pessoas errarão de modo sistemático ao reagir a uma política é, certamente, uma atitude insensata.

## 1.2. Curva de Phillips

### 1.2.1. Histórico da Curva de Phillips

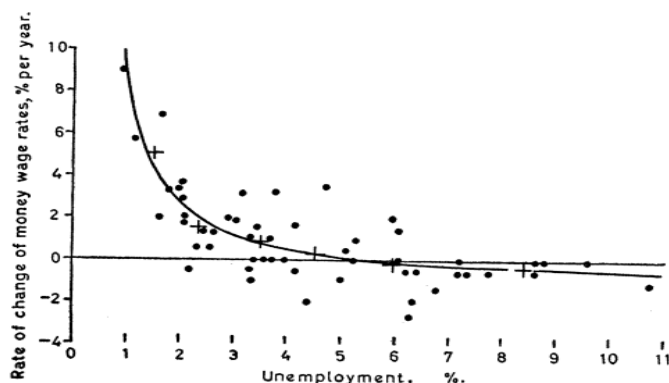
A origem da curva de Phillips deve-se ao trabalho publicado pelo economista Alban Willian Housego Phillips em 1958, quando era então professor da *London School of Economics and Political Science*. Em seu artigo intitulado “The relationship between unemployment and rate of change of money wages in the United Kingdom, 1861-1957”, o autor analisou a relação existente entre a variação dos salários nominais e a taxa de desemprego no Reino Unido, utilizando dados de 1861 a 1957. Desse modo, segundo Phillips (1958), haveria uma tendência de crescimento da taxa nominal de salário quando o nível de desemprego reduzisse ou de redução da taxa de salário nominal quando o desemprego aumentasse.

Embora a correlação inversa entre as variações salariais e a taxa de desemprego já tenha sido citado antes por Karl Marx e Irving Fisher em suas obras, foi A. W. Phillips o primeiro a publicar uma obra que desencadeou uma discussão relevante a respeito da relação entre essas duas variáveis (FILHO, 2004). Essa relação pode ser representada pela seguinte equação:

$$y = a - bx$$

Onde  $y$  é a taxa de variação do salário nominal,  $x$  é o percentual de desempregados, e  $a$  e  $b$  são parâmetros positivos. O sinal negativo da equação mostra a correlação negativa entre variação do desemprego e dos salários nominais. Essa relação pode ser vista mais claramente pela curva original de Phillips:

Figura 1 - Curva de Phillips



Fonte: (PHILLIPS, 1958)

Dois anos após a publicação de Phillips, segundo Silva, Neduziak e Curado (2007), os economistas americanos, Paul Samuelson e Robert Solow, utilizando dados de 1900 a 1960, aplicaram o modelo de Phillips para os Estados Unidos. Os autores modificaram o modelo original substituindo a taxa de variação dos salários nominais ( $y$ ) pela taxa de inflação dos preços ( $\pi_t$ ), alegando existir praticamente uma igualdade entre elas. Ao encontrar a relação inversa entre nível de desemprego e inflação, batizaram a mesma de “Curva de Phillips”. Como descreveu Garcia (2005, p. 1), “Desde então, difundiu-se a implicação para a política econômica de que seria possível escolher em que ponto a economia deveria estar na curva de Phillips: inflação baixa com desemprego alto, inflação alta com desemprego baixo, ou um ponto intermediário.”

A relação prevista pela curva original de Phillips, no entanto, passou por críticas com relação a sua validade empírica na década de 70, quando os choques do petróleo levaram a um aumento da inflação por fatores não relacionados aos custos relativos ao trabalho. Durante essa década, grandes economias experimentaram, ao mesmo tempo, altas taxas de inflação e desemprego. Como afirmam Correia e Pereima (2011), na versão original da curva de Phillips, os salários nominais são fixos no curto prazo, e são fixados apenas com base na percepção do desemprego. Os trabalhadores e as empresas ignoravam a inflação passada e supuseram que o nível de preços de um ano fosse aproximadamente igual ao do ano anterior. Isso porque no período estudado por Phillips e por Solow e Samuelson, no Reino Unido e nos EUA, respectivamente, a inflação média passada era próxima ou igual a zero. Na década de 70, no entanto, ocorria uma persistência da taxa de inflação, de modo que a inflação média passada não era mais zero.



Nessa perspectiva, uma modificação da versão original da Curva de Phillips foi feita no final da década de 60, pelos economistas Friedman e Phelps. Segundo eles, a economia tenderia a taxa de desemprego natural no longo prazo, conhecida como NAIRU – *Nonaccelerating Inflation Rate of Unemployment*. Essa taxa natural de desemprego seria aquela em que o nível de preços é igual ao nível de preços esperados. Se o governo utilizasse uma expansão da base monetária com o objetivo de ampliar o produto, e em consequência o nível de emprego, haveria um aumento do produto e no nível de preços. No entanto, o excesso de demanda por trabalho eleva o nível de emprego acima da taxa natural, pressionando, assim, o aumento dos salários. Esse aumento de salários não será sentido de forma imediata, pois o mercado de trabalho é regido por contratos, porém, à medida que os contratos forem renegociados, haverá um aumento dos salários, reduzindo a demanda por trabalho. Desse modo, os preços aumentariam, mas o produto e o emprego voltariam as suas taxas naturais. Logo, uma política econômica expansionista não teria efeito no longo prazo, aumentando apenas a inflação (DORNBUSCH&FISCHER apud SILVA et al., 2007).

Desse modo, a nova adaptação da curva original de Phillips, que ficou conhecida como “Emenda Friedman - Phelps”, mostrava uma curva negativamente inclinada apenas no curto prazo, no longo prazo ela seria horizontal. Logo, a taxa de desemprego não estaria relacionada inversamente com o nível de inflação, e sim com sua taxa de variação, ou seja, a taxa de inflação teria que ser cada vez maior para manter a taxa de desemprego a baixo da taxa natural. A nova equação da curva de Phillips também considera as expectativas de inflação, do tipo *backward looking*. Como afirmam Correia e Pereima (2011), as expectativas levavam a processos aceleracionistas ao transmitirem o passado para o presente e futuro, isso porque choques de oferta aumentam a inflação hoje, e será usada amanhã para formar novas expectativas, e assim sucessivamente. A nova curva de Phillips leva agora o nome de curva de Phillips aumentada (pelas expectativas) ou curva de Phillips aceleracionista. Essa nova curva pode ser representada relação (VIEIRA, 2014, p. 34):

$$P_{t+1} = P_{t+1}^e - b(x - x_n)$$

Onde  $P_{t+1}$  é a inflação observada no tempo  $t+1$ ;  $P_{t+1}^e$  é a inflação esperada para o tempo  $t+1$ ;  $b$  é um parâmetro positivo; e  $x$  e  $x_n$  são as taxas de desemprego e desemprego natural, respectivamente. Observa-se na equação que a relação inversa

entre inflação e desemprego se dá quando a inflação observada está acima das expectativas, e essa relação será apenas de curto prazo, já que no longo prazo a inflação observada se torna igual à esperada (FROYEN, 2001).

Mais tarde, os novos clássicos criticaram as expectativas adaptativas para a inflação da nova curva de Phillips, alegando que as expectativas eram racionais e por isso não fazia sentido o uso da política monetária ou fiscal, mesmo no curto prazo, como tentativa de reduzir o desemprego.

Enquanto nas expectativas adaptativas de Friedman e Phelps os agentes econômicos formavam previsões futuras para a inflação a partir das observações passadas dos seus erros (diferença entre suas expectativas e o que foi realmente observado), de modo que no longo prazo haveria um ajustamento total entre a inflação esperada e a efetivamente observada, nas expectativas racionais, segundo Correia e Pereima (2011), os agentes possuem uma visão *forward looking*, de modo que eles passam a formar expectativas com base na previsão do comportamento futuro das variáveis. Na posse de informações existentes hoje, os agentes usam algum modelo racional para realizar a previsão de uma variável, de modo que eles não cometerão erros. Se isso for válido, a única possibilidade da política monetária ou da política fiscal influenciar o nível de produto em curto e médio prazo é a possibilidade de causar surpresa aos agentes.

A resposta dos novo-keynesianos a essa crítica surgiu através de argumentos que reafirmam a existência de rigidez nominal nos preços. Esse argumento se baseia na existência de custos operacionais incorridos pelas empresas para aumentar os preços. (CORREIA; PEREIMA, 2011).

Apesar dessas inúmeras tentativas de modificações e aperfeiçoamento da curva de Phillips, esse instrumento ainda é considerado incerto. Um forte dilema com relação a essa curva diz respeito à forma como os agentes formam suas expectativas.

### **1.2.2. Aplicações da Curva de Phillips**

Após evidências empíricas de que a relação inversa entre inflação e desemprego, observada na curva de Phillips, pôde ser aplicada para algumas economias em determinados períodos, diversos economistas tentaram derivar essa curva para a realidade do seu país. No Brasil, por exemplo, existem diversos trabalhos de autores que

tentaram derivar a curva de Phillips e analisar sua relevância para a economia brasileira. Tais artigos costumam se diferenciar pelo período estudado, o método de estimação, as variáveis adotadas, e a frequência e o número de defasagens permitidas para essas variáveis.

Além da estimação da curva de Phillips para o Brasil, como afirma Sachsida (2013), os autores também procuraram, a partir desta, fazer inferências sobre a política monetária mais adequada para se utilizar em determinada época, o sucesso do regime de metas de inflação, o grau de rigidez salarial da economia brasileira, e da taxa de desemprego NAIRU, que não acelera a inflação.

Especificamente para a região metropolitana de Fortaleza, o artigo de Arruda e de Brito (2017) procura avaliar e selecionar um mecanismo para prever a inflação na região utilizando técnicas Naives, os modelos ARMA, VAR e a curva de Phillips. Os resultados indicaram que a curva de Phillips se mostrou o melhor mecanismo para prever esse indicador. Os autores utilizaram dados mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2013 para prever a inflação do ano de 2014, e apontaram o mecanismo que se mostrou o mais eficiente para a previsão como aquele que possui o menor Erro Quadrático Médio (EQM). O modelo empírico utilizado para a curva de Phillips teve a seguinte forma:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-p} + \beta_2 h_{t-p} + \beta_3 (\Delta e_{t-p} + \pi_{t-p}^*)$$

Onde  $\pi_t$  é a inflação da região metropolitana de Fortaleza,  $\pi_{t-p}$  é um termo de expectativas adaptativas ou inflação inercial,  $h_{t-p}$  é uma medida de ciclos econômicos (utilizou-se como proxy para o hiato do produto o hiato da produção industrial do Estado do Ceará) e  $(\Delta e_{t-p} + \pi_{t-p}^*)$  é uma medida de repasse cambial, em que  $e_{t-p}$  é o logaritmo da taxa de câmbio nominal,  $\Delta$  é o operador de primeira diferença e  $\pi_{t-p}^*$  é uma medida inflação internacional.

Outro trabalho que utilizou a Curva de Phillips como um mecanismo de previsão da taxa de inflação foi o de Arruda, Ferreira e Castelar (2011). Os autores compararam previsões da taxa de inflação mensal brasileira a partir de diferentes modelos lineares e não lineares de séries temporais e da curva de Phillips, e concluíram que, no geral, os modelos não lineares apresentaram um melhor desempenho preditivo.

Utilizando dados na frequência mensal no período de 1995:01 a 2005:12, Arruda, Ferreira e Castelar (2011) estimaram os modelos ARMA, a curva de Phillips simples e a curva de Phillips ampliada, linear e não linear. Um importante resultado encontrado pelos autores foi que, no período estudado, há uma diferença estatisticamente significativa entre os erros de previsão do modelo VAR (aportado como o melhor modelo linear para previsão) e o do modelo da curva de Phillips ampliada com *threshold*. Ou seja, a diferença entre os Erros Quadráticos Médios resulta em eficiência preditiva do modelo não linear se comparado com o modelo linear.

O artigo de Vieira (2014) avalia a validade da curva de Philips e da lei de Okun para a economia brasileira, utilizando dados mensais de março de 2002 a março de 2014. A regressão que a autora utilizou para a curva de Phillips se baseia no modelo aceleracionista de Friedman (1968) e Phelps (1968), e introduz uma variável *dummy* para representar a crise de 2008. A regressão é dada por:

$$\pi_t = \pi_e + b(u - un) + v + \varepsilon_t$$

Onde,  $\pi_t$  é a inflação no mês  $t$ ;  $\pi_e$  é a expectativa de inflação;  $b$  é um parâmetro;  $u$  é a taxa de desemprego;  $un$  é a taxa de desemprego natural;  $v$  é uma variável *dummy* utilizada para representar a crise de 2008; e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

Viera (2014), utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), estimou o coeficiente da primeira diferença do desemprego subtraído do desemprego natural, e descobriu que, apesar de o coeficiente ser negativo, como prevê a curva de Phillips, nenhum deles mostrou-se estatisticamente significativo, nem a 10%. Portanto, a curva de Phillips não pôde ser verificada para o Brasil no período estudado pela autora.

Lima (2003) também estimou a curva de Phillips para a economia brasileira com o objetivo de obter a Nonaccelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU). Além disso, ele investigou a estabilidade dos coeficientes da curva de Phillips brasileira e a relação entre a taxa de inflação e o desvio da taxa de desemprego observada da NAIRU. O autor utilizou como dados o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE de 1981:12 a 2002:01 e a taxa média de desemprego aberto do IBGE de 1982:1 a 2001:12. O modelo básico utilizado para a relação entre a mudança da taxa de inflação e da taxa de desemprego pode ser representado pela equação:

$$\Delta\pi_t = u_t + \sum_{s=1}^3 \beta_{st}(u_{t-s} - \bar{u}_{t-s}) + Z_t\gamma_t + \epsilon_t$$

Onde,  $u_t = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}D_{1t} + \alpha_{2t}D_{2t} + \alpha_{3t}D_{3t}$ ;  $D_{it}$  é uma variável *dummy* sazonal do trimestre  $i$ ;  $\bar{u}_{t-s}$  é a NAIRU a  $t-s$ ; e  $Z_t$  é um vetor de linha de variáveis de controle com os dois primeiros *lags* de  $\Delta\pi_t$ .

Para lidar com possíveis quebras estruturais, Lima (2003) estimou duas versões diferentes do modelo acima: o modelo TVP (que permite a mudança de parâmetros ao longo do tempo e os resíduos ARCH); O modelo MSR (que permite mudanças de parâmetros ao longo do tempo e regimes de mudança de Markov). Esses modelos foram estimados usando apenas dados trimestrais e a amostra possui 80 observações.

Os seguintes resultados foram obtidos por Lima (2003): a inclinação da Curva de Phillips do Brasil é estável, mas a NAIRU brasileira vem se alterando ao longo do tempo; existe uma relação estatisticamente significativa, e com o sinal correto, entre os desvios da taxa de desemprego em relação à NAIRU e a taxa de inflação. No entanto, devido à imprecisão das suas estimativas, não há evidência significativa de que a NAIRU, depois do segundo trimestre de 1995, tenha sido diferente da taxa de desemprego observada.

Schwartzman (2006) procurou aliviar o problema da baixa disponibilidade de dados disponíveis para a economia brasileira e fazer uma análise mais detalhada da dinâmica da inflação por meio de estimativas de Curvas de Phillips para o Brasil a partir de dados de preços desagregados utilizando o método de mínimos quadrados em três estágios. Para evitar o problema normalmente encontrado de baixa significância do parâmetro para o hiato do produto, o autor realizou as regressões utilizando a capacidade da indústria, tal como divulgada pela FGV, como *proxy* para o efeito do ciclo econômico sobre a inflação.

O trabalho de Schwartzman (2006) inova por, ao invés de estimar a Curva de Phillips agregada, estimar conjuntamente equações para três grupos de preços, são eles: os preços de bens comercializáveis, de não comercializáveis e de bens monitorados com o método de regressão em três estágios. Foram utilizados os seguintes modelos para estimação:

$$\pi_t^{NT} = \beta_{10} + (1 - \beta_{11} - \beta_{12}S)\pi_{t+1}^e + \beta_{11}\pi_{t-1} + \beta_{14}X_t$$

$$\pi_t^{MON} = \beta_{20} + (1 - \beta_{21} - \beta_{22} - \beta_{23}S - \beta_{24}S)\pi_{t-1}^{NT} + \beta_{21}e_{t-1} + \beta_{22}\pi_{t-1}^{IGP} + \beta_{23}Se_{t-1} \\ + \beta_{24}S\pi_{t-1}^{IGP}$$

$$\pi_t^T = \beta_{30} + (1 - \beta_{31} - \beta_{32} - \beta_{33}S - \beta_{34}S)\pi_{t+1}^e + \beta_{31}\pi_{t-1} + \beta_{32}e + \beta_{33}S\pi_{t-1} \\ + \beta_{34}Se$$

Onde  $\pi_t$  é a inflação medida pelo IPCA no período t e  $\pi_{t-1}$  é a inflação medida pelo IPCA projetada a partir do modelo VAR para o período t-1;  $\pi_t^{NT}$  é a inflação de não comercializáveis no período t;  $\pi_t^{MON}$  é a inflação de monitorados no período t;  $\pi_t^T$  é a inflação de comercializáveis no período t;  $X_t$  é a utilização da capacidade da indústria medida pela FGV;  $\pi_t^{IGP}$  é a inflação medida pelo IGP-DI;  $e_t$  é a depreciação cambial em 4 trimestres terminando no período t multiplicada pela inflação americana medida pelo IPP nesse mesmo período; e S é uma *dummy* de regime, com valor 1 até dezembro de 1998 e 0 a partir de então.

Pelos resultados obtidos, Schwartzman (2006) concluiu que não é possível rejeitar a hipótese de verticalidade da Curva de Phillips brasileira, já que a restrição de longo prazo não é rejeitada na equação de bens não comercializáveis, a única que inclui a utilização da capacidade nos modelos não restritos. Para os preços administrados, a hipótese da restrição de longo prazo ser válida é, de forma geral, rejeitada.

O artigo de Mendonça e dos Santos (2006) avalia se o modelo proposto por Laxton e N'Diaye (2002), de que a incorporação de uma medida de credibilidade da política monetária implica uma melhoria na previsão da Curva de Phillips, se aplica para a economia brasileira. O modelo utilizado pelos autores é uma versão da Curva de Phillips com expectativas ampliadas dadas por:

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta ugap_t + \Omega \Delta gap_t + e_t$$

Onde  $\pi_t$  é a inflação no período t medida com dados trimestrais ajustados como log do IPC (índice de Preços ao Consumidor) dos países da amostra;  $\pi_t^e$  representa as expectativas sobre a inflação, que incorpora a credibilidade da política monetária no seu cálculo; e  $(ugap_t)$  e  $(\Delta gap_t)$  representam o hiato do desemprego e as variações no hiato do desemprego respectivamente.

Os resultados de Mendonça e dos Santos (2006) foram que a credibilidade de política monetária está negativamente correlacionada com a taxa de inflação (-32,9%).

Este resultado sugere que a conquista de credibilidade para a condução da política monetária é um importante instrumento para o combate à inflação devido à capacidade que a autoridade monetária passa a ter para guiar as expectativas do público em um processo de desinflação. Além disso, eles concluíram que utilização de uma medida de credibilidade da política monetária para a economia brasileira pode prover um modelo estatístico com uma qualidade de previsão para o trade-off entre inflação e desemprego superior àquelas obtidas por modelos que impõem uma relação estável entre a inflação passada e as expectativas de inflação, e que a incorporação da credibilidade no modelo leva a uma redução do trade-off inflação e desemprego (já que pode haver redução da inflação sem aumento do desemprego).

Mazali e Divino (2009), no artigo intitulado *Real Wage Rigidity and the New Phillips Curve: The Brazilian Case*, procuram prover uma evidência empírica da Curva de Phillips Novo Keynesiano para a economia brasileira. Eles estimaram essa nova curva para a economia brasileira, por meio do *generalized method of moments* (GMM), calculam o trade-off, analisaram a rigidez do salário real e testaram restrições teóricas do modelo. A série temporal utilizada na estimativa é trimestral para o período de 1995:1 a 2008:4 e todas as variáveis foram transformadas pelo logaritmo natural. Os autores utilizaram dados do IPCA para representar a inflação, da taxa de desemprego aberta na Região Metropolitana de São Paulo para representar a taxa de desemprego, e os choques de oferta são mensurados por variação trimestral percentual na taxa de câmbio nominal real (R \$) por dólar norte-americano (US \$), conforme publicado pelo Banco Central do Brasil.

Mazali e Divino (2009) concluíram que estimações GMM adéquam-se bem aos dados e todas as restrições teóricas são satisfeitas. Há forte rigidez do salário real e alto custo de hiato do produto para estabilizar inflação no curto prazo. Eles descobriram que um aumento de 1% no desemprego leva a uma redução estatisticamente significativa da inflação de cerca de 0,12%. Além disso, seus resultados revelam um grau de rigidez salarial real de 92% no recente período de inflação baixa (pós Plano Real).

Uma das aplicações da curva de Phillips está no regime de metas para a inflação. No trabalho de Mendonça (2005), o autor mostra que a implementação do regime de metas de inflação para os países analisados implicou em mudança na relação desemprego-inflação, pois depois da introdução do regime o efeito de um incremento na

inflação tende a provocar uma redução no crescimento econômico e que há a possibilidade do trade-off inflação-desemprego não ser desprezível. A seguinte função é utilizada no artigo para avaliar os impactos de certas variáveis no desemprego antes e depois do regime de metas:

$$\text{DESEMP} = f(\text{SELIC}, \text{INF}, \text{PIF}, \text{IC})$$

Onde, DESEMP é a taxa de desemprego; SELIC é a taxa de juros básica da economia; INF é a inflação medida pelo IPCA; PIF é a produção física industrial; e IC é a credibilidade de metas para inflação. Foi utilizado um VAR (Modelo de Vetores Autorregressivos) para o período que se estende de janeiro de 2000 a fevereiro de 2005.

Outra aplicação da curva de Phillips para a economia atual é mostrada no trabalho de Ball e Moffitt (2001). Os autores incorporam a produtividade do trabalho na curva, afirmando que o aumento da produtividade melhora o *trade-off* desemprego e inflação.

Our argument builds on an old idea: workers' wage aspirations adjust slowly to shifts in productivity growth. As a result, such shifts produce periods when aspirations and productivity are out of line, causing the Phillips curve to shift. Authors such as Grubb et al. (1982) use this idea to argue that the productivity slowdown of the 1970s caused an unfavorable Phillips-curve shift. (BALL E MOFFITT, 2001, p. 1).

A adaptação da curva de Phillips incorporando a produtividade do trabalho segue pela equação:

$$\pi = \alpha + \pi_{-1} - \gamma U - (1 - \delta)(\theta - A) + \varepsilon$$

Onde  $\pi$  é a taxa de inflação;  $\pi_{-1}$  é a expectativa de inflação que é igual à inflação do último período;  $U$  é a taxa de desemprego;  $\theta$  é o crescimento da produtividade do trabalho;  $A$  é o crescimento salarial por aspiração;  $\alpha$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  são parâmetros a serem estimados; e  $\varepsilon$  é o erro.

Desse modo, os autores estimaram a curva de Phillips para dados anuais dos EUA de 1962 até 1995 e de 1995 até 2000, e afirmaram que há uma superprevisão da inflação após 1995. No entanto, quando eles estimaram novamente a curva de Phillips a



partir do modelo que incorpora a diferença entre o crescimento da produtividade e o crescimento dos salários reais anteriores, a superprevisão da inflação desaparece.

### 1.3. Lei de Okun

#### 1.3.1. Histórico da lei de Okun

A lei de Okun estabelece uma relação inversa entre o crescimento econômico e a taxa de desemprego. A lei possui esse nome porque foi Arthur Melvin Okun, em 1962, o primeiro a estudar essa relação na época em que era economista sênior do CEA (Council of Economic Advisers) no governo do presidente Kennedy. O economista analisa a relação existente entre crescimento do produto e taxa de desemprego em termos quantitativos para a economia norte-americana do pós-guerra da Coreia. Para isso, ele formula uma relação econométrica para testar sua hipótese e encontra evidências de que a relação era negativa e significativa, ou seja, aumento do produto acima de seu valor considerado potencial levaria a diminuição na taxa de desemprego. O coeficiente que fornece a magnitude em que ocorre essa diminuição passou a ser denominado coeficiente de Okun. (FEISTEL; GOLVEIA, 2015).

A lei de Okun se baseia no fato de que haveria uma taxa natural de crescimento para manter constante a taxa de desemprego. Se o crescimento da economia de um país fosse maior do que essa taxa natural, o desemprego reduziria de acordo com o coeficiente de Okun. Essa taxa natural seria a soma da taxa de crescimento da força de trabalho com o crescimento da produtividade do trabalho. Nos Estados Unidos, por exemplo, a taxa tem sido em média 3% desde 1960. (BLANCHARD, 1999)

Desse modo, a relação entre o crescimento do produto e as variações na taxa de desemprego, estabelecida pela lei de Okun, pode ser escrita como:

$$u_t - u_{t-1} = -\beta(g_{yt} - \bar{g}_y)$$

Onde,  $u_t - u_{t-1}$  representa a taxa de variação do desemprego de um ano para o outro;  $\beta$  é um parâmetro positivo;  $g_{yt}$  é a taxa de crescimento da economia no ano  $t$ ; e  $\bar{g}_y$  é a taxa normal de crescimento da economia.

Uma importante contribuição dessa lei está no fato de se poder estimar o PIB potencial de uma economia. O desemprego foi visto como uma variável exógena e o PIB real como uma variável independente. (VIEIRA, 2014).

O coeficiente encontrado por Okun (1970) para dados referentes aos Estados Unidos foi igual a 3%. Ou seja, para a taxa de desemprego de um país aumentar em 1,0%, a razão entre o PIB real e o PIB potencial teria que alcançar um valor de 3%.

Segundo Blanchard (1999), existem duas razões para variação do desemprego ser menor do que a variação do PIB à cima do seu nível potencial. Primeiro porque as empresas precisam manter alguns trabalhadores, independente do nível de produção e custa caro treinar novos empregados. Desse modo, muitas empresas preferem manter os trabalhadores atuais em vez de demiti-los quando a demanda está baixa e solicitar-lhes que trabalhem horas extras em vez de contratar novos trabalhadores quando a demanda está aquecida. Segundo porque o aumento da taxa de emprego não ocasiona uma diminuição na mesma proporção da taxa de desemprego, pois quando o emprego aumenta, nem todos os novos postos de trabalho são preenchidos pelos desempregados, já que alguns desses postos vão para aqueles classificados como fora da força de trabalho, ou seja, que não procuravam emprego oficialmente.

Desde a descoberta de Okun, um grande número de estudos empíricos tentou estimar o coeficiente de Okun e sua significância em nível nacional e regional. Nessa perspectiva, o objetivo do próximo tópico é mostrar trabalhos já feitos que visem estimar a relação de Okun para o Brasil e outros países do mundo.

### **1.3.2. Aplicação da lei de Okun**

Diversos pesquisadores aplicaram a lei de Okun para as economias de diferentes países, variando a época estudada e também o modelo econométrico. Como afirma Lee (2000):

While Okun's law is statistically valid for most countries, the quantitative as opposed to qualitative estimates are far from uniform. Estimates are also sensitive to the choice of models, including the first-difference and the "gap" specifications, the relevant data for the latter are constructed alternatively from the HP filter, the Beveridge-Nelson decomposition procedure, and the Kalman filter based on the NAIRU framework.

É nessa perspectiva que Lee (2000) procurou avaliar a robustez da relação de Okun com base nos dados do pós-guerra para 16 países da OCDE. Em seu trabalho, ele investiga empiricamente se as propriedades da lei de Okun, estatísticas e quantitativas, têm alterado para a Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, Finlândia, França, Holanda, Itália, Japão, Noruega, Reino Unido, Suécia e Suíça, com base nos dados de 1955 a 1996, e para a Alemanha com base nos dados de 1960 a 1996.

Para avaliar a robustez das estimativas do coeficiente de Okun, Lee (2000) utiliza dois métodos, são eles: O modelo da primeira diferença, que se baseia nas propriedades de raiz unitária, e o *gap model*, que utiliza os filtros Hodrick–Prescott (HP), Beveridge-Nelson (BN) e Kalman, projetados para produzir as componentes de tendência para os dados históricos de produção e desemprego. “The HP and BN filters belong to one particular class of data decomposition procedures that emphasize the dynamic difference between the trend and the cyclical component in light of the univariate behavior of time series.” (LEE, 2000, p. 338).

Desse modo, Lee (2000) verificou que, no geral, a amostra de dados apoia a validade da lei de Okun no sentido de significância estatística em estimativas de parâmetros, porém, os resultados não são tão robustos como aqueles relatados originalmente por Okun (1970) e as estimativas quantitativas diferem consideravelmente entre os países, bem como entre os métodos utilizados. Além disso, os dados da OCDE revelam fortes evidências de mudança estrutural na relação de Okun, pois a maior parte dos países registrou uma perda de produção menor associada a um determinado aumento do desemprego na última década.

Sadiku, Ibraimi e Sadiku (2015), estimaram empiricamente a relação entre crescimento econômico e desemprego para a república de Macedônia, aplicando a lei de Okun para dados de 2000 a 2012. No trabalho intitulado *Econometric Estimation of the Relationship between Unemployment Rate and Economic Growth of FYR of Macedonia*, para estimar o coeficiente de Okun os autores utilizaram o modelo de diferença, o modelo dinâmico, ECM (*error correction model*), e o VAR (*vector autoregression*), a fim de considerar tanto o curto como o longo prazo da relação.

Sadiku, Ibraimi e Sadiku (2015) não encontraram evidências robustas sobre a ligação entre o crescimento econômico e desemprego em nenhum modelo.

From the ECM model we conclude that there is not a short term relationship between these two variables. In addition, the VAR model doesn't suggest a long-term relationship, thus we can conclude that the change of unemployment rate is not a predictive variable of the change of real GDP growth. Consequently Granger causality test does not indicate a causal relation between changes in real GDP growth and changes in unemployment rate and vice-versa. (SADIKU; IBRAIMI; SADIKU, 2015, p. 12)

Sadiku, Ibraimi e Sadiku (2015) ainda citaram em seu artigo o trabalho de Freeman (2001) que testa a lei de Okun para dez países industrializados (US, UK, Japão, Canadá, Alemanha, Itália, França, Holanda, Suécia e Austrália) e encontra que o coeficiente de Okun, que era originalmente três pontos, agora é menos de dois pontos para o crescimento do produto para cada um por cento de mudança na taxa de desemprego.

Para o caso da economia brasileira, o trabalho de Gouveia e Feistel (2015) estimou a lei de Okun usando dados do IBGE para valores trimestrais para o Produto Interno Bruto nacional e industrial de 1996 a 2003 e dados da pesquisa nacional de emprego as taxas de desemprego. O modelo que eles utilizaram foi o gap, para expressar quanto o gap do produto em relação a seu valor potencial afeta a variação da taxa de desemprego. Especificada pela expressão:

$$(u_t - u_{t-1}) = \beta_0 - \beta_1(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t$$

Onde  $y_t$  é o produto efetivamente realizado,  $y_t^*$  é o produto potencial ou natural da economia e  $(u_t - u_{t-1})$  é a primeira diferença da taxa de desemprego. A estimação foi feita pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Por esse modo de estimação, Gouveia e Feistel (2015) encontraram evidências sobre a validade da relação de Okun no Brasil de 1996 a 2003 e que, para a nação como um todo, o coeficiente é de 0,22 e para o setor industrial, especificamente, o mesmo é de

0,11. Em um trabalho mais recente, Dezordi (2011) também tentou estimar a relação de Okun para a economia brasileira, utilizando dados trimestrais de 2002 a 2010. Por meio da expressão:

$$\Delta u = \beta_1(y - \bar{y})$$

O que nos diz que a variação no desemprego é inversamente proporcional ao hiato do produto, se o coeficiente  $\beta_1$  for negativo. De fato, o autor encontrou que se o produto crescer um ponto percentual acima de sua tendência de longo prazo, a taxa de desemprego cairá em média 0,14 pontos percentuais, por trimestre.

É pela falta de estudos que procuram estimar a relação de Okun para a economia da Região Metropolitana de Fortaleza que o presente trabalho estima essa relação na região.

## **2. BASE DE DADOS E METODOLOGIA**

O desenvolvimento dessa monografia tem como objetivo estimar a relação entre o nível de inflação e o desemprego, por meio da curva de Phillips, e a relação entre crescimento econômico e desemprego, por meio da lei de Okun, para a Região Metropolitana de Fortaleza. Para isso foi utilizado técnicas econométricas aplicadas a séries temporais. Logo, o trabalho possui natureza quantitativa, que se caracteriza pelo emprego da quantificação, tanto nas modalidades de coleta de informações quanto no tratamento delas por meio de técnicas estatísticas (RICHADSON apud OLIVEIRA, 2011).

### **2.1. Fonte de dados**

Os dados utilizados nessa pesquisa são de natureza secundária e do tipo séries temporais. Ou seja, os dados são coletados de alguma fonte já existente e são ordenados no tempo, registrado em períodos regulares.

Os dados coletados para fazer referência às variáveis escolhidas para a estimação da curva de Phillips e para a lei de Okun para a região metropolitana de Fortaleza foram obtidos em diferentes fontes, mas todas possuem frequência mensal, com observações de 2009 a 2016.

No caso da estimação da curva de Phillips para a região metropolitana de Fortaleza foram utilizados dados mensais para a taxa de desemprego de janeiro de 2009 a dezembro de 2016. Esses dados mensais são referentes ao desemprego aberto da Região Metropolitana de Fortaleza e foram retirados da tabela Taxa de Desemprego, por Tipo de Desemprego na Região Metropolitana de Fortaleza, Município de Fortaleza e Demais Municípios da RMF. Essa tabela é fornecida pelo Governo do Estado, por meio da Secretaria do Trabalho e Desenvolvimento Social (STDS) e do Instituto de Desenvolvimento do Trabalho (IDT), o SINE/CE, o Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (Dieese) e a Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE).

Ainda para a curva de Phillips, foram utilizados dados referentes à inflação medida pelo IPCA (Índice Preços ao Consumidor Amplo), retirados das tabelas 2938 - IPCA - Variação mensal, acumulada no ano e peso mensal, para o índice geral, grupos, subgrupos, itens e subitens de produtos e serviços (de julho/2006 até dezembro/2011) e 1419 - IPCA - Variação mensal, acumulada no ano, acumulada em 12 meses e peso mensal, para o índice geral, grupos, subgrupos, itens e subitens de produtos e serviços (a partir de janeiro/2012). Ambas as tabelas estão disponíveis no site do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística).

Para a estimação do modelo que testa a hipótese estabelecida pela lei de Okun, foram utilizados dados referentes ao IPI (Índice de Produção Industrial) no estado do Ceará, como uma *proxy* para o nível de produção da região metropolitana de Fortaleza. Esses dados são disponibilizados pelo IBGE - Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física, na tabela 3653 – Produção Física Industrial, por seções e atividades industriais. Foram utilizados também os dados já mencionados referentes ao desemprego.

A Tabela a baixo nos mostra as estatísticas descritivas dos dados coletados. É clara a redução na média da produção industrial devido à crise econômica que se iniciou em 2014. Observa-se, no entanto, que os efeitos da crise nas outras duas variáveis estudadas só foram sentidos a partir de 2015, pois em 2014 a média do desemprego e da inflação sofreu apenas um leve aumento.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas de dados referentes à Região Metropolitana de Fortaleza.

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA												
ANO	Desemprego				IPCA variação mensal				IPI			
	Mínimo	Máximo	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio padrão
2009	9,6	12,8	11,6	1,1805	0,02	0,8	0,363	0,240421	93,5	126,2	107	10,8
2010	7,9	10,6	9,5	0,9989	-0,04	1,55	0,561	0,4713	101,1	120,1	114,5	5,9908
2011	7,7	10	9	0,735	0,22	1,49	0,571	0,3496	92,3	109,6	100,3	6,0256
2012	7,7	9,9	8,9	0,8816	-0,26	1,27	0,537	0,4087	89,4	117,9	100,5	9,6334
2013	6,8	8,9	8	0,7064	-0,11	1,01	0,507	0,354	94,6	131,8	110,4	11,4274
2014	6,9	8,2	7,6	0,3555	-0,17	1,08	0,486	0,3646	93,4	120,5	107,2	9,0121
2015	7,1	9,5	8,3	0,8062	0,27	1,57	0,858	0,4226	85,7	110,3	96,8	7,6965
2016	10,2	13,6	12,6	0,9267	1,45	8,34	5,32	2,272	82,7	101,3	92,05	6,5179

Fonte: Elaborado pela autora.

O desemprego não sentiu os efeitos da crise até 2014 por causa de pesados investimentos por parte do Governo do Estado do Ceará e do Governo Federal. Tais investimentos podem ter reduzido os efeitos negativos da crise do subprime até o ano de 2014. A partir de 2015, a economia começou a enfrentar uma forte recessão com a redução da produção, e o aumento do desemprego e da inflação.

## 2.2. Tratamento de Dados

Após a coleta de dados descrita no tópico anterior, verificou-se a existência de sazonalidade e a propriedade de estacionariedade das séries. Diz-se que uma série possui sazonalidade quando existe uma variação visivelmente maior do que a média em um padrão regular no tempo. “se uma série temporal é observada em intervalos mensais ou trimestrais (ou mesmo semanais ou diários), ela pode exibir sazonalidade”. (WOOLDRIDGE, 2010, p. 346).

Para analisar se as séries utilizadas nesse trabalho possuem sazonalidade, foi avaliado o correlograma de todas as séries. Segundo Ehlers (2003), um padrão sazonal é facilmente identificado no correlograma, pois ele irá exibir oscilações na mesma frequência para a série temporal que possui flutuações sazonais.

Nessa perspectiva, o correlograma de todas as séries analisadas mostrou a existência de sazonalidade. Para retirar a sazonalidade, foi feito um processo de dessazonalização, o qual Segundo Bueno (2008), procura retirar fatores que causam

perturbações não sistemáticas nas séries e, assim, permitem que se tenha uma noção mais precisa da tendência que ela segue.

O método utilizado para retirar a sazonalidade foi o X-12. Segundo Fredo e Margarido (2007), o método X-12 possui vários filtros que permitem escolher e extrair a tendência e os padrões sazonais, além de mais um conjunto de filtros assimétricos para serem utilizados no final das séries.

Com relação à estacionariedade, uma série é dita fortemente estacionária quando as distribuições de probabilidades são estáveis no decorrer do tempo, ou seja, se pegarmos qualquer coleção de variáveis aleatórias na sequência e depois deslocarmos essa sequência para diante em  $n$  períodos de tempo, a distribuição de probabilidade conjunta deve permanecer a mesma (WOOLDRIDGE, 2010). A série é fracamente estacionária quando sua média, variância e auto-covariâncias são finitas e independem do tempo.

Para testar a hipótese de raiz unitária nas séries utilizadas, o presente trabalho optou pelo uso do teste proposto por Vogelsang (1993) que considera a possibilidade de uma mudança estrutural determinada através de um processo endógeno, ou seja, o pesquisador não precisa estabelecer a priori a data da quebra, a qual é determinada de maneira ótima pelo procedimento.

Os seguintes resultados para os testes de raiz unitária com quebras foram encontrados para as três variáveis estudadas:

Tabela 2 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para a variável IPI com quebra estrutural.

IPI		Estatística-t	Prob.
Teste Dickey-Fuller Aumentado		-4,460634	0,0480
Valor Crítico do Teste:	Ao nível de 1%	-4,949133	
	Ao nível de 5%	-4,443649	
	Ao nível de 10%	-4,193627	

Fonte: Elaboração própria.

O teste ADF para a variável IPI apresentou uma quebra estrutural no décimo primeiro mês de 2014, e rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária, ao nível de significância de 5%.



Tabela 3 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para a variável desemprego com quebra estrutural.

Desemprego		Estatística-t	Prob.
Teste Dickey-Fuller Aumentado		-4,449950	0,0492
Valor Crítico do Teste:	Ao nível de 1%	-4,949133	
	Ao nível de 5%	-4,443649	
	Ao nível de 10%	-4,193627	

Fonte: Elaboração própria.

O teste ADF para a variável desemprego apresentou uma quebra estrutural no décimo segundo mês de 2015, e rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária, ao nível de significância de 5%.

Tabela 4 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para a variável IPCA variação mensal acumulada no ano sem sazonalidade e com quebra estrutural.

IPCA variação mensal sem sazonalidade		Estatística-t	Prob.
Teste Dickey-Fuller Aumentado		-4,270276	0,0799
Valor Crítico do teste:	Ao nível de 1%	-4,949133	
	Ao nível de 5%	-4,443649	
	Ao nível de 10%	-4,193627	

Fonte: Elaboração própria.

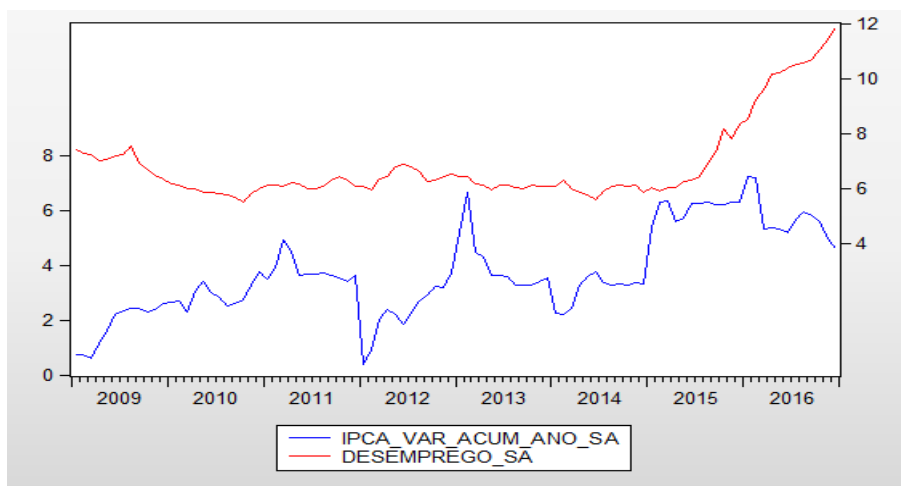
O teste ADF para a variável IPCA variação mensal acumulada no ano sem sazonalidade apresentou uma quebra estrutural no décimo segundo mês de 2014, e rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária, ao nível de significância de 10%.

### 2.3. Análise de Gráficos

A Figura 2 mostra a variação do IPCA acumulado no ano sem sazonalidade e do desemprego sem sazonalidade, no período de 2009 até 2016, para a Região Metropolitana de Fortaleza. Pode-se observar no gráfico uma tendência de redução do desemprego entre 2009 e 2010, e uma tendência de elevação do IPCA no mesmo período. Entretanto, no período situado entre 2011 e 2014 não há uma tendência visível de crescimento ou decréscimo do desemprego, enquanto o IPCA apresenta picos de decréscimo e crescimento ao longo desse período, oscilando em uma média aproximadamente constante. Já nos últimos dois anos do gráfico, percebe-se uma forte

tendência de crescimento do desemprego, e um relativo crescimento da média do IPCA (época da crise econômica que se instalou no país).

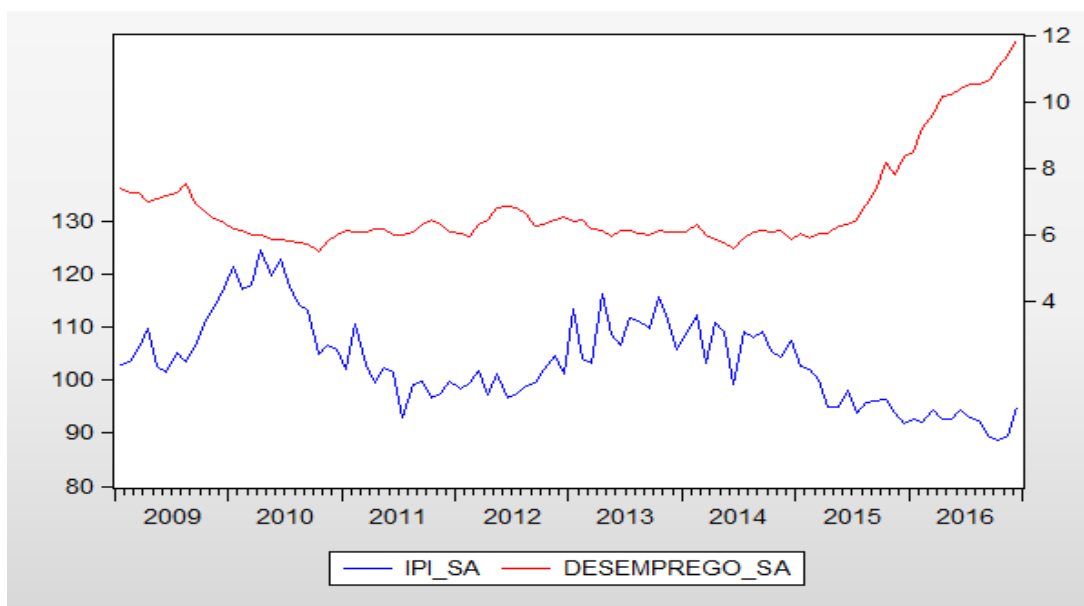
Figura 2 - Variação do IPCA acumulado no ano sem sazonalidade x Desemprego sem sazonalidade.



Fonte: Elaboração própria.

A Figura 3 mostra a variação do IPI e do desemprego sem sazonalidade para a Região Metropolitana de Fortaleza. Nele observa-se uma tendência de decréscimo do desemprego e de crescimento do IPI entre 2009 e 2010. Entre 2011 e 2014 ambas as variáveis oscilam aproximadamente em torno de uma média, e nos dois últimos anos há uma tendência de forte crescimento do desemprego e de redução do IPI.

Figura 3 - IPI sem sazonalidade x Desemprego sem sazonalidade.



Fonte: Elaboração própria.

## 2.4. Metodologia

O modelo básico utilizado para a estimação da curva de Phillips pode ser especificado da seguinte maneira:

$$(1) \quad \pi_t = \theta\pi_{t-1} + \beta(U_t - U^P) + e_t$$

Onde:

$\pi_t$  é a inflação no tempo  $t$ ;

$\pi_{t-1}$  é a inflação no tempo  $t-1$ ;

$U_t$  é o desemprego no tempo  $t$ ;

$U^P$  é o desemprego potencial;

$e_t$  é o termo de erro;

$\theta$  e  $\beta$  são parâmetros a serem estimados. Nesse trabalho, estima-se essa relação em um modelo com as seguintes considerações:

$$(2) \quad \pi_t = \theta\pi_{t-1} + \beta U_t - \beta U^P + e_t$$

Considerando  $\beta U^P$  igual a uma constante,

$$-\beta U^P = -c, \text{ ou seja, } U^P = \frac{-c}{\beta}.$$

Substituindo esse valor na equação (2), deriva-se o modelo final utilizado na estimação:

$$(3) \quad \pi_t = c + \theta\pi_{t-1} + \beta U_t + e_t$$

Para o caso na lei de Okun, assim como no trabalho de Vieira (2014), foi utilizado o *gap model*, que pode ser explicado pela equação:

$$(4) \quad (U_t - U^*) = C + \beta(Y_t - Y^*) + e_t$$

Onde:

$U_t$  é o desemprego,  $U^*$  é o desemprego potencial e  $(U_t - U^*)$  é o *gap* do desemprego;

$Y_t$  é o produto,  $Y^*$  é o produto potencial e  $(Y_t - Y^*)$  é o *gap* do produto;

$C$  e  $\beta$  são parâmetros a serem estimados, sendo que  $\beta$  equivale ao coeficiente de Okun;

$e_t$  é o termo de erro.

Ambos os modelos foram estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários com Quebras, de acordo com a metodologia proposta por Bai e Perron (1998). Essa metodologia admite múltiplas mudanças estruturais no modelo de regressão linear e procura estimá-lo pela minimização da soma dos quadrados dos resíduos. Considere uma regressão linear múltipla, com  $m$  quebras ( $m+1$  regimes):

$$(5) \quad y_t = x_t'\beta + z_t'\delta_j + u_t \quad (t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j)$$

Para  $j = 1, \dots, m + 1$  e usando como convenção que  $T_0 = 0$  e  $T_{m+1} = T$ . Nesse modelo,  $y_t$  é a variável independente observada,  $x_t(p \times 1)$  e  $z_t(q \times 1)$  são vetores de covariáveis;  $\beta$  e  $\delta_j (j = 1, \dots, m + 1)$  são os vetores correspondentes de coeficientes; e  $u_t$  é o erro. Os índices  $(T_1, \dots, T_m)$  ou os pontos de quebra são tratados como desconhecidos. O propósito é estimar os coeficientes desconhecidos da regressão junto com os pontos de quebra quando  $T$  observações sobre  $(y_t, x_t, z_t)$  estão disponíveis. O método de estimação considerado é baseado no princípio dos mínimos quadrados. Para cada  $(T_1, \dots, T_m)$ , denotado  $\{T_j\}$ , as estimativas de mínimos quadrados associadas de  $\beta$  e

$\delta_j$  são obtidos minimizando a soma dos quadrados dos resíduos. Considerando  $\hat{\beta}(\{T_j\})$  e  $\hat{\delta}(\{T_j\})$  os resultados estimados, substituindo eles na função objetiva, e denotando o resultado da soma dos quadrados dos resíduos como  $s_T(T_1, \dots, T_N)$ , os pontos de quebra estimados  $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$  são tais que:

$$(6) \quad (\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \underset{r_1, \dots, r_m}{\operatorname{argmin}} S_T(T_1, \dots, T_m)$$

Onde a minimização é assumida em todas as partições  $(T_1, \dots, T_m)$ , de modo que  $T_i - T_{i-1} \geq q$ . Logo, os estimadores dos pontos de quebras são minimizadores globais da função objetivo. Por fim, os parâmetros da regressão estimada são as estimativas de mínimos quadrados associadas ao estimado  $\{T_j\}$ , são eles,  $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\{\hat{T}_j\})$  e  $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ .

### 3. RESULTADOS

Na estimação do modelo da curva de Phillips, o procedimento sugerido por Bai e Perron (1998) encontra uma quebra estrutural no primeiro mês de 2015. Os coeficientes encontrados no primeiro período da amostra apontam que, desconsiderando as demais variáveis, a variação da inflação será de 2,72; a elevação de um ponto na variação do IPCA do período anterior elevará a variação do IPCA em 0,70; e o aumento de um ponto da taxa de desemprego reduzirá a inflação em 0,29. Os coeficientes encontrados para o segundo período da amostra apontam que a constante possui o valor 4,68; a variação da inflação do período anterior possui um impacto positivo de 0,41 na inflação; e o desemprego possui um impacto negativo de 0,14. Todos os coeficientes encontrados são significantes estatisticamente a um nível de confiança de 10%.

Tabela 5 - Resultados da Curva de Phillips com Mudança Estrutural: Período Dezembro de 2008 a Dezembro de 2014.

<b>2008M12-2014M12 (73 OBSERVAÇÕES)</b>			
VARIÁVEL	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
C	2,7212	2,2731	0,0254
IPCA_VAR_ACUM_ANO_SA (-1)	0,7016	8,9663	0,0000
DESEMPREGO_SA	-0,2913	-1,6815	0,0961

Fonte: Autora, variável dependente variação mensal do IPCA acumulado no ano sem sazonalidade.

Tabela 6 - Resultados da Curva de Phillips com Mudança Estrutural: Período Janeiro de 2015 a Dezembro de 2016.

<b>2015M01-2016M12 (24 OBSERVAÇÕES)</b>			
VARIÁVEL	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
C	4,6771	3,9228	0,0002
IPCA_VAR_ACUM_ANO_SA (-1)	0,4123	2,3879	0,0190
DESEMPREGO_SA	-0,1402	-2,0973	0,0387

Fonte: Autora, variável dependente variação mensal do IPCA acumulado no ano sem sazonalidade.

Em ambos os resultados acima, a variável dependente é a variação mensal IPCA acumulado no ano sem sazonalidade. C é uma constante; IPCA\_VAR\_ACUM\_ANO\_SA (-1) é a variação mensal do IPCA acumulado no ano sem sazonalidade com uma defasagem; DESEMPREGO\_SA é a série do desemprego após ter sido retirado a sazonalidade.

Nos resultados da estimação do modelo da lei de Okun, encontram-se quatro quebras estruturais. Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de 1% de confiança. Nos três primeiros períodos o aumento do *gap* do IPI possui um impacto negativo no *gap* do desemprego, e nos dois últimos períodos, após o segundo mês de 2014, o aumento do *gap* do IPI possui um impacto positivo no *gap* do desemprego.

Tabela 7 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Janeiro de 2009 a Fevereiro de 2010.

<b>2009M1-2010M2 (14 OBSERVAÇÕES)</b>			
VARIÁVEL	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
C	0,1323	3,3583	0,0012
GAPIPI	-0,0437	-7,3023	0,0000

Fonte: Autora, variável dependente *gap* do desemprego sem sazonalidade.

Tabela 8 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Março de 2010 a Fevereiro de 2012.

<b>2010M03-2012M02 (24 OBSERVAÇÕES)</b>			
VARIÁVEL	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
C	-0,1701	-2,9286	0,0044
GAPIPI	-0,0260	-4,8669	0,0000

Fonte: Autora, variável dependente *gap* do desemprego sem sazonalidade.

Tabela 9 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Março de 2012 a Janeiro de 2014.

<b>2012M03-2014M01 (23 OBSERVAÇÕES)</b>			
VARIÁVEL	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
C	0,3167	6,2325	0,0000
GAPIPI	-0,0313	-3,4999	0,0007

Fonte: Autora, variável dependente *gap* do desemprego sem sazonalidade.

Tabela 10 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Fevereiro de 2014 a Setembro de 2015.

<b>2014M02-2015M09 (20 OBSERVAÇÕES)</b>			
VARIÁVEL	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
C	-0,7020	-8,1976	0,0000
GAPIPI	0,0602	4,4246	0,0000

Fonte: Autora, variável dependente *gap* do desemprego sem sazonalidade.

Tabela 11 - Resultados do Modelo da Lei de Okun com Mudança Estrutural: Período Outubro de 2015 a Dezembro de 2016.

<b>2015M10-2016M12 (15 OBSERVAÇÕES)</b>			
VARIÁVEL	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
C	0,6461	6,8599	0,0000
GAPIPI	0,1329	3,4449	0,0009

Fonte: Autora, variável dependente *gap* do desemprego sem sazonalidade.

Em todos esses resultados acima encontrados para o modelo da lei de Okun com mudança estrutural, a variável dependente é o *gap* do desemprego sem sazonalidade; C é uma constante; e GAPIPI é o *gap* do IPI.

#### 4. CONCLUSÃO

O objetivo desta monografia foi estimar um modelo da curva de Phillips (relação inversa entre inflação e desemprego) e um modelo baseado na lei de Okun (relação inversa entre crescimento e desemprego), para a Região Metropolitana de Fortaleza, no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2016.

Foram utilizados modelos e técnicas de séries temporais que consideram a existência de mudanças estruturais na economia. Nos resultados da curva de Phillips, encontra-se uma quebra estrutural em janeiro de 2015. Todos os coeficientes estimados se mostraram estatisticamente significantes. Percebe-se que se por um lado a estimativa da inércia (memória) inflacionária é bem maior no período antes da quebra, por outro lado o custo da desinflação aumenta após a mudança estrutural. Antes um aumento de 1% na taxa de desemprego reduzia a taxa de inflação em 0,29% e depois da quebra esse efeito se reduz para 0,14%.

Já nos resultados do modelo baseado na lei de Okun, há quatro quebras estruturais. Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de 1% de confiança. Os coeficientes estimados para o *gap* do IPI no período de janeiro de 2009 até janeiro de 2014 seguiram o previsto pela lei de Okun, ou seja, o aumento do *gap* do IPI afetou negativamente o *gap* do desemprego. No entanto, para o período entre fevereiro de 2014 até dezembro de 2016, o coeficiente estimado não mais seguiu o modelo previsto pela lei de Okun, na medida em que o *gap* do IPI passou a impactar positivamente o *gap* do desemprego.

Vale ressaltar que as datas das quebras estimadas nesse exercício ocorrem posteriormente à crise do Sub Prime, cujos efeitos podem ter sido inicialmente reduzidos por políticas fiscais e monetárias expansionistas, mas que, a partir de 2014, ocorrem intensas mudanças das condições macroeconômicas brasileiras, como o aumento da inflação e de sua expectativa, o aumento da dívida do setor público brasileiro e as expectativas negativas em relação à sua trajetória, além do decréscimo da atividade econômica. Portanto, os resultados indicam que após o fim de 2014 há um possível quadro de estagflação em fortaleza traduzido na convivência de um maior nível de inflação, com menor nível de emprego e de atividade econômica. Para piorar esse quadro, a relação positiva entre atividade econômica (representada pela atividade industrial) e desemprego, encontrada a partir de 2014, pode significar que os efeitos



positivos do crescimento econômico (quando este acontecer) para uma redução considerável do desemprego podem demorar mais do que o observado anteriormente. Primeiro a resposta do desemprego tem que se tornar negativa ao crescimento econômico, para a partir desse ponto os efeitos dessa última variável se intensificarem na redução do atual quadro de desemprego.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARRUDA, E. F; BRITO, A. C. de. Previsão da inflação: Uma análise para a Região Metropolitana de Fortaleza. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, vol. 11, n. 1, p. 78-92, 2017.

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

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**. V. 66, N. 1, Jan. 1998, p. 47-78.

BALDUSCO, Diego. **Testes de racionalidade das expectativas de inflação no Brasil**. 2009. 81 f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

BALL, L.;MOFFITT, R. Productivity growth and Phillips curve. **NBER Working Paper Series**, Working paper 8421. Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w8421.pdf>>. Acesso em: 21 abr. 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação** – 2001. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2001/03/ri200103b2p.pdf>>. Acesso em 8 de jun. 2017.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia: teoria e política econômica**. Rio de Janeiro: Campos, 1999.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2ª edição, 2011.

CORREIA, F. M.; PEREIRA, J. B. Curva de Phillips e a macrodinâmica do capital ótimo. **Revista de Economia contemporânea**. Rio de Janeiro, v. 15, n. 2, p. 221-242, mai/ago. 2011.

DEZORDI, L. L. A lei de Okun para a economia brasileira: 2002-2010. **Vitrine da Conjuntura**. Curitiba, v.3, n. 5, jul. 2011.

DORNBUSCH, R; FISCHER, S; STARTZ, R. **Macroeconomia**. 8. Ed. Rio de Janeiro: McGraw-Hill Interamericana do Brasil Ltda., 2003.

EHLERS, R. S. **Análise de séries temporais**. Curitiba: Laboratório de estatística e geoinformação – Universidade Federal do Paraná, 2007.

FILHO, O. **Curva de salário para região metropolitana de Salvador: uma análise econométrica a partir dos dados da PED de 1997 a 2003**. Dissertação (Economia) – Universidade Federal da Bahia, Bahia, 2004. Disponível em: < <https://repositorio.ufba.br/ri/handle/ri/8884?mode=full> > . Acesso em 3 abr. 2017.

FREDO, C. E.; MARGARIDO, M. A. **Identificando e modelando a sazonalidade e o processo gerador da série de tempo do emprego rural no estado de São Paulo.** Disponível em: <

[http://www.pucsp.br/eitt/downloads/v\\_ciclo\\_debate/V%20Ciclo2007\\_Mario%20Margarido-Fredo\\_Modelo%20ARIMA.pdf](http://www.pucsp.br/eitt/downloads/v_ciclo_debate/V%20Ciclo2007_Mario%20Margarido-Fredo_Modelo%20ARIMA.pdf)>. Acesso em: 10 jun. 2017.

FROYEN, R. T. **Macroeconomia.** São Paulo: Saraiva, 2001.

GARCIA, Márcio. **O real dilema entre inflação e crescimento.** 2005. Artigo. In: PUC Rio, Departamento de Economia. Disponível em: < <http://www.economia.puc-rio.br/mgarcia/Artigos/Artigos%20Valor/050415%20Real%20dilema.pdf> > . Acesso em 10 abr. 2017.

GARCIA, R. L. **O papel da incerteza na formação das expectativas e na determinação da taxa de juros.** Economia e desenvolvimento. v. 28, n. 2, 1999. Disponível em: < <file:///C:/Users/Casa/Downloads/3342-14071-1-PB.pdf> >. Acesso em: 9 de jun. 2017.

GOUVEIA, J. M. A; FEISTEL, P. R. Uma aplicação da lei de Okun para o Brasil. **Rev. Econ. do Centro-Oeste.** Goiânia, v.1, n.1, p. 81-90, 2015.

LEE, Jim. The robustness of Okun's law: evidences from OECD countries. **Journal of Macroeconomics**, v. 22, n. 2, p. 331-356, 2000.

LIMA, E. C. R. The NAIRU, unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia.** Rio de Janeiro, v. 57, n. 4, p. 899-930, out-dez 2003.

LIMA E SILVA, R. C. de; NEDUZIAK, L. C. R.; CURADO, M. L. **A Curva de Phillips e sua Aplicação na Economia Contemporânea.** Disponível em: < [http://www.pet-economia.ufpr.br/banco\\_de\\_arquivos/00002\\_Rodrigo\\_cl\\_lima\\_e\\_silva\\_curva\\_de\\_phillips\\_e\\_aplicacao.pdf](http://www.pet-economia.ufpr.br/banco_de_arquivos/00002_Rodrigo_cl_lima_e_silva_curva_de_phillips_e_aplicacao.pdf) >. Acesso em: 4 abr. 2017.

LOPES, L. M; VASCONCELLOS, M. A. S. de. **Manual de macroeconomia.** 3. Ed. São Paulo: Atlas, 2011.

Mazali, A. A; Divino, J. A. Real wage rigidity and the New Phillips curve: The Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia.** Rio de Janeiro, v. 64, n. 3, set. 2010.

MENDONÇA, H.; DOS SANTOS, M. Credibilidade da política monetária do trade-off entre inflação e desemprego: uma aplicação para o Brasil. **Revista EconomiA.** Brasília, v. 7, n. 2, p. 293-306, 2006.

MENDONÇA, H. F. de. **Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica.** Disponível em: < <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A040.pdf> >. Acesso em: 20 abr. 2017.

OLIVEIRA, M. F. de. **Metodologia científica**: um manual para a realização de pesquisa em administração. Disponível em: <  
[https://adm.catalao.ufg.br/up/567/o/Manual de metodologia científica - Prof Maxwell.pdf](https://adm.catalao.ufg.br/up/567/o/Manual_de_metodologia_cientifica_-_Prof_Maxwell.pdf)>. Acesso em: 09 jun. 2017.

OKUN, A. **Potencial GDP: Its Measurement and Significance**. In Okun, A. The Political Economy of Prosperity, Washington D.C., 1970.

PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in United Kingdom, 1861-1957. **Economica**, v. 25, n. 100, p. 283-289, 1958.

SACHSIDA, Adolfo. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão de literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 4, p. 521-531, 2013.

SADIKU, L.; IBRAIMI, A.; SADIKU, M. Econometric Estimation of the Relationship between Unemployment Rate and Economic Growth of FYR of Macedonia. **Procedia Economics and Finance**. 2015, p. 69-81.

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

VIEIRA, P. V.; **Análise da aplicação da curva de Phillips e da lei de Okun para a economia brasileira no período de 2002 a 2014**. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação, Universidade de Brasília, Brasília, 2014.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Introdução à Econometria**. São Paulo: Cengage Learning, 4ª edição, 2011.