

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA E
DESENVOLVIMENTO**

Jaqueline Moraes Assis Gouveia

**FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS E DESEMPREGO POR GÊNERO NO
BRASIL: UMA VERIFICAÇÃO EMPÍRICA DA LEI DE OKUN (2002 –
2015)**

**Santa Maria, RS
2016**

Jaqueline Moraes Assis Gouveia

**FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS E DESEMPREGO POR GÊNERO NO BRASIL:
UMA VERIFICAÇÃO EMPÍRICA DA LEI DE OKUN (2002 – 2015)**

Dissertação apresentada ao Curso do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS) como requisito para a obtenção do grau de **Mestre em Economia e Desenvolvimento**.

Orientador: Prof. Paulo Ricardo Feistel

**Santa Maria, RS, Brasil
2016**

Moraes Assis Gouveia, Jaqueline
Flutuações econômicas e desemprego por gênero no
Brasil: uma verificação empírica da Lei de Okun (2002 -
2015) / Jaqueline Moraes Assis Gouveia.-2016.
124 p.; 30cm

Orientador: Paulo Ricardo Feistel
Coorientador: Gilberto de Oliveira Veloso
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas, Programa de
Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, RS, 2016

1. Lei de Okun 2. Brasil 3. Desemprego 4. Gênero I.
Ricardo Feistel, Paulo II. de Oliveira Veloso, Gilberto
III. Título.

Jaqueline Moraes Assis Gouveia

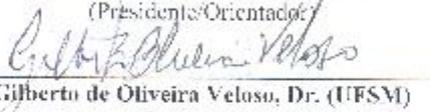
**FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS E DESEMPREGO POR GÊNERO NO BRASIL:
UMA VERIFICAÇÃO EMPÍRICA DA LEI DE OKUN (2002 – 2015)**

Dissertação apresentada ao Curso do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS) como requisito para a obtenção do grau de **Mestre em Economia e Desenvolvimento**.

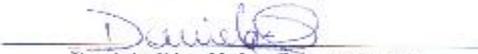
Aprovado em 24 de fevereiro de 2016:



Paulo Ricardo Feistel, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)



Gilberto de Oliveira Veloso, Dr. (UFSM)
(Coorientador)



Daniela Dias Kuhn, Dra. (UFRGS)



Herton Castiglioni Lopes, Dr. (UFFS)

Santa Maria, RS
2016

*Dedico àqueles que sempre
acreditaram que chegaria onde
cheguei. E, especialmente, àqueles que
um dia duvidaram que aqui chegaria.*

AGRADECIMENTO

Agradeço a Deus, por ter me permitido vencer o que venci e ter chegado até o final dessa etapa. Somente o Senhor sabe tudo que passei. A Odin, por ter me acompanhado e aconselhado nos momentos de insegurança. Às Norns, por terem costurado com suas agulhas de ouro o meu caminho até aqui. Hail!

Agradeço, sem condições nenhuma de colocar isso em palavras, à minha mãe, Cléia, à minha irmã, Mandinha, aos meus avós, Alaôr e Esmeralda, ao meu novo irmão (cunhado), Danilo, e ao Frederico, o gato destemido, porque se não fosse por eles, eu não teria vindo até Santa Maria realizar meu sonho de ser mestre em Economia. E, claro, se não fosse por eles, não existiria uma Jaqueline consciente hoje para contar história.

Agradeço imensamente aos meus amigos em Goiânia, que me deram todo o suporte do mundo para estar aqui, para fazer o que vim fazer sabendo que quando voltasse, estariam todos felizes por mim. Obrigada Barbara, Sandro, Samuel, Thaís, Izadora, Lucas, vocês foram de suprema importância.

E, não menos importante, quero agradecer o corpo docente do PPGE&D/UFSM, por todo o ensinamento e acompanhamento na minha evolução não somente como aluna, mas como ser humano. Obrigada, do fundo do meu coração, à minha turma, com a qual passei os piores e melhores momentos deste mestrado. Géssica, pelo coração aberto para me receber na sua casa. Juliane, por todos os mates e pipocas e horas perdidas conversando sobre a vida e a amizade tamanha! Carine, por ter estado do meu lado quando mais precisei e por ter se mantido próxima. Júlio, por ter sempre se preocupado comigo da maneira mais sincera de todas.

Mas nesse meio de campo, não posso esquecer algumas pessoas fundamentais. Giana, William Garzon, Édivo, Flávia, William Barbosa, Ivan, Vinícius, Matheus Cassol, Tháygoro e todas as pessoas que tornaram esse sonho, um sonho possível. Vocês estarão pra sempre no meu coração. Obrigada!

Agradeço à CAPES pelo apoio financeiro e à UFSM pela estrutura disponibilizada para que eu pudesse cumprir com êxito essa etapa.

Role os dados

“Se você vai tentar, vá até o fim.
Caso contrário, nem comece.

Se você vai tentar, vá até o fim.
Isso pode significar perder namoradas,
esposas, parentes, empregos
e talvez sua mente.

Vá até o fim.
Isso pode significar ficar sem comer por 3 ou
4 dias.
Pode significar congelar num
banco de praça.
Pode significar cadeia,
Pode significar menosprezo,
insultos,
isolamento.
Isolamento é o presente
todos os outros são um teste da sua
resistência do
quanto você realmente quer
fazer isso.
E você vai fazer.
Apesar da rejeição e das piores probabilidades.
E isso será melhor do que
qualquer coisa
que você possa imaginar.

Se você vai tentar, vá até o fim.
Não há outro sentimento como
esse.
Você estará sozinho com os deuses
e as noites irão flamejar com fogo.

Faça, Faça, Faça.
Faça.

Até o fim.
Até o fim.

Você cavalgará a vida direto até a
gargalhada perfeita, essa é
a única boa luta
que existe.”

(Charles Bukowski)

RESUMO

FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS E DESEMPREGO POR GÊNERO NO BRASIL: UMA VERIFICAÇÃO EMPÍRICA DA LEI DE OKUN (2002 – 2015)

AUTORA: JAQUELINE MORAES ASSIS GOUVEIA

ORIENTADOR: PAULO RICARDO FEISTEL

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 24 de fevereiro de 2016.

Esta dissertação tem como objetivo verificar empiricamente a Lei de Okun (1962), relação negativa entre as variáveis macroeconômicas de produto e desemprego, para a economia brasileira do período que se estende do segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2015. Os dados utilizados são os dados disponíveis no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE), para o PIB trimestral da economia brasileira e dados da taxa de desemprego trimestral total e segundo o gênero da mão de obra, coletados pela Pesquisa Mensal do Emprego (PME), realizada pelo IBGE, para as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. No sentido de verificar econometricamente a relação de Okun, o estudo se vale de modelos de *gap*, via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), modelos estes que consideram a primeira diferença da taxa de desemprego como dependente negativamente do hiato do produto. Os resultados confirmam a relação de Okun no período analisado, com valores dos coeficientes de 0,09, quando considerado o desemprego nacional total, de 0,09 para o desemprego masculino e 0,11 para o desemprego feminino. Estes resultados encontrados são comparáveis com Ball *et al.* (2013), para o modelo do desemprego total e com Hutengs e Stadtmann (2014), para os modelos considerando o gênero do trabalhador. Os coeficientes permitem inferir que as mulheres são mais sensíveis às flutuações econômicas do que os homens, o que indica que a inserção de ambos ocorre de maneira diferenciada no mercado de trabalho.

Palavras-chave: Lei de Okun. Brasil. Desemprego. Gênero.

ABSTRACT

ECONOMIC FLUCTUATIONS AND UNEMPLOYMENT BY GENDER IN BRAZIL: AN EMPIRICAL VERIFICATION OF OKUN'S LAW (2002 - 2015)

AUTHORESS: JAQUELINE MORAES ASSIS GOUVEIA

SUPERVISOR: PAULO RICARDO FEISTEL

Date and Place of Defense: Santa Maria, February 24, 2016

This work aims to empirically verify the Okun's Law (1962), negative relationship between macroeconomic variables of product and unemployment, for the Brazilian economy in the period stretching from the second quarter of 2002 to the first quarter of 2015. The data used is the data available at the Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), for quarterly GDP of the Brazilian economy and data of the quarterly total unemployment rate and by gender of the workforce, collected by the Pesquisa Mensal do Emprego (PME), carried out by IBGE, to the metropolitan areas of Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Sao Paulo and Porto Alegre. In order to verify the econometric Okun's relationship, the study relies on gap models, via Ordinary Least Squares (OLS), and these models consider that the first difference of the unemployment rate is negatively dependent on the output gap. The results confirm the Okun's relationship in the analyzed period, with coefficients values of 0.09, when considering the overall national unemployment, of 0.09 for male unemployment and 0.11 for female unemployment. These results are comparable to Ball *et al.* (2013), for the total unemployment model and Hutengs and Stadtmann (2014), for models considering the employee's gender. The coefficients allow us to infer that women are more sensitive to economic fluctuations than men, indicating that the inclusion of both occurs differently in the labor market.

Keywords: Okun's Law. Brazil. Unemployment. Gender.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Determinação do emprego e do produto na Teoria Clássica	25
Figura 2 – Curva de Oferta Agregada Clássica	27
Figura 3 – Taxa Natural de Desemprego	29
Figura 4 – Relação de Oferta Agregada Keynesiana	30

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – p-valores dos testes ADF sobre as séries de primeira diferença da taxa de desemprego total sem dummies e com dummies sazonais.....	78
Tabela 2 – Resultados dos modelos obtidos para a taxa de desemprego total	79
Tabela 3 – p-valores dos testes ADF sobre as séries de primeira diferença da taxa de desemprego masculina e feminina sem dummies e com dummies sazonais	85
Tabela 4 – Resultados dos modelos obtidos para a taxa de desemprego masculina	86
Tabela 5 – Resultados dos modelos obtidos para a taxa de desemprego feminina	87

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Evolução do PIB real nacional (ano base 1995) e da taxa de desemprego (segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2015)	57
Gráfico 2 – Evolução da taxa de crescimento PIB real nacional (ano base 1995) e da taxa de desemprego (segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2015)	57
Gráfico 3 – Evolução da Taxa de desemprego segundo o gênero da mão de obra (segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2015)	66
Gráfico 4 – Relação entre hiato do produto real (HP) e a primeira diferença da taxa de desemprego	77
Gráfico 5 – Relação entre hiato do produto real (HP) e a primeira diferença da taxa de desemprego masculina	84
Gráfico 6 – Relação entre hiato do produto real (HP) e a primeira diferença da taxa de desemprego feminina	84

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Síntese das aplicações da Lei de Okun citadas na subseção 3.1	53
--	----

LISTA DE ANEXOS

ANEXO A – Dados originais utilizados no estudo	99
ANEXO B – Valores do Hiato do produto real da economia brasileira no período analisado	101
ANEXO C – Teste ADF sem binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego total	102
ANEXO D – Teste ADF sobre o hiato do produto real	104
ANEXO E – Teste KPSS sobre a primeira diferença da taxa de desemprego total	106
ANEXO F – Teste KPSS sobre o hiato do produto real	106
ANEXO G – Teste ADF com binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego total	107
ANEXO H – Modelo 1: sem constante e somente a primeira diferença da taxa de desemprego em função do hiato do produto real	109
ANEXO I – Modelo 2: primeira diferença da taxa de desemprego em função da constante e do hiato do produto real	109
ANEXO J – Modelo 3: primeira diferença da taxa de desemprego em função da constante, hiato do produto real e dummies periódicas trimestrais para controlar possíveis problemas de sazonalidade	110
ANEXO K – Modelo 4: primeira diferença da taxa de desemprego em função da constante, hiato do produto real, dummies periódicas trimestrais e uma defasagem da primeira diferença da taxa de desemprego.....	110
ANEXO L – p-valores dos testes de autocorrelação sobre os modelos expostos na Tabela 2	111
ANEXO M – Teste ADF sem binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego masculina	111
ANEXO N – Teste ADF sem binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego feminina	113
ANEXO O – Teste KPSS sobre a primeira diferença da taxa de desemprego masculina	114
ANEXO P - Teste KPSS sobre a primeira diferença da taxa de desemprego feminina	115
ANEXO Q – Teste ADF com binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego masculina.....	115

ANEXO R – Teste ADF com binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego feminina.....	117
ANEXO S – Modelo 1h: sem constante e somente a primeira diferença da taxa de desemprego masculina em função do hiato do produto real	119
ANEXO T – Modelo 2h: primeira diferença da taxa de desemprego masculina em função da constante e do hiato do produto real	119
ANEXO U – Modelo 3h: primeira diferença da taxa de desemprego masculina em função da constante, hiato do produto real e dummies periódicas trimestrais para controlar possíveis problemas de sazonalidade	120
ANEXO V – Modelo 4h: primeira diferença da taxa de desemprego masculina em função da constante, hiato do produto real, dummies periódicas trimestrais e uma defasagem da primeira diferença da taxa de desemprego masculina	120
ANEXO W – Modelo 1m: sem constante e somente a primeira diferença da taxa de desemprego feminina em função do hiato do produto real	121
ANEXO X – Modelo 2m: primeira diferença da taxa de desemprego feminina em função da constante e do hiato do produto real	121
ANEXO Y – Modelo 3m: primeira diferença da taxa de desemprego feminina em função da constante, hiato do produto real e dummies periódicas trimestrais para controlar possíveis problemas de sazonalidade	122
ANEXO Z – Modelo 4m: primeira diferença da taxa de desemprego feminina em função da constante, hiato do produto real, dummies periódicas trimestrais e uma defasagem da primeira diferença da taxa de desemprego feminina	122
ANEXO Z1 – p-valores dos testes de autocorrelação sobre os modelos expostos nas Tabelas 4 e 5	123

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF – Augmented Dickey-Fuller

AR – Auto Regressivo

BK – Baxter-King

BNDES – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

CRN – Ciclos Reais de Negócios

DF – Dickey-Fuller

FBCF – Formação Bruta de Capital Fixo

FHC – Fernando Henrique Cardoso

FP – Fixação de Preços

FS – Fixação de Salários

HP – Hodrick-Prescott

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IED – Investimento Externo Direto

IPI – Impostos sobre Produtos Industrializados

KPSS – Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

OECD – Organisation for Economic Co-operation and Development

PAC – Programa de Aceleração do Crescimento

P&D – Pesquisa e Desenvolvimento

PEA – População Economicamente Ativa

PIB – Produto Interno Bruto

PME – Pesquisa Mensal de Emprego

PPA – Plano Plurianual

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	17
2. MERCADO DE TRABALHO E PRODUTO: TEORIAS E NOVOS DEBATES	22
2.1 Mercado de trabalho e produto	22
2.1.1 Análise clássica do desemprego e do produto	22
2.1.2 Análise keynesiana do desemprego e do produto	27
2.1.3 Novos debates na teoria macroeconômica do emprego e do produto	30
2.1.3.1 Novos clássicos	30
2.1.3.2 Novos keynesianos	32
2.2 Teorias do mercado de trabalho: da alocação perfeita às possíveis desigualdades intrínsecas	36
3. A LEI DE OKUN E SUA APLICAÇÃO	40
3.1 Estudos empíricos da Lei de Okun	42
3.1.1 Aplicação da Lei de Okun no contexto nacional	43
3.1.2 Aplicação da Lei de Okun no contexto regional	47
3.1.3 Aplicação da Lei de Okun segundo características da mão de obra.....	49
4. EVOLUÇÃO DO PRODUTO E DO DESEMPREGO NO BRASIL	55
4.1 Contextualização do panorama econômico brasileiro	55
4.2 Evolução do desemprego por gênero no Brasil (2002 – 2015)	65
5. METODOLOGIA	70
5.1 A equação	70
5.2 Fonte e base de dados	75
6. A LEI DE OKUN NO BRASIL: ANÁLISE EMPÍRICA	76
6.1 A relação de Okun considerando o desemprego total nacional	76
6.2 A relação de Okun considerando o desemprego por gênero	83
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS	90
8. REFERÊNCIAS	92
ANEXOS	99

1. INTRODUÇÃO

Diversos estudos possuem como escopo de análise estudar a possível relação entre as inúmeras variáveis de controle de uma economia. Em uma abordagem microeconômica, é possível dar formato para a análise de como fatores sociais, tais quais idade, estoque de capital humano, experiência, características pessoais impactam nas equações de probabilidade de desemprego dos diversos agentes da economia e também como a questão do desemprego acontece por meio de segregação ocupacional ou, o que se iguala, discriminação na contratação. O ganho de literatura, portanto, se dá quando uma abordagem majoritariamente microeconômica consegue explicar parte de tal fenômeno, ou seja, quando se consegue mostrar como variações no ambiente macroeconômico conseguem afetar o ambiente microeconômico do mercado de trabalho e seus formadores.

No tocante às relações entre as variáveis de produto e desemprego dentro do mercado de trabalho, o fator trabalho se relaciona diretamente com a capacidade de produzir de uma nação, sendo um insumo na função de produção agregada¹. Estas são duas variáveis econômicas relevantes para economistas e *policymakers* quando na verificação da saúde econômica de um país (ZANIN, 2014, p. 244) e, para tal relação, teorias como a clássica, de Smith, Ricardo e Mill, e a keynesiana tentam captar qual o possível impacto das variáveis trabalho e produto e seu efeito, bem como sua direção. Em particular, na teoria keynesiana, a relação negativa entre o crescimento do produto e a taxa de desemprego foi testada por Okun (1962), relação que ficou mais tarde conhecida como Lei de Okun.

Inicialmente, Okun (1962) leva em consideração algumas contribuições keynesianas sobre o funcionamento da economia, que envolvem a falha dos agentes em perceber seus verdadeiros salários reais, a rigidez que os salários nominais enfrentam, o que leva a um não ajustamento suficiente capaz de manter a economia na ideia clássica de produção potencialmente realizada. Assim sendo, qualquer tipo de equilíbrio alcançado seria, portanto, diferente da visão de pleno emprego e seria um equilíbrio natural de médio prazo, onde a economia conviveria com determinado nível natural de produto atrelado a uma taxa de desemprego natural.

¹ A função de produção agregada ($y = F(\bar{K}, N)$) é uma relação entre os níveis de produção e os níveis de insumo, onde y é a produção real, K é o estoque de capital (tido como fixo no curto prazo) e N é a quantidade de mão de obra, suposta homogênea (BLANCHARD, 2011).

Ao analisar empiricamente a relação entre as variáveis de desemprego e produto, considerando que a economia está em nível aquém do pleno emprego, onde recursos ociosos, excesso de capacidade e desemprego involuntário existem, Okun (1962) encontrou um coeficiente, mais tarde denominado coeficiente de Okun, que indicava o quão sensível era a taxa de desemprego em relação ao crescimento do produto. Porém, este crescimento estava atrelado à capacidade potencial da economia, ou seja, o quanto um crescimento de 1% do produto acima de seu valor potencial afetava, em pontos percentuais, a taxa de desemprego.

Ao aplicar este estudo para a economia norte-americana do pós-guerra da Coreia, o autor encontrou um coeficiente de 0,3, ou seja, aumento de 1% do produto acima de seu valor potencial reduziria a taxa de desemprego em 0,3 pontos percentuais. Em relação ao trabalho original de Okun (1962), esta queda de 0,3 pontos percentuais se daria sobre uma taxa de desemprego de 4%, considerada pelo autor como sendo a taxa de desemprego natural da economia norte-americana no momento de sua análise.

Segundo Shoraj e Kolaneci (n.d.), a lei de Okun é um lembrete de que as forças que governam os ciclos de negócios no curto prazo são muito diferentes daquelas que governam os ciclos no longo prazo. Crescimento de longo prazo é determinado, principalmente, por progresso tecnológico. Em contraposição, movimentos de curto prazo no PIB são correlacionados com a utilização da força de trabalho da economia. A lei de Okun se torna importante por motivos teóricos, porque é uma construção macroeconômica que, combinada à Curva de Phillips, fornece a curva de oferta agregada keynesiana e motivos empíricos, porque é utilizada por *policymakers* para avaliar os custos do desemprego.

À partir do trabalho realizado por Okun (1962), a relação foi replicada em várias economias do mundo, sendo que algumas destas replicações abriram a discussão para o nível regional, de modo a captar as possíveis discrepâncias inter-regionais. A literatura mais recente adotou novos focos, como testar a validade da relação através do tempo, buscando descobrir se o efeito do produto sobre o desemprego é diferente dependendo da fase em que se encontra o ciclo de negócios da economia. Além disso, soma-se a esses avanços a verificação da relação de Okun segundo características da força de trabalho, sendo considerado por alguns autores o gênero do trabalhador e em que faixa etária o mesmo se encontra. Autores como Prachowny (1993), que aplicou a Lei de Okun para a economia norte americana de 1975 a 1988, Moosa (1999), que aplicou para a economia norte americana de 1947 a 1992, Villaverde e Maza (2009), que aplicou para a Espanha e 17 regiões hispânicas de 1980 a 2004 e Loría *et al.* (2012), que

aplicou para o México, segundo o gênero do trabalhador, de 2000 a 2011, são alguns dos que trabalham esta relação.

No Brasil, a Lei de Okun tem sido pouco testada, tendo como exemplo de verificação o estudo de Tombolo e Hasegawa (2014), que aplicam o estudo para a economia brasileira de 1980 a 2013, utilizando dados trimestrais do PIB, bem como dados da taxa de desemprego sazonalmente ajustados. Na tentativa de encontrar resultados mais robustos, a relação é estimada de quatro formas diferentes, sendo elas usando MQO, usando estimadores de máxima verossimilhança, usando a especificação conforme exposta em Sögner e Stiasny (2002) aplicando o método de Cochrane-Orcutt e usando a especificação de Gordon (1984). Os autores chegam a coeficientes que variam de 0,18 a 0,20 e confirmam a validade estatística da Lei de Okun para o Brasil.

Considerando que diferentes tipos de mão de obra podem apresentar distintos níveis de produtividade, o presente estudo parte da hipótese de que os impactos preconizados pela Lei de Okun podem atingir de forma desigual a taxa de desemprego segundo o perfil do fator trabalho empregado. Estudos sobre esta possível distinção no Brasil dentro da relação macroeconômica de Okun ainda não foram desenvolvidos. Sendo assim, este trabalho busca preencher a lacuna deixada pela falta de estudos desta ordem.

No entanto, tratar dos diferentes tipos de mão de obra abre um leque de possíveis contornos. Especificamente, este trabalho tem como objetivo evidenciar a diferença na relação de Okun segundo o gênero do trabalhador. Esta abordagem por gênero se torna importante por ainda verificarmos certos tipos de discriminação no mercado de trabalho baseada em características da força de trabalho como esta.

A economia brasileira e seus indicadores de produção e desemprego ao longo do período que se estende de 2002 a 2015, período de análise deste trabalho, apresentou um comportamento de crescimento do produto, tanto por conta das exportações, que experimentaram um *boom* em 2003-2004, quanto pela política de incentivo do consumo das famílias e expansão do crédito, iniciada ainda em meados de 2006. Nos tempos mais atuais, o arrefecimento desse crescimento se deve, entre outros motivos, às consequências da crise de 2008 e ao fato de a taxa de investimento estar apresentando uma tendência de queda, contribuindo pouco ou negativamente ao crescimento do PIB, o que leva a um descompasso entre a infra estrutura produtiva do país e sua capacidade em atender as necessidades crescentes de uma classe consumidora cada vez mais expressiva.

Já a variável desemprego, partindo da melhoria das relações trabalhistas e do decréscimo da População Economicamente Ativa (PEA), vinha mostrando taxas cada vez menores, corroborando, em partes, com a questão levantada por Okun (1962) de uma relação negativa entre produto e desemprego, duas variáveis de controle macroeconômico. O nível de desemprego nacional, segundo dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), passou de taxas próximas a 12% no início do período de análise para valores próximos dos 5%. A taxa de desemprego segundo características da mão de obra também se reduziu substancialmente, tendo como destaque a taxa de desemprego da população feminina que saiu dos 13% e no período mais atual se encontra próximo dos 6%. Porém, assim como a reviravolta nas taxas de crescimento econômico, a taxa de desemprego no período mais recente vem mostrando valores mais altos se comparado a trimestres anteriores e, mais que isso, vem indicando uma tendência de alta, o que, vinculado à tendência de queda do crescimento, corrobora também com a relação proposta por Okun (1962).

A proposta desta dissertação é a de estudar a possível validade estatística da Lei de Okun para o Brasil buscando responder o questionamento: a relação de Okun é capaz de explicar a dinâmica da evolução da taxa de desemprego na economia brasileira no período de 2002 a 2015 quando considerada sua relação com o crescimento econômico ou, mais genericamente, com as flutuações econômicas? Parte-se da hipótese de que tal lei é capaz de explicar a evolução do desemprego na economia brasileira e que pode ser usada como guia para a formação de políticas públicas. O objetivo deste estudo é estimar o coeficiente de Okun para a economia brasileira, considerando o período de análise que se estende de 2002 a 2015. O estudo proposto difere da aplicação de Tombolo e Hasegawa (2014) para a economia brasileira por considerar a heterogeneidade que molda o mercado de trabalho brasileiro. O estudo busca, em particular, também estabelecer um panorama da relação de Okun para o gênero da mão de obra. Como objetivo específico, a análise do coeficiente de Okun segundo a taxa de desemprego por gênero do trabalhador, uma vez que parece haver discriminação baseada no sexo quando da inserção de homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro.

Para isso, foi utilizado o modelo de *gap* por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) no pacote estatístico Gretl, com dados disponíveis no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE), para o PIB trimestral da economia brasileira e dados da taxa de desemprego trimestral total e segundo o gênero da mão de obra, coletados pela Pesquisa Mensal do Emprego (PME), realizada pelo IBGE, para as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

Além desta introdução, este trabalho se divide em mais seis capítulos. O Capítulo 2 trata das teorias que moldam a discussão sobre o mercado de trabalho e o mercado de bens e serviços. O Capítulo 3 explora a lei de Okun no contexto da evolução teórica do pensamento da relação existente entre trabalho e produto e da verificação empírica dessa relação, realizada inicialmente por Okun (1962) e que foi replicada por diversos autores. O Capítulo 4 trata da análise da evolução dos dados de desemprego total e por gênero e do PIB para o Brasil no período abarcado por este estudo. O Capítulo 5 fornece a metodologia e a base de dados utilizada para cumprir com os objetivos do trabalho. O Capítulo 6 traz os resultados e as discussões acerca dos modelos estimados. Por fim, o Capítulo 7 traz as considerações finais do estudo.

2. MERCADO DE TRABALHO E PRODUTO: TEORIAS E NOVOS DEBATES

As teorias que relacionam produto e desemprego se distanciam quando há o enfoque no modelo clássico e no modelo keynesiano. Analisando as ofertas agregadas dos dois modelos, a versão clássica, que remonta aos trabalhos de Smith, Ricardo e Mill, considera um equilíbrio entre demanda e oferta de trabalho, ambos dependentes do salário real, uma vez que os preços são conhecidos por todos e os salários nominais são flexíveis, levando a um produto de equilíbrio de pleno emprego. A versão keynesiana, por outro lado, considera que os salários nominais são rígidos, o que impede o equilíbrio do mercado de trabalho. Segundo esta modelagem, a existência de desemprego involuntário ocasiona um afastamento da economia de seus valores de pleno emprego. Partindo dessa distinção, esta seção tem por objetivo traçar os limites teóricos que partem de ambas as versões explicitadas acima, bem como expor os debates mais recentes dentro da teoria macroeconômica e abordar a análise empírica da relação negativa entre desemprego e produto elaborada por Okun (1962) e por outros autores que replicaram o estudo original para suas respectivas economias e grupos de economias.

2.1 Mercado de trabalho e produto

Duas grandes teorias buscam estudar as variáveis de desemprego e produto e suas possíveis relações, sendo elas a abordagem clássica e a abordagem keynesiana. Como em todo debate, essas teorias geraram aprovações e desaprovações, o que levou ao desenvolvimento de novas teorias que procuram elementos para reforçar, comprovar ou negar tais teorias iniciais. Esta subseção busca expor os debates primeiros e originais dos clássicos e keynesianos e as teorias advindas destas que surgiram mais tardiamente no século XX dos chamados novos clássicos e novos keynesianos.

2.1.1 Análise clássica do desemprego e do produto

A teoria clássica trabalha com dois postulados importantes. O primeiro trata da igualdade entre salário e produtividade marginal do trabalho, que deriva a demanda por emprego, e o segundo trata da igualdade entre a utilidade do salário de um determinado volume de emprego e sua desutilidade marginal, delimitando o lado da oferta. O volume de emprego acontece, portanto, na intersecção entre a demanda e a oferta de emprego, de onde se tira o nível

de produto de pleno emprego, sendo que qualquer desequilíbrio nessa economia seria considerado como transitório.

Em Froyen (2003), a relação central dentro do modelo macroeconômico clássico é a função de produção agregada. A função de produção, que se baseia na tecnologia de firmas individuais, fornece a relação entre o nível que se encontra a produção e o nível em que se encontra a utilização dos insumos. Esta pode ser escrita como:

$$y = F(\bar{K}, N) \quad (1)$$

onde y é a produção real, K é o estoque de capital e N é a quantidade de mão de obra, suposta homogênea. Neste modelo, o estoque de capital é suposto fixo no curto prazo e a tecnologia e a população são supostas constantes, de modo que, para que haja alterações no produto real no curto prazo, deve haver alterações na utilização da mão de obra. Assim, os economistas clássicos assumiam que a mão de obra empregada era determinada pelas forças de oferta e demanda dentro do mercado de trabalho.

Partindo da suposição do equilíbrio presente na análise clássica, o mercado de trabalho é tido como em funcionamento apropriado, onde firmas e trabalhadores agem de forma ótima em suas escolhas e ações. A informação sobre os preços relativos é perfeitamente simétrica e os salários monetários se ajustam sem obstáculos, o que leva o mercado de trabalho a se equilibrar. Por um lado, a demanda por trabalho vem das firmas, que produzem as mercadorias. As firmas são perfeitamente competitivas e escolhem o nível de produção que maximiza os lucros e, no curto prazo, escolher o nível de utilização do fator trabalho e o nível de produção consiste em uma única decisão.

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2002), sendo firmas maximizadoras de lucro e perfeitamente competitivas, as firmas escolhem aumentar sua produção até o ponto em que o custo marginal de produção se iguale à receita marginal de sua venda. Dentro do modelo clássico, a receita marginal se iguala ao preço de venda. Assim, como trabalho é o único fator variável no curto prazo, o custo marginal de cada unidade adicional de produção é o custo marginal do trabalho, que se iguala ao salário monetário dividido pelo número de unidades produzidas por unidade adicional de mão de obra. A quantidade produzida por unidade adicional de trabalho empregado é conhecida como o produto marginal do trabalho ($PmgN$). Então, o custo marginal da i -ésima firma ($Cmgi$) é igual ao salário monetário (W) dividido pelo produto marginal do trabalho para essa firma ($PMgN_i$).

$$CMg_i = \frac{W}{PMgN_i} \quad (2)$$

A condição que maximiza o lucro da firma é tal que:

$$P = CMg_i = \frac{W}{PMgN_i} \quad (3)$$

Esta última equação pode ser rescrita, de forma que:

$$PMgN_i = \frac{W}{P} \quad (4)$$

Partindo desta última equação, a condição para a maximização do lucro é que o salário real que a firma paga para seus trabalhadores (W/P) deve ser igual ao produto marginal do trabalho, medido em termos reais, ou seja, em unidades de mercadoria. Dessa forma, a quantidade de mão de obra que maximiza os lucros da firma, para dado nível de salário real, é dada pela quantidade de trabalho para qual o salário real que se iguala ao produto marginal do trabalho. Assim, a demanda por trabalho da firma depende inversamente do valor que o salário real assume, sendo a curva que representa esta demanda a soma das quantidades de trabalho demandadas pelas firmas na economia. A função de demanda agregada por trabalho (N^d) é:

$$N^d = f\left(\frac{W}{P}\right) \quad (5)$$

Por outro lado, a oferta de trabalho é fornecida pelos trabalhadores individuais. O indivíduo, segundo os economistas clássicos, tenta maximizar a sua utilidade (satisfação). O nível dessa utilidade depende de maneira positiva da renda real, que proporciona ao indivíduo poder de compra de bens e serviços, e do lazer². Sendo assim, segundo Blanchard (2011), o indivíduo deve escolher entres os dois, assumindo um *tradeoff* entre os dois objetivos, uma vez que a renda aumenta com o trabalho, que, em contraposição, diminui o tempo de lazer. Portanto, a curva de oferta de trabalho agregada é dada pela soma de todas as ofertas individuais de trabalho e mostra a quantidade total de trabalho ofertado para cada nível de salário real na economia. Esta curva pode ser escrita como:

² Em outras palavras, segundo Henderson e Quandt (1976), os postulados básicos são i) que o trabalho é indesejável (produz desutilidade) e, ii) a desutilidade é tanto maior quanto maior for o trabalho requerido. Neste sentido, seja o nível de utilidade, U , o nível de renda, R e o lazer, L relacionados de tal maneira que $U = f(R, L)$. Define-se que $L = T - t$, onde T é o tempo disponível (≤ 24 h) e t é o tempo gasto em trabalho e $R = st$, onde s é a taxa de salário. Assim sendo, $\frac{dU}{dt} = \frac{\partial U}{\partial R} \cdot \frac{dR}{dt} + \frac{\partial U}{\partial L} \cdot \frac{dL}{dt} = 0 \Leftrightarrow \frac{dU}{dt} = UMgR \cdot s + UMgL(-1) = 0$, sendo $UMgR$ a utilidade marginal da renda e $UMgL$ a utilidade marginal do lazer e implica que $\frac{UMgL}{UMgR} = s$ (escolha intertemporal entre R e L).

$$N^s = g\left(\frac{W}{P}\right) \quad (6)$$

O indivíduo toma sua decisão se baseando em termos de poder de compra, recebendo utilidade através do consumo. Assim, ele oferta mais trabalho quanto maior for o seu salário real significando que um salário real mais alto reflete um preço maior do lazer. A condição de equilíbrio para o mercado de trabalho é, portanto, quando a demanda por trabalho se iguala à oferta de trabalho. Tem-se, então:

$$N^d = N^s \quad (7)$$

No sistema clássico, as equações (1), (5) e (6) mais a condição de equilíbrio do mercado de trabalho definida pela equação (7) determinam o produto, o emprego e o salário real. A determinação dos níveis de equilíbrio de emprego (N_0) e de salário real $(W/P)_0$ ocorre no ponto de intersecção entre as curvas de demanda e de oferta de trabalho. É esse nível de trabalho de equilíbrio (N_0) que resultará num nível de equilíbrio do produto (y_0), conforme definido pela função de produção, que pode ser vista na Figura 1.

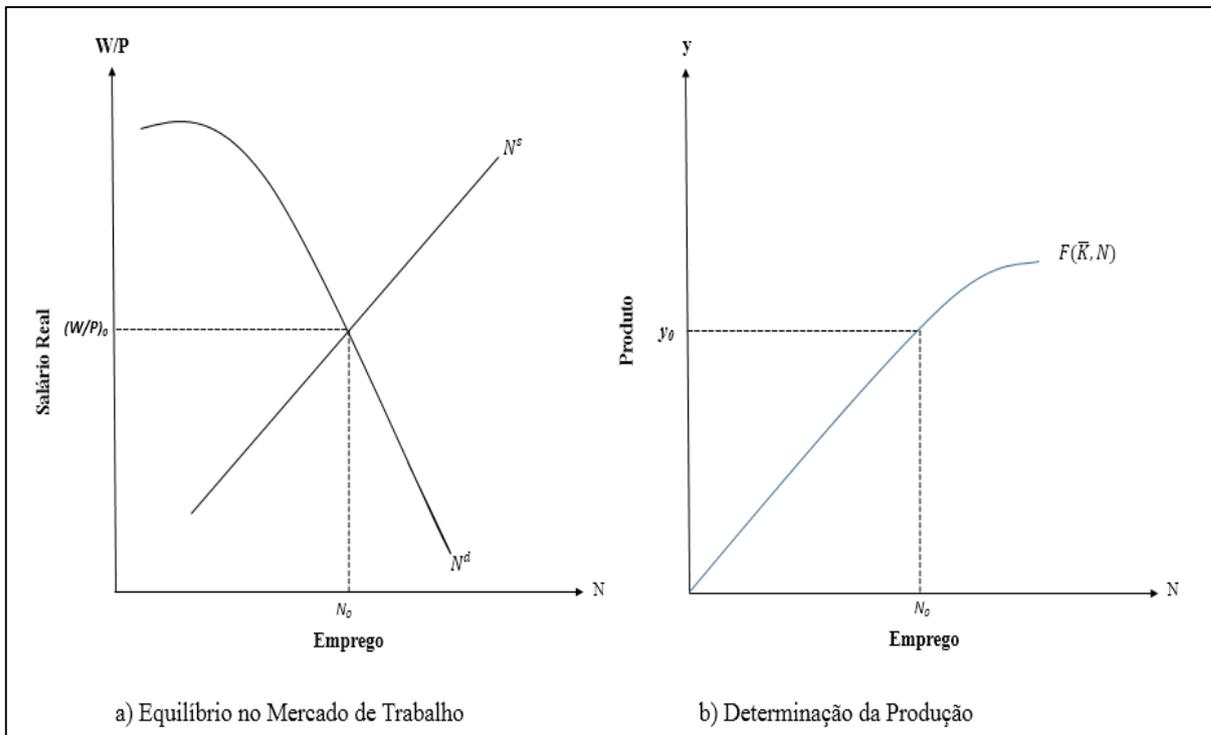


Figura 1 – Determinação do emprego e do produto na Teoria Clássica
Fonte: Froyen (2003)

Na abordagem macroeconômica clássica, segundo Froyen (2003), os fatores que determinam produção e emprego são os que determinam as posições das curvas de demanda e oferta por trabalho, assim como a posição da função produção agregada. A função de produção

é deslocada quando ocorre mudanças tecnológicas, que altera a quantidade de produtos produzida dada uma quantidade fixa de insumos. A curva de demanda por trabalho se desloca se a produtividade do trabalho se altera com as mudanças tecnológicas e a curva de oferta de trabalho se desloca com alterações na força de trabalho, como o crescimento populacional, e se as preferências dos indivíduos em relação à escolha entre lazer e trabalho se alteram. Nesse modelo clássico, os níveis de produção e emprego são determinados por fatores associados à oferta.

A curva de oferta agregada se assemelha à curva de oferta da firma, onde o nível de produção é uma função dos preços do produto. Ao decidir esse nível e, por conseguinte, a quantidade de trabalho que deverá ser utilizada, a firma individual irá supor que o salário monetário assume um valor fixo. Assim, a curva de oferta de produto terá inclinação positiva em relação aos preços. Maiores preços significam menores salários reais, o que leva a firma a demandar mais trabalho e produzir mais. Porém, não se pode supor na construção da curva de oferta agregada que os salários monetários se mantenham fixos quando ocorre alteração no produto e na utilização da mão de obra. Este salário monetário se ajusta, o que mantém o equilíbrio no mercado de trabalho. Sendo assim, para atingir este equilíbrio, valores mais altos do nível de preços exigem níveis proporcionalmente mais altos de salários monetários. Partindo disso, entende-se que o nível de produto e emprego se mantém inalterado quando da alta de preços, o que leva à curva de oferta agregada do modelo clássico a ser vertical, mostrando a determinação pelo lado da oferta do produto neste modelo, conforme pode ser visto na Figura 2.

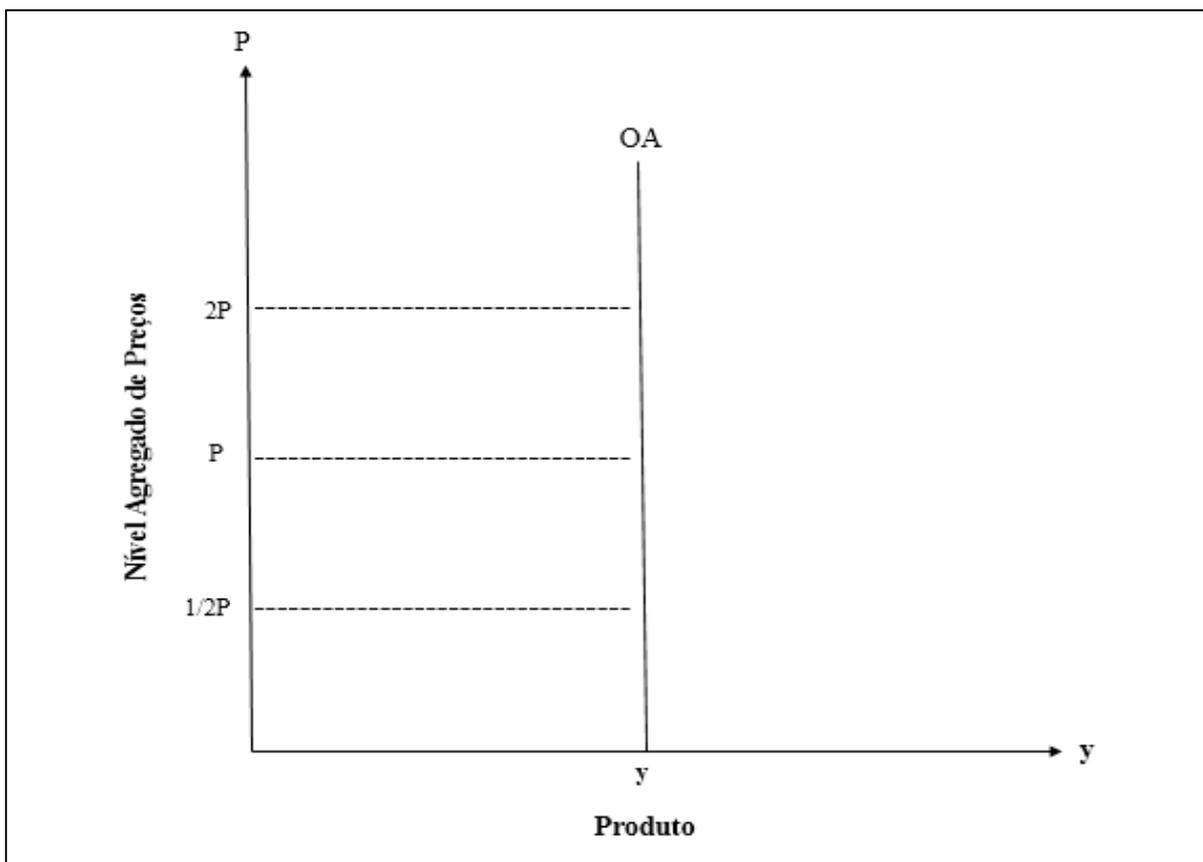


Figura 2 – Curva de Oferta Agregada Clássica
 Fonte: Froyen (2003)

2.1.2 Análise keynesiana do desemprego e do produto

A versão keynesiana, embasada na verificação real de altas taxas de desemprego à época da Crise de 29, leva em consideração a rigidez de salários monetários – contratos explícitos e implícitos de trabalho, resistência a cortes de salários – e, principalmente, a ideia de que os agentes no mercado são falhos para perceber os verdadeiros salários reais. Desta forma, uma vez que os salários monetários não se ajustam de forma suficiente o mercado não atinge o equilíbrio de pleno emprego nos moldes dos economistas clássicos. Qualquer tipo de equilíbrio alcançado seria, portanto, diferente da visão de pleno emprego e seria um equilíbrio natural de médio prazo, onde a economia conviveria com determinado nível natural de produto atrelado a uma taxa de desemprego natural.

Segundo a abordagem keynesiana, em especial o sintetizado no capítulo 2 da Teoria Geral (TG) (KEYNES, 1996), seria pouco plausível que o trabalhador negociasse seu salário real, mas sim o seu salário nominal, resistindo a uma redução deste último, porém não tendendo a abandonar o trabalho quando verifica alta dos preços dos bens que compõem sua cesta. Para

contrapor o segundo postulado clássico, que trata da igualdade entre a utilidade do salário de um determinado volume de emprego e sua desutilidade marginal, delimitando o lado da oferta de trabalho, Keynes se vale, portanto, de argumentos como o fato de os bens equivalentes ao salário nominal não representarem a verdadeira medida da desutilidade marginal do trabalho, de o trabalhador não negociar o salário real, mas sim o salário nominal e de os preços serem determinados, na teoria clássica, pelos custos marginais.

Como pontuado na TG, o nível geral dos salários reais é determinado por outros fatores dentro da economia, como por exemplo, a união de trabalhadores, que serve para a proteção do salário real relativo. Adicionalmente, ao acrescentar à discussão a categoria de desemprego involuntário, que ocorre quando a oferta de emprego supera o volume de emprego existente, Keynes quebra com a teoria do pleno emprego, uma vez que ele só seria alcançado quando o desemprego involuntário não existisse. Desta forma, a economia convive, nos moldes keynesianos, com a possibilidade de um equilíbrio natural de médio prazo.

Segundo Blanchard (2011), preços e salários, na Fixação de Preços (FP), cujas decisões determinam o salário real pago pelas firmas, e na Fixação de Salários (FS), que evidencia a relação entre salário real e taxa de desemprego, se igualam no mercado de trabalho, levando à existência de uma taxa considerada “natural” de desemprego, como pode ser visto na Figura 3. Esta taxa se vincula a uma taxa considerada “natural” de produto. Por vezes verifica-se uma diferença, um *gap*, entre o produto efetivo e o produto que é considerado natural, bem como se observa um *gap* entre a taxa de desemprego efetiva e a natural.

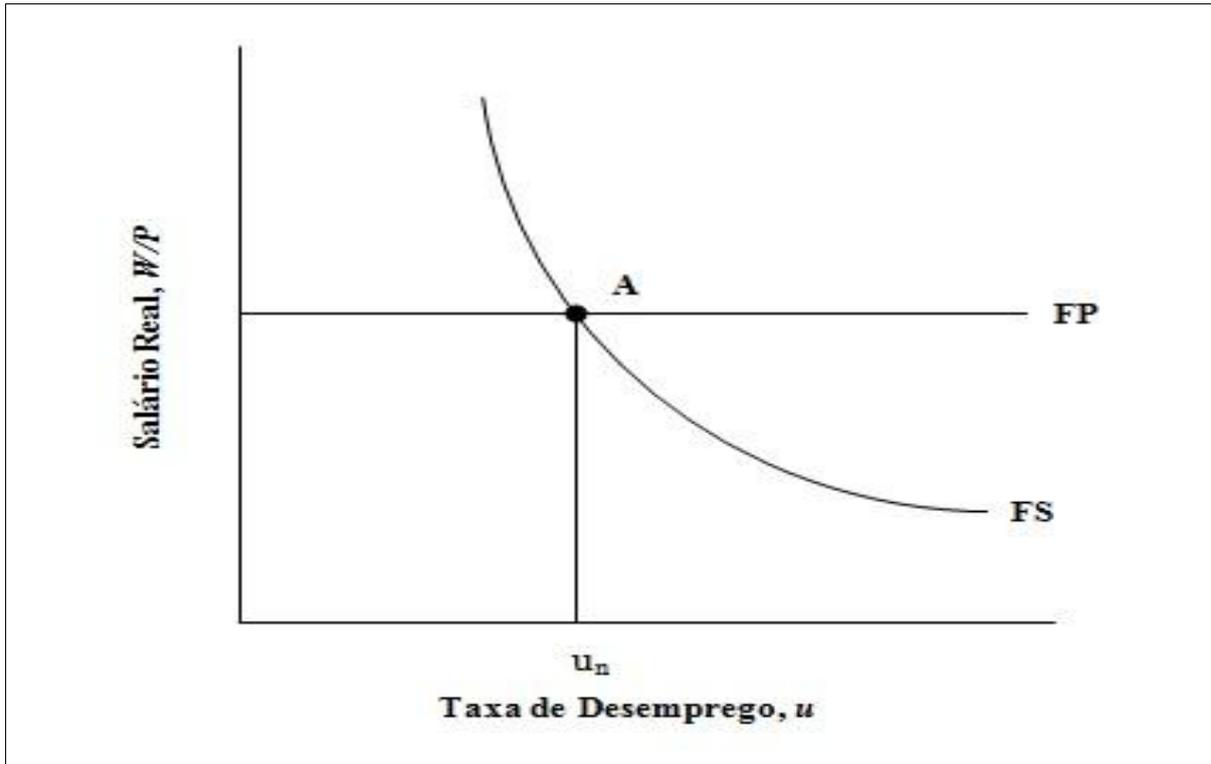


Figura 3 – Taxa Natural de Desemprego
 Fonte: Blanchard (2011)

A curva de oferta agregada keynesiana, positivamente inclinada, fornece os efeitos do produto sobre o nível de preços. Assim, um aumento do produto leva a um aumento do nível de preços, bem como a uma diminuição da taxa de desemprego ou, o que é o mesmo, a um aumento da taxa de emprego. O modelo keynesiano da oferta agregada, de acordo com Romer (2006), começa com a suposição de que o salário nominal (W) não responde às políticas no período corrente. Assim,

$$W = \bar{W} \quad (8)$$

O produto é produzido por firmas competitivas. Trabalho, L , é o único fator de produção que é variável no curto prazo e é suscetível à retornos decrescentes:

$$Y = f(L), \quad F'(\bullet) > 0; \quad F''(\bullet) < 0 \quad (9)$$

Como as firmas são competitivas, elas contratam trabalhadores até o ponto em que o produto marginal do trabalho seja igual ao salário real:

$$F'(L) = \frac{W}{P} \quad (10)$$

As equações expostas acima implicam em uma curva de oferta agregada positivamente inclinada. À medida que os salários nominais são fixos, uma maior taxa de inflação de um período para outro diminui o salário real, o que as firmas respondem com aumento do emprego, que aumenta o produto. Mostra-se, portanto, uma relação positiva entre nível de preços e produtos e negativa entre desemprego e produto. A primeira destas é tratada pela Curva de Phillips e a segunda funciona como um link entre esta e a curva de oferta agregada, sendo conhecida como Lei de Okun.

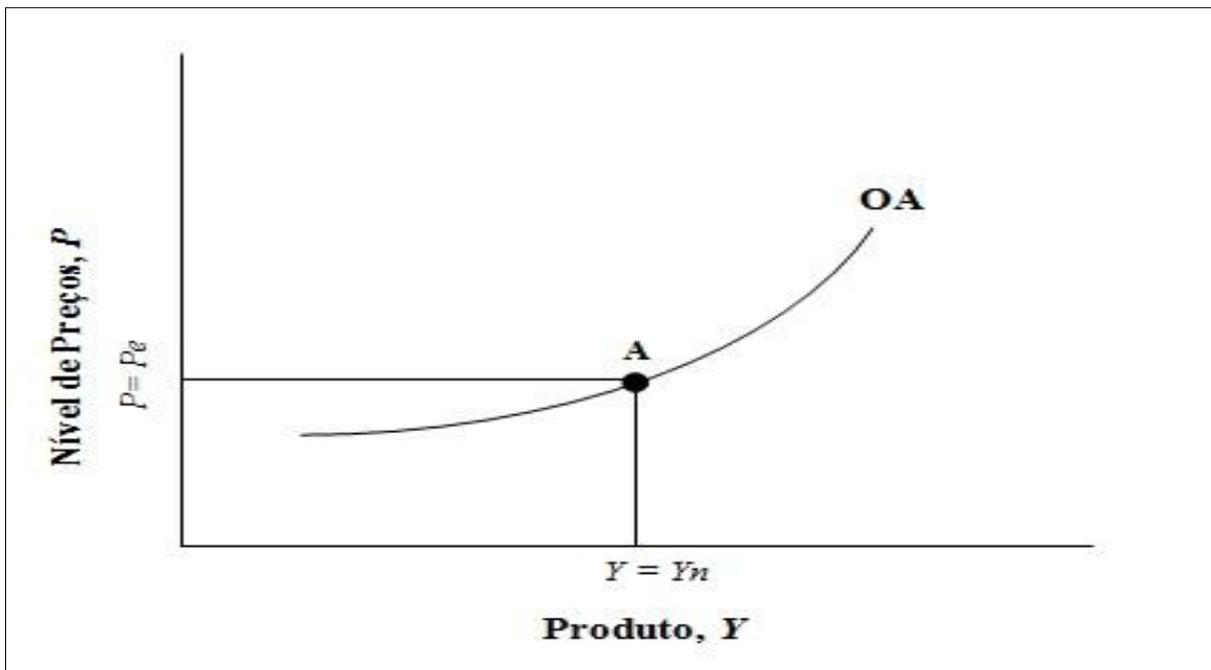


Figura 4 – Relação de Oferta Agregada Keynesiana
Fonte: Blanchard (2011)

2.1.3 Novos debates na teoria macroeconômica do emprego e do produto

2.1.3.1 Novos clássicos

Gordon (2000) pretende explicar os estudos que surgiram após a revolução keynesiana na macroeconomia, que dominou os debates até meados dos anos 1960 e teve sua hegemonia corrompida pelo surgimento da inflação significativa na época. À partir de 1970, a economia se viu dividida em duas abordagens que buscavam explicar os ciclos de negócios. A abordagem novo clássica contou com a noção de expectativas racionais, proposta por Robert Lucas, e com as explicações iniciais dos ciclos reais de negócios de Edward Prescott. Um ponto comum de ambas as explicações é a hipótese de equilíbrio do mercado de trabalho e de produtos. Segundo Moretti e Lélis (2007), duas grandes hipóteses caracterizam a economia novo clássica, a saber,

a economia está em contínuo *market clearing* (mercados autoequilibrantes), uma vez que os preços se ajustam instantaneamente e o mercado se equilibra, dado que os agentes possuem resposta ótima para as percepções de preço e as decisões racionais tomadas pelos agentes reflete o comportamento otimizador dos mesmos.

Robert Lucas introduziu uma hipótese que abarca as hipóteses originais do modelo clássico (equilíbrio do mercado e a informação perfeita), mas que considera que os agentes econômicos formam expectativas racionais. Assim, os trabalhadores não alteram gradativamente suas expectativas das variáveis macroeconômicas ao nível efetivo em que elas se encontram, mas sim, conseguem fazer as melhores previsões que conseguem com as informações de que dispõem. Se algum erro de previsão for cometido, o importante consiste no fato de que os mesmo erros de previsão não são cometidos permanentemente. Logo, “dada a hipótese de expectativas racionais e a perfeita flexibilidade do mercado de trabalho, basta que a política anunciada pelo governo tenha credibilidade para que a inflação tenda a zero sem que a taxa de desemprego se eleve acima da taxa natural” (YAMAMOTO, 2005, p. 14). No entanto, a teoria dos ciclos de negócios baseada em informação imperfeita é considerada por Gordon (2000) como sendo insatisfatória, porque as defasagens nas informações são muito curtas para se explicar os longos ciclos que instauram na economia.

Como contraposta, ainda dentro da teoria novo clássica, Edward Prescott explicava os ciclos de negócios como sendo resultante dos diferentes valores do PIB real produzidos por diferentes quantias e combinações de mão de obra e capital, o que levaria a alterações na eficiência da produção. Assim, o modelo dos ciclos reais de negócios (CRN) supõe que os ciclos se originam de choques de oferta, choques reais, não monetários. As flutuações não se baseiam, portanto, na disparidade entre nível de preços efetivo e esperado, mas sim entre nível de produto efetivo e potencial e a economia reage a eles partindo da hipótese de equilíbrio contínuo de mercado.

A teoria dos CRN considera que os preços são flexíveis, mesmo no curto prazo e que as flutuações no emprego, no produto e em outras variáveis são respostas ótimas às mudanças exógenas no ambiente econômico, sendo que os choques de produtividade são tidos como a principal causa dessas flutuações. Porém, os mercados se ajustam rapidamente e permanecem em equilíbrio e, sendo esta teoria uma extensão da implicação teórica de expectativas racionais, políticas monetárias antecipadas não possuem efeito real e choques de demanda não se constituem em uma importante fonte de flutuação. O fenômeno do ciclos de negócios é definido

por “*recurrent fluctuations of output about trend and the co-movements among others aggregate time series*” (PRESCOTT, 1986, p. 13).

Os choques reais podem ser novas técnicas de produção, inovações, novos produtos, novas fontes de insumo, variação do preço dos insumos, entre outros. Estes choques são persistentes e se referem a qualquer acontecimento que seja capaz de alterar a função de produção. Porém, há vários motivos que não são tecnológicos que podem explicar os ciclos, como regulamentações governamentais e choques de preços de insumos importantes. Assim, avanços na tecnologia explicam a alteração na taxa de crescimento do produto como principal fonte de impulso às novas descobertas, invenções de produtos ou melhorias de processos enfatizando os mecanismos de propagação, mas não somente a retração da tecnologia explica as recessões.

2.1.3.2 Novos keynesianos

A teoria novo keynesiana foi desenvolvida na década de 1980 com o intuito de fornecer uma estrutura teórica, baseada nas microfundações da economia keynesiana, que servisse de crítica às modelagens dos novos clássicos. Esta nova teoria tem, assim como a teoria keynesiana original, a característica de ser uma modelagem do desequilíbrio de mercado. Segundo Sicsú (1999), essa nova corrente invalida a microeconomia walrasiana, que considera um mundo onde prevalece competição perfeita, com plena disponibilidade de informações e onde preços e salários são flexíveis a ponto de equilibrar o mercado. Mais que isso, esta microeconomia estaria vinculada às explicações do comportamento da economia à longo prazo, sendo, portanto, inadequada à análise macroeconômica de curto prazo, tratada por Keynes. É válido lembrar que, segundo a teoria keynesiana e novo-keynesiana, preços e salários são rígidos, o que leva a desequilíbrios econômicos e desemprego involuntário.

Segundo Gordon (2000), estes desequilíbrios levam a falhas dos preços em se ajustarem rápido o suficiente para equilibrar o mercado. Este ajuste de caráter lento leva a economia a voltar demoradamente à seu nível potencial, o que gera uma situação de desequilíbrio prolongado. Importante ressaltar que salários e preços rígidos não são o extremo oposto de salários e preços extremamente flexíveis, assim, “rigidez não é o contrário de flexibilidade. Rigidez e flexibilidade são propriedades que se referem, ambas, à velocidade de ajuste de variáveis econômicas” (SICSÚ, 1999, p. 86). Ainda nesse sentido, “*rigidity does not necessarily imply complete time-invariance, nor does it require money wages to change less*

frequently than other prices; it is simply an information-processing failure” (AZARIADIS & STIGLITZ, 1991, p. 201).

A nova estrutura buscava a investigação do que os novo keynesianos acreditavam como sendo essencial na teoria keynesiana, a saber, a rigidez de preços e salários. Busca-se, portanto, explicar quais são os fundamentos microeconômicos que explicam o lento ajuste dos preços e dos salários. Neste sentido, segundo Ferrari Filho (1996), a rigidez de salários pode ser explicada pelo desequilíbrio no mercado de trabalho, que reúne os salários de eficiência, contratos implícitos e os trabalhadores internos e externos (*insiders e outsiders*).

O modelo de salários de eficiência supõe que a produtividade do trabalho se altera quando há variações nos salários pagos pelas firmas. Assim, se há redução dos salários, esta ocasiona queda na produtividade do trabalho, sendo que *“any reduction in the wage paid would lower the productivity of all employees already on the job. Thus the efficiency-wage hypothesis explains involuntary unemployment”* (YELLEN, 1991, p.114). Portanto, o salário de eficiência é assim conhecido *“porque as firmas mesmo diante do desemprego não reduzem o salário real em nome da manutenção da eficiência do trabalhador, isto é, manutenção da produtividade”* (SICSÚ, 1999, p.89). Segundo Ferreira (2006), dentro dos modelos de salário eficiência, quatro linhas de investigação podem ser destacadas, sendo elas o binômio trapaça-ameaça, a linha que leva em conta os custos de treinamento dos novos funcionários, a linha denominada *“dom e contra dom”* e a linha de modelagem da seleção adversa.

Em relação ao binômio trapaça-ameaça, este leva em conta que os trabalhadores evitarão empenhar esforço no trabalho, porque este é penoso. Assim, a firma opta por pagar uma salário acima do valor considerado como salário de equilíbrio para impelir o trabalhador a trabalhar com maior afinco. Sob essas circunstâncias, *“the payment of a wage in excess of market clearing may be an effective way for firms to provide workers with the incentive to work rather than shirk”* (YELLEN, 1991, p. 115). Em relação à linha que leva em conta os custos de treinamento de novos funcionários, estes custos são considerados valores significativamente altos, de modo que a firma opta por manter os salários elevados como meio de inibir a rotatividade da mão de obra.

A abordagem do *“dom e contra dom”* apresenta a rigidez de salários como sendo reflexo de convenções sociais e princípios do que seriam comportamentos apropriados no ambiente de trabalho, ou seja, *“salários mais elevados elevariam o grau de satisfação do trabalhador que se tornaria mais comprometido com o objetivo da empresa e teria seu desempenho elevado ao*

passo que o monitoramento seria uma opção contraproducente.” (LEVY ET AL., 2009, p. 64). Por último, a seleção adversa atribui aos trabalhadores níveis mínimos de salários que estariam dispostos a aceitar, assim, caso a firma ofereça salários mais baixos, apenas aqueles menos qualificados se apresentarão como candidatos à vaga oferecida. “*Clever firms may also be able to mitigate adverse selection in hiring by designing self-selection or screening devices that induce workers to reveal their true characteristics*” (YELLEN, 1991, p. 119).

Os contratos implícitos asseguram aos trabalhadores, que são aversos ao risco e possuem limitado acesso aos mercados financeiros, que eles não estarão suscetíveis às flutuações econômicas por meio, portanto, da fixação do salário real que recebem. Flutuações no nível de produção não afeta os salários nessa modelagem, o que os leva a representarem não somente o pagamento pelo fator de trabalho, como também uma garantia contra o risco das flutuações na renda e na produção que podem acontecer por fatores exógenos. A consequência dos contratos implícitos é que os salários se desvinculam do produto marginal do trabalho. Assim, a relação de emprego passa a ser vista não somente como uma troca de serviços por salários, mas como “*a more complicated long term attachment: labor services are traded for an insurance contract that protects workers from random, publicly observed fluctuations in their marginal revenue product*” (AZARIADIS & STIGLITZ, 1991, p. 189).

Por último, a modelagem dos trabalhadores internos (*insiders*) e externos (*outsiders*) estuda a questão do poder de barganha que alguns trabalhadores possuem. Assim, o mercado de trabalho é formado por aqueles que estão empregados, os internos, e os que estão desempregados, os externos. “Os *insiders* são trabalhadores experientes, qualificados e, em geral, filiados a sindicatos fortes que protegem seus empregos com uma variedade de custos e demissão que impossibilita a firma de dispensá-los” (SICSÚ, 1999, p. 89) e, por outro lado, os *outsiders* são aqueles que estão involuntariamente desempregados e que aceitariam trabalhar por um salário inferior ao pago para um *insider*. Existe, então, um espécie de consenso entre as firmas e seus funcionários, que estabelece uma aceitação por parte da firma em pagar um salário constante, porque o custo da substituição de funcionários envolve tanto o custo de contratação, quanto o custo de treinamento. Este poder de barganha fornece ao trabalhador, portanto, a capacidade de evitar demissão e redução salarial.

A questão da rigidez de preços se relaciona à competição imperfeita no mercado de bens. Assim, segundo Hall (1991), a estrutura de mercado tem um papel importante quando se trata da propagação de choques e, então, as flutuações tendem a ser vistas como consequência perversa de condições não competitivas. Além disso, “*market power implies that the*

equilibrium of the economy occurs at a point with unused labor. Some of these models have multiple equilibria” (HALL, 1991, p. 389).

A questão dos altos custos marginais do ajuste dos preços é também conhecida como custos de menu, onde a firma, mesmo que encontre flutuações de demanda, não altera seus preços no curto prazo, porque existe custos envolvidos nesta alteração. Neste sentido, as firmas são fixadoras de preços e possuem poder de monopólio. O gasto que a firma incorre quando deseja alterar o preço de uma mercadoria é superior ao custo de etiquetagem e envolve também gastos com campanha de divulgação e gastos de tempo para discutir a própria mudança de preço. Segundo Sicsú (1999), o custo do menu pode esclarecer porque as firmas não restauram o equilíbrio original quando acontece uma queda de demanda levando a empresa a diminuir produção, mas não alterar preço.

Segundo Ferrari Filho (1996), a originalidade da teoria novo keynesiana reside na tentativa de se encontrar uma teoria microeconômica de rigidez de preços e salários que fosse consistente, mostrando que os indivíduos maximizam sua utilidade mesmo que sobre condições de imperfeições. Os teóricos desta corrente acreditam que a explicação para o desemprego involuntário se encontra não na insuficiência de demanda, mas nas questões dos preços e salários rígidos. Segundo Gordon (2000), a teoria novo keynesiana parece resolver o problema que envolve a explicação dos ciclos de negócios.

Em uma contraposição à teoria novo clássica, principalmente a corrente dos Ciclos Reais de Negócios, os teóricos novo keynesianos ressaltam que flutuações no crescimento da produtividade não causam, elas mesmas, os ciclos de negócios. Portanto, *“recessions are not the result of a sudden reduced effectiveness of technology, nor are booms episodes in which output rises more than usual because production functions have shifted favorably”* (HALL, 1991, p. 391). Assim, não se descarta as flutuações do produto, como faz a economia clássica, não se supõe rigidez salarial total, como propõe a teoria keynesiana, nem se supõe a ignorância dos trabalhadores frente as alterações dos preços, como proposto por Friedman.

2.2 Teorias do mercado de trabalho: da alocação perfeita às possíveis desigualdades intrínsecas

As teorias clássica e keynesiana, quando estudam o mercado de trabalho, consideram trabalho como um fator homogêneo. Quando os clássicos formulam sua função de produção, na forma exposta na Equação (1), considerando um valor fixo de capital no curto prazo (\bar{K}) e uma quantidade de mão de obra (N), único insumo variável no curto prazo, estes supõem que esta mão de obra é homogênea. Mão de obra é tida como uma mercadoria e, dentro deste mercado, oferta de trabalho e demanda por trabalho se equilibram, de modo que não há desemprego involuntário. Nesse sentido, o mercado de trabalho é um mercado em competição perfeita, com *market clearing* e mercadoria homogênea.

A análise keynesiana também não foge dessa homogeneização do fator trabalho, no entanto, o foco da análise já admite um não equilíbrio do mercado de trabalho. À partir disso, considera-se que existe desemprego em sua forma involuntária, ou seja, que ocorre quando indivíduos querem trabalhar, ofertam sua mão de obra, mas não há demanda por trabalho suficiente para equilibrar esse mercado. A mão de obra é homogênea no sentido de produtividade, no entanto, a produtividade intrínseca de cada trabalhador não é diretamente observável. Assim, a literatura trata indivíduos como trabalhadores “idênticos” em respeito a um certo conjunto de características (BARROS & MENDONÇA, 1995). Nesse sentido, a função de produção implica na possibilidade, de algum modo, em se encaixar num agrupamento chamado “trabalho” tipos diferentes de trabalhadores. Em outras palavras, “*the simpler model provides a solid understanding of how firms make their hiring decisions*” (BORJAS, 2000, p.104).

No entanto, quando se trata da possível existência de desigualdades dentro do mercado de trabalho, leva-se em consideração que indivíduos com diferentes características possuem distintas probabilidades de engajamento no mercado e de desemprego ou possuem a mesma probabilidade caso sejam, em termos de produtividade, idênticos. Assim sendo, se todos os trabalhadores fossem indistinguíveis, a única função do mercado de trabalho seria, ao fazer o casamento arbitrário entre trabalhadores e postos de trabalho, determinar um salário. Porém, ao considerar-se que os trabalhadores podem ser distinguidos entre si, deve-se levar em consideração três fenômenos possíveis de ocorrer dentro do mercado de trabalho: segmentação, a segregação e a discriminação.

A segmentação ocorre como uma suposta divisão natural do trabalho dentre as diversas ocupações, boa parte dessas divisões “precisam existir”. Nesse contexto, alguns setores são mais segmentados que outros. A segregação por outro lado é uma segmentação, uma divisão, não natural. É uma separação onde se percebe que um grupo populacional se concentra mais em determinadas ocupações, segmentos geralmente mal estruturados. Por último, a discriminação, que pode acontecer quando dois indivíduos substitutos perfeitos, por motivações não explicáveis, são remunerados de forma diferenciada ou quando são vistos de maneiras diferentes no processo de contratação. Diz-se que a primeira é a discriminação salarial, quando trabalhadores de produtividade semelhante, porém pertencentes a distintos grupos sociais, são remunerados de forma diferente. Assim, em relação à discriminação salarial, “*discrimination exists when between two workers of equal productivity one is systematically preferred by some because of race or some other characteristic not directly related to the worker's productive contributions*” (WARREN, 1974, p. 65).

A segunda é considerada discriminação alocativa, quando trabalhadores de produtividade semelhante, porém pertencentes a distintos grupos sociais, possuem acesso diferenciado aos postos de trabalho. Em relação à discriminação alocativa, movimentos que buscam salários iguais para trabalhos iguais têm como principal efeito “*to convert the impact of discrimination and imperfect market information from creating wage differentials to creating unemployment differentials for these groups*” (WARREN, 1974, p. 67). Uma literatura que diferencie esses três fenômenos que ocorrem no mercado de trabalho de forma clara e elucidativa ainda é muito escassa.

Quando estes fenômenos são levados em conta, torna-se teoricamente possível explicar porque ocorrem disparidades na taxa de desemprego segundo algumas características dos indivíduos, sendo a questão do gênero o foco deste trabalho. Alguns trabalhos visando explicar as diferenças do desemprego segundo gênero as explicam segundo equações de probabilidade, que buscam explicar como fatores sociais impactam de maneira diferenciada homens e mulheres a estarem no estado de desemprego, emprego ou fora da força de trabalho. Assim, “*poderíamos esperar que o controle de fatores estatísticos como idade e educação respondesse por pelo menos parte das diferenças de ganhos entre homens e mulheres*” (EHRENBERG; SMITH, 2000, p. 456).

Nesse sentido, se aplicam trabalhos como o de Bivar (1993), que argumenta que a taxa de desemprego pode ser analisada conforme as probabilidades que governam os fluxos de entrada e saída desse estado e que esses fluxos dependem de um conjunto de fatores, como o

comportamento e as características dos indivíduos, o estado geral do mercado de trabalho e as características das ocupações disponíveis. Encontra em seu estudo que, para as mulheres, a probabilidade de entrada no mercado de trabalho é menor do que para os homens e que para estes a ligação com o mercado é mais permanente.

Costa e Teixeira (2008) evidenciam que a probabilidade de desemprego é função do nível de qualificação dos indivíduos, da idade, da localização geográfica e do tipo de domicílio (urbano ou rural). À partir de uma decomposição de Oaxaca, que procura observar a influência de fatores explicáveis e não explicáveis na probabilidade de desemprego, encontram que mulheres com o mesmo ou maior nível de qualificação que os homens apresentam maior taxa de desemprego, simbolizando que a parte não explicada ainda é maior quando na explicação de tal disparidade.

Segundo Costa e Cunha (2010), a qualificação do indivíduo é fator preponderante para determinar desemprego conjuntamente com outras características individuais, como por exemplo idade e escolaridade. Encontram que a probabilidade de desemprego, quando estas características são compatíveis entre os indivíduos, é maior para mulheres do que para homens. Para Paz (2013), as variáveis que afetam a probabilidade da participação feminina no mercado de trabalho variam de educação, idade, renda familiar, estado conjugal à presença de parentes ou idosos na família e presença de filhos pequenos.

Olhando a probabilidade de engajamento de mulheres, em específico as mulheres casadas, Guimarães e Santos (2010) argumentam que a participação destas no mercado de trabalho depende da idade, da escolaridade da esposa, do número e da idade dos filhos, da posição ocupacional do marido e de outras fontes de renda familiar. Encontram em seu estudo que educação tem mais impacto para as esposas, que a existência de filhos menores de 14 anos impõe uma restrição à participação das mães no mercado de trabalho e que, quando a mulher é a pessoa de referência na família, sua probabilidade de engajar no mercado é maior.

Tais impactos de fatores sociais na probabilidade de desemprego são parte da literatura que usa a abordagem microeconômica do mercado de trabalho, que por fim se vinculam a situações de segregação ocupacional ou, no mesmo sentido, discriminação na contratação. Do ponto de vista macroeconômico, possíveis impactos diferenciados das flutuações econômicas no produto sobre as taxas de desemprego por gênero ainda são pouco explorados na literatura nacional. Acredita-se, portanto, que indivíduos que possivelmente se inserem de maneiras

distintas no mercado de trabalho também reagem de maneiras distintas às condições impostas neste mesmo mercado, ou seja, reagem de formas distintas às flutuações econômicas.

No próximo capítulo explora-se o trabalho de Okun (1962) no qual o autor verificou empiricamente a relação negativa entre desemprego e crescimento, do qual surgiu a Lei de Okun e são feitas as revisões da literatura dos autores que replicaram este estudo para diferentes nações, regiões e características da mão de obra, em diferentes contextos.

3. A LEI DE OKUN E SUA APLICAÇÃO

Este capítulo tem como objetivo expor, primeiramente, o trabalho de Okun (1962) que trata da relação negativa entre taxa de desemprego e crescimento do produto conhecida como Lei de Okun e, posteriormente, as aplicações empíricas desta lei realizadas por diversos autores em diversas economias tanto em nível nacional, quanto regional, quanto por características específicas da mão de obra.

O embasamento por trás da Lei de Okun, foco deste trabalho, está presente no trabalho “*Potential GNP: its measurement and significance*” de 1962, escrito por Arthur Okun, no qual a principal pergunta feita pelo autor se resume ao quanto um aumento de 1% do produto real efetivo acima do valor potencial diminui, em pontos percentuais, a taxa de desemprego. Para tanto, Okun (1962) começa discutindo o conceito de PIB potencial, um conceito de oferta, que se relaciona com o pleno emprego do produto, sendo este diretamente relacionado ao pleno emprego da mão de obra disponível, que se associa à estabilidade, não gerando, portanto, pressão inflacionária. Assim, o autor parte do pressuposto da existência de uma taxa de desemprego natural que, no caso da economia norte americana, é assumida como sendo de 4%.

Para responder a pergunta principal do artigo, Okun (1962) utiliza dados trimestrais de 1953 a 1960 da economia norte americana no pós-guerra da Coréia em dois principais métodos, a saber, primeiras diferenças, relacionando mudanças trimestrais no PIB com mudanças trimestrais na taxa de desemprego, que pode ser descrito como:

$$Y = \alpha + \beta X \quad (11)$$

onde Y são as mudanças trimestrais na taxa de desemprego, expressas em pontos percentuais, que estão relacionadas à mudanças percentuais trimestrais no PIB real (X) e o modelo de *gap*, que consiste em selecionar e testar caminhos do produto potencial usando taxas de crescimento alternativas, que pode ser descrito como:

$$U = a + b (gap) \quad (12)$$

onde U é a taxa de desemprego, assumida como sendo igual a 4% quando o PIB potencial se iguala ao PIB real, e *gap* é a diferença entre o efetivamente produzido e o potencial do produto medido em porcentagem.

Em todos os métodos, a resposta é a obtenção de um coeficiente no entorno de 0,3. Ou seja, um aumento de 1% do produto acima do seu valor potencial diminui a taxa de desemprego em aproximadamente 0,3 pontos percentuais, uma relação não necessariamente proporcional, uma vez que o aumento de produtividade da mão de obra diminui a necessidade de mais trabalhadores para a produção do mesmo montante de produto. Este valor é conhecido como o valor do coeficiente de Okun e essa relação como a relação de Okun.

Na estimação do PIB potencial, segundo Okun (1962), o conhecimento tecnológico, o estoque de capital, os recursos naturais, a habilidade e a educação da força de trabalho são dados e o valor potencial pode se diferenciar do valor efetivamente realizado, porque a demanda agregada nem sempre está exatamente no nível em que a taxa de desemprego se iguala aos 4%, existindo, portanto, um *gap* entre essas duas grandezas. Em relação à taxa de desemprego, esta é uma variável proxy para todos os modos pelos quais o produto é afetado por recursos ociosos e ela abarca todas as variáveis a que é relacionada, como, participação da força de trabalho, produtividade por hora de trabalho, entre outras.

Faz-se necessário pontuar que os conceitos de PIB potencial e taxa natural de desemprego existem à partir da premissa de que existe níveis de longo prazo de produto, emprego e desemprego. Assim sendo, o produto potencial é determinado pela capacidade produtiva da economia e cresce à medida que há mudanças tecnológicas e acumulação de fatores. O nível de longo prazo do emprego e taxa natural de desemprego são determinados pelo tamanho assumido pela força de trabalho e pelas fricções que ocorrem dentro do mercado de trabalho. Se o produto se encontra em seu nível de longo prazo, emprego e desemprego também se encontrarão em seus respectivos níveis de longo prazo. Para Okun (1962), então, estes desvios que ocorrem do valor efetivo do produto e seu valor potencial, bem como do valor efetivo da taxa de desemprego e sua taxa natural ocorrem pelas alterações que a demanda agregada sofre.

Com a exposição teórica realizada anteriormente, é possível perceber que, cronologicamente, Okun (1962) tinha duas grandes teorias em que se embasar, sendo elas a teoria clássica e a teoria keynesiana. A lei de Okun ao assumir que existe discrepâncias entre as taxas de desemprego natural e efetiva, bem como entre o valor produzido e a produção potencial, ao assumir esses possíveis *gaps*, conduz a análise de uma economia com níveis aquém do pleno emprego, aceitando, portanto, parte importante das conclusões keynesianas. Porém, é importante destacar que já anos 70 e 80, quando a relação já havia sido estimada,

outras linhas de pensamento se derivaram das duas grandes teorias. É possível, portanto, relacionar os novos debates dentro da macroeconomia com a relação estudada por Okun (1962).

No que tange principalmente a questão do crescimento econômico e, mais genericamente, as flutuações econômicas, pode-se levantar duas vertentes explicativas do porquê de suas ocorrências. Por um lado, ao se observar os CRN, estas flutuações podem ser resultado de choques reais na economia, que envolve mudanças na eficiência na tecnologia, crescimento da produtividade, entre outros fatores. Porém, para Hall (1991), os aprendizados adquiridos no *learning by doing* e os investimentos em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) não levam à melhoras imediatas na produtividade. Os efeitos são espalhados durante os anos e, mais que isso, as flutuações no crescimento da produtividade não causam, elas mesmas, os ciclos de negócios. Por outro lado, pode-se considerar que a razão das flutuações, dos ciclos, está na existência de salários e preços rígidos no curto prazo, que apresentam esta rigidez por várias razões, tais como os salários de eficiência, contratos implícitos, entre outras. Esta questão se relaciona diretamente com a existência de desemprego involuntário, que impede a economia de alcançar o equilíbrio de curto prazo do mercado, não estabelecendo o ponto de pleno emprego, gerando, assim, os ciclos.

Os CRN são considerados uma extensão teórica das expectativas racionais. Se observarmos por esse lado, a ideia por detrás das expectativas racionais, desenvolvida por Lucas, considera que o agente racionalmente molda suas expectativas. Nesse sentido, o agente pode errar, mas não repete sistematicamente o erro. Se existe o erro, a falha, por mais rápido que o mercado possa voltar a se equilibrar dentro desta teoria, há a possibilidade de se trabalhar com a questão da rigidez de preços e salários no curto prazo, afinal a rigidez é simplesmente “*an information-processing failure*” (AZARIADIS & STIGLITZ, 1991, p. 201).

3.1 Estudos empíricos da Lei de Okun

Após a publicação de Okun (1962), muitos autores buscaram replicar a relação negativa por ele estudada entre o crescimento do produto e a taxa de desemprego na tentativa de verificar se a mesma era válida para os respectivos grupos de análise. Ao longo do tempo, essa análise passou de ser aplicada somente em um país para comparação entre países, comparação entre regiões dentro de um mesmo país, comparação entre regiões de diferentes países e, num contexto mais atual, comparação segundo segmentação das características que moldam o mercado de trabalho, como o gênero do trabalhador e a faixa etária em que o mesmo se encontra.

Esta seção busca expor os principais trabalhos realizados no contexto da Lei de Okun a nível nacional, regional e segundo características da mão de obra.

3.1.1 Aplicação da Lei de Okun no contexto nacional

Prachowny (1993), por exemplo, tem como maior preocupação, através de uma função de produção, fornecer a relação do *gap* do produto com a taxa de desemprego, a entrada e a taxa de utilização do capital, o número de trabalhadores e a quantidade de horas trabalhadas por estes, entre outras. Para o autor, o coeficiente é tido como não estável ao longo do tempo, sendo o reflexo de inúmeros fatores, algo que também é considerado no artigo original de Okun (1962). Após a atualização e inversão da fórmula para a lei de Okun, o autor explora dados para os *gaps* de produto e desemprego da economia norte-americana do período de 1975 a 1988, encontrando um coeficiente no entorno de 2,00, mostrando, assim, que a relação é confirmada nos Estados Unidos no período abarcado pelo artigo.

Moosa (1997), por outro lado, procura em seu artigo reexaminar a lei de Okun para os países do G7 (Estados Unidos, Japão, Alemanha, França, Reino Unido, Itália e Canadá), no período de 1960 a 1995 usando dados da *OECD Economic Outlook*. Para tanto, o autor extrai os componentes cíclicos do produto e do desemprego, de modo que são reportados coeficientes de curto prazo (relação contemporânea) e longo prazo (relação defasada). A tendência entre os autores que estudam essa lei é a de definir o coeficiente de Okun a partir do efeito de longo prazo, dada a relação entre produto e desemprego não ser necessariamente contemporânea, o que Okun (1962) relaciona aos efeitos do passado no presente. Os valores de curto prazo encontrados com o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) tiveram suas maiores dimensões no Canadá e nos Estados Unidos (0,491 e 0,456, respectivamente) e sua menor dimensão no Japão (0,088). Todos os coeficientes de longo prazo foram maiores que os de curto prazo.

Posteriormente, Moosa (1999) procura em seu artigo estimar o coeficiente de Okun de curto e longo prazo para a economia pós-segunda guerra mundial nos Estados Unidos usando dados do período de 1947 a 1992. Para a estimação, o autor utiliza o modelo de séries temporais estrutural dinâmico para decompor as séries de produto e desemprego em seus termos não observáveis. Após a aplicação do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o autor encontra o coeficiente estimado de curto prazo equivalente a 0,16 e o de longo prazo equivalente a 0,38. Além dos coeficientes, o artigo preocupa-se na procura de evidências de quebra

estrutural na economia americana em relação ao choque do petróleo em 1973, mas, após a realização de testes, as evidências apontam que não houve a quebra na relação do produto cíclico com o desemprego cíclico no período apreendido pelo artigo, repetindo o que havia sido dito pelo mesmo autor em 1997.

Harris e Silverstone (2001) usam a metodologia do modelo de correção de erro, que captura as relações de curto e longo prazo entre produto e desemprego, uma vez que a relação de Okun está acima ou abaixo do equilíbrio de longo prazo (uma relação que é não linear e assimétrica). Para tanto, usam os dados de sete países da OECD (Austrália, Canadá, Alemanha, Japão, Nova Zelândia, Reino Unido e Estados Unidos) no período de 1978 a 1999. Segundo os autores, dos países examinados, os Estados Unidos é o único que é mais provável a experimentar mudanças na taxa de desemprego e no produto que atinja o equilíbrio de longo prazo, enquanto os outros países se apoiam nos ajustamentos de preço de curto prazo durante os períodos de expansão para reatingir o equilíbrio de mercado. A conclusão dos autores é a de que os coeficientes de Okun de longo prazo da maioria dos países se mantêm entre 0,39 e 0,50, com o Reino Unido e o Japão como outliers, por apresentarem valores menores.

Ball *et al.* (2013) questionam o quão bem a lei de Okun explica os movimentos de curto prazo do desemprego nos Estados Unidos, de 1948 a 2011, e em 20 economias avançadas, de 1980 a 2011. Os autores usam ambos os modelos, de *gap* e primeira diferença, para a estimação dos coeficientes. Encontram para os Estados Unidos um coeficiente variante de 0,4 a 0,5 e, para as 20 economias avançadas, encontram o menor coeficiente para o Japão (0,15) e o maior para a Espanha (0,85). Como possível explicação desses valores distantes do Japão e da Espanha, os autores apontam as questões estruturais do mercado de trabalho desses países, sendo o japonês tradicional em empregos que duram toda a vida e o espanhol com prevalência de contratos de empregos temporários.

A principal conclusão em que chegam os autores é a de que a lei de Okun é uma relação forte e estável na maioria dos países e que os dados são consistentes com os modelos tradicionais nos quais as flutuações no desemprego são causadas por alterações na demanda agregada. Em relação à variação dos valores do coeficiente de acordo com o país analisado, esta, ainda segundo Ball *et al.* (2012), se deve às características idiossincráticas dos mercados de trabalho nacionais, não sendo relacionado, no entanto, com as diferenças na legislação de proteção ao emprego.

Karfakis *et al.* (2014) buscam responder a dois questionamentos, para a economia grega do período que se estende de 2000 a 2012, sendo o primeiro deles se as mudanças na taxa de desemprego estão sistematicamente relacionadas às mudanças no produto à partir do momento que a Grécia entrou na Zona do Euro e se essa relação desemprego-produto se difere quando em períodos de contração ou expansão. Se a magnitude dos ajustes no desemprego for sensível aos estágios dos ciclos de negócios, então, segundo os autores, deve-se levar em consideração as assimetrias resultantes para melhorar as projeções do desemprego e a criação das políticas fiscais, bem como as instituições do mercado de trabalho.

Para responderem às perguntas levantadas, os autores estimam uma equação que fornece os coeficientes de Okun de curto e longo prazo. O coeficiente de curto prazo com magnitude 0,15 e o de longo prazo com magnitude 0,32 leva os autores a concluir que o impacto de longo prazo é diferente e mais forte do que o de curto prazo pelo fato de as empresas levarem tempo para demitir trabalhadores depois de um choque negativo de demanda por não saberem se é um choque temporário ou permanente. Esses resultados sugerem que o choque negativo de demanda persistente que a Grécia vem enfrentando desde a implementação dos programas de ajuste levou o país à grande recessão e a níveis altos de desemprego.

Tendo estabelecido que o produto real é importante para entender os movimentos futuros na taxa de desemprego, os autores buscam responder ao segundo questionamento, levando em conta a teoria da assimetria que define diferentes relações entre desemprego e produto conforme o estágio do ciclo econômico. Encontram como resultado que a resposta do desemprego em relação ao produto real é mais forte quando a atividade econômica contrai do que quando ela expande, o que confirma a hipótese da assimetria.

Tombolo e Hasegawa (2014) aplicam a relação para a economia brasileira de 1980 a 2013, utilizando dados trimestrais do PIB, bem como dados da taxa de desemprego sazonalmente ajustados. Os autores estabelecem a relação em sua formatação original, conforme exposta em Okun (1962), de modo a captar como o crescimento do produto afeta a variação da taxa de desemprego.

$$\Delta u_t = -\beta(g_y - \bar{g}_y) \quad (13)$$

Na tentativa de encontrar resultados mais robustos, a relação é estimada de quatro formas diferentes, sendo elas usando MQO, usando estimadores de máxima verossimilhança, usando a especificação conforme exposta em Sögner e Stiassny (2002) aplicando o método de Cochrane-Orcutt e usando a especificação de Gordon (1984). Em relação à primeira maneira,

através de um MQO, os autores encontram um coeficiente de 0,11. Porém, o diagnóstico dos resíduos indicam a presença de autocorrelação residual. Assim, partem para a segunda estimação com estimadores de máxima verossimilhança encontrando um coeficiente de 0,09. Eles expõem que esse coeficiente de pequena magnitude pode refletir o fato de que a relação entre as mudanças na taxa de desemprego e do crescimento do produto envolve algum tipo de defasagem.

Seguindo esta lógica, os autores incorporam a especificação da relação de Okun conforme exposta em Sögner e Stiassny (2002), que leva em consideração a defasagem do crescimento econômico. Assim sendo, a seguinte especificação é proposta:

$$\Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_{yt} + \alpha_2 g_{yt-1} + v_t \quad (14)$$

$$\Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta g_{yt} + (\alpha_1 + \alpha_2) g_{yt-1} + v_t \quad (15)$$

sendo o coeficiente α_1 o coeficiente de impacto e $(\alpha_1 + \alpha_2)$ o coeficiente de efeito, isto é, o coeficiente de Okun. Esta especificação é estimada via método de Cochrane-Orcutt e leva a um resultado de 0,18, que é mais próximo dos resultados encontrados em outros países, como a Itália (0,21), na verificação feita por Sögner e Stiassny (2002).

Por último, Tombolo e Hasegawa (2014), estimam a relação via especificação elaborada por Gordon (1984), que considera o modelo de defasagens distribuídas. Tem-se, então:

$$\Delta u_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} \Delta u_{t-1} + \sum_{i=0}^k \gamma_{2i} g_{yt-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

onde a versão da relação de Okun de longo prazo é:

$$u_t = \theta_0 + \theta_1 g_{yt} + \vartheta_t \quad (17)$$

onde $\theta_0 = \Delta \bar{u}_t - \theta_1 \bar{g}_{yt}$, $\theta_1 = \sum_{i=0}^k \gamma_{2i} / (1 - \sum_{i=1}^k \gamma_{1i})$ e $\vartheta_t = \Delta u_t - \theta_0 - \theta_1 g_{yt}$. O coeficiente resultante é de magnitude 0,20, valor que se aproxima dos valores que foram encontrados em outros estudos para outros países, como Itália (0,21) e Japão (0,12), porém sendo equivalente à quase metade do encontrado para países como Estados Unidos (0,52), Reino Unido (0,58) e Alemanha (0,38). Isso pode estar indicando que o mercado de trabalho brasileiro, assim como o italiano e o japonês, são mais rígidos que o americano, alemão e inglês.

Como considerações finais, os autores ressaltam que os coeficientes obtidos se aproximam de alguns resultados internacionais e que uma explicação plausível para o fato da economia brasileira ter vivenciado baixas taxas de crescimento atreladas a quedas na taxa de

desemprego nos anos 2000 se deve à diminuição da População Economicamente Ativa (PEA), fato que ocorreu graças à transição demográfica que ocorreu no país no século XXI. Mais do que isso, ressaltam que uma alta taxa de crescimento do produto só pode ser mantida através de um crescimento de uma maior produtividade do trabalho, o que é considerado por eles como um desafio para a economia brasileira.

3.1.2 Aplicação da Lei de Okun no contexto regional

Assim como Moosa (1999), Freeman (2000) testa os dados da economia dos Estados Unidos, mas possui como diferencial o estudo da lei regionalmente, testando em oito economias regionais americanas para os períodos de 1958 a 1998 (para os dados trimestrais dos Estados Unidos) e de 1977 a 1997 (usando o produto interno bruto e o produto estadual bruto). O uso de dados regionais fornece evidências adicionais da magnitude dos coeficientes e das diferenças locais nas respostas do produto às reduções da taxa de desemprego. O método utilizado é o modelo de *gap* e, para a mensuração dos *gaps* de produto e taxa de desemprego, é utilizado o filtro Baxter-King (BK). Adicionalmente, o autor utiliza a especificação de forma reduzida, assumindo que outros fatores responsáveis por mudanças no produto são altamente correlacionados com o *gap* do desemprego, de modo que separar suas mensurações é algo impossível, se aproximando do que é dito por Okun (1962). A conclusão é a confirmação de um coeficiente no entorno de 2,00, para dados nacionais e regionais (mesmo valor encontrado por Prachowny (1993) para dados nacionais). Contudo, o autor não encontra significativas diferenças inter-regionais.

Christopoulos (2004) foca sua análise na investigação empírica da relação entre expansão do produto e desemprego para treze regiões gregas do período de 1971 a 1993. Para tanto, o autor utiliza a modelagem que foi usada por Prachowny (1993), um modelo da lei de Okun aumentado, que deriva o valor do produto de uma função de produção, onde se tem como influentes tanto o desemprego, quanto o estoque de capital e a força de trabalho. O autor encontra séries cointegradas que sugerem uma relação de longo prazo entre desemprego e crescimento do produto nas regiões gregas, bem como que em seis das treze regiões, produto e desemprego caminham juntos. Uma das conclusões a que se chega é a de que mudanças no mercado de trabalho seriam mais apropriadas para as regiões em que a lei de Okun não se mantém. No entanto, o autor não especifica quais seriam essas mudanças.

Adanu (2005) testa a validade da relação de Okun para dez províncias canadenses, do período que se estende de 1981 a 2001, com um modelo de *gap* com defasagem, utilizando tanto o filtro de Hodrick-Prescott (HP), quanto a tendência quadrática para decompor as séries de produto e desemprego em seus componentes cíclicos e de tendência. Os resultados obtidos, à partir da inversão da fórmula original exposta por Okun (1962), com a utilização do filtro HP sugerem que o custo do aumento de uma unidade na taxa de desemprego em termos de redução do PIB real é maior em Manitoba, Ontário e Alberta e, com a utilização da tendência quadrática, é maior em Ontário, Manitoba e Quebec. Em média, o coeficiente utilizando o filtro HP foi de 1,58 e utilizando tendência quadrática foi de 1,32. Além disso, segundo o autor, os coeficientes são maiores nas províncias que são relativamente mais industrializadas, tendo encontrado para Ontário um coeficiente de 2,14 e coeficientes menores que 1 para as províncias marítimas.

Villaverde e Maza (2009) analisam a Lei de Okun para a Espanha e dezessete regiões hispânicas ao longo do período de 1980 a 2004. Usam como método para esta análise o modelo de *gap*, assim como Freeman (2000), onde o *gap* do produto ($y - y^*$) se relaciona negativamente com o *gap* da taxa de desemprego ($u - u^*$). Y^* e u^* são considerados os valores potenciais de produto e taxa de desemprego, respectivamente e não são observáveis. Em ordem de estimá-los, os autores se valem de três métodos, sendo eles a tendência quadrática (TQ), o filtro Hodrick-Prescott (HP) e o filtro BK.

Apesar dos múltiplos resultados encontrados, dada a diversidade de métodos empregados, o senso comum obtido pelos autores é a de que a Lei de Okun se mantém na maioria das regiões e no país como um todo, embora com algumas variações de valores de coeficientes, que os autores afirmam ser a evidência de diferenças regionais, baseadas nas diferentes produtividades de cada região. Os coeficientes encontrados variam de 0,32 à 1,55. Como conclusão, além dos próprios coeficientes, os autores pontuam a necessidade de, para diminuição nas taxas de desemprego, os mercados de trabalho serem mais eficientes e flexíveis, com mobilidade maior de mão de obra e remoção de restrições.

Binet e Facchini (2013) estimam a relação de Okun para 22 regiões francesas ao longo do período de 1990 a 2008 levando em conta disparidades entre as regiões em uma especificação de dados em painel. À partir da inversão da relação original, os autores estimam o modelo de *gap* e encontram resultados significativos para 14 das 22 regiões, com coeficientes variantes de 0,91 a 1,81. Para as regiões em que a relação se mostra significativa, os autores recomendam políticas que favorecem o crescimento econômico e o empreendedorismo. Para as regiões onde a relação não é estatisticamente significativa, políticas que favoreçam o

crescimento econômico não são suficientes e, portanto, outras políticas devem ser usadas. Assim, os resultados sugerem que qualquer tentativa de reduzir o desemprego regional deve atender às especificidades dos respectivos mercados de trabalho, papel esse que deve ser desempenhado por autoridades regionais descentralizadas para a aplicação de políticas regionais específicas.

Durech *et al.* (2014) buscam estimar a lei de Okun para 22 regiões de dois países, a saber, República Tcheca e Eslováquia, sendo 14 regiões do primeiro país e 8 do segundo, usando dados anuais que percorrem de 1995 a 2011. Para a estimação dos termos não observáveis de produto potencial e desemprego potencial, os autores utilizam o filtro HP. Após a inversão da relação proposta por Okun (1962), os resultados a que os autores chegam sugerem significativas disparidades regionais, tendo a relação sido confirmada em 11 das 14 regiões da República Tcheca e em 5 das 8 regiões da Eslováquia. Como possíveis explicações para a existência da lei de Okun estatisticamente significativa regionalmente, tem-se as diferentes qualificações da mão de obra, bem como o desenho estrutural do mercado de trabalho e sua flexibilidade ou rigidez, os investimentos internos e externos, os investimentos em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D), número de estudantes como proxy de capital humano e variáveis geográficas e demográficas.

Além disso, os autores questionam se há não-linearidades regionais na lei de Okun regional explorando algumas variáveis que podem gerar esse efeito, sendo estas a influência do desemprego médio no coeficiente de Okun, a magnitude do crescimento econômico médio, P&D, Investimento Externo Direto (IED) e a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF). Quanto à primeira variável, os autores concluem que a magnitude do coeficiente de Okun se difere dependendo do nível do desemprego médio. Quanto ao crescimento econômico médio, existe um link decrescente e significativo entre a dimensão do coeficiente de Okun e o crescimento econômico médio. A correlação entre o coeficiente de Okun e as taxas de crescimento de P&D e IED foram não significativas, porém, em relação à FBCF, quanto maior esta, maior o coeficiente encontrado.

3.1.3 Aplicação da Lei de Okun segundo características da mão de obra

Villaverde e Maza (2009) evidenciam que existe algum tipo de diferenciação do impacto das flutuações econômicas entre regiões e esta parece estar relacionada a diferentes níveis de produtividade, apesar de não detalharem o porquê desta relação. No entanto, mesmo

considerando a falta de detalhamento, o estudo parece apontar para a possibilidade de que a Lei de Okun funcione de maneira desigual segundo o grupo que está sendo analisado, provavelmente em parte pelos fatores levantados por Durech *et al.* (2014). Esta diferenciação abre espaço para novas discussões, não necessariamente regionais, podendo ser captada em estudos setoriais, demográficos e por segmentos do mercado de trabalho, como feito por Loría *et al.* (2012), Hutengs e Stadtmann (2013) Zanin (2014) e Hutengs e Stadtmann (2014).

Loría *et al.* (2012), por exemplo, evidenciam que a Lei de Okun atua de maneira diferenciada segundo o tipo de mão de obra utilizada. Os autores começam sua análise observando que a tendência do mercado de trabalho no México em apresentar taxa de desemprego feminina superior à masculina se alterou à partir do quarto trimestre de 2008, que pode evidenciar um efeito diferenciado do desemprego de homens e mulheres sobre o crescimento econômico. Com a finalidade de medir estes efeitos ao longo do período de 2000 a 2011, é utilizado um modelo de vetores auto regressivos irrestritos com impulsos generalizados apoiado por uma regressão linear que permite supor que a taxa de desemprego masculina tem o dobro de peso que a taxa de desemprego feminina no crescimento econômico, bem como que os efeitos do crescimento e da recessão econômica se dirigem mais rápida e intensamente para a taxa de desemprego masculina.

À partir da modelagem empregada, os autores chegam a várias relações importantes. Sucintamente, encontram que o impacto do crescimento tem um efeito negativo e imediato na variação do desemprego masculino e lento, porém intenso, sob o desemprego feminino. Além disso, confirmam a hipótese de que o peso da taxa de desemprego masculina possui o dobro do peso da taxa feminina sobre o crescimento do produto, indicando que a produtividade do trabalho masculino é maior que do trabalho feminino. Este resultado, ainda segundo os autores, pode ser explicado através da maior participação masculina no setor formal da economia mexicana que tende a ter uma função de produção mais intensiva em capital.

Hutengs e Stadtmann (2013) acreditam que a magnitude do efeito da recessão econômica não é a mesma para todos os países e não é a mesma dentro de determinados cortes de idade. Nesse sentido, os autores buscam estudar esses padrões das taxas de desemprego em maiores detalhes estimando a relação de Okun específica para cada um dos 5 grupos de idade (dos 15 aos 24 anos, dos 25 aos 34 anos, dos 35 aos 44 anos, dos 45 aos 54 anos e dos 55 aos 64 anos) utilizando o modelo de primeira diferença em uma abordagem de dados em painel, com dados anuais para países da União Monetária Europeia de 1983 a 2011. Encontram que os coeficientes são bastante heterogêneos entre os países e que a relação entre as flutuações dos

ciclos de negócios e a taxa de desemprego é mais forte entre os membros mais jovens da força de trabalho. Dois países se destacam no estudo, sendo eles a Alemanha, por ter uma mudança relativamente menor entre os coeficientes dos diversos grupos de idade e a Espanha, por ter os maiores coeficientes.

Zanin (2014) se propõe a estudar a validade da lei de Okun para um vasto número de países membros da OECD de 1998 a 2012 buscando estender a relação de modo a abranger subgrupos da população por cortes de idade e pelo gênero do trabalhador. Essa especificação é feita porque, segundo o autor, os resultados advindos deste estudo podem ser um guia importante para os macroeconomistas e para *policymakers* interessados em identificar e comparar países e subgrupos da população no que diz respeito a se são mais ou menos sensíveis às flutuações no ciclo de negócios.

O autor estima o modelo de primeira diferença através da abordagem dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e chega à resultados que corroboram a validade da lei de Okun para os países estudados no período de análise. Em relação aos cortes de idade, o coeficiente de Okun se torna menor à medida que aumenta a idade, porém somente até certo corte, tendendo a se estabilizar após o mesmo, não sendo esse um comportamento padrão e único, já que o autor encontra limitações de análise. Em geral, o observado por Zanin (2014) é que o coeficiente tende a ser maior entre os mais jovens do que entre os idosos, o que sugere que os mais novos são mais sensíveis às flutuações dos ciclos de negócios.

Quanto à especificação por gênero, o autor encontra que o coeficiente é maior para homens do que para mulheres, apontando que uma razão para esse resultado pode estar relacionado ao fato de que homens são predominantemente empregados em setores que são mais sensíveis aos ciclos econômicos enquanto mulheres são mais prováveis de estarem concentradas no setor de serviços.

Hutengs e Stadtmann (2014) buscam estimar a relação de Okun para países escandinavos segundo grupos de idade e gênero do trabalhador, com dados anuais de 1983 a 2011, excetuando a Islândia que só possui dados disponíveis à partir de 1992, seguindo a modelagem de primeira diferença e a especificação de dados em painel. Assim como em Hutengs e Stadtmann (2013), 5 grupos de idade são considerados na análise para cada um dos países. Os resultados encontrados pelos autores evidenciam que a Noruega é o país que apresenta os menores coeficientes e que todos os países escandinavos apresentam maiores coeficientes para os mais jovens (15 a 24 anos).

Os resultados segundo a idade e o gênero apontam que os coeficientes possuem magnitudes decrescentes ao longo dos cortes de idade e que o coeficiente para os homens é maior que o das mulheres, corroborando o resultado encontrado por Zanin (2014). Os autores colocam como uma possível justificativa desse resultado por gênero a questão de que, em sua maioria, homens tendem a estar empregados em indústrias mais sensíveis às flutuações dos ciclos econômicos.

Considerando que diferentes tipos de mão de obra podem apresentar distintos níveis de produtividade, o presente estudo parte da hipótese de que os impactos preconizados pela Lei de Okun podem atingir de forma desigual a taxa de desemprego segundo o perfil do fator trabalho empregado. Estudos sobre esta possível distinção no Brasil dentro da relação macroeconômica de Okun ainda não foram desenvolvidos. Sendo assim, este trabalho busca preencher a lacuna deixada pela falta de estudos desta ordem.

No entanto, tratar dos diferentes tipos de mão de obra abre um leque de possíveis contornos. Especificamente, este trabalho tem como objetivo evidenciar a diferença na relação de Okun segundo o gênero do trabalhador. Esta abordagem por gênero se torna importante por ainda verificarmos certos tipos de discriminação no mercado de trabalho baseada em características da força de trabalho como esta.³ Para tanto, segue-se em partes a ideia exposta por Loría *et al.* (2012) e Zanin (2014).

Como forma de facilitar a visualização dos diferentes estudos empíricos realizados com a temática da lei de Okun para nações, regiões e estudos com características específicas da mão de obra no mercado de trabalho, o Quadro 1 a seguir apresenta um breve resumo de cada estudo citado na subseção 3.1.

³ Para uma análise aprofundada das discriminações segundo grupos de características da força de trabalho, ver Prado (2006).

Autor (es)	Abordagem	Localização	Período	Metodologia	Resultados
Okun (1962)	Nacional	Estados Unidos	1953 a 1960	Primeira diferença, modelo de gap e método de tendência e elasticidade	Relação desemprego-produto: 0,33 Relação invertida: 3,00
Prachowny (1993)	Nacional	Estados Unidos	1975 a 1988	Função de produção e modelo de gap (produto com taxa de desemprego, entrada e taxa de utilização do capital, número de trabalhadores e quantidade de horas trabalhadas por estes)	Relação invertida: 2,00
Moosa (1997)	Nacional	Países do G7 (Estados Unidos, Japão, Alemanha, França, Reino Unido, Itália e Canadá)	1960 a 1995	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	Maiores dimensões: Canadá e Estados Unidos (0,491 e 0,456, respectivamente) Menor dimensão no Japão (0,088)
Moosa (1999)	Nacional	Estados Unidos	1947 a 1992	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	Curto prazo: 0,16 Longo prazo: 0,38
Harris e Silverstone (2001)	Nacional	Sete países da OECD (Austrália, Canadá, Alemanha, Japão, Nova Zelândia, Reino Unido e Estados Unidos)	1978 a 1999	Modelo de correção de erro	Maioria dos países entre 0,39 e 0,50 (Reino Unido e o Japão como outliers, com valores menores)
Ball et al. (2013)	Nacional	Estados Unidos e 20 economias avançadas	EUA: 1948 a 2011 Economias Avançadas: 1980 a 2011	Modelo de gap e Primeira Diferença	EUA: 0,4 e 0,5 Economias Avançadas: Japão (0,15) e Espanha (0,85)
Karfakis et al. (2014)	Nacional	Grécia	2000 a 2012	Modelo de previsão	Curto prazo: 0,15 Longo prazo: 0,32
Tombolo e Hasegawa (2014)	Nacional	Brasil	1980 a 2013	MQO, Estimadores de Máxima Verossimilhança, Modelo de Defasagem e Modelo de Defasagens Distribuídas	Coefficientes que variam de 0,18 a 0,20
Freeman (2000)	Regional	Estados Unidos e oito economias regionais norte americanas	EUA: 1958 a 1998 Regiões: 1977 a 1997	Modelo de gap	Relação invertida: 2,00 (para a nação e para as regiões)
Christopoulos (2004)	Regional	Treze regiões gregas	1971 a 1993	Função de produção e modelo de gap (produto com taxa de desemprego, entrada e taxa de utilização do capital, número de trabalhadores e quantidade de horas trabalhadas por estes)	6 das 13 regiões tem a relação estatisticamente significativa (magnitude varia de 0,37 à 1,70)
Adanu (2005)	Regional/Provincial	10 províncias canadenses	1981 a 2001	Modelo de gap com defasagem	Relação invertida: com filtro HP (1,58) e com Tendência Quadrática (1,32)
Villaverde e Maza (2009)	Regional	Espanha e dezessete regiões hispânicas	1980 a 2004	Modelo de gap	Relação invertida: de 0,32 à 1,55
Binet e Facchini (2013)	Regional	22 regiões francesas	1980 a 2008	Modelo de gap	Relação invertida com resultados significativos para 14 das 22 regiões
Durech et al. (2014)	Regional	República Tcheca e Eslováquia	1995 a 2011	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	Relação invertida confirmada em 11 das 14 regiões da República Tcheca e em 5 das 8 regiões da Eslováquia
Loría et al. (2012)	Nacional - Gêneros	México	2000 a 2011	Modelo de vetores auto regressivos irrestritos com impulsos generalizados	Impacto do crescimento tem um efeito negativo e imediato na variação do desemprego masculino e lento, porém intenso, sob o desemprego feminino
Hutengs e Stadtmann (2013)	Nacional - Idade	Países da União Monetária Europeia	1983 a 2011	Modelo de primeira diferença	Coefficientes heterogêneos e maiores para os membros mais jovens da força de trabalho
Zanin (2014)	Nacional - Idade e Gênero	Países da OECD	1998 a 2012	Modelo de primeira diferença	Coefficientes maiores conforme aumenta a idade e coeficiente para homens maior que para mulheres
Hutengs e Stadtmann (2014)	Nacional - Idade e Gênero	Países escandinavos	1983 a 2011 (exceto Islândia que inicia em 1992)	Modelo de primeira diferença	Coefficientes maiores para os membros mais jovens e para trabalhadores do sexo masculino

Quadro 1 – Síntese das aplicações da Lei de Okun citadas na subseção 3.1.

Fonte: Elaboração própria.

Tendo em vista os objetivos deste estudo, o embasamento teórico e os estudos empíricos realizados da relação exposta por Okun (1962), a próxima sessão se encarrega de detalhar a evolução do desemprego e do produto da economia brasileira no período que se estende do segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2015.

4. EVOLUÇÃO DO PRODUTO E DO DESEMPREGO NO BRASIL

Este capítulo tem como objetivo, por meio de exposição gráfica dos dados e de análise de conjuntura feita também por diversos autores, explicar o ambiente macroeconômico em que se encontrava a economia brasileira no período analisado por este estudo, assim como o quadro em que se encontrava a economia nos períodos anteriores e que são importantes para entender parte da evolução atual. Assim, busca-se analisar a evolução tanto do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro, quanto das taxas de desemprego nacional total e por gênero no período analisado, ressaltando particularidades e os principais acontecimentos que influenciaram a evolução tal quanto vem acontecendo.

4.1 Contextualização do panorama econômico brasileiro

A economia brasileira, no contexto em que se encaixa a análise desse estudo, é reflexo não somente das políticas instauradas de 2002 a 2015, mas também precisa ser vista como consequência da sequência de fatos, decisões e políticas que permearam o cenário político e econômico brasileiro nas décadas anteriores. Nesse sentido, não há como desconsiderar o acumulado de tentativas de desenvolvimento do parque industrial e de diminuição da dependência de importações, o endividamento externo, os sucessivos planos de estabilização e a abertura econômica. O Brasil que se estuda dos anos 2002 adiante não é, portanto, desvinculado das crises dos anos 70, da década de 80 considerada perdida, da abertura econômica dos anos 90. Aliás, é um somatório de crises internas e externas, de tudo o que efetivamente rendeu boas taxas de crescimento e uma tentativa de evolução e contorno daquilo que, segundo as diversas correntes de pensamento econômico, pode ter contribuído para uma piora do quadro geral da economia brasileira em determinados pontos no tempo.

Nos anos 90, a economia brasileira vinha de uma série de planos de estabilização fracassados, com o único obtendo sucesso sendo o Plano Real, em 1994, quando no governo Fernando Henrique Cardoso. O período que se encaminha com a instauração do Plano Real e que vai até o final do segundo mandato de FHC, de 1994 a 2002, é considerado um período de estabilização com desequilíbrios. A ênfase dada de 1994 a 1998 na consolidação do ambiente macroeconômico de estabilidade de preços teve a manutenção de um regime cambial semi fixo, baseado na administração de estreitas bandas de flutuação. O impacto negativo desta escolha

cambial se agravou pelo acontecimento de três crises de países emergentes que afetaram a economia brasileira, sendo as crises mexicanas, asiática e russa. Os esforços da política fiscal nesse período foram canalizados para uma proposta de reforma estrutural, mas o aumento da carga de juros sobre a dívida pública mais o aumento do déficit primário gerado pelo desequilíbrio da situação primária do setor público geraram uma instabilidade fiscal de baixa sustentabilidade, que levou a política econômica do primeiro mandato FHC ser considerada bem sucedida no tocante à consolidação da estabilidade de preços, porém acompanhada de desequilíbrios fiscais e externos (OLIVEIRA; TUROLLA, 2003).

À partir de 1999 já se via esforços para reversão do quadro de desequilíbrio, que contaram com a promoção de uma tríplice mudança de regime, o tripé macroeconômico, que envolvia a questão cambial, fiscal e monetária. O regime de câmbio fixo flexibilizado pelas bandas cambiais foi substituído por uma flutuação suja, o regime monetário, que antes era atrelado às bandas cambiais, foi substituído pelo sistema de metas de inflação e o regime fiscal foi alterado de modo a ter o compromisso de um superávit primário elevado o suficiente para produzir a estabilização da razão entre a dívida pública e o PIB. O estabelecimento desse tripé, segundo Oliveira e Turolla (2003), contribui para criar as bases para um novo ciclo de crescimento, que foi interrompido com a sequência de choques que se sucederam em 2001 e 2002, com destaque para a crise do “apagão” no Brasil em 2001, para o ambiente internacional desfavorável, principalmente após os atentados terroristas, em 11 de setembro de 2001, nos Estados Unidos e para as consequências da tensão pré-eleitoral doméstica.

O crescimento da economia é tido como condição básica para a absorção da População Economicamente Ativa (PEA) e para a redução do desemprego *pari passu* com a transformação qualitativa do mercado de trabalho. Este esforço conjunto é capaz de regulamentar a atividade econômica, reduzindo a informalidade, protegendo os trabalhadores assalariados e promovendo o trabalho digno. Como exposto em Proni (2012), a manutenção de uma trajetória sustentada do crescimento econômico é visto como uma condição importante, mas não é uma condição suficiente “para que a taxa de desemprego continue se reduzindo em direção ao pleno emprego, ou para minimizar as disparidades existentes na estrutura ocupacional em âmbito nacional” (PRONI, 2012, p. 34). O mercado de trabalho é marcado, portanto, por notória heterogeneidade estrutural. As evoluções do Produto Interno Bruto (PIB) e da taxa de desemprego da economia brasileira do segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2015 podem ser vistas no Gráfico 1 e as evoluções das respectivas taxas de crescimento trimestral podem ser vistas no Gráfico 2 abaixo:

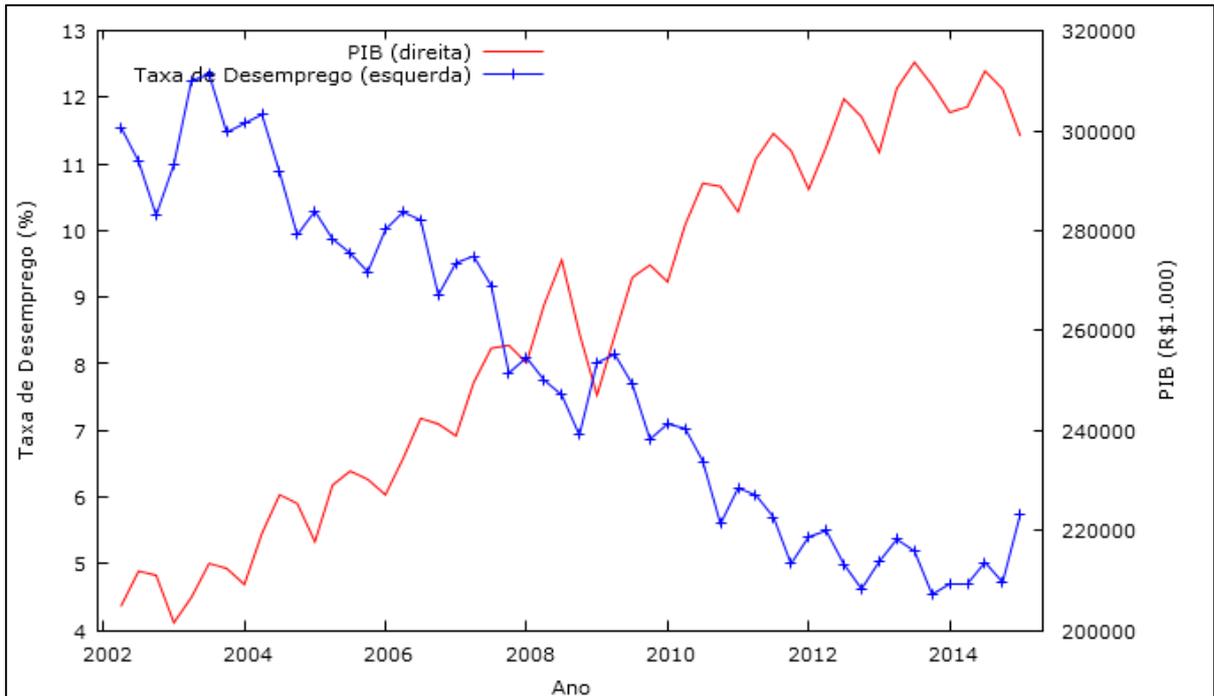


Gráfico 1 – Evolução do PIB real nacional (ano base 1995) e da taxa de desemprego (segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2015).

Fonte dos dados: IBGE. Elaboração própria.

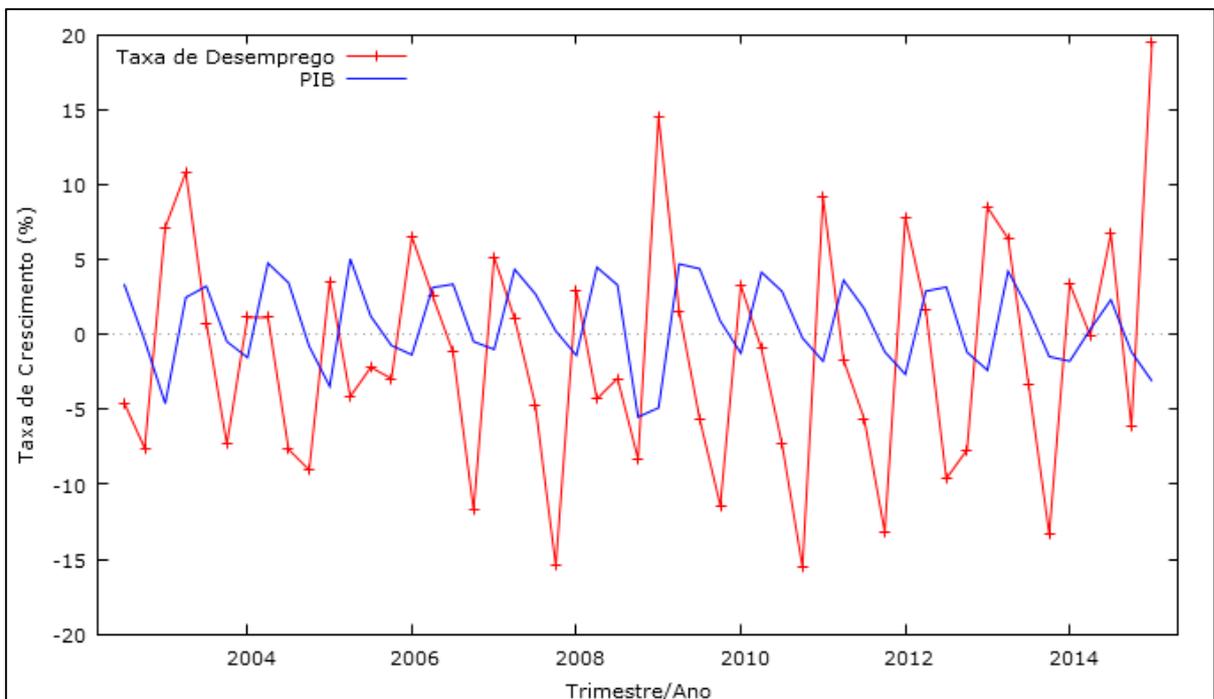


Gráfico 2 – Evolução da taxa de crescimento PIB real nacional (ano base 1995) e da taxa de desemprego (segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2015).

Fonte dos dados: IBGE. Elaboração própria.

Dada a tamanha repercussão e consequências na economia mundial da crise financeira norte-americana de 2008, divide-se a análise em dois grandes blocos, a saber, o que vai do ano de 2002 até meados de 2008 e do pós-crise até o início de 2015. O ano de 2002 começou sendo um ano de mudanças, no sentido de que o Brasil recebia, em um período de recente conquista da estabilização, um novo presidente, que inicialmente, apesar de uma campanha que propunha mudanças no curso das correntes políticas econômicas, se manteve conservador e coerente com as medidas adotadas no governo de seu antecessor. A política macroeconômica continuou, inicialmente, obedecendo o tripé (metas de inflação, superávit primário e taxa de câmbio flutuante), estabelecido no governo de Fernando Henrique Cardoso, que tinha como foco o combate à inflação (ver Gráfico 1).

Em 2003 o cenário da economia brasileira era de bom desempenho do comércio mundial, o que impulsionou o aumento substantivo das exportações, bem como foi impulsionada pelo crescimento do consumo e do emprego, embora a produtividade do trabalho não tenha sido tão melhor do que já vinha sendo em anos anteriores. A desvalorização do real, desde 1999, e este melhor desempenho do comércio mundial, permitiram que a elevada atividade de 2004 gerasse mais empregos (BALTAR *ET AL.*, 2006), que pode ser visto no Gráfico 2 através de taxas de crescimento do desemprego em níveis menores. O que marca este período é o crescimento do emprego formal, que está fundamentalmente ligado à dinâmica econômica do contexto, muito embora, segundo Pochmann (2006), tenha ocorrido a ampliação quantitativa das ocupações, especialmente dos empregos assalariados formais, mas de baixa qualificação nos postos de trabalho gerado. O crescimento do PIB verificado em 2004, como pode ser visto no Gráfico 2, teve impactos positivos sobre o mercado de trabalho, diminuindo o desemprego, aumentando o nível de ocupação, de postos de trabalho e trabalhadores com carteira assinada e melhorando a distribuição de renda. Assim, como colocado por Dedecca e Rosandiski (2006), são claros os pontos de relação positiva entre a recuperação econômica e recomposição do mercado de trabalho.

Apesar da política macroeconômica inicialmente conservadora, o aumento da demanda internacional por *commodities* juntamente com a taxa de capacidade ociosa e a taxa de câmbio desvalorizada levaram ao aumento das exportações (SANTOS, 2013). Este aumento estimulou a produção e ampliou emprego e renda que, juntamente com o aumento do endividamento das famílias, levou a aumento do consumo e dos investimentos. Em última instância, esse comportamento de expansão aumentou a taxa de importação, mas esta foi acobertada pelo aumento significativo das exportações. Ainda segundo Santos (2013), a configuração de

superávit no comércio externo e nas transações correntes que se instaurou na economia brasileira à partir do aumento das exportações *vis-à-vis* a redução da desconfiança dos investidores externos, resultou em um aumento da entrada de capital estrangeiro no país e, com esse movimento, a moeda nacional se valorizou, a inflação cedeu e a política monetária passou a ser menos apertada.

Conforme colocado por Baltar *et al.* (2010), a retomada do crescimento do PIB, no período 2003/2004, começou com as exportações e se consolidou com a ampliação do consumo e do investimento, num contexto com aumentos intensos das importações. Ainda segundo os autores, a economia brasileira foi beneficiada pela expansão do crescimento e pela conjuntura favorável do mercado internacional, já que o Brasil é um importante país exportador de *commodities* e produtos manufaturados. A ampliação do mercado financeiro doméstico abriu espaço para o aumento da entrada de capital estrangeiro, incluindo Investimentos Externo Direto (IED), aplicações no mercado financeiro, empréstimos externos, que compensaram o declínio do saldo da conta corrente mantendo, assim, a acumulação de reservas internacionais.

Em meados de 2006, a ampliação do consumo e do investimento na economia brasileira teve como ponto estimulador a articulação do crescimento da renda das famílias com a ampliação do fornecimento de crédito para as mesmas. A expansão do crédito se fez presente nos termos de elevação dos prazos de pagamento, na queda dos juros nominais e nas mudanças das instituições, que passaram a permitir o crédito com desconto. Em um contexto econômico com maiores taxa de crescimento do PIB, menor taxa de inflação, disponibilidade de reservas internacionais e menor estoque de dívida externa, os bancos e as empresas assumiram uma expectativa de continuidade de crescimento de venda, produção, emprego e renda (BALTAR *ET AL.*, 2010).

Soma-se aos estímulos que estavam sendo vivenciados na balança comercial, políticas de fortalecimento do mercado interno. Quatro medidas foram essenciais nesse sentido, a saber, políticas desenvolvimentistas, política de valorização sustentada do salário mínimo, políticas sociais, como o bolsa família e os gastos previdenciários, e a expansão do crédito (DEDECCA; LOPREATO, 2013). Segundo Serrano e Summa (2011), os principais resultados desta política foram o aumento da demanda geral e do consumo privado e, mais a frente, um aumento dos investimentos privados, o que encaminhou o crescimento do PIB via modelo de crescimento endógeno baseado no consumo.

Para Barbosa e Souza (2010), à partir de 2006 se consolidou no Brasil uma gestão macroeconômica em que o Estado deveria desempenhar um papel mais ativo no desenvolvimento econômico e social. Foi à partir de 2006, segundo Teixeira e Pinto (2012), que uma expansão econômica sustentada pelos investimentos e consumo das famílias expandiu o mercado interno e parece ter criado um consumo de massas, que articulava crescimento e distribuição de renda. Assim, a economia brasileira entrou em um novo “regime de crescimento, puxado pela demanda, no qual as políticas de distribuição de renda e o crescimento do mercado interno, com a incorporação de ampla parcela da população antes excluída do consumo de massas, tiveram papel fundamental” (TEIXEIRA; PINTO, 2012, p. 934).

O aumento do poder de compra de famílias de menor renda se deu pelo aumento do mercado de trabalho assalariado, pela crescente formalização dos contratos de trabalho e pelos expressivos aumentos de transferências sociais. Essas famílias passaram, então, a ter acesso ao crédito para o consumo, consumo esse que, ao ser ampliado, teve impacto significativamente importante no crescimento da economia brasileira. Nesse sentido, se aplica também a política de reajuste do salário mínimo que, em 2007, passou a reajustar o salário no período t à inflação no período $t - 1$ somado à variação do PIB no período $t - 2$, o que proporcionou a elevação dos ganhos reais pela população.

As taxas de investimento vinham aumentando em ritmo significativamente elevado. Assim, as empresas ampliaram o investimento na expansão da capacidade produtiva e o Estado retomou o investimento em infraestrutura, apesar de a atuação do Banco Central do Brasil, na tentativa de conter a inflação, “ter dificultado a concessão de empréstimos em moeda nacional e mantido elevado o nível das taxas de juros, a taxa média de crescimento da economia brasileira elevou-se expressivamente” (BALTAR *ET AL.*, 2010, p. 6).

No tocante às políticas de incentivo ao investimento privado, o Estado buscou beneficiar setores estratégicos com alto poder de encadeamento, bem como retomar a responsabilidade de coordenação e implementação de projetos de investimento via fortalecimento das empresas estatais. Nesse sentido, observa-se a posição fundamental do BNDES, que assumiu a linha de frente na instigação dos agentes privados tendo um amplo suporte financeiro para alavancar essa ação. O BNDES contou com três eixos básicos de atuação, a saber, redução dos riscos privados dos setores produtivos estratégicos, alteração da estrutura produtiva, via fusão ou incorporação, para aumentar a concentração setorial e competitividade e incentivo à internacionalização das empresas nacionais visando o aumento da presença das mesmas no mercado mundial (DEDECCA; LOPREATO, 2013). À partir de um modelo de crescimento

econômico via mercado interno, levando em conta consumo e investimento privados e gastos públicos, a economia passa a apresentar três principais comportamentos, sendo eles, uma retomada do crescimento do PIB, expansão do emprego e melhorias na distribuição da renda, que podem ser vistos pela evolução das taxas de crescimento no Gráfico 2.

Em meio a esse período, ocorreu a instauração do Plano Plurianual (PPA), que vigoraria de 2004 a 2007, e tinha como questões centrais do governo a estratégia de desenvolvimento com inclusão social e a desconcentração de renda com crescimento do produto e do emprego (SERRA, 2010). Assim, o Sistema Público de Emprego partiria da ótica da geração de mais e melhores postos de trabalho, com o fortalecimento do trabalho estável e de políticas ativas de emprego. Políticas de emprego, segundo Serra (2010), que pretendem responder de maneira pontual à situação de desemprego não estando integradas às políticas desenvolvimentistas, não podem alcançar os propósitos de proporcionar trabalho decente e efetiva integração social. Para a autora, o mercado de trabalho brasileiro é heterogêneo, precário e desigual. Assim sendo, a Política de Emprego, Trabalho e Renda, por si só, não encontra maneiras de responder efetivamente à essa realidade se não houver integração com as políticas de desenvolvimento econômico que geram, de fato, os novos postos de trabalho.

Até 2008, as taxas de crescimento econômico, que podem ser visualizadas no Gráfico 2, elevaram-se substancialmente, o que reflete o forte impacto da elevação da renda e do acesso ao crédito fornecido às famílias. O crescimento passa a ser impulsionado também pelo aumento do gasto público e do investimento público oriundo do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) e pelo expressivo aumento do investimento privado. O contexto em que a economia se encontrava com redução da vulnerabilidade externa, numa situação internacional favorável aos termos de troca, às exportações brasileiras e ao acúmulo de reservas internacionais, e com políticas públicas de regulação do trabalho, especialmente o sistema de fiscalização, evitaram que o país fosse fortemente afetado pelas consequências da crise internacional de 2008 (SANTOS, 2013).

Em resumo, o período de meados de 2002 até a crise financeira de 2008 mostra uma significativa elevação do ritmo do crescimento econômico, período de forte crescimento do PIB com baixa inflação, que teve vários impactos positivos sobre o mercado de trabalho brasileiro, quais sejam a geração de empregos, a redução da taxa de desemprego, a melhoria da estrutura ocupacional e de rendimentos, aumento da proporção de ocupações sob a proteção da legislação trabalhista e redução das desigualdades de rendimento no país. A política de valorização do salário mínimo, a maior fiscalização do cumprimento da legislação trabalhista, as pressões das

negociações sindicais, as políticas governamentais nas áreas social e trabalhista, as mudanças institucionais também contribuíram positivamente para a reestruturação do mercado de trabalho brasileiro, que envolveu redução das taxas médias de desemprego, expansão do emprego assalariado formal, crescimento do emprego nos setores mais organizados da economia, elevação substantiva do valor real do salário mínimo, importante redução do trabalho não remunerado, redução expressiva do trabalho infantil, entre outros impactos. (BALTAR *ET AL.*, 2010)

O comportamento apresentado pela taxa de desemprego e do produto, em particular em 2008, que pode ser visualizado no Gráfico 1, é um reflexo, em parte, da crise financeira que se instaurou nos Estados Unidos e repercutiu no Brasil. A causa direta da crise se deu à partir da concessão de empréstimos hipotecários “para credores que não tinham capacidade de pagar ou que não a teriam a partir do momento em que a taxa de juros começasse a subir como de fato aconteceu” (BRESSER-PEREIRA, 2009, p. 133). Assim sendo, “as operações de financiamento imobiliário ao grupo de ‘sub-cidadãos’ eram de alto risco por estarem garantidas pelo trabalho, por vezes, informal e por rendas, potencialmente, variáveis. E, finalmente, chegou o dia em que as garantias evaporaram” (SICSÚ, 2009, p.144). Inicialmente, os contratos eram fixados a juros baixos, depois eram muito altas para compensar a redução da primeira fase. Na fase de juros mais altos, a prestação elevada não cabia no rendimento dos cidadãos e os empréstimos deixaram de ser validados. Tal é o desenho da crise de crédito que atingiu a economia norte-americana.

Há autores como Dedecca e Lopreato (2013) e Saboia (2014) que afirmam que a crise teve impacto limitado na economia brasileira. Segundo os autores, um conjunto de fatores garantiram essa possível limitação, como a manutenção do fluxo de IED, um elevado volume de divisas, rápida recuperação dos preços das *commodities*, o que manteve estável o déficit em transações correntes não trazendo sobressaltos ao financiamento externo, a decisão pela adoção de políticas desenvolvimentistas, a ação do BNDES na promoção de crédito com taxa de juros subsidiada, para recuperar o ritmo dos investimentos, entre outros.

Apesar dos autores supracitados considerarem que os impactos da crise foram limitados, os mesmos existiram. Os impactos iniciais da crise foram a contração do crédito, a redução das exportações, redução dos preços das *commodities*, retração do comércio internacional, fuga de capitais, elevação do preço do dólar e redução na demanda interna por bens de consumo e investimento. Esse quadro, levou a economia brasileira a uma recessão que, segundo Santos (2013), começou entre o quarto trimestre de 2008 e o primeiro de 2009, que pode ser visualizado

nos Gráficos 1 e 2, levou a demissões em massa e à elevação da taxa de desemprego. Em 2008, o governo reduziu o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), elevou o prazo e o valor do seguro desemprego, alterou suas principais metas, reduziu fortemente o superávit, aumentando o déficit público e iniciou seu programa de habitação popular, Minha Casa, Minha Vida.

Pochmann (2009) argumenta que, pela contaminação da economia brasileira pela crise internacional desde outubro de 2008, três consequências se instauraram no mercado de trabalho do país, a saber, crescimento do desemprego, precarização das ocupações e aumento da rotatividade. Em relação à primeira das consequências citadas, a queda do crescimento do produto da economia brasileira levou trabalhadores a perderem seus empregos e ao arrefecimento das possibilidades de um novo integrante do mercado de trabalho conseguir emprego. Isso ocasionou a elevação da taxa de desemprego, que interrompeu a trajetória de queda da mesma que o país vinha experimentando. Quanto às ocupações precárias, leva-se em conta a diminuição no ritmo de crescimento do produto, bem como o aumento da taxa de desemprego, que tem como acompanhamento a degradação de parte dos postos de trabalho existentes, possivelmente aumentando a informalidade no interior das ocupações.

Já em relação à rotatividade da mão de obra, esta coloca-se mais intensamente no rebaixamento da remuneração, bem como das condições de trabalho dos empregados, sendo mais comum àqueles que estão sob contrato formal. Assim, trata-se da demissão de um funcionário mais bem remunerado, relativamente, e sua troca por um funcionário que exige menores remunerações.

Santos (2013) argumenta que já no segundo trimestre de 2009, houve um processo progressivo de recuperação da atividade econômica, que contou com o retorno do capital estrangeiro, a retomada da expansão de venda das *commodities*, a valorização da moeda nacional, redução da inflação e o estímulo ao crescimento do consumo através do maior endividamento das famílias. Em 2010, segundo o autor, o mercado de trabalho já havia superado as principais consequências da crise internacional e já apresentava uma situação melhor da que havia estado nos últimos 30 anos. Após esse período, a economia passa por uma nova fase expansionista do PIB acompanhada de reduções quase contínuas nas taxas de desemprego nas regiões metropolitanas, que se explica pelo aumento considerável dos investimentos, das contratações permanentes e do consumo interno das famílias (MONSUETO; TRUJILLO, 2011).

Por outro lado, segundo Oreiro *et al.* (2010), no início de 2010, o Brasil ainda se encontrava em situação de semi-estagnação e, para acelerar de forma sustentável a longo prazo o ritmo de crescimento da economia, seria necessário que a demanda agregada autônoma, que é independente do nível de renda e/ou da variação dessa renda e da produção, fosse expandida. Em economias abertas, há dois gastos autônomos, quais sejam as exportações e os gastos do governo. Sendo assim, o crescimento de longo prazo do nível de renda e produção seria uma média ponderada entre a taxa de crescimento das exportações e a taxa de crescimento dos gastos do governo. A expansão fiscal, monetária e creditícia foi o que possibilitou a rápida recuperação da economia brasileira em 2010.

A dinâmica do mercado de trabalho de 2011, que vinha sofrendo reduções contínuas na taxa de desemprego à partir de 2010, teve no triênio de 2011-2013, segundo Saboia (2014), a maior parte da criação de empregos no Brasil concentrada no setor terciário, com maior participação do setor de serviços. Esta maior concentração na área terciária se vincula a empregos de mais baixa produtividade, com menores remunerações, assim como com menor exigência de qualificação do trabalho. Além disso, observa-se uma tendência crescente na formalização das relações de trabalho, dado por um fortalecimento da capacidade de regulação pública destas relações. Segundo Dedecca e Lopreato (2013), alguns fatores são pontuais para explicar este fortalecimento, sendo eles o fato de o crescimento, estimulado pelas exportações, levar a maiores impactos dinâmicos para as grandes empresas, as quais são fonte privilegiada de geração de emprego protegido ou formal e o fato de se ter uma estratégia de crescimento baseado no fortalecimento do emprego formal.

Segundo Teixeira e Pinto (2012), em meados de 2011 os limites ao modelo de crescimento baseado no mercado interno e na redistribuição da renda mais a manutenção de juros elevados e apreciação cambial, mostraram-se claros. Ou seja, via-se um tipo de crescimento que tinha como base a elevação do consumo das famílias, porém com baixo dinamismo industrial, “caracterizado externamente por uma acoplagem passiva às cadeias produtivas asiáticas que puxa para a reprimarização da pauta exportadora e para a especialização regressiva da estrutura produtiva” (TEIXEIRA; PINTO, 2012, p. 934).

No início de 2013 é possível enxergar uma tendência de recuperação do nível de atividade e do investimento real. Os sinais de recuperação da atividade econômica vêm em conjunto com a desaceleração da taxa de desemprego, com o ritmo de melhora do nível de ocupação e dos rendimentos do trabalho. O ano de 2014, por outro lado, apresentou um quadro de estagnação da atividade econômica combinada à persistência de pressões inflacionárias e,

mais do que isso, a tendência da taxa de desemprego passou a ser de estagnação ou mesmo de crescimento. Nesse sentido, ainda há a observação de uma tendência não somente de aumento do desemprego, como também de queda no nível de ocupação e dos salários. O ano de 2015, tratado nesse trabalho somente em relação a seu primeiro semestre, não foge desta tendência que já vinha sendo apresentada até o final do ano de 2014, qual seja, diminuição no ritmo da produção e também de sua taxa de crescimento, bem como um aumento acentuado na taxa de desemprego e de sua taxa de crescimento, que pode ser verificado nos períodos finais dos Gráficos 1 e 2.

4.2 Evolução recente do desemprego por gênero no Brasil

A evolução supracitada da taxa de desemprego das regiões metropolitanas que vinha apresentando decréscimo na magnitude de seus valores e que vem encontrando um aumento relativo nos últimos semestres, reflete também a evolução da taxa de desemprego segundo características específicas da mão de obra. Nesse estudo, é explorado a evolução da taxa de desemprego segundo o gênero do trabalhador numa tentativa de abordar a possível discriminação ainda existente no mercado de trabalho que se manifesta segundo tal característica, que pode ser vista no Gráfico 3. A melhora que a economia brasileira apresentou à partir de meados de 2002 se relaciona com a elevação da participação de homens e mulheres na atividade econômica, bem como numa possível, porém ainda questionável, melhoria da qualidade de inserção. No entanto, a elevada taxa de desemprego feminino parece estar sinalizando aos agentes econômicos que há uma insuficiência no aumento dos postos de trabalho ocupados por mulheres, dada a intensidade do crescimento da PEA feminina.

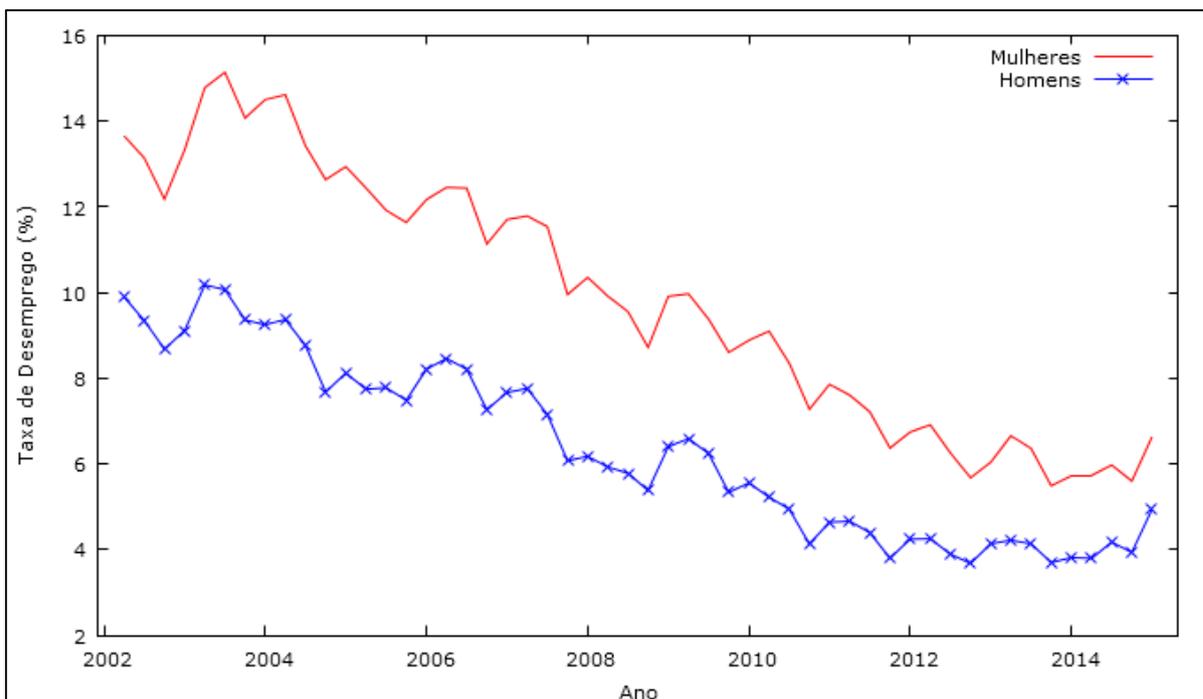


Gráfico 3 – Evolução da Taxa de desemprego segundo o gênero da mão de obra (segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2015).

Fonte dos dados: PME – IBGE. Elaboração própria.

A discrepância ainda existente entre homens e mulheres no mercado de trabalho evidencia a inserção diferenciada que pode ser resultado de segmentação ou discriminação da mão de obra, o que pode ser verificado com auxílio do Gráfico 3, que mostra a evolução das taxas de desemprego por gênero. Assim, o maior ingresso de mulheres no mercado de trabalho pode não estar encontrando respaldo nos termos de postos de trabalho disponíveis (OLIVEIRA ET AL., 2009), ou seja, ainda que as mulheres estejam sendo inseridas no mercado de trabalho, os postos que ocupam ainda são os de menor prestígio social e de rendimentos.

As desigualdades encontradas por homens e mulheres no mercado de trabalho, segundo Oliveira (1997), se deve pelo fato de que fatores culturais e sociais alocam as mulheres em uma posição subordinada no domicílio e no mercado de trabalho. Estas decisões de alocação fazem parte de um sistema social no qual as mulheres são subordinadas aos homens e onde suas ocupações se dariam, portanto, como extensões dos papéis domésticos. Assim, “para cada ocupação, são os fatores sociais mais do que diferenças de sexo biológicas que ditam quais as funções designadas para cada sexo pela sociedade” (OLIVEIRA, 1997, p. 4). No entanto, isso vêm mudando conforme o passar dos tempos, onde a crescente participação feminina no mercado de trabalho “confirma uma característica cada vez mais presente nas famílias

brasileiras, que é a situação da mulher como provedora de renda” (SOARES; OLIVEIRA, 2004, p. 5)

Políticas que desenvolvem medidas concretas que facilite a inserção da mulher na atividade econômica e assegurem, no seu interior, a igualdade de oportunidades e tratamento são as políticas que garantem a continuidade nos avanços quando se trata da redução das desigualdades de gênero. Segundo Abramo (2005), é preciso, então, considerar as mulheres como um grupo meta para as políticas de emprego. Isso significa dizer que, em primeiro lugar, essas políticas têm como objetos explícitos o aumento da taxa de atividade e da taxa de ocupação das mulheres.

Em segundo lugar, significa conseguir evitar que as mulheres sofram restrição quando as políticas forem concebidas e implementadas. Assim, o aumento das oportunidades de acesso ao trabalho remunerado deve ser existente, no sentido de isso ser um aspecto importante na autonomia econômica e pessoal das mulheres. Portanto, políticas que evitam ou atrasam esta inserção estão, na verdade, “contribuindo para a reprodução de uma situação de desigualdade de oportunidades e para o aumento – ou a persistência - da situação de pobreza numa porcentagem importante da população brasileira” (ABRAMO, 2005, p. 26).

Além disso, estas políticas precisam introduzir já na sua formulação e nos mecanismos de implementação na sociedade, elementos que garantam que a mulheres participarão em igualdade de condições com os homens. É preciso que exista ações que diminuam as barreiras que as mulheres enfrentam, ações estas que englobam as transferências e a melhoria da renda, capacitação e formação profissional, entre outras. A próxima sessão especifica a abordagem metodológica utilizada no presente trabalho como ferramenta para atingir os objetivos outrora explicitados.

Segundo Bruschini (2007), desde meados dos anos 90, a taxa de desemprego feminina é maior que a masculina, isso possivelmente porque houve um contínuo aumento da população economicamente ativa feminina. Ou seja, as mulheres começaram a buscar ocupar postos de trabalho, mas ainda encontravam diferentes oportunidades de emprego e, quando se inseriam, os postos eram precários e informais. Nos tempos atuais, como pode ser visto no Gráfico 3, ainda se vê as taxas femininas superiores às masculinas.

Mais que oportunidades diferentes, o rendimento também o é. As diferenças de escolaridade não são suficientes para explicar as diferenças no rendimento. Assim, há outros fatores que as explicam, entre elas o mecanismo de segregação ocupacional segundo o gênero

do trabalhador e um série de mecanismos diretos e indiretos de discriminação (ABRAMO, 2005). No mercado de trabalho, segundo Valenzuela (1999), o sexo marca as oportunidades dos indivíduos, restringindo as mesmas. Assim, as desigualdades nas oportunidades de trabalho para mulheres ocorre graças à “presença de estruturas hierárquicas que tendem a perpetuar a dominação sobre alguns grupos sociais, baseadas em estruturas inscritas de privilégio” (VALENZUELA, 1999, p. 153).

O estudo por gênero se torna importante quando se aceita a possibilidade de segregação, discriminação e segmentação do mercado de trabalho. Segundo Oliveira *et al.* (2009), indivíduos com características diferentes possuem probabilidades distintas de engajamento no mercado de trabalho. Assim, a dinâmica do desemprego e da inatividade, bem como as repostas às peculiaridades socioeconômicas podem variar de acordo com o gênero. Além disso, segundo os autores, há diferentes trajetórias de engajamento no mercado de trabalho de homens e mulheres e isso deve ser levado em conta quando na formulação de políticas públicas em geral e, mais especificamente, aquelas de emprego, inclusão social e redução da pobreza. Ambos os argumentos justificam o estudo por gênero da Lei de Okun.

Na procura em estabelecer os determinantes da entrada de trabalhadores das mulheres no mercado de trabalho, o que inclui tanto a evolução própria dos direitos adquiridos pelas mulheres, quanto as políticas sociais que visam a maior inclusão das mulheres no mercado de trabalho, alguns estudos buscam explicar isso em termos como efeito trabalhador adicional e efeito desalento. Segundo Gonzaga e Reis (2011), o efeito trabalhador adicional acontece quando a queda na renda real das famílias em períodos de recessão faz com que haja a entrada de outros membros da família no mercado de trabalho, com o objetivo de manter o nível de consumo inalterado.

O efeito desalento age na contramão deste primeiro, ou seja, acontece em momentos de recessão quando o salário esperado e a probabilidade de conseguir uma vaga são baixos, quando trabalhadores desempregados decidem por deixar de procurar emprego, o que provoca queda na taxa de participação na força de trabalho. Para os propósitos deste trabalho, considera-se o efeito trabalhador adicional, que tem sido medido basicamente pela entrada temporária de mulheres casadas, cujos maridos antes empregados, agora estão desempregados, na força de trabalho. Ainda que este seja um argumento relacionado somente com mulheres casadas, ele cabe na análise da inserção das mulheres no mercado de trabalho como um ponto específico.

O crescimento da participação das mulheres no mercado de trabalho deve-se, em parte, às mudanças estruturais ocorridas na economia brasileira, bem como ao acelerado processo de urbanização, que são responsáveis pelo crescimento de setores e ocupações consideradas tradicionalmente femininas. Esta participação concentra-se em um pequeno número de ocupações, cujas exigências de treinamento e capacitação muitas vezes se assemelham aquelas necessárias para o desempenho de tarefas domésticas (MELLO, 1982). As principais características dos cargos ocupados pelas mulheres, segundo Bivar (1993), somam menor estabilidade, menores possibilidades de ascensão profissional e menores salários, e criam a própria necessidade da mulher em conciliar sua participação no mercado de trabalho com atividades extra mercado. Ainda segundo a autora, a dificuldade das mulheres em se manterem na força de trabalho e, em particular, ocupadas, é o principal condicionante da sua atuação no mercado de trabalho, em relação à dos homens.

Segundo Paz (2013), a maior inclusão das mulheres pode ser justificada por alguns fatores, tais quais a eliminação de barreiras culturais e econômicas, que garantiram às mulheres um maior acesso ao mercado de trabalho. Barreiras culturais podem ser vista no fato de que mulheres ainda são vistas como as responsáveis pela realização de serviços domésticos e barreiras econômicas destaca-se as práticas discriminatórias e de segregação no mercado de trabalho.

Somando a essas explicações, os trabalhos de Bivar (1993), Costa e Teixeira (2008), Costa e Cunha (2010), Paz (2013) e Guimarães e Santos (2010), citados na subseção 2.2, que trata das questões sobre a probabilidade de desemprego ou de duração do mesmo, auxiliam na explicação do porquê, ainda que a inserção feminina no mercado de trabalho tenha se tornado mais significativa com o passar dos anos, permanece tal discrepância nos dados de desemprego observados.

O próximo capítulo traz a abordagem metodológica econométrica utilizada para cumprir com os objetivos geral e específico deste trabalho, fazendo uso do programa estatístico Gretl e da base de dados disponível pelo IBGE para a taxa de desemprego geral e por gênero e para os dados do PIB real nacional, ano base 1995, de 2002 a 2015.

5. METODOLOGIA

Este capítulo tem por objetivo expor a metodologia de estudo utilizada para verificar empiricamente a Lei de Okun para a economia brasileira no período considerado, numa abordagem que considera o gênero do trabalhador. Para tanto, inicialmente, a formulação da Lei de Okun é exposta, seguido de como é gerado o valor do produto real potencial via filtro HP, ponto importante para a geração do hiato do produto. Posteriormente são informados os testes de raiz unitária que foram realizados sobre as séries de primeira diferença da taxa de desemprego total e por gênero e sobre o hiato do produto e os dados utilizados e suas fontes.

5.1 A equação

A equação (12) proposta por Okun (1962) é adaptada por Tombolo e Hasegawa (2014), conforme pode ser visto na equação (13). Partindo desta equação, propõe-se a equação (18) abaixo para cumprir com os objetivos deste trabalho, que tem como base a aplicação da Lei de Okun para a economia brasileira:

$$(u_t - u_{t-1}) = \beta_0 - \beta_1(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (18)$$

onde y_t é considerado o produto efetivamente realizado, y_t^* o produto potencial ou natural da economia considerada e $(u_t - u_{t-1})$ é a primeira diferença da taxa de desemprego. Em outras palavras, a equação propõe a estimativa da primeira diferença da taxa de desemprego em função do *gap* do produto, a diferença entre o produto efetivo e potencial. Como parte dos objetivos deste estudo é analisar a validade empírica da Lei de Okun segundo o gênero da mão de obra, o termo esquerdo da equação (18), a variável dependente “primeira diferença da taxa de desemprego” será tanto para os valores obtidos segundo taxa de desemprego total, quanto para cada um dos dois gêneros da mão de obra. Assim, haverá três equações estimadas:

$$(u_{DTt} - u_{DTt-1}) = \beta_0 - \beta_1(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$(u_{DMt} - u_{DMt-1}) = \beta_0 - \beta_1(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$(u_{DFt} - u_{DFt-1}) = \beta_0 - \beta_1(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (21)$$

sendo que a equação (19) considera o desemprego total (DT) e as equações (20) e (21) são específicas para o desemprego entre os homens (DH) e mulheres (DM), respectivamente.

Nestes modelos, o termo y_t^* não é diretamente observável, sendo necessário a sua estimativa por meio de algum método estatístico. Seguindo o observado na literatura empírica, especificamente em Villaverde e Maza (2009), será empregado o método de filtragem de Hodrick-Prescott (filtro HP)⁴ para gerar o *gap* do produto na economia brasileira. O filtro HP, popularizado no artigo de Hodrick e Prescott (1997), consiste em um procedimento de suavização simples e tem por função remover flutuações de baixa frequência nas séries, deixando apenas componentes de curto prazo. A derivação do filtro parte do princípio de que uma série temporal y_t pode ser decomposta em um componente de tendência ou crescimento g_t e um componente cíclico c_t , tal como exibido em (22):

$$y_t = g_t + c_t, \quad t = 1, 2, 3 \dots, T \quad (22)$$

A decomposição da série proposta pelo Filtro HP é tal que:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^T ((g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1}))^2 \quad (23)$$

onde o primeiro componente é a soma do quadrado dos componentes cíclicos ($c_t = y_t - g_t$). O segundo termo é o multiplicador λ da soma dos quadrados das segundas diferenças dos componentes de tendência. Este multiplicador é o parâmetro de suavidade com o qual se controla a aceleração do componente de tendência, isto é, as variações na taxa de crescimento do componente de tendência. A partir de investigações empíricas para dados trimestrais, Hodrick e Prescott (1997) chegam ao valor de 1600 para o parâmetro de suavização λ .

Seguindo Angelis (2004), a condição de primeira ordem se obtém diferenciando a função objetivo, equação (23), com respeito a g_t :

$$2(y_t - g_t) - 2\lambda[(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})] + 4\lambda[(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})] - 2\lambda[(g_{t+2} - g_{t+1}) - (g_{t+1} - g_t)] = 0 \quad (24)$$

Empregando o operador de defasagem e dividindo por 2, obtém-se:

⁴ Existem outros filtros, que embora não explorados aqui, podem ser vistos em trabalhos como o de Angelis (2004).

$$y_t - g_t = \lambda[(1-L)g_t - (1-L)g_{t-1}] - 2\lambda[(1-L)g_{t+1} - (1-L)g_t] + \lambda[(1-L)g_{t+2} - (1-L)g_{t+1}] \quad (25)$$

Ao aplicar repetidamente o operador de defasagem, chega-se a:

$$y_t - g_t = [\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2 + 1]g_t \quad (26)$$

Definindo $F(L) = [\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2 + 1]$, tem-se então que:

$$y_t = F(L) \cdot g_t \quad (27)$$

Invertendo, tem-se que:

$$g_t = F(L)^{-1}y_t \quad (28)$$

O componente cíclico, $c_t = y_t - g_t$, se torna, portanto:

$$c_t = (1 - F(L)^{-1})y_t \quad (29)$$

Definindo $C(L) = (F(L) - 1)/F(L)$, tem-se que:

$$C(L) = \frac{\lambda[1-L]^2[1-L^{-1}]^2}{\lambda[1-L]^2[1-L^{-1}]^2 + 1} \quad (30)$$

Assim sendo,

$$c_t = \frac{\lambda[1-L]^2[1-L^{-1}]^2}{\lambda[1-L]^2[1-L^{-1}]^2 + 1} y_t \quad (31)$$

A função de resposta de frequência será obtida substituindo na equação (30) o operador de defasagem por e^{-iw} . Assim,

$$C(w) = \frac{F(e^{-iw}) - 1}{F(e^{-iw})} = \frac{\lambda[1 - e^{-iw}]^2 [1 - e^{iw}]^2}{\lambda[1 - e^{-iw}]^2 [1 - e^{iw}]^2 + 1} = \frac{4\lambda(1 - \cos(w))^2}{4\lambda(1 - \cos(w))^2 + 1} \quad (32)$$

A função de transferência do filtro se torna tal que:

$$H(w) = \left| \frac{4\lambda(1 - \cos(w))^2}{4\lambda(1 - \cos(w))^2 + 1} \right|^2 \quad (33)$$

Dados estes quatro termos em primeira diferença no numerador de (30), a parcela cíclica do filtro do HP produz uma série estacionária para todas as séries subjacentes integradas até o quarto grau. O filtro HP facilita aplicações empíricas, além de ter a vantagem de gerar séries sem tendências e estacionárias. Porém, uma desvantagem do filtro é que o mesmo não leva em consideração outros fatores na economia que afetam o crescimento econômico. Exemplos da

utilização deste método podem ser vistos em Almeida e Félix (2006) e Dias (1997) ambos para dados do produto e posterior cálculo do produto potencial para a economia portuguesa.

O filtro HP é aplicado sobre a série de logaritmo do PIB real decompondo a série em seus componentes de ciclo e tendência. O componente de ciclo é a proxy utilizada para captar o hiato do produto real no presente trabalho e é multiplicada por 100 para que a interpretação dos resultados possa ser em relação ao aumento de 1% no hiato do produto, $(y_t - y_t^*)$, variável independente da equação (18) e das equações específicas (19), (20) e (21).

Como se tratam de dados de séries temporais existe a possibilidade de que as séries sejam não estacionárias, o que poderia conduzir a estimativas espúrias das regressões. Desta forma faz-se necessária a realização de testes de raiz unitária sobre as séries de primeira diferença da taxa de desemprego total e por gênero. Como uma das vantagens do Filtro HP é a construção de uma série de ciclo estacionária, não há a necessidade de se aplicar os testes sobre a série de hiato do produto real. Da mesma forma, dado que ao menos uma das séries é estacionária (hiato do produto real), não se faz necessário analisar a presença de cointegração.

Para a presente análise, utiliza-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller – ADF), que consiste em testar a hipótese nula da presença de raiz unitária na série contra a hipótese alternativa de que não há esse componente, ou seja, a série é estacionária. Seguindo Bueno (2008), em termos algébricos, o teste de Dickey-Fuller (DF) compreende as três equações abaixo:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \rightarrow \tau \quad (34)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \rightarrow \tau_\mu \quad (35)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta_t + \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \rightarrow \tau_\tau \quad (36)$$

sendo a equação (34) uma versão sem constante, a equação (35) uma versão com constante e a equação (36) uma versão com constante e tendência determinística. O teste de raiz unitária trabalha sobre a hipótese nula de que $\alpha = 0$, ou seja, presença de raiz unitária. No entanto, esta versão do teste considera que o erro é ruído branco, mas, com frequência, o erro é um processo estacionário qualquer. Assim, deve-se considerar uma ordem maior para o modelo auto regressivo (AR), no que se propõe a versão aumentada do teste, conhecido como Dickey-Fuller Aumentado (ADF), definido por:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (37)$$

Em que:

$$\alpha = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i) \quad (38)$$

Além disso:

$$\lambda_i = -\sum_{j=i}^p \phi_j + 1 \quad (39)$$

Outro teste utilizado nesta presente análise é o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), que inverte as hipóteses do teste ADF, ou seja, possui como hipótese nula a ausência de raiz unitária. Seguindo Bueno (2008), considere o processo gerador de dados:

$$y_t = x_t + u_t \quad (40)$$

em que $x_t = x_{t-1} + v_t$, $v_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$ e u_t é um processo estacionário. A ideia do teste é testar se a variância é nula e, assim, o processo é estacionário. A hipótese a ser testada é:

$$H_0: \sigma^2 = 0 \text{ x } H_1: \sigma^2 > 0 \quad (41)$$

Acrescentando uma tendência determinística ao modelo (40), tem-se:

$$y_t = \mu + \delta_t + x_t + u_t \quad (42)$$

O procedimento é tal que, inicialmente, estima-se a série em análise contra as variáveis determinísticas:

$$y_t = \mu + \delta_t + e_t \quad (43)$$

Partindo-se disso, calcula-se os resíduos dessa regressão, em todo t :

$$\hat{e}_t = y_t - \hat{\mu} - \hat{\delta}_t \quad (44)$$

Define-se a soma parcial dos resíduos como:

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j \quad (45)$$

Usando o teste de multiplicador de Lagrange, KPSS, assim estabelecido:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{\nu}^2} \quad (46)$$

em que $\hat{\nu}^2$ é a variância de longo prazo. Se y_t é um processo estacionário, então S_t será I(1) e o numerador do KPSS é um estimador da variância de S_t que, por sua vez, tem um limite assintótico. O termo no denominador assegura que a distribuição é livre de ruídos. Porém, se

y_t for I (1), o numerador crescerá sem limites, o que torna a estatística bastante grande. Observe que:

$$e_t = x_t + u_t \quad (47)$$

Se a variância de x_t é positiva, então $x_t = x_0 + \sum_{j=1}^t v_j$, isto é:

$$e_t = x_0 + \sum_{j=1}^t v_j + \mu_t \quad (48)$$

Substituindo a equação (48) na equação (45), encontra-se:

$$S_t = \sum_{j=1}^t (x_0 + \sum_{h=1}^j v_h + \mu_j) = tx_0 + \sum_{j=1}^t \sum_{h=1}^j v_h + \sum_{j=1}^t \mu_j \quad (49)$$

S_t é, pelo menos, I (1) em razão do termo $\sum_{j=1}^t \mu_j$. Tomando $\sum_{t=1}^T S_t^2$, obtém-se uma variável I (2), que, ajustada por T^2 , resulta em uma distribuição limitada, caso a variância de x_t seja nula. Se não for, o termo $\sum_{j=1}^t \sum_{h=1}^j v_h$ fará com que a estatística KPSS exploda, e o teste resultará em um valor elevado, tornando impossível não rejeitar a nula.

Após a realização dos testes, os modelos são estimados de onde extrai-se o coeficiente de Okun, que será tanto para a nação como um todo, quanto específicos para os gêneros feminino e masculino.

5.2 Fonte e base de dados

À partir do exercício econométrico exposto, explora-se a relação macroeconômica de Okun utilizando dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para os valores do PIB trimestral nacional, entre o segundo trimestre de 2002 e o primeiro trimestre de 2015, valores com ano base em 1995. Para a taxa de desemprego total e por gênero do trabalhador, são utilizados os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) para o mesmo período de tempo, para trabalhadores maiores de 18 anos e menores de 66 anos de idade. Para as estimações dos modelos, utiliza-se o pacote estatístico Gretl. No Anexo A podem ser vistos os dados originais utilizados para este estudo.

O próximo capítulo traz os resultados deste estudo e as principais discussões que permeiam entre o quantitativo do coeficiente de Okun e a sua interpretação qualitativa com base na relação que se estabelece na proposta lei.

6. A LEI DE OKUN NO BRASIL: ANÁLISE EMPÍRICA

Este capítulo tem como objetivo expor os resultados encontrados através da estimação da Lei de Okun via MQO, conforme a metodologia explicitada anteriormente nesse estudo. Assim, primeiramente, com o auxílio de gráficos que buscam evidenciar a relação negativa entre hiato do produto e variação da taxa de desemprego, expõe-se os resultados obtidos para a o desemprego nacional total na subseção 6.1 e, na subseção 6.2, os resultados obtidos quando da especificação da relação de Okun para ambos os gêneros dos trabalhadores.

6.1 A relação de Okun considerando o desemprego total nacional

De maneira mais simples, em termos de valor em nível do hiato, um hiato positivo significa que se foi efetivamente produzido além de um determinado valor considerado potencial; por outro lado, um hiato negativo significa que a produção efetiva foi aquém do valor potencial para a economia brasileira em um determinado ponto no tempo⁵. Este hiato, ou *gap*, parece influenciar a taxa de desemprego de tal maneira que sua variação positiva é capaz de reduzir tal taxa. Isso evidencia exatamente o que foi proposto e modelado por Okun (1962), uma relação negativa entre as duas variáveis, que pode ser visualizada graficamente no Gráfico 5 abaixo, que exhibe a variação na primeira diferença da taxa de desemprego em relação ao hiato do produto obtido via filtro HP, para a taxa de desemprego total nacional, o qual fornece uma primeira ideia de que esta relação pode ser válida para a economia brasileira no período analisado. Como pode ser visto, quanto mais o hiato se encaminha para um valor positivo, ou seja, quanto maior for a diferença entre o PIB observado em relação ao seu potencial, menor é a variação da taxa de desemprego.

⁵ Tais valores encontrados na pesquisa para o hiato do produto real para a economia brasileira no período analisado pode ser encontrado no Anexo B ao final do trabalho.

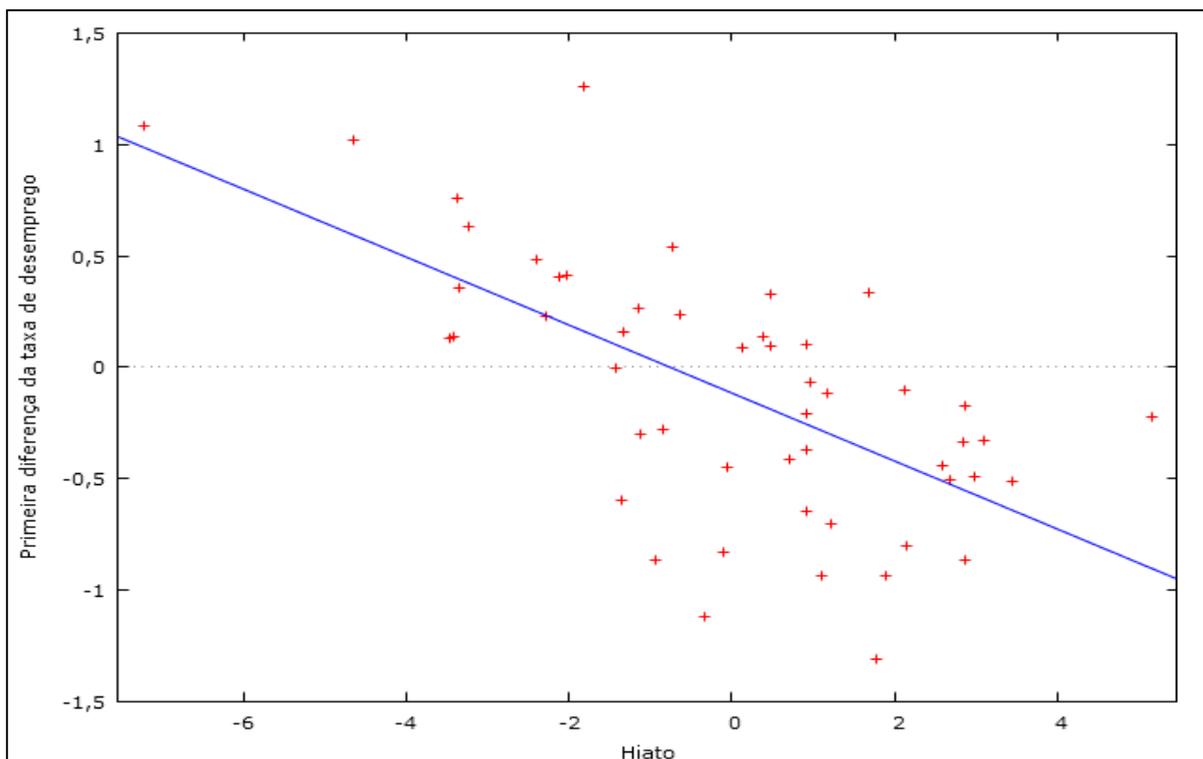


Gráfico 4 – Relação entre hiato do produto real (HP) e a primeira diferença da taxa de desemprego

Fonte dos dados: IBGE. Elaboração própria.

Buscando confirmar a validade estatística da relação visualizada no Gráfico 5, é estimado um conjunto de modelos econométricos entre a variação da taxa de desemprego no país e o hiato do produto, obtido via filtro HP, como definido no Capítulo de Metodologia. Para tanto, é utilizada a versão do modelo de hiato do produto, como definido na equação (19) do capítulo anterior. Inicialmente, são realizados testes de raiz unitária (ADF e KPSS) nas séries de primeira diferença da taxa de desemprego total e no hiato do PIB real (mesmo não sendo necessário, usado somente como comprovador de estacionariedade), como pode ser visualizado nos Anexos C e D, para os testes ADF e Anexos E e F, para os testes KPSS. As duas séries se mostram estacionárias, dado que nenhuma delas apresenta raiz unitária. No entanto, no teste ADF para a série de primeira diferença da taxa de desemprego, a tendência determinística foi significativa. Sendo assim, se faz ideal realizar um teste ADF com a adição de dummies sazonais, que pode ser visto no Anexo G. Na Tabela 1 abaixo pode ser visto os p-valores dos testes ADF para a série de primeira diferença da taxa de desemprego total sem binárias sazonais e com binárias sazonais.

Tabela 1 – p-valores dos testes ADF sobre as séries de primeira diferença da taxa de desemprego total sem dummies e com dummies sazonais.

	Primeira diferença da taxa de desemprego total	
	Sem binária	Com binária
Sem constante	0,002367	0,002367
Com constante	0,000678 ^α	0,0009466 ^{αμ}
Constante e tendência	0,005683 ^{αβ}	0,00564 ^{αμ}

Fonte: resultados da pesquisa.

α significa constante significativa; β significa tendência significativa; μ significa 3 dummies sazonais significativas.

Como pode ser observado, as dummies sazonais são significativas quando inseridas e, no modelo que se considera tanto as dummies, quanto a tendência determinística, esta última não se mostra significativa. Isto justifica a inserção de dummies sazonais no modelo estimado nesta subseção. No entanto, como poderá ser confirmado na subseção 6.2, o modelo com dummies sazonais e constante é estatisticamente ideal para as séries de primeira diferença da taxa de desemprego nacional total e masculina, mas não o é para a série de primeira diferença do desemprego feminino, uma vez que apresenta autocorrelação. Assim sendo, por uma questão de padronização de análise, ou seja, para que a análise comparativa seja possível, opta-se pela aplicação de um modelo em comum, auto regressivo de ordem 1 (AR(1)), nas três séries de primeira diferença em função do hiato do produto real. Após a realização dos testes, os modelos foram estimados com auxílio do pacote estatístico Gretl 1.10.1, com desvios padrão robustos à heterocedasticidade.

São estimados quatro modelos, sendo eles: (1) sem constante e somente a primeira diferença da taxa de desemprego em função do hiato; (2) com constante e hiato; (3) constante, hiato e dummies periódicas trimestrais para controlar possíveis problemas de sazonalidade e, por último, (4) constante, hiato e dummies periódicas trimestrais e uma defasagem da primeira diferença da taxa de desemprego, modelo AR(1). Estes quatro modelos podem ser vistos na Tabela 2 abaixo. O modelo (3) e (4) são considerados estatisticamente ideais por indicarem uma ausência de autocorrelação, porém, como já comentando anteriormente, o modelo (4) será o modelo parâmetro de comparação neste trabalho. Os outputs completos dos quatro modelos podem ser vistos nos Anexos H a K e os testes de autocorrelação dos quatro modelos se encontram no Anexo L.

Tabela 2 – Resultados dos modelos obtidos para a taxa de desemprego total

	(1)	(2)	(3)	(4)
Hiato	-0,1524** (0,02252)	-0,1528** (0,02278)	-0,1124** (0,02967)	-0,0963391*** (0,0261948)
Constante		-0,1169** (0,05391)	0,1777* (0,09237)	0,3323*** (0,09209)
2º Trimestre			-0,04565 (0,1594)	-0,2687* (0,1454)
3º Trimestre			-0,2304 (0,1765)	-0,4294** (0,1635)
4º Trimestre			-0,8801** (0,1217)	-0,9974*** (0,1176)
d_desem (-1)				0,1459** (0,0689)
N	51	51	51	50
Rô	0,029557	-0,045549	0,246486	0,131697
Durbin- Watson	1,932170	2,069064	1,492252	
h de Durbin				1,066416
P-valor (F)	1,39e-08	1,88e-08	3,70e-19	2,86e-17
Adj. R ²	0,389378	0,395026	0,745575	0,742617

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. * indica significância ao nível de 10 por cento. ** indica significância ao nível de 5 por cento. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

Os resultados da Tabela 2 acima parecem comprovar a validade da lei de Okun no Brasil para o período analisado, tendo a variável Hiato sendo estatisticamente significativa para todos os modelos, o que permite apreender o quão sensível é o desemprego em relação às alterações no hiato do produto. Assim, como já anteriormente citado, Dedecca e Rosandiski (2006) afirmam que são claros os pontos de relação positiva entre a recuperação econômica e recomposição do mercado de trabalho e o resultado obtido nesta pesquisa parece comprovar esta afirmação. Observando os resultados, à partir do que é colocado por Okun (1962) quando na formulação de sua relação, avanços no sentido produtivo do país são capazes, portanto, de afetar positivamente o mercado de trabalho, diminuindo a taxa de desemprego observada.

Os resultados expostos na Tabela 2 são comparáveis com aqueles obtidos por autores que aplicaram a mesma Lei para nações e que não invertem a relação. Apesar de, por vezes, o método utilizado não ter sido o mesmo, pode-se comparar os resultados com os trabalhos de Okun (1962), Moosa (1997), Moosa (1999), Harris e Silverstone (2001), Ball *et al.* (2013), Karfakis *et al.* (2014) e Tombolo e Hasegawa (2014), que podem ser verificados no Capítulo 3 e que têm seus resultados expostos no Quadro 1 ao final deste mesmo capítulo.

Os coeficientes da variável Hiato, conhecidos como coeficientes de Okun, encontrados na Tabela 2 variam entre 0,09 e 0,15, sendo o valor 0,09 o fornecido pelo modelo considerado estatisticamente ideal. Eles se aproximam do encontrado na relação de curto prazo para os Estados Unidos (coeficiente de 0,16) por Moosa (1999), por Ball *et al.* (2013), que encontraram um coeficiente de 0,4 e 0,5 para os EUA e por Karfakis *et al.* (2014) que encontraram um coeficiente de curto prazo de 0,15 para a Grécia. Em relação ao trabalho aplicado no Brasil por Tombolo e Hasegawa (2014), em que os mesmos encontraram um coeficiente que varia de 0,18 a 0,20 para a economia brasileira, o coeficiente menor aqui encontrado, de 0,09, pode estar sinalizando somente uma diferença de metodologia, a possível influência do tamanho da série utilizada ou, o que pode auxiliar no entendimento da relação ao longo do tempo, que o crescimento econômico já não consegue alterar tanto quanto antes as variações na taxa de desemprego.

A interpretação dos resultados vem do coeficiente de Okun que indica o quanto um aumento de 1% no produto efetivo em relação a seu valor potencial diminui em pontos percentuais a taxa de desemprego, assim como proposto por Okun (1962). De uma maneira simplificada, a pergunta que se procura responder na análise dos coeficientes é em quanto que um crescimento de 1% do *gap* entre produto efetivo e potencial afeta a variação, em pontos percentuais, da taxa de desemprego. Considerando o modelo (1) que leva em consideração somente o hiato do produto em relação com a primeira diferença da taxa de desemprego, aumento de 1% no hiato do produto leva a uma diminuição de 0,15 pontos percentuais na taxa de desemprego. Ao se considerar modelo (2), *ceteris paribus*, o aumento de 1% no hiato do produto leva a uma diminuição também de 0,15 pontos percentuais na taxa de desemprego.

Porém, por uma questão estatística, a adição de dummies sazonais se faz importante, dummies estas que são inseridas nos modelos (3) e (4). O modelo (3), estatisticamente válido, fornece uma variação de 0,11 pontos percentuais na taxa de desemprego, um resultado que leva em consideração, portanto, um efeito menor do hiato por ação conjunta das questões temporais. O modelo (4), modelo AR(1), estatisticamente ideal e analiticamente padronizado com as demais análises deste trabalho, fornece uma variação de 0,09 pontos percentuais, relativamente menor que a encontrada nos demais modelos, da taxa de desemprego em função da variação no hiato.

Em relação ao modelo (4), é interessante notar que o componente auto regressivo da série de primeira diferença da taxa de desemprego é significativo, ou seja, há a influência do passado da série sobre sua variação atual. Embora esse não seja o foco de análise da Lei de

Okun, relação estudada neste trabalho, faz-se importante notar essa significância em termos de elaboração de políticas públicas que buscam entender e reformular a questão do desemprego. Assim, baseando-se numa proposta que considere expectativas adaptativas, olhar para o passado da variável ajuda a entender os movimentos que ocorrem no presente e possibilitam que os agentes consigam moldar de forma mais consistente as diretrizes de um plano de ação que busque, de maneira a manter a estabilidade, diminuir os efeitos negativos que o desemprego pode estar impondo à sociedade e aos membros formadores da mesma.

Okun (1962) deixa claro que essa relação é assimétrica, ou seja, a relação não é de 1 para 1, uma vez que a taxa de desemprego também é afetada por outros fatores que não o crescimento econômico, como por exemplo, por variações no número de postos de trabalho oferecidos e na qualidade dos mesmos. O modelo (4), como explicitado no parágrafo anterior, fornece uma proposta de explicação dessa assimetria, tendo a defasagem da primeira diferença da taxa de desemprego sido significativa. Além disso, outras explicações podem envolver a ocorrência de aumentos na produtividade do trabalho, o que levaria a uma expansão da atividade, um crescimento que não estaria necessariamente vinculado a um aumento dos postos de trabalho, não trazendo, conseqüentemente, uma diminuição na taxa de desemprego.

Disso se pode concluir que, para que ocorram mudanças significativas nas taxas de desemprego, o produto deve crescer acima do seu valor potencial. Se o objetivo da política pública é o de manter constante o nível de desemprego, o produto deve crescer no mínimo o seu valor considerado potencial. Mas, se é de intenção diminuí-la, o produto deve crescer acima deste potencial. Assim, é possível ter decréscimo da taxa de desemprego ainda que o produto não esteja crescendo, como exposto por Saboia (2014), que evidencia que em meados de 2011, ainda que estivesse havendo um arrefecimento do crescimento, o setor de serviços estava expandindo suas contratações, diminuindo a taxa de desemprego nacional, ainda que os postos de trabalho fossem precários e de baixa qualidade. Costa e Cunha (2010) corroboram o que foi argumentado por Saboia (2014) ao afirmarem que taxa de desemprego baixa com crescimento baixo significa que o mercado de trabalho brasileiro manteve uma grande capacidade de absorção da mão de obra em decorrência de expansão de setores, nesse caso brasileiro, o setor de serviços.

A promoção de postos de trabalho de baixa rotatividade e de maior qualidade pode reduzir a sensibilidade da taxa de desemprego em direção a patamares superiores nos momentos de queda da atividade econômica. Este resultado reforça a necessidade de se adotar políticas de incentivo à contratações de tempo indeterminado durante os períodos de expansão da produção,

ao mesmo tempo em que medidas passivas de incentivo à qualificação são postas em prática para minimizar os impactos da redução do ritmo de atividade econômica sobre a taxa de desemprego. Nesse sentido, a proposta é que este coeficiente se torne, em partes, menos sensível às flutuações econômicas, tendo o trabalhador maior estabilidade em períodos de recessão e manutenção e aumento dos postos em períodos de expansão.

Muitos dos artigos citados na revisão da literatura, como por exemplo Villaverde e Maza (2009), consideram como alternativa para a diminuição da taxa de desemprego a flexibilização do mercado de trabalho, cuja proposta, em tese, permitiria a este mercado responder aos movimentos da economia de forma mais autônoma. Esta seria uma situação justificável caso o próprio mercado estivesse fornecendo as oportunidades de crescimento das ocupações.

Em oposição a esta ideia, segundo Azeredo e Ramos (2009), o “pessimismo das elasticidades”, que ocorre quando a elasticidade emprego-produto sofre redução drástica, indica que o crescimento econômico já não consegue mais ofertar empregos de forma satisfatória, abrindo espaço para que o Estado se faça o controlador da situação. Assim, estes mesmos autores reconhecem a necessidade de participação do Estado para o aumento dos postos de trabalho, o aumento da qualidade das vagas oferecidas, que visam a diminuição da rotatividade, o aumento do ritmo do crescimento da ocupação, a manutenção da estabilidade dos rendimentos reais, a requalificação de funcionários, entre outras medidas, uma vez que o próprio mercado se mostra falho na promoção destes fatores.

Este debate sobre a necessidade ou não de se inserir novos pontos de flexibilidade no mercado de trabalho leva à considerações sobre o papel da informalidade ou dos contratos atípicos de trabalho na economia brasileira. O aumento do setor informal pode estar fornecendo a impressão errônea de que o crescimento já não fornece mais um número satisfatório de vagas de emprego. Quando isso acontece, o coeficiente se torna menor, indicando menor sensibilidade da taxa de desemprego em relação ao crescimento da produção. Caberia, neste sentido, a proposta de trabalhos adicionais que testem essa relação por meio da comparação entre os setores formais e informais da economia. A dificuldade analítica deste exercício requer, contudo, pensar na forma como captar a taxa de desemprego setorial.

Em um sociedade por si só moldada em heterogeneidade, sendo esta intrínseca a seus componentes, observar os diferentes modos que determinados grupos são afetados por um mesmo fator evidencia o quanto a heterogeneidade estudada afeta a dinâmica evolutiva do grau

de pertencimento dos indivíduos às questões abordadas e o modo como se encaixam dentro das políticas sociais pré-estabelecidas. A subseção seguinte trata da relação exposta neste trabalho segundo o desemprego por gênero do trabalhador.

6.2 A relação de Okun considerando o desemprego por gênero

A questão da influência das flutuações econômicas sobre a evolução da taxa de desemprego abre espaço para se estudar o modo como estas mesmas flutuações podem influenciar diferentes grupos. A abordagem microeconômica consegue dar formato para a análise de como fatores sociais, tais quais idade, estoque de capital humano, experiência, características pessoais impactam nas equações de probabilidade de desemprego dos diversos agentes da economia e também como a questão do desemprego acontece por meio de segregação ocupacional ou, o que se iguala, discriminação na contratação. O ganho de literatura, portanto, se dá quando uma abordagem majoritariamente macroeconômica consegue explicar parte de tal fenômeno, ou seja, quando se consegue mostrar como variações no ambiente macroeconômico conseguem afetar o ambiente microeconômico do mercado de trabalho e seus formadores.

Assim como exposto para a relação segundo o desemprego total nacional, os Gráficos 6 e 7 exibem a variação na taxa de desemprego por gênero em relação ao hiato do produto obtido via filtro HP, para a taxa de desemprego masculina e feminina, respectivamente, que fornece uma primeira ideia de que esta relação pode ser válida para a economia brasileira no período analisado. Aqui se repete a análise feita na subseção anterior, qual seja, quanto mais o hiato se encaminha para um valor positivo, ou seja, quanto maior for a diferença entre o PIB observado em relação ao seu potencial, menor é a variação da taxa de desemprego masculina e feminina. Isso evidencia, novamente, o que foi proposto e modelado por Okun (1962), uma relação negativa entre as duas variáveis.

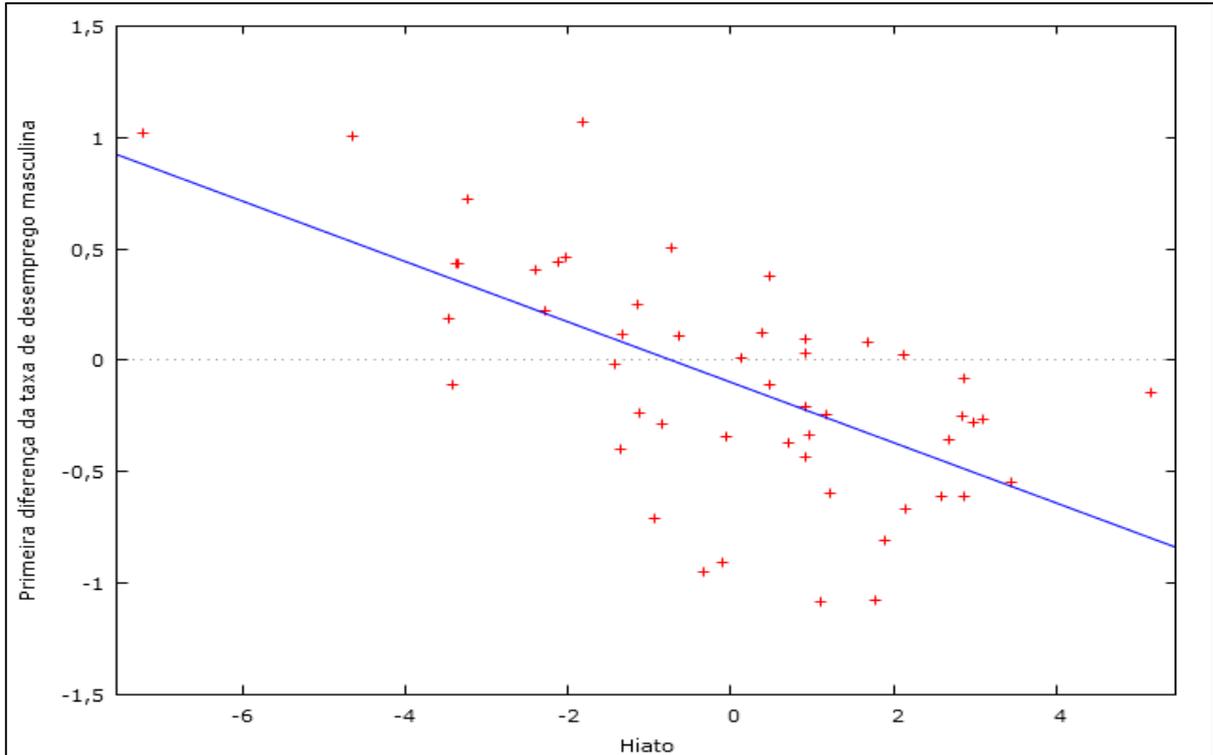


Gráfico 5 – Relação entre hiato do produto real (HP) e a primeira diferença da taxa de desemprego masculina

Fonte dos dados: IBGE. Elaboração própria.

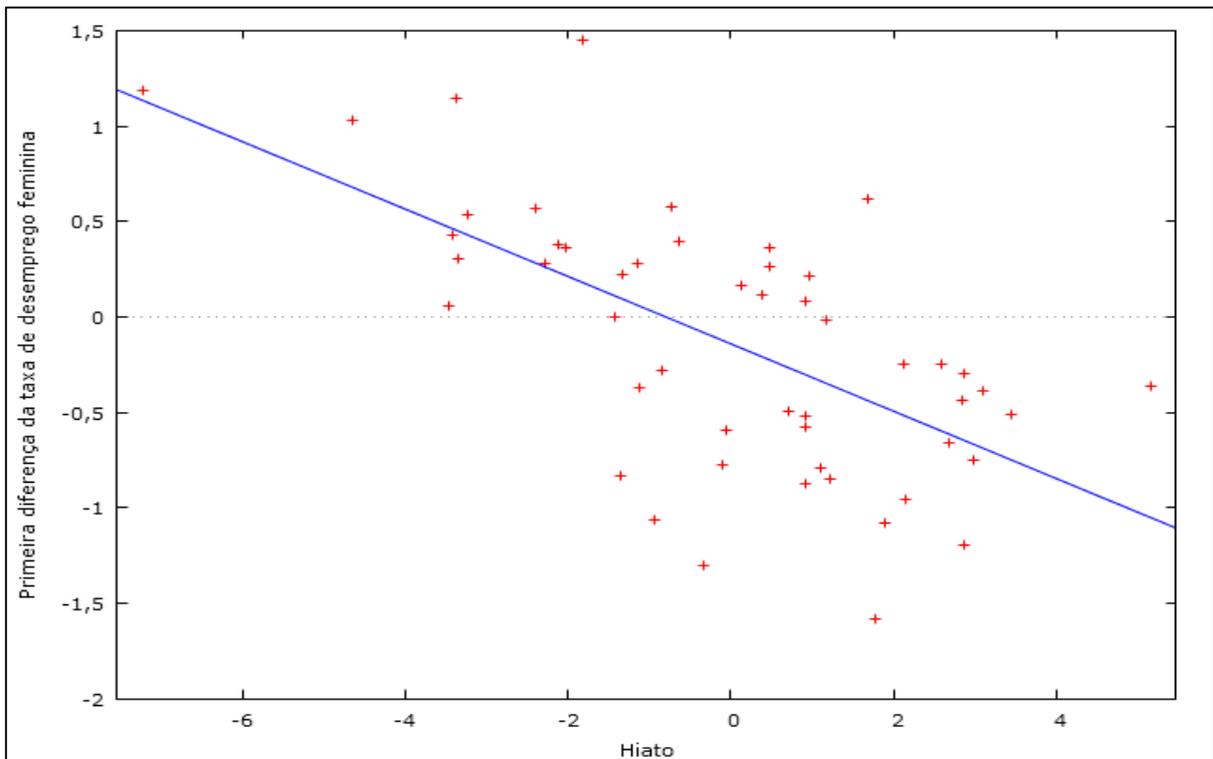


Gráfico 6 – Relação entre hiato do produto real (HP) e a primeira diferença da taxa de desemprego feminina

Fonte dos dados: IBGE. Elaboração própria.

Como já exposto anteriormente, na busca por confirmar a validade estatística da relação visualizada nos Gráficos 5 e 6, são estimados um conjunto de modelos econométricos entre a variação da taxa de desemprego no país por gênero do trabalhador e o hiato do produto, obtido via filtro HP, como definido no capítulo da Metodologia. Para tanto, é utilizada a versão do modelo de hiato do produto, como definido na equação (20) e (21), para desemprego masculino e feminino, respectivamente, expostos no capítulo anterior. Inicialmente, são realizados testes de raiz unitária (ADF e KPSS) nas séries de primeira diferença da taxa de desemprego masculina e feminina, como pode ser visualizado nos Anexos M e N, para os testes ADF e Anexos O e P, para os testes KPSS, respectivamente. As três séries se mostram estacionárias, dado que nenhuma delas apresenta raiz unitária.

No entanto, a série de primeira diferença da taxa de desemprego masculina possui tendência determinística significativa no teste ADF sem adição de dummies sazonais. Quando se insere as dummies sazonais no teste, a tendência não se mostra mais significativa, o que indica que o modelo estatisticamente ideal é aquele em que dummies sazonais são inseridas. Na Tabela 3 abaixo pode ser conferido os testes ADF sem e com adição de dummies sazonais para as séries de primeira diferença da taxa de desemprego masculina e feminina, que podem ser vistos nos Anexos Q e R, respectivamente.

Tabela 3 – p-valores dos testes ADF sobre as séries de primeira diferença da taxa de desemprego masculina e feminina sem dummies e com dummies sazonais.

	HOMENS		MULHERES	
	Sem binária	Com binária	Sem binária	Com binária
Sem constante	0,002204	0,002204	0,04195	0,04195
Com constante	0,001164 ^α	0,0005832 ^{αμ}	0,09373	0,0003004 ^{αδ}
Constante e tendência	0,0008219 ^{αβ}	0,002863 ^{αμ}	0,005909 ^α	0,0007312 ^{αδβ}

Fonte: resultados da pesquisa.

α significa constante significativa; β significa tendência significativa; μ significa 3 dummies sazonais significativas e δ significa 2 dummies sazonais significativas.

Diferentemente do teste sobre a primeira diferença do desemprego masculino, a série de primeira diferença do desemprego feminino não apresenta tendência determinística significativa no teste sem adição de dummies sazonais. Isso levaria a aceitar que o modelo considerado ideal para tal série seria um modelo que levasse em consideração somente a série em função do hiato do produto real, uma vez que no teste com constante, esta não é significativa. Porém, por uma questão de padronização da modelagem e da análise, como já foi exposto na subseção anterior, aceita-se o modelo com dummies sazonais para o desemprego feminino

acrescentando uma defasagem da série como fator explicativo. Assim sendo, são estimados modelos AR(1) para ambas as séries de primeira diferença da taxa de desemprego por gênero, em consonância com a estimação para a primeira diferença da taxa de desemprego total nacional, da subseção 6.1.

Novamente, quatro modelos são estimados para cada uma das séries. Para que não haja repetição de nomenclatura dos modelos, estabelece-se que o modelo (1) sem constante e somente a primeira diferença da taxa de desemprego em função do hiato, receberá a etiqueta (1h) para homens e (1m) para mulheres. O modelo (2) com constante e hiato; (3) constante, hiato e dummies periódicas trimestrais para controlar possíveis problemas de sazonalidade e, por último, (4) constante, hiato e dummies periódicas trimestrais e uma defasagem da primeira diferença da taxa de desemprego, modelo AR(1), seguem a mesma lógica. Os resultados para o desemprego masculino e feminino podem ser visualizados nas Tabelas 4 e 5, os outputs completos dos modelos para o desemprego masculino podem ser vistos nos Anexos S a V e para o desemprego feminino nos Anexos W a Z e os testes de autocorrelação dos oito modelos se encontram no Anexo Z1.

Tabela 4 – Resultados dos modelos obtidos para a taxa de desemprego masculina

	(1h)	(2h)	(3h)	(4h)
Hiato	-0,1354** (0,02026)	-0,1357** (0,02110)	-0,1042** (0,02531)	-0,0903*** (0,0279)
Constante		-0,09982* (0,05054)	0,1489 (0,09117)	0,2679* (0,1427)
2º Trimestre			-0,06117 (0,1381)	-0,2314 (0,2285)
3º Trimestre			-0,1653 (0,1542)	-0,3079 (0,2122)
4º Trimestre			-0,7515** (0,1157)	-0,8459*** (0,1501)
d_hom (-1)				0,1234 (0,0989)
N	51	51	51	50
Rô	0,021802	-0,047039	0,237772	0,140320
Durbin-Watson	1,939743	2,063291	1,496204	
h de Durbin				1,387894
P-valor (F)	1,88e-08	5,06e-08	3,11e-15	3,00e-14
Adj. R ²	0,384295	0,388055	0,703253	0,698450

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. * indica significância ao nível de 10 por cento. ** indica significância ao nível de 5 por cento. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

Tabela 5 – Resultados dos modelos obtidos para a taxa de desemprego feminina

	(1m)	(2m)	(3m)	(4m)
Hiato	-0,1762** (0,02710)	-0,1767** (0,02657)	-0,1229** (0,03705)	-0,1174*** (0,0314)
Constante		-0,1411** (0,06371)	0,2237** (0,1051)	0,2835* (0,1642)
2º Trimestre			-0,05417 (0,1954)	-0,1419 (0,2209)
3º Trimestre			-0,3309 (0,2260)	-0,4115* (0,2279)
4º Trimestre			-1,046** (0,1471)	-1,0892*** 0,1574
d_fem (-1)				0,0507 (0,1419)
N	51	51	51	50
Rô	0,008979	-0,066897	0,111034	0,063511
Durbin- Watson	1,978481	2,119813	1,770560	1,863256
h de Durbin				
P-valor (F)	3,62e-08	2,31e-08	7,28e-19	4,47e-17
Adj. R ²	0,370637	0,375776	0,716669	0,708670

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *** indica significância ao nível de 10 por cento. ** indica significância ao nível de 5 por cento. * indica significância ao nível de 1 por cento.

O coeficiente do hiato, independente do modelo, se mostrou sempre maior para o desemprego feminino, exposto na Tabela 5. Assim, enquanto um aumento de 1% do produto efetivo em relação a seu valor potencial diminui em 0,13 pontos percentuais o desemprego entre os homens (ou 0,10 pontos percentuais, quando levado em conta a influência sazonal e 0,09 quando levado em conta o componente auto regressivo), a mesma alteração diminui o desemprego entre as mulheres em 0,17 pontos percentuais (ou 0,12 pontos percentuais, quando levado em conta a influência sazonal e 0,11 quando levado em conta o componente auto regressivo). Isso indica que, segundo os resultados obtidos, as mulheres são mais sensíveis às flutuações econômicas no período analisado.

Por uma questão de estatística, os modelos não seriam comparáveis, uma vez que o modelo estatisticamente ideal para as mulheres seria o (1m) e, para os homens, seria o (3h). A maneira encontrada para contornar essa inviabilidade de comparação foi o estabelecimento dos modelos (4h) e (4m), que são estatisticamente ideais em termos de ausência de autocorrelação

e fornecem poder comparativo, não somente dentro da abordagem desta subseção, como também com a da subseção anterior.

O que essa maior sensibilidade, em termos estatísticos, pode estar sinalizando para os formuladores de políticas públicas é que as mulheres são as que reagem em maior proporção tanto ao crescimento quanto à recessão, de um modo geral, às flutuações econômicas. Assim sendo, elas estão sendo inseridas no mercado de trabalho, o que condiz com a evolução descendente mostrada no Gráfico 3, mas provavelmente, por serem mais sensíveis à dinâmica da produção, são as primeiras a perderem seus empregos quando em período recessivo, não necessariamente sendo as primeiras a serem inseridas quando em período de expansão da produção.

Corroborando com essa possível explicação, Bivar (1993) aponta que os postos ocupados pelas mulheres são de menor estabilidade e, portanto, maior rotatividade, levando as mulheres a serem mais suscetíveis a saírem da força de trabalho. Mais do que isso, a ligação dos homens com o mercado de trabalho são mais permanentes. Corrobora também o exposto por Costa e Cunha (2010), que afirmam que, à medida que o PIB cresce, menor é a probabilidade do desemprego, no entanto, o crescimento atinge homens e mulheres de formas variadas, reduzindo mais as chances de desemprego para homens do que para mulheres.

O que estes resultados podem estar sinalizando também é, conforme a dupla argumentação de Oliveira *et al.* (2009), outrora exposto no Capítulo 4, que indivíduos com características diferentes possuem probabilidades distintas de engajamento no mercado de trabalho, o que leva a dinâmica do desemprego e da inatividade, bem como as repostas às peculiaridades socioeconômicas, variar de acordo com o gênero. Assim há diferentes trajetórias de engajamento no mercado de trabalho de homens e mulheres que devem ser levadas em conta quando na formulação de políticas públicas em geral e, mais especificamente, aquelas de emprego, inclusão social e redução da pobreza. À partir disso, a existência de coeficientes díspares se justificam.

Os resultados aqui encontrados se comparam, em certa medida, com aqueles obtidos por Zanin (2014) e Hutengs e Stadtmann (2014). Ambos os trabalhos encontram coeficientes maiores para homens do que para mulheres. Nesse sentido, este presente trabalho anda na contramão dos resultados encontrados por estes outros autores. Possíveis explicações para esta discrepância pode ser devido à diferença de métodos utilizados, bem como às diferentes

características que moldam os mercados de bens e serviços e o mercado de trabalho no Brasil, nos países da OECD (Zanin (2014)) e nos países escandinavos (Hutengs e Stadtmann (2014)).

É importante ressaltar que o fato de haver essa diferença nos coeficientes encontrados para homens e mulheres pode estar refletindo questões que se vinculam à discriminação alocativa ou à segmentação ocupacional, mas pode levar a uma discussão que vai além do uso de tais termos. Ou seja, é preciso observar que ainda existe remanescente na sociedade brasileira uma espécie de “papel” assumido por homens e mulheres numa estrutura majoritariamente patriarcal. Porém, essa discussão sociológica dos papéis que se assume em uma sociedade não cabe no escopo do presente trabalho. A inserção diferenciada e os coeficientes díspares entre os gêneros parece sinalizar uma comprovação da hipótese levantada de que ainda existe um tipo de discriminação no mercado de trabalho quando se leva em consideração o sexo do trabalhador.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relação entre flutuações econômicas e taxa de desemprego foi primeiramente estudada por Okun (1962) e, desde então, vem sendo aplicada em diversos países e regiões. No Brasil, no entanto, essa relação ainda tem sido pouco testada, com somente o trabalho de Tombolo e Hasegawa (2014), o que motiva este trabalho a tentar preencher parte da lacuna deixada pela falta do estudo no país ao expandir a análise por gênero do trabalhador.

Diante disso, após as séries serem devidamente ajustadas e os modelos serem estimados, pode-se afirmar que a relação de Okun é válida para a economia brasileira para o período analisado e que, para a nação como um todo, considerando o desemprego total, o coeficiente é de 0,09, para os homens é de 0,09 e para as mulheres é de 0,11. À partir desses resultados, leva-se a crer que as mulheres são mais sensíveis às flutuações econômicas que os homens. Além disso, verifica-se que a dinâmica do desemprego masculino parece ser mais próxima da dinâmica nacional, o que pode estar indicando que a inserção masculina é mais completa e garantida que a feminina.

Possíveis explicações para essa disparidade nos coeficientes se deve ao fato de que indivíduos com características diferentes possuem probabilidades distintas de engajamento no mercado de trabalho, porém pode refletir, além do engajamento, distintas maneiras de os indivíduos serem vistos dentro do mercado de trabalho, o que já estaria mais relacionado à casos de discriminação por base no gênero. Suposições como estas podem ser melhor analisadas se forem consideradas as posições que os indivíduos assumem dentro do sociedade, o que foge do escopo deste trabalho.

Além disso, uma outra possível explicação seria pelo fato de os postos ocupados pelas mulheres serem de menor estabilidade e, portanto, maior rotatividade, levando as mulheres a serem mais suscetíveis a saírem da força de trabalho. Mais do que isso, a ligação dos homens com o mercado de trabalho são mais permanentes. Corroborar também o exposto por Costa e Cunha (2010), que afirmam que, à medida que o PIB cresce, menor é a probabilidade do desemprego, no entanto, o crescimento atinge homens e mulheres de formas variadas, reduzindo mais as chances de desemprego para homens do que para mulheres.

É necessário levar em conta que através de variações na produção pode-se alterar a taxa de desemprego. Contudo, para que essa alteração seja significativa, deve-se estimular o crescimento do produto acima de seu valor potencial. Medidas que podem levar a esse estímulo seriam os aumentos na produtividade do trabalho, aumento dos investimentos, incentivo à produção para empresários, entre outros. Deve-se ressaltar ainda que nem todas as variações da taxa de desemprego acontecem pelo aumento do produto, o que seria uma análise além da relação proposta por Okun (1962). É importante que medidas como o aumento nos postos de trabalho e da qualidade dos mesmos, aumento da taxa de ocupação, aumento das contratações permanentes, manutenção e cumprimento das relações trabalhistas, flexibilidade restrita do mercado de trabalho sejam também consideradas nas políticas públicas relacionadas à questão do desemprego no Brasil.

8. REFERÊNCIAS

ABRAMO, L. Desigualdades e discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro e suas implicações para a formulação de uma política de emprego. **Educação integral e sistema de reconhecimento e certificação educacional e profissional**, p. 91-120, 2005.

ADANU, K. A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada. **Applied Economics**, v. 37, n. 5, p. 561-570, 2005.

ALMEIDA, V.; FÉLIX, R. Cálculo do produto potencial e do hiato do produto para a economia portuguesa. **Boletim Económico**, p. 75-92, 2006.

ANGELIS, C. T. Um estudo sobre os filtros Hodrick-Prescott e Baxter-King. 2004.

AZARIADIS, C.; STIGLITZ, J. E. Implicit contracts and fixed price equilibria. In: MANKIWI, N. G.; ROMER, D. **New Keynesian Economics: Coordination failures and real rigidities**. MIT press, 1991.

AZEREDO, B.; RAMOS, C. A. Políticas públicas de emprego: experiências e desafios. **Planejamento e políticas públicas**, n. 12, p. 91-116, 2009.

BALL, L. M.; LEIGH, D.; LOUNGANI, P. **Okun's Law: Fit at Fifty?** National Bureau of Economic Research, 2013.

BALTAR, P.; KREIN, J. D.; MORETTO, A. O emprego formal nos anos recentes. **Carta Social e do Trabalho**, n. 3, p. 1-4, 2006.

BALTAR, P.E. DE A.; SANTOS, A.L.; KREIN, J.D.; LEONE, E.; Weishaupt Proni, M.; MORETTO, A.; GORI MAIA, A.; SALAS, C. **Trabalho no governo Lula: uma reflexão sobre a recente experiência brasileira**. Global Labour University Working Paper, 2010.

BARBOSA, N.; SOUZA, J.A.P. de. A inflexão do governo Lula: política econômica, crescimento e distribuição de renda. **Sader E, Garcia MA, organizadores. Brasil entre o passado e o futuro**. São Paulo: Editora Fundação Perseu Abramo/Boitempo, p. 57-110, 2010.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R.S.P. de. Os determinantes da desigualdade no Brasil. 1995.

BINET, M.E.; FACCHINI, F. Okun's law in the french regions: a cross-regional comparison. **Economics Bulletin**, v. 33, n. 1, p. 420-433, 2013.

BIVAR, W.S.B. **Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração**. Sistema BNDES, Departamento de Relações Institucionais, 1993.

BLANCHARD, O. Macroeconomia. 5ª edição. **São Paulo. Ed. Pearson**, 2011.

BORJAS, G. J. **Labor economics**. New York. McGraw-Hill, 2000.

BRESSER-PEREIRA, L.C. A crise financeira de 2008. **Revista de economia política**, v. 29, n. 1, p. 133, 2009.

BRUSCHINI, M.C.A. Trabalho e gênero no Brasil nos últimos dez anos. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 537-572, 2007.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. Cengage Learning, 2008.

CHRISTOPOULOS, D. K. The relationship between output and unemployment: Evidence from Greek regions. **Papers in Regional Science**, v. 83, p. 611-620, 2004.

COSTA, J.S.; CUNHA, M.S. Determinantes do desemprego no brasil no período de 1981 a 2005: uma análise enfatizando a qualificação do indivíduo em um contexto de maior abertura comercial. **Análise Econômica**, v. 28, n. 53, 2010.

COSTA, J.S.; TEIXEIRA, E.C. Desemprego no Brasil no período de 1995-2002: uma análise dos seus determinantes, enfatizando a discriminação segundo o gênero. **Revista Cadernos de Economia**, v. 12, n. 23, p. 101-124, 2008.

PAZ, D. Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evidências utilizando *PROBIT*, 2013.

DEDECCA, C.S.; LOPREATO, Francisco Luiz C. Os desafios de um padrão de investimento para o crescimento com redução da desigualdade no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 49, p. 1-22, 2013.

DEDECCA, C.S.; ROSANDISKI, E.N. Enfim, esperança de réquiem para a tese da “inempregabilidade”. **Carta social e do trabalho. Campinas: CESIT/IE/UNICAMP**, n. 3, 2006.

DIAS, M. Análise da Evolução Cíclica da Economia Portuguesa no Período de 1953 a 1993. **Banco de Portugal: Boletim Económico**, v. 3, n. 3, p. 77-83, 1997.

DURECH, R.; MINEA, A.; MUSTEA, L.; SLUSNA, L. Regional evidence on Okun's Law in Czech Republic and Slovakia. **Economic Modelling**, v. 42, p. 57-65, 2014.

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A moderna economia do trabalho: teoria e política pública**. Makron Books, 2000.

FERRARI FILHO, F. "Keynesians", monetarists, new classicals and new keynesians: a post keynesian critique. **Análise econômica**. Porto Alegre. Vol. 14, n. 25/26 (mar./set. 1996), p. 63-75, 1996.

FERREIRA, A. N. Visões do capitalismo e rationale de duas políticas de emprego contemporâneas. **Economia e Sociedade, Campinas**, v. 15, n. 2, p. 27, 2006.

FREEMAN, D. G. Regional Tests of Okun's Law. **International Advances in Economic Research**, v. 6, n. 3, p. 557-570, August 2000.

FROYEN, R. **Macroeconomia**. 5ª edição. São Paulo: Saraiva, 2003.

GONZAGA, G.; REIS, M.C. Oferta de trabalho e ciclo econômico: os efeitos trabalhador adicional e desalento no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 2, p. 127-148, 2011.

GORDON, R. J. Unemployment and Potential Output in the 1980's. **Brookings Papers on Economic Activities**. n. 15, 537-564, 1984.

GORDON, R. J. **Macroeconomia**. 7ª edição. Porto Alegre: Bookman, 2000.

GUIMARÃES, P.W.; SANTOS, C.M. dos. Determinantes da ocupação no mercado de trabalho de maridos e esposas. 2010.

HALL, R.E. Market structure and macroeconomic fluctuations. In: MANKIWI, N. G.; ROMER, D. **New Keynesian Economics: Coordination failures and real rigidities**. MIT press, 1991.

HARRIS, R.; SILVERSTONE, B. Testing asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. **Economics Bulletin**, v. 5, n. 2, p. 1-13, 2001.

HENDERSON, J. M.; QUANDT, R. E. **Teoria microeconômica**. São Paulo: Pioneira, 1976.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Post-war US business cycles: an empirical investigation', reimpresso no **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.29, 1997. p.1-16.

HUTENGES, O.; STADTMANN, G.. Age effects in Okun's law within the Eurozone. **Applied Economics Letters**, v. 20, n. 9, p. 821-825, 2013.

HUTENGES, O.; STADTMANN, G. **Youth and gender specific unemployment and Okun's law in Scandinavian countries**. Discussion Paper, European University Viadrina, Department of Business Administration and Economics, 2014.

KARFAKIS, C.; KATRAKILIDIS, C.; TSANANA, E. Does output predict unemployment? A look at Okun's law in Greece. **International Labour Review**, v. 153, n. 3, p. 421-433, 2014.

KEYNES, J.M. Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda. **Rio de Janeiro**, 1996.

LEVY, M. C. P.; FERREIRA, A. N.; FRACALANZA, P. S. O (des) emprego em duas perspectivas keynesianas. **Textos de Economia**, v. 12, n. 1, p. 58-80, 2009.

LORÍA, E.; LIBREROS, C.; SALAS, E. La ley de Okun en México: una mirada de género, 2000.2-2011.1. **Investigación económica**, v. 71, n. 280, p. 121-140, 2012.

MELLO, J.M.C. **O capitalismo tardio: contribuição à revisão crítica da formação e do desenvolvimento da economia brasileira**. Brasiliense, 1982.

MONSUETO, S. E.; TRUJILLO, M.P. La reestructuración del mercado metropolitano de trabajo en Brasil: cambio de siglo y cambio de tendencias. **Revista de Estudios Empresariales. Segunda Época**, n. 1, 2011.

MOOSA, I. A. A Cross-Country Comparison of Okun's Law. **Journal of Comparative Economics**, v. 24, p. 335-356, 1997.

MOOSA, I. A. Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: A structural time series approach. **International Review of Economics & Finance**, Australia, v. 8, n. 3, p. 293-304, September 1999.

MORETTI, B; LÉLIS, M.T.C. Economia clássica e novo-clássica versus Keynes e pós-keynesianos: um debate ontológico. **SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO**, v. 28, n. 1, p. 79-98, 2007.

OKUN, A. M. Potential GNP: it is measurement and significance. **Proceedings of the Business and Economic Statistics Section**. Washington: American Statistical Association, p. 98-104, 1962.

OLIVEIRA, A.M.H.C. A segregação ocupacional por sexo no Brasil. 1997.

OLIVEIRA, P.R. de; SCORZAFAVE, L.G; PAZELLO, E.T. Desemprego e inatividade nas metrópoles brasileiras: as diferenças entre homens e mulheres. **Nova Economia**, v. 19, n. 2, p. 291-324, 2009.

OLIVEIRA, G.; TUROLLA, F. Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas. **Tempo social**, v. 15, n. 2, p. 195-217, 2003.

OREIRO, J.L.; NAKABASHI, L.; SOUZA, G.J.G. A economia brasileira puxada pela demanda agregada. **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 4, p. 581-603, 2010.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. Microeconomia, 5ª edição. **São Paulo: Afiliada**, 2002.

POCHMANN, M.; AMORIM, R. Qualidade das ocupações no Brasil. **Carta Social e do Trabalho**, n. 3, 2006.

PRACHOWNY, M. F. J. Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimations. **The Review of Economics and Statistics**, v. 75, n. 2, p. 331-336, May 1993.

PRADO, E. F. S. Desemprego e discriminação como produto do sistema. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 15, n. 3, p. 429-433, 2006.

PRESCOTT, E. C. Theory ahead of business-cycle measurement. In: **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. North-Holland, 1986. p. 11-44.

PRONI, M.W. O debate sobre a tendência ao pleno emprego no Brasil. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 8, n. 2, 2012.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. McGraw-Hill/Irwin, 2006.

SABOIA, J. Baixo crescimento econômico e melhora do mercado de trabalho – como entender a aparente contradição? **Estudos Avançados**, v. 28, n. 81, p. 115-125, 2014.

SANTOS, J.M. O governo Lula e o programa de aceleração do crescimento–PAC. 2013.

SERRA, R. A política pública de emprego, trabalho e renda no Brasil: estrutura e questões. **Revista de Políticas Públicas**, v. 13, n. 2, 2010.

SERRANO, F.; SUMA, R. Política macroeconômica, crescimento e distribuição de renda na Economia Brasileira dos anos 2000. In: **Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira (AKB)**, v. 4, 2011, Rio de Janeiro, p. 1-20.

SHORAJ, D.; KOLANECI, F. Test of Okun's Law in Albania during the period 1995 - 2010. (n.d.).

SICSÚ, J. Keynes e os novos-keynesianos. **Revista de Economia Política**, v. 19, n. 2, p. 74, 1999.

SOARES, C.; OLIVEIRA, S. Gênero, estrutura ocupacional e diferenciais de rendimento. **Revista Econômica**, v. 6, n. 1, 2004.

SÖGNER, L.; STIASSNY, A. An analysis on the structural stability of Okun's law--a cross-country study. **Applied Economics**, v. 34, n. 14, p. 1775-1787, 2002.

TEIXEIRA, R.A.; PINTO, E.C. A economia política dos governos FHC, Lula e Dilma: dominância financeira, bloco no poder e desenvolvimento econômico. **Economia e Sociedade (edição especial)**, v. 21, p. 909-941, 2012.

TOMBOLO, G. A.; HASEGAWA, M. M. Okun's Law: Evidence for the Brazilian Economy. **Economic Research Guardian**, v. 4, n. 1, p. 2-12, 2014.

VALENZUELA, M.E. Igualdade de oportunidades e discriminação de raça e gênero no mercado de trabalho no Brasil. **Abertura e ajuste do mercado de trabalho no Brasil**, p. 149-178, 1999.

VILLAVERDE, J.; MAZA, A. The Robustness of Okun's law in Spain, 1980-2004: Regional Evidence. **Journal of Policy Modeling**, v. 31, p. 289-297, 2009.

WARREN, L. **The Economics of Discrimination**. 1974.

YAMAMOTO, R.S. A influência dos ciclos econômicos no mercado de trabalho brasileiro: um estudo comparativo dos anos 1994-2002. 2005. 41f. **Monografia (conclusão de curso) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia, Campinas**.

YELLEN, J. L. Efficiency wage models of unemployment. In: MANKIW, N. G.; ROMER, D. **New Keynesian Economics: Coordination failures and real rigidities**. MIT press, 1991.

ZANIN, L. On Okun's law in OECD countries: An analysis by age cohorts. **Economics Letters**, v. 125, n. 2, p. 243-248, 2014.

ANEXOS

ANEXO A – Dados originais utilizados no estudo.

Ano	Trimestre	PIB real (R\$ 1.000,00) (ano base 1995)	Taxa de Desemprego (%)		
			Total	Feminina	Masculina
2002	2º	204.793	11,55	13,7	9,9
2002	3º	211.832	11,04	13,1	9,3
2002	4º	210.993	10,23	12,2	8,7
2003	1º	201.513	10,99	13,3	9,1
2003	2º	206.582	12,25	14,8	10,2
2003	3º	213.372	12,34	15,1	10,1
2003	4º	212.390	11,47	14,1	9,4
2004	1º	209.167	11,61	14,5	9,3
2004	2º	219.395	11,74	14,6	9,4
2004	3º	227.116	10,87	13,4	8,8
2004	4º	225.372	9,93	12,6	7,7
2005	1º	217.717	10,29	12,9	8,1
2005	2º	229.027	9,87	12,4	7,7
2005	3º	231.856	9,66	11,9	7,8
2005	4º	230.196	9,38	11,6	7,5
2006	1º	227.110	10,01	12,2	8,2
2006	2º	234.364	10,28	12,5	8,5
2006	3º	242.402	10,16	12,4	8,2
2006	4º	241.274	9,03	11,1	7,3
2007	1º	238.908	9,51	11,7	7,7
2007	2º	249.539	9,61	11,8	7,8
2007	3º	256.431	9,17	11,5	7,2
2007	4º	257.038	7,86	10,0	6,1
2008	1º	253.501	8,09	10,4	6,2
2008	2º	265.171	7,75	9,9	5,9
2008	3º	274.101	7,53	9,6	5,8
2008	4º	259.419	6,93	8,7	5,4
2009	1º	247.033	8,02	9,9	6,4
2009	2º	258.985	8,14	10,0	6,6
2009	3º	270.620	7,70	9,4	6,2
2009	4º	273.087	6,87	8,6	5,3
2010	1º	269.722	7,10	8,9	5,6
2010	2º	281.189	7,03	9,1	5,2
2010	3º	289.462	6,54	8,4	4,9
2010	4º	288.824	5,60	7,3	4,1
2011	1º	283.744	6,13	7,9	4,6
2011	2º	294.261	6,03	7,6	4,7

2011	3º	299.413	5,70	7,2	4,4
2011	4º	295.993	5,00	6,4	3,8
2012	1º	288.252	5,40	6,7	4,2
2012	2º	296.751	5,49	6,9	4,3
2012	3º	306.334	4,99	6,3	3,9
2012	4º	302.767	4,62	5,7	3,7
2013	1º	295.642	5,03	6,0	4,1
2013	2º	308.450	5,36	6,7	4,2
2013	3º	313.662	5,19	6,4	4,1
2013	4º	309.093	4,54	5,5	3,7
2014	1º	303.655	4,70	5,7	3,8
2014	2º	304.742	4,69	5,7	3,8
2014	3º	311.914	5,02	6,0	4,2
2014	4º	308.332	4,72	5,6	3,9
2015	1º	298.903	5,74	6,6	4,9

Fonte dos dados: IBGE

ANEXO B – Valores do Hiato do produto real da economia brasileira no período analisado

Ano	Trimestre	Hiato	Ano	Trimestre	Hiato
2002	2	0,988	2008	4	-1,349
2002	3	3,451	2009	1	-7,224
2002	4	2,139	2009	2	-3,475
2003	1	-3,378	2009	3	-0,048
2003	2	-1,821	2009	4	-0,097
2003	3	0,477	2010	1	-2,277
2003	4	-0,931	2010	2	0,966
2004	1	-3,418	2010	3	2,970
2004	2	0,385	2010	4	1,883
2004	3	2,863	2011	1	-0,725
2004	4	1,102	2011	2	2,115
2005	1	-3,354	2011	3	3,088
2005	2	0,700	2011	4	1,213
2005	3	0,907	2012	1	-2,127
2005	4	-0,842	2012	2	0,123
2006	1	-3,231	2012	3	2,679
2006	2	-1,135	2012	4	0,919
2006	3	1,182	2013	1	-2,021
2006	4	-0,343	2013	2	1,689
2007	1	-2,388	2013	3	2,860
2007	2	0,908	2013	4	0,911
2007	3	2,581	2014	1	-1,326
2007	4	1,775	2014	2	-1,417
2008	1	-0,642	2014	3	0,471
2008	2	2,841	2014	4	-1,116
2008	3	5,148	2015	1	-4,651

Fonte: resultados da pesquisa utilizando o pacote estatístico Gretl.

ANEXO C – Teste ADF sem binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego total.

k = 10: AIC = 46,6132
 k = 9: AIC = 47,4362
 k = 8: AIC = 45,4526
 k = 7: AIC = 43,4731
 k = 6: AIC = 44,2195
 k = 5: AIC = 42,2244
 k = 4: AIC = 40,4455
 k = 3: AIC = 43,9805
 k = 2: AIC = 66,9784
 k = 1: AIC = 65,9364
 k = 0: AIC = 65,4640

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_taxa_de_desemprego
 incluindo 4 defasagens de (1-L)d_taxa_de_desemprego
 (o máximo foi 10, critério AIC)
 dimensão de amostragem 46
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,765418
 estatística de teste: tau_nc(1) = -3,03236
 p-valor assintótico 0,002367
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
 diferenças defasadas: F(4, 41) = 14,608 [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2003:4-2015:1 (T = 46)
 Variável dependente: d_d_taxa_de_desemprego

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
d_taxa_de_dese~_1	-0,765418	0,252416	-3,032	0,0024	***
d_d_taxa_de_de~_1	0,0821214	0,251335	0,3267	0,7455	
d_d_taxa_de_de~_2	-0,000340432	0,205669	-0,001655	0,9987	
d_d_taxa_de_de~_3	-0,181512	0,160137	-1,133	0,2636	
d_d_taxa_de_de~_4	0,476904	0,133813	3,564	0,0009	***

AIC: 45,1747 BIC: 54,3179 HQC: 48,5998

k = 10: AIC = 47,2375
 k = 9: AIC = 46,0262
 k = 8: AIC = 44,8918
 k = 7: AIC = 43,2846
 k = 6: AIC = 41,8394
 k = 5: AIC = 40,5263
 k = 4: AIC = 40,0272
 k = 3: AIC = 45,6284
 k = 2: AIC = 60,6509
 k = 1: AIC = 63,6390
 k = 0: AIC = 65,1056

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -1,27321
 estatística de teste: tau_c(1) = -4,19124
 p-valor assintótico 0,000678
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,125
 diferenças defasadas: F(4, 40) = 16,138 [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2003:4-2015:1 (T = 46)
 Variável dependente: d_d_taxa_de_desemprego

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,176900	0,0667620	-2,650	0,0115	**
d_taxa_de_dese~_1	-1,27321	0,303778	-4,191	0,0007	***
d_d_taxa_de_de~_1	0,485934	0,279832	1,737	0,0902	*
d_d_taxa_de_de~_2	0,286292	0,220420	1,299	0,2014	
d_d_taxa_de_de~_3	-0,00392065	0,163866	-0,02393	0,9810	
d_d_taxa_de_de~_4	0,539370	0,127156	4,242	0,0001	***

AIC: 39,7358 BIC: 50,7077 HQC: 43,846

k = 10: AIC = 44,1002
k = 9: AIC = 42,8127
k = 8: AIC = 41,7525
k = 7: AIC = 40,1712
k = 6: AIC = 38,4758
k = 5: AIC = 38,2615
k = 4: AIC = 39,1309
k = 3: AIC = 46,0969
k = 2: AIC = 59,3919
k = 1: AIC = 63,9356
k = 0: AIC = 66,0362

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,55783
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,12692$
p-valor assintótico **0,005683**
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,032
diferenças defasadas: $F(5, 37) = 13,008 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2004:1-2015:1 (T = 45)
Variável dependente: d_d_taxa_de_desemprego

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,434905	0,148004	-2,938	0,0057	***
d_taxa_de_dese~_1	-1,55783	0,377481	-4,127	0,0057	***
d_d_taxa_de_de~_1	0,595901	0,304108	1,960	0,0576	*
d_d_taxa_de_de~_2	0,491110	0,289001	1,699	0,0976	*
d_d_taxa_de_de~_3	0,157566	0,221751	0,7106	0,4818	
d_d_taxa_de_de~_4	0,633883	0,161456	3,926	0,0004	***
d_d_taxa_de_de~_5	0,197851	0,151095	1,309	0,1985	
time	0,00726962	0,00407962	1,782	0,0830	*

AIC: 38,4722 BIC: 52,9255 HQC: 43,8603

ANEXO D – Teste ADF sobre o hiato do produto real.

k = 10: AIC = 149,369
 k = 9: AIC = 147,390
 k = 8: AIC = 149,353
 k = 7: AIC = 155,883
 k = 6: AIC = 154,331
 k = 5: AIC = 152,515
 k = 4: AIC = 150,584
 k = 3: AIC = 168,040
 k = 2: AIC = 166,107
 k = 1: AIC = 174,975
 k = 0: AIC = 186,165

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para hiato
 incluindo 9 defasagens de (1-L)hiato
 (o máximo foi 10, critério AIC)
 dimensão de amostragem 42
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,786566
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -2,04174$
 p-valor assintótico 0,03951
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,005
 diferenças defasadas: $F(9, 32) = 10,526 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2004:4-2015:1 (T = 42)
 Variável dependente: d_hiato

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
hiato_1	-0,786566	0,385243	-2,042	0,0395	**
d_hiato_1	0,633169	0,334141	1,895	0,0672	*
d_hiato_2	0,155250	0,341435	0,4547	0,6524	
d_hiato_3	0,237041	0,300597	0,7886	0,4362	
d_hiato_4	0,313618	0,272106	1,153	0,2576	
d_hiato_5	0,139737	0,237108	0,5893	0,5598	
d_hiato_6	-0,00751135	0,229520	-0,03273	0,9741	
d_hiato_7	-0,169101	0,195419	-0,8653	0,3933	
d_hiato_8	0,373117	0,162004	2,303	0,0279	**
d_hiato_9	-0,309036	0,175064	-1,765	0,0871	*

AIC: 149,848 BIC: 167,225 HQC: 156,217

k = 10: AIC = 151,341
 k = 9: AIC = 149,364
 k = 8: AIC = 151,291
 k = 7: AIC = 157,883
 k = 6: AIC = 156,331
 k = 5: AIC = 154,514
 k = 4: AIC = 152,584
 k = 3: AIC = 169,973
 k = 2: AIC = 168,049
 k = 1: AIC = 176,973
 k = 0: AIC = 188,122

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,789664
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,99478$
 p-valor assintótico 0,2894
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,005
 diferenças defasadas: $F(9, 31) = 10,186 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2004:4-2015:1 (T = 42)
Variável dependente: d_hiato

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,0108058	0,207048	0,05219	0,9587	
hiato_1	-0,789664	0,395866	-1,995	0,2894	
d_hiato_1	0,635735	0,343015	1,853	0,0734	*
d_hiato_2	0,157565	0,349708	0,4506	0,6554	
d_hiato_3	0,239025	0,307750	0,7767	0,4432	
d_hiato_4	0,314951	0,277625	1,134	0,2653	
d_hiato_5	0,140890	0,241903	0,5824	0,5645	
d_hiato_6	-0,00649454	0,233995	-0,02776	0,9780	
d_hiato_7	-0,168322	0,199098	-0,8454	0,4044	
d_hiato_8	0,373790	0,165094	2,264	0,0307	**
d_hiato_9	-0,308496	0,178159	-1,732	0,0933	*

AIC: 151,844 BIC: 170,959 HQC: 158,85

k = 10: AIC = 152,032
k = 9: AIC = 150,254
k = 8: AIC = 150,439
k = 7: AIC = 159,559
k = 6: AIC = 157,802
k = 5: AIC = 155,834
k = 4: AIC = 154,080
k = 3: AIC = 171,956
k = 2: AIC = 170,044
k = 1: AIC = 178,862
k = 0: AIC = 190,113

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,14473
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,1798$
p-valor assintótico 0,5004
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,020
diferenças defasadas: $F(9, 30) = 10,321 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2004:4-2015:1 (T = 42)
Variável dependente: d_hiato

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,695246	0,717469	-0,9690	0,3403	
hiato_1	-1,14473	0,525152	-2,180	0,5004	
d_hiato_1	0,923032	0,442258	2,087	0,0455	**
d_hiato_2	0,453654	0,452853	1,002	0,3245	
d_hiato_3	0,500255	0,398932	1,254	0,2195	
d_hiato_4	0,523326	0,343576	1,523	0,1382	
d_hiato_5	0,321973	0,299092	1,076	0,2903	
d_hiato_6	0,153972	0,281129	0,5477	0,5880	
d_hiato_7	-0,0680429	0,221560	-0,3071	0,7609	
d_hiato_8	0,447420	0,179831	2,488	0,0186	**
d_hiato_9	-0,239762	0,190147	-1,261	0,2171	
time	0,0232756	0,0226476	1,028	0,3123	

AIC: 152,391 BIC: 173,243 HQC: 160,034

ANEXO E – Teste KPSS sobre a primeira diferença da taxa de desemprego total.

teste KPSS para d_taxa_de_desemprego

T = 51

Parâmetro de truncagem da defasagem = 3

Estatística de teste = 0,151394

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,351	0,462	0,725

Valor p > .10

ANEXO F – Teste KPSS sobre o hiato do produto real.

teste KPSS para hiato

T = 52

Parâmetro de truncagem da defasagem = 3

Estatística de teste = 0,0623089

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,351	0,462	0,725

Valor p > .10

ANEXO G – Teste ADF com binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego total.

k = 10: AIC = 46,6132
 k = 9: AIC = 47,4362
 k = 8: AIC = 45,4526
 k = 7: AIC = 43,4731
 k = 6: AIC = 44,2195
 k = 5: AIC = 42,2244
 k = 4: AIC = 40,4455
 k = 3: AIC = 43,9805
 k = 2: AIC = 66,9784
 k = 1: AIC = 65,9364
 k = 0: AIC = 65,4640

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_taxa_de_desemprego
 incluindo 4 defasagens de (1-L)d_taxa_de_desemprego
 (o máximo foi 10, critério AIC)
 dimensão de amostragem 46
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,765418
 estatística de teste: tau_nc(1) = -3,03236
 p-valor assintótico 0,002367
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
 diferenças defasadas: F(4, 41) = 14,608 [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2003:4-2015:1 (T = 46)
 Variável dependente: d_d_taxa_de_desemprego

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
d_taxa_de_dese~_1	-0,765418	0,252416	-3,032	0,0024	***
d_d_taxa_de_de~_1	0,0821214	0,251335	0,3267	0,7455	
d_d_taxa_de_de~_2	-0,000340432	0,205669	-0,001655	0,9987	
d_d_taxa_de_de~_3	-0,181512	0,160137	-1,133	0,2636	
d_d_taxa_de_de~_4	0,476904	0,133813	3,564	0,0009	***

AIC: 45,1747 BIC: 54,3179 HQC: 48,5998

k = 10: AIC = 22,7290
 k = 9: AIC = 21,1936
 k = 8: AIC = 20,9036
 k = 7: AIC = 19,9085
 k = 6: AIC = 23,8978
 k = 5: AIC = 22,3586
 k = 4: AIC = 21,2905
 k = 3: AIC = 19,5127
 k = 2: AIC = 19,0411
 k = 1: AIC = 17,7734
 k = 0: AIC = 15,8290

teste com constante dummies de sazonalidade aditiva
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,622406
 estatística de teste: tau_c(1) = -4,38488
 p-valor 0,0009466
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,024

Regressão de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2002:4-2015:1 (T = 50)
 Variável dependente: d_d_taxa_de_desemprego

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,634574	0,0982034	-6,462	6,43e-08	***
d_taxa_de_dese~_1	-0,622406	0,141944	-4,385	0,0009	***
S1	1,41264	0,140333	10,07	4,23e-013	***
S2	0,578367	0,166455	3,475	0,0011	***
S3	0,308860	0,140614	2,197	0,0332	**
AIC: 32,3676 BIC: 41,9277 HQC: 36,0082					
k = 10: AIC = 21,6874					
k = 9: AIC = 20,2480					
k = 8: AIC = 19,7998					
k = 7: AIC = 18,5751					
k = 6: AIC = 22,8668					
k = 5: AIC = 21,7364					
k = 4: AIC = 20,0379					
k = 3: AIC = 18,9026					
k = 2: AIC = 19,0568					
k = 1: AIC = 18,1458					
k = 0: AIC = 16,1545					
com constante e tendência dummies de sazonalidade aditiva					
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$					
valor estimado de $(a - 1)$: -0,625562					
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,3631$					
p-valor 0,00564					
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,025					
Regressão de Dickey-Fuller					
MQO, usando as observações 2002:4-2015:1 (T = 50)					
Variável dependente: d_d_taxa_de_desemprego					
	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,674473	0,132107	-5,105	6,80e-06	***
d_taxa_de_dese~_1	-0,625562	0,143375	-4,363	0,0056	***
time	0,00144266	0,00315955	0,4566	0,6502	
S1	1,40978	0,141721	9,948	7,86e-013	***
S2	0,580740	0,168019	3,456	0,0012	***
S3	0,308726	0,141867	2,176	0,0350	**
AIC: 34,1313 BIC: 45,6034 HQC: 38,4999					

ANEXO H – Modelo 1: sem constante e somente a primeira diferença da taxa de desemprego em função do hiato do produto real.

Modelo 1: MQO, usando as observações 2002:3-2015:1 (T = 51)					
Variável dependente: d_taxa_de_desemprego					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
hiato	-0,152421	0,0225225	-6,7675	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,113922		D.P. var. dependente	0,574139	
Soma resíd. quadrados	10,46829		E.P. da regressão	0,457565	
R-quadrado	0,389378		R-quadrado ajustado	0,389378	
F(1, 50)	45,79919		P-valor(F)	1,39e-08	
Log da verossimilhança	-31,98726		Critério de Akaike	65,97451	
Critério de Schwarz	67,90634		Critério Hannan-Quinn	66,71272	
rô	0,029557		Durbin-Watson	1,932170	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO I – Modelo 2: primeira diferença da taxa de desemprego em função da constante e do hiato do produto real.

Modelo 2: MQO, usando as observações 2002:3-2015:1 (T = 51)					
Variável dependente: d_taxa_de_desemprego					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,116881	0,053908	-2,1682	0,0350	**
hiato	-0,152823	0,0227829	-6,7078	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,113922		D.P. var. dependente	0,574139	
Soma resíd. quadrados	9,771618		E.P. da regressão	0,446566	
R-quadrado	0,407126		R-quadrado ajustado	0,395026	
F(1, 49)	44,99454		P-valor(F)	1,88e-08	
Log da verossimilhança	-30,23110		Critério de Akaike	64,46221	
Critério de Schwarz	68,32586		Critério Hannan-Quinn	65,93862	
rô	-0,045549		Durbin-Watson	2,069064	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. **indica significância ao nível de 5 por cento *** indica significância ao nível de 1 por cento

ANEXO J – Modelo 3: primeira diferença da taxa de desemprego em função da constante, hiato do produto real e dummies periódicas trimestrais para controlar possíveis problemas de sazonalidade.

Modelo 3: MQO, usando as observações 2002:3-2015:1 (T = 51)					
Variável dependente: d_taxa_de_desemprego					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,177707	0,0923745	1,9238	0,0606	*
hiato	-0,112433	0,0296704	-3,7894	0,0004	***
dq2	-0,0456528	0,159364	-0,2865	0,7758	
dq3	-0,230361	0,176457	-1,3055	0,1982	
dq4	-0,880122	0,121663	-7,2341	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,113922	D.P. var. dependente		0,574139	
Soma resíd. quadrados	3,857902	E.P. da regressão		0,289599	
R-quadrado	0,765929	R-quadrado ajustado		0,745575	
F(4, 46)	71,55832	P-valor(F)		3,70e-19	
Log da verossimilhança	-6,532458	Critério de Akaike		23,06492	
Critério de Schwarz	32,72404	Critério Hannan-Quinn		26,75595	
rô	0,246486	Durbin-Watson		1,492252	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *indica significância ao nível de 10 por cento *** indica significância ao nível de 1 por cento

ANEXO K – Modelo 4: primeira diferença da taxa de desemprego em função da constante, hiato do produto real, dummies periódicas trimestrais e uma defasagem da primeira diferença da taxa de desemprego.

Modelo 4: MQO, usando as observações 2002:4-2015:1 (T = 50)					
Variável dependente: d_taxa_de_desemprego					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,332317	0,0920868	3,6087	0,0008	***
hiato	-0,0963391	0,0261948	-3,6778	0,0006	***
dq2	-0,268708	0,145396	-1,8481	0,0713	*
dq3	-0,429377	0,163494	-2,6263	0,0118	**
dq4	-0,997452	0,117566	-8,4842	<0,0001	***
d_taxa_de_desemprego_1	0,145868	0,0689133	2,1167	0,0400	**
Média var. dependente	-0,105933	D.P. var. dependente		0,577098	
Soma resíd. quadrados	3,771657	E.P. da regressão		0,292779	
R-quadrado	0,768880	R-quadrado ajustado		0,742617	
F(5, 44)	51,39490	P-valor(F)		2,86e-17	
Log da verossimilhança	-6,334212	Critério de Akaike		24,66842	
Critério de Schwarz	36,14056	Critério Hannan-Quinn		29,03708	
rô	0,131697	h de Durbin		1,066416	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *indica significância ao nível de 10 por cento ** indica significância ao nível de 5 por cento. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO L – p-valores dos testes de autocorrelação sobre os modelos expostos na Tabela 2.

	p-valor	Autocorrelação
Modelo (1)	0,00018511***	Presença
Modelo (2)	0,00061172***	Presença
Modelo (3)	0,394186	Ausência
Modelo (4)	0,261166	Ausência

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO M – Teste ADF sem binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego masculina.

k = 10: AIC = 38,1578
 k = 9: AIC = 40,5833
 k = 8: AIC = 38,5865
 k = 7: AIC = 36,5911
 k = 6: AIC = 37,8163
 k = 5: AIC = 36,3733
 k = 4: AIC = 34,9780
 k = 3: AIC = 42,4575
 k = 2: AIC = 59,1895
 k = 1: AIC = 58,7475
 k = 0: AIC = 57,1824

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_homens
 incluindo 4 defasagens de (1-L)d_homens
 (o máximo foi 10, critério AIC)
 dimensão de amostragem 46
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,812768
 estatística de teste: tau_nc(1) = -3,05396
 p-valor assintótico 0,002204
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,067
 diferenças defasadas: F(4, 41) = 12,277 [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2003:4-2015:1 (T = 46)
 Variável dependente: d_d_homens

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
d_homens_1	-0,812768	0,266136	-3,054	0,0022	***
d_d_homens_1	0,159751	0,262613	0,6083	0,5463	
d_d_homens_2	0,0819402	0,212875	0,3849	0,7023	
d_d_homens_3	-0,125683	0,165724	-0,7584	0,4526	
d_d_homens_4	0,508155	0,136101	3,734	0,0006	***

AIC: 40,9676 BIC: 50,1108 HQC: 44,3927

k = 10: AIC = 39,7476
 k = 9: AIC = 40,1313
 k = 8: AIC = 38,9099
 k = 7: AIC = 37,3598
 k = 6: AIC = 36,6801
 k = 5: AIC = 34,6856
 k = 4: AIC = 34,9459
 k = 3: AIC = 44,3177
 k = 2: AIC = 57,1507

k = 1: AIC = 58,8037
k = 0: AIC = 57,8306

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,57952

estatística de teste: $\tau_c(1) = -4,05193$

p-valor assintótico 0,001164

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,003

diferenças defasadas: $F(5, 38) = 10,967 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:1-2015:1 (T = 45)

Variável dependente: d_d_homens

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,175603	0,0697445	-2,518	0,0161	**
d_homens_1	-1,57952	0,389819	-4,052	0,0012	***
d_d_homens_1	0,677915	0,319283	2,123	0,0403	**
d_d_homens_2	0,686608	0,308869	2,223	0,0322	**
d_d_homens_3	0,326847	0,237065	1,379	0,1760	
d_d_homens_4	0,770980	0,171371	4,499	6,26e-05	***
d_d_homens_5	0,291986	0,162257	1,800	0,0799	*

AIC: 36,3137 BIC: 48,9603 HQC: 41,0282

k = 10: AIC = 36,2317

k = 9: AIC = 35,4907

k = 8: AIC = 35,0877

k = 7: AIC = 33,9625

k = 6: AIC = 32,5645

k = 5: AIC = 31,1438

k = 4: AIC = 33,3014

k = 3: AIC = 44,8391

k = 2: AIC = 56,3828

k = 1: AIC = 59,1811

k = 0: AIC = 58,5947

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,76536

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,64458$

p-valor assintótico **0,0008219**

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,013

diferenças defasadas: $F(5, 37) = 12,204 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:1-2015:1 (T = 45)

Variável dependente: d_d_homens

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,457631	0,142697	-3,207	0,0028	***
d_homens_1	-1,76536	0,380091	-4,645	0,0008	***
d_d_homens_1	0,774335	0,306812	2,524	0,0160	**
d_d_homens_2	0,752769	0,295340	2,549	0,0151	**
d_d_homens_3	0,362300	0,226096	1,602	0,1176	
d_d_homens_4	0,774730	0,163047	4,752	3,03e-05	***
d_d_homens_5	0,327684	0,155193	2,111	0,0415	**
time	0,00860613	0,00385502	2,232	0,0317	**

AIC: 32,6272 BIC: 47,0805 HQC: 38,0152

ANEXO N – Teste ADF sem binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego feminina.

k = 10: AIC = 64,9128
 k = 9: AIC = 63,4700
 k = 8: AIC = 61,5048
 k = 7: AIC = 59,7099
 k = 6: AIC = 58,6850
 k = 5: AIC = 56,8095
 k = 4: AIC = 55,0438
 k = 3: AIC = 53,6178
 k = 2: AIC = 79,1026
 k = 1: AIC = 77,6629
 k = 0: AIC = 78,1832

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_mulheres
 incluindo 3 defasagens de (1-L)d_mulheres
 (o máximo foi 10, critério AIC)
 dimensão de amostragem 47
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,544121
 estatística de teste: tau_nc(1) = -2,01648
 p-valor assintótico **0,04195**
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,147
 diferenças defasadas: F(3, 43) = 11,296 [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2003:3-2015:1 (T = 47)
 Variável dependente: d_d_mulheres

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
d_mulheres_1	-0,544121	0,269837	-2,016	0,0419	**
d_d_mulheres_1	-0,473571	0,219115	-2,161	0,0363	**
d_d_mulheres_2	-0,519750	0,160075	-3,247	0,0023	***
d_d_mulheres_3	-0,592870	0,113239	-5,236	4,66e-06	***

AIC: 72,4808 BIC: 79,8814 HQC: 75,2657

k = 10: AIC = 62,2028
 k = 9: AIC = 60,4355
 k = 8: AIC = 59,5464
 k = 7: AIC = 57,8079
 k = 6: AIC = 55,8136
 k = 5: AIC = 55,3457
 k = 4: AIC = 54,7152
 k = 3: AIC = 54,4534
 k = 2: AIC = 67,0595
 k = 1: AIC = 72,3691
 k = 0: AIC = 76,7045

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,842124
 estatística de teste: tau_c(1) = -2,59605
 p-valor assintótico 0,09373
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,117
 diferenças defasadas: F(3, 42) = 10,287 [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2003:3-2015:1 (T = 47)
 Variável dependente: d_d_mulheres

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,140550	0,0881547	-1,594	0,1184	
d_mulheres_1	-0,842124	0,324387	-2,596	0,0937	*
d_d_mulheres_1	-0,258954	0,253908	-1,020	0,3136	
d_d_mulheres_2	-0,370134	0,183147	-2,021	0,0497	**
d_d_mulheres_3	-0,515391	0,121411	-4,245	0,0001	***
AIC: 71,719 BIC: 80,9697 HQC: 75,2001					
k = 10: AIC = 60,6067					
k = 9: AIC = 58,7336					
k = 8: AIC = 57,5051					
k = 7: AIC = 55,6305					
k = 6: AIC = 53,6521					
k = 5: AIC = 54,1971					
k = 4: AIC = 54,5686					
k = 3: AIC = 54,7983					
k = 2: AIC = 65,3295					
k = 1: AIC = 72,7364					
k = 0: AIC = 77,7989					
com constante e tendência					
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$					
valor estimado de $(a - 1)$: -2,00992					
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,11557$					
p-valor assintótico 0,005909					
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,010					
diferenças defasadas: $F(6, 35) = 8,300 [0,0000]$					
Regressão aumentada de Dickey-Fuller					
MQO, usando as observações 2004:2-2015:1 (T = 44)					
Variável dependente: d_d_mulheres					
	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,641634	0,204609	-3,136	0,0035	***
d_mulheres_1	-2,00992	0,488370	-4,116	0,0059	***
d_d_mulheres_1	0,798308	0,409009	1,952	0,0590	*
d_d_mulheres_2	0,534141	0,337974	1,580	0,1230	
d_d_mulheres_3	0,259081	0,302961	0,8552	0,3983	
d_d_mulheres_4	0,596187	0,232451	2,565	0,0148	**
d_d_mulheres_5	0,320780	0,190684	1,682	0,1014	
d_d_mulheres_6	0,130515	0,142926	0,9132	0,3674	
time	0,00906738	0,00541070	1,676	0,1027	
AIC: 58,6586 BIC: 74,7163 HQC: 64,6136					

ANEXO O– Teste KPSS sobre a primeira diferença da taxa de desemprego masculina.

teste KPSS para d_homens

T = 51

Parâmetro de truncagem da defasagem = 3

Estatística de teste = 0,224716

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,351	0,462	0,725
Valor p >	.10		

ANEXO P - Teste KPSS sobre a primeira diferença da taxa de desemprego feminina.

teste KPSS para d_mulheres

T = 51

Parâmetro de truncagem da defasagem = 3

Estatística de teste = 0,115249

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,351	0,462	0,725
Valor p > .10			

ANEXO Q – Teste ADF com binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego masculina.

k = 10: AIC = 38,1578
k = 9: AIC = 40,5833
k = 8: AIC = 38,5865
k = 7: AIC = 36,5911
k = 6: AIC = 37,8163
k = 5: AIC = 36,3733
k = 4: AIC = 34,9780
k = 3: AIC = 42,4575
k = 2: AIC = 59,1895
k = 1: AIC = 58,7475
k = 0: AIC = 57,1824

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_homens

incluindo 4 defasagens de (1-L)d_homens

(o máximo foi 10, critério AIC)

dimensão de amostragem 46

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste sem constante

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de (a - 1): -0,812768

estatística de teste: tau_nc(1) = -3,05396

p-valor assintótico 0,002204

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,067

diferenças defasadas: F(4, 41) = 12,277 [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2003:4-2015:1 (T = 46)

Variável dependente: d_d_homens

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
d_homens_1	-0,812768	0,266136	-3,054	0,0022	***
d_d_homens_1	0,159751	0,262613	0,6083	0,5463	
d_d_homens_2	0,0819402	0,212875	0,3849	0,7023	
d_d_homens_3	-0,125683	0,165724	-0,7584	0,4526	
d_d_homens_4	0,508155	0,136101	3,734	0,0006	***

AIC: 40,9676 BIC: 50,1108 HQC: 44,3927

k = 10: AIC = 18,1181
k = 9: AIC = 19,3237
k = 8: AIC = 17,3566
k = 7: AIC = 16,6843
k = 6: AIC = 17,5959
k = 5: AIC = 15,5961
k = 4: AIC = 13,6148
k = 3: AIC = 11,6231
k = 2: AIC = 12,5019
k = 1: AIC = 11,5813

k = 0: AIC = 9,60937

teste com constante dummies de sazonalidade aditiva

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,653905

estatística de teste: $\tau_c(1) = -4,5418$

p-valor 0,0005832

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,002

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2002:4-2015:1 (T = 50)

Variável dependente: d_d_homens

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,559768	0,0922428	-6,068	2,47e-07	***
d_homens_1	-0,653905	0,143975	-4,542	0,0006	***
S1	1,22654	0,133455	9,191	6,83e-012	***
S2	0,493776	0,153888	3,209	0,0025	***
S3	0,314505	0,131157	2,398	0,0207	**

AIC: 28,5725 BIC: 38,1326 HQC: 32,213

k = 10: AIC = 17,2711

k = 9: AIC = 17,5802

k = 8: AIC = 15,8358

k = 7: AIC = 14,5263

k = 6: AIC = 16,2018

k = 5: AIC = 14,3646

k = 4: AIC = 12,4636

k = 3: AIC = 10,8383

k = 2: AIC = 12,5261

k = 1: AIC = 11,9741

k = 0: AIC = 10,0852

com constante e tendência dummies de sazonalidade aditiva

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,671339

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,60305$

p-valor 0,002863

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,007

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2002:4-2015:1 (T = 50)

Variável dependente: d_d_homens

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,634388	0,127267	-4,985	1,01e-05	***
d_homens_1	-0,671339	0,145846	-4,603	0,0029	***
time	0,00260492	0,00305066	0,8539	0,3978	
S1	1,21698	0,134326	9,060	1,28e-011	***
S2	0,504984	0,154910	3,260	0,0022	***
S3	0,317432	0,131598	2,412	0,0201	**

AIC: 29,7507 BIC: 41,2229 HQC: 34,1194

ANEXO R – Teste ADF com binárias sazonais sobre a primeira diferença da taxa de desemprego feminina.

k = 10: AIC = 64,9128
 k = 9: AIC = 63,4700
 k = 8: AIC = 61,5048
 k = 7: AIC = 59,7099
 k = 6: AIC = 58,6850
 k = 5: AIC = 56,8095
 k = 4: AIC = 55,0438
 k = 3: AIC = 53,6178
 k = 2: AIC = 79,1026
 k = 1: AIC = 77,6629
 k = 0: AIC = 78,1832

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_mulheres
 incluindo 3 defasagens de (1-L)d_mulheres
 (o máximo foi 10, critério AIC)
 dimensão de amostragem 47
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,544121
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -2,01648$
 p-valor assintótico **0,04195**
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,147
 diferenças defasadas: $F(3, 43) = 11,296 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2003:3-2015:1 (T = 47)
 Variável dependente: d_d_mulheres

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
d_mulheres_1	-0,544121	0,269837	-2,016	0,0419	**
d_d_mulheres_1	-0,473571	0,219115	-2,161	0,0363	**
d_d_mulheres_2	-0,519750	0,160075	-3,247	0,0023	***
d_d_mulheres_3	-0,592870	0,113239	-5,236	4,66e-06	***

AIC: 72,4808 BIC: 79,8814 HQC: 75,2657

k = 10: AIC = 34,1456
 k = 9: AIC = 32,7488
 k = 8: AIC = 34,1127
 k = 7: AIC = 32,1881
 k = 6: AIC = 43,3487
 k = 5: AIC = 41,3512
 k = 4: AIC = 39,7936
 k = 3: AIC = 38,4947
 k = 2: AIC = 36,6898
 k = 1: AIC = 34,9975
 k = 0: AIC = 33,3638

teste com constante dummies de sazonalidade aditiva
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -2,18261
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -4,3929$
 p-valor assintótico **0,003004**
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,071
 diferenças defasadas: $F(7, 31) = 2,625 [0,0298]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2004:3-2015:1 (T = 43)
 Variável dependente: d_d_mulheres

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-1,56685	0,256251	-6,115	8,86e-07	***
d_mulheres_1	-2,18261	0,496851	-4,393	0,0003	***
d_d_mulheres_1	1,16745	0,452617	2,579	0,0149	**
d_d_mulheres_2	1,25005	0,386411	3,235	0,0029	***
d_d_mulheres_3	0,933305	0,285358	3,271	0,0026	***
d_d_mulheres_4	0,626889	0,231908	2,703	0,0110	**
d_d_mulheres_5	0,379294	0,210654	1,801	0,0815	*
d_d_mulheres_6	0,460137	0,184489	2,494	0,0182	**
d_d_mulheres_7	0,489148	0,140620	3,479	0,0015	***
S1	2,35660	0,377664	6,240	6,21e-07	***
S2	1,79230	0,444797	4,029	0,0003	***
S3	0,481858	0,374666	1,286	0,2079	
AIC: 32,7625 BIC: 53,8969 HQC: 40,5562					
k = 10: AIC = 32,8126					
k = 9: AIC = 31,8788					
k = 8: AIC = 33,6650					
k = 7: AIC = 31,7492					
k = 6: AIC = 42,5818					
k = 5: AIC = 40,5998					
k = 4: AIC = 38,6635					
k = 3: AIC = 38,0935					
k = 2: AIC = 36,5675					
k = 1: AIC = 35,1484					
k = 0: AIC = 33,3509					
com constante e tendência dummies de sazonalidade aditiva					
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$					
valor estimado de $(a - 1)$: -2,26129					
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,67334$					
p-valor assintótico 0,0007312					
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,060					
diferenças defasadas: $F(7, 30) = 2,518 [0,0366]$					
Regressão aumentada de Dickey-Fuller					
MQO, usando as observações 2004:3-2015:1 (T = 43)					
Variável dependente: d_d_mulheres					
	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-1,77878	0,277136	-6,418	4,36e-07	***
d_mulheres_1	-2,26129	0,483869	-4,673	0,0007	***
d_d_mulheres_1	1,19098	0,439043	2,713	0,0109	**
d_d_mulheres_2	1,22668	0,374886	3,272	0,0027	***
d_d_mulheres_3	0,883728	0,278154	3,177	0,0034	***
d_d_mulheres_4	0,569537	0,227287	2,506	0,0179	**
d_d_mulheres_5	0,334895	0,205851	1,627	0,1142	
d_d_mulheres_6	0,424258	0,180074	2,356	0,0252	**
d_d_mulheres_7	0,463347	0,137154	3,378	0,0020	***
time	0,00700304	0,00405787	1,726	0,0947	*
S1	2,28125	0,368754	6,186	8,29e-07	***
S2	1,76148	0,431619	4,081	0,0003	***
S3	0,494468	0,363327	1,361	0,1837	
AIC: 30,6923 BIC: 53,5879 HQC: 39,1355					

ANEXO S – Modelo 1h: sem constante e somente a primeira diferença da taxa de desemprego masculina em função do hiato do produto real.

Modelo 5: MQO, usando as observações 2002:3-2015:1 (T = 51)					
Variável dependente: d_homens					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
hiato	-0,135368	0,0202575	-6,6824	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,097190		D.P. var. dependente	0,514184	
Soma resíd. quadrados	8,435782		E.P. da regressão	0,410750	
R-quadrado	0,384295		R-quadrado ajustado	0,384295	
F(1, 50)	44,65409		P-valor(F)	1,88e-08	
Log da verossimilhança	-26,48261		Critério de Akaike	54,96523	
Critério de Schwarz	56,89705		Critério Hannan-Quinn	55,70344	
rô	0,021802		Durbin-Watson	1,939743	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO T – Modelo 2h: primeira diferença da taxa de desemprego masculina em função da constante e do hiato do produto real.

Modelo 6: MQO, usando as observações 2002:3-2015:1 (T = 51)					
Variável dependente: d_homens					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,0998176	0,0505413	-1,9750	0,0539	*
hiato	-0,135711	0,0211046	-6,4304	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,097190		D.P. var. dependente	0,514184	
Soma resíd. quadrados	7,927675		E.P. da regressão	0,402230	
R-quadrado	0,400294		R-quadrado ajustado	0,388055	
F(1, 49)	41,35043		P-valor(F)	5,06e-08	
Log da verossimilhança	-24,89849		Critério de Akaike	53,79697	
Critério de Schwarz	57,66063		Critério Hannan-Quinn	55,27339	
rô	-0,047039		Durbin-Watson	2,063291	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *indica significância ao nível de 10 por cento. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO U – Modelo 3h: primeira diferença da taxa de desemprego masculina em função da constante, hiato do produto real e dummies periódicas trimestrais para controlar possíveis problemas de sazonalidade.

Modelo 7: MQO, usando as observações 2002:3-2015:1 (T = 51)					
Variável dependente: d_homens					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,148882	0,0911724	1,6330	0,1093	
hiato	-0,104219	0,0253093	-4,1178	0,0002	***
dq2	-0,0611695	0,138097	-0,4429	0,6599	
dq3	-0,165265	0,154225	-1,0716	0,2895	
dq4	-0,751546	0,115706	-6,4953	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,097190	D.P. var. dependente		0,514184	
Soma resíd. quadrados	3,608954	E.P. da regressão		0,280099	
R-quadrado	0,726993	R-quadrado ajustado		0,703253	
F(4, 46)	44,38832	P-valor(F)		3,11e-15	
Log da verossimilhança	-4,831472	Critério de Akaike		19,66294	
Critério de Schwarz	29,32207	Critério Hannan-Quinn		23,35398	
rô	0,237772	Durbin-Watson		1,496204	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO V – Modelo 4h: primeira diferença da taxa de desemprego masculina em função da constante, hiato do produto real, dummies periódicas trimestrais e uma defasagem da primeira diferença da taxa de desemprego masculina.

Modelo 8: MQO, usando as observações 2002:4-2015:1 (T = 50)					
Variável dependente: d_homens					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,26792	0,142697	1,8775	0,0671	*
hiato	-0,0902735	0,0279653	-3,2281	0,0024	***
dq2	-0,23139	0,228484	-1,0127	0,3167	
dq3	-0,307879	0,212191	-1,4510	0,1539	
dq4	-0,845878	0,150093	-5,6357	<0,0001	***
d_homens_1	0,12344	0,098885	1,2483	0,2185	
Média var. dependente	-0,088133	D.P. var. dependente		0,515280	
Soma resíd. quadrados	3,522881	E.P. da regressão		0,282958	
R-quadrado	0,729220	R-quadrado ajustado		0,698450	
F(5, 44)	34,89030	P-valor(F)		3,00e-14	
Log da verossimilhança	-4,628332	Critério de Akaike		21,25666	
Critério de Schwarz	32,72880	Critério Hannan-Quinn		25,62532	
rô	0,140320	h de Durbin		1,387894	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *indica significância ao nível de 10 por cento. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO W – Modelo 1m: sem constante e somente a primeira diferença da taxa de desemprego feminina em função do hiato do produto real.

Modelo 9: MQO, usando as observações 2002:3-2015:1 (T = 51)					
Variável dependente: d_mulheres					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
hiato	-0,176187	0,0271015	-6,5010	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,137712		D.P. var. dependente	0,679671	
Soma resíd. quadrados	15,14554		E.P. da regressão	0,550373	
R-quadrado	0,370637		R-quadrado ajustado	0,370637	
F(1, 50)	42,26325		P-valor(F)	3,62e-08	
Log da verossimilhança	-41,40581		Critério de Akaike	84,81162	
Critério de Schwarz	86,74345		Critério Hannan-Quinn	85,54983	
rô	0,008979		Durbin-Watson	1,978481	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO X – Modelo 2m: primeira diferença da taxa de desemprego feminina em função da constante e do hiato do produto real.

Modelo 10: MQO, usando as observações 2002:3-2015:1 (T = 51)					
Variável dependente: d_mulheres					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,141134	0,0637104	-2,2152	0,0314	**
hiato	-0,176672	0,0265659	-6,6503	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,137712		D.P. var. dependente	0,679671	
Soma resíd. quadrados	14,12975		E.P. da regressão	0,536994	
R-quadrado	0,388260		R-quadrado ajustado	0,375776	
F(1, 49)	44,22699		P-valor(F)	2,31e-08	
Log da verossimilhança	-39,63552		Critério de Akaike	83,27103	
Critério de Schwarz	87,13468		Critério Hannan-Quinn	84,74745	
rô	-0,066897		Durbin-Watson	2,119813	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. ** indica significância ao nível de 5 por cento. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO Y – Modelo 3m: primeira diferença da taxa de desemprego feminina em função da constante, hiato do produto real e dummies periódicas trimestrais para controlar possíveis problemas de sazonalidade.

Modelo 11: MQO, usando as observações 2002:3-2015:1 (T = 51)					
Variável dependente: d_mulheres					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,223696	0,105096	2,1285	0,0387	**
hiato	-0,122919	0,0370523	-3,3174	0,0018	***
dq2	-0,0541657	0,195444	-0,2771	0,7829	
dq3	-0,330949	0,225977	-1,4645	0,1499	
dq4	-1,04622	0,147121	-7,1113	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,137712	D.P. var. dependente		0,679671	
Soma resíd. quadrados	6,020747	E.P. da regressão		0,361781	
R-quadrado	0,739335	R-quadrado ajustado		0,716669	
F(4, 46)	69,13815	P-valor(F)		7,28e-19	
Log da verossimilhança	-17,88220	Critério de Akaike		45,76440	
Critério de Schwarz	55,42353	Critério Hannan-Quinn		49,45544	
rô	0,111034	Durbin-Watson		1,770560	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. ** indica significância ao nível de 5 por cento. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO Z – Modelo 4m: primeira diferença da taxa de desemprego feminina em função da constante, hiato do produto real, dummies periódicas trimestrais e uma defasagem da primeira diferença da taxa de desemprego feminina.

Modelo 12: MQO, usando as observações 2002:4-2015:1 (T = 50)					
Variável dependente: d_mulheres					
Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,283542	0,164232	1,7265	0,0913	*
hiato	-0,117392	0,0313879	-3,7400	0,0005	***
dq2	-0,141884	0,220937	-0,6422	0,5241	
dq3	-0,411518	0,227856	-1,8060	0,0778	*
dq4	-1,08915	0,157383	-6,9204	<0,0001	***
d_mulheres_1	0,0506915	0,141878	0,3573	0,7226	
Média var. dependente	-0,130200	D.P. var. dependente		0,684429	
Soma resíd. quadrados	6,004757	E.P. da regressão		0,369421	
R-quadrado	0,738397	R-quadrado ajustado		0,708670	
F(5, 44)	50,17307	P-valor(F)		4,47e-17	
Log da verossimilhança	-17,96015	Critério de Akaike		47,92030	
Critério de Schwarz	59,39244	Critério Hannan-Quinn		52,28896	
rô	0,063511	Durbin-Watson		1,863256	

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. * indica significância ao nível de 10 por cento. *** indica significância ao nível de 1 por cento.

ANEXO Z1 – p-valores dos testes de autocorrelação sobre os modelos expostos nas Tabelas 4 e 5.

	Homens		Mulheres	
	p-valor	Autocorrelação	p-valor	Autocorrelação
Modelo (1)	0,00036495	Presença	0,825517	Ausência
Modelo (2)	0,00108266	Presença	0,00488303***	Presença
Modelo (3)	0,322439	Ausência	0,0018927***	Presença
Modelo (4)	0,149513	Ausência	0,705745	Ausência

Fonte: resultados da pesquisa.

Erros padrão entre parênteses. *** indica significância ao nível de 1 por cento.