

Universidade Federal de Juiz de Fora
Doutorado em Economia Aplicada PPGE/UFJF
Faculdade de Economia UFJF

Luiz Antônio de Lima Junior

**A POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL: O QUANTITATIVE
EASING (QE) NOS EUA, REINO UNIDO E JAPÃO E O INVOLUNTARY
EASING (IE) NO BRASIL.**

Juiz de Fora
2015

Luiz Antônio de Lima Junior

**A POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL: O QUANTITATIVE
EASING (QE) NOS EUA, REINO UNIDO E JAPÃO E O INVOLUNTARY
EASING (IE) NO BRASIL.**

Tese apresentada ao programa de Pós
Graduação em Economia da Universidade
Federal de Juiz de Fora (PPGE/UFJF) como
requisito para a conclusão do curso de
doutorado.

Orientador: Prof. Dr. Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos

Juiz de Fora
2015

A POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL: O QUANTITATIVE EASING (QE) NOS EUA, REINO UNIDO E JAPÃO E O INVOLUNTARY EASING (IE) NO BRASIL.

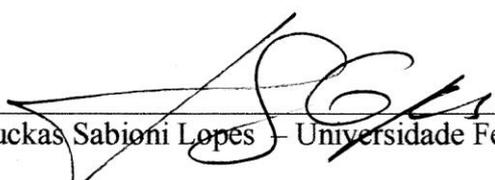
Luiz Antônio de Lima Junior

ORIENTADOR: Professor Dr. Cláudio R. Fóffano Vasconcelos

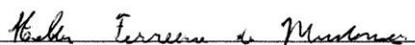
Tese de Doutorado submetida ao Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora – UFJF, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor em Economia Aplicada.

Aprovada em: ____/____/____

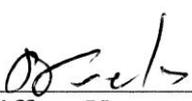
Membros da banca:


Prof. Dr. Luckas Sabioni Lopes – Universidade Federal de Juiz de Fora


Prof. Dr. Bruno de Paula Rocha – Universidade Federal do ABC


Prof. Dr. Helder Ferreira de Mendonça – Universidade Federal Fluminense


Profª. Drª. Silvinha Pinto Vasconcelos – Universidade Federal de Juiz de Fora


Professor Dr. Cláudio R. Fóffano Vasconcelos - Universidade Federal de Juiz de Fora

Lima Junior, Luiz Antônio.

A POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL: O QUANTITATIVE
EASING (QE) NOS EUA, REINO UNIDO E JAPÃO E O INVOLUNTARY
EASING (IE) NO BRASIL/ Luiz Antônio de Lima Junior. -- 2015.
95 p.

Orientador: Claudio Roberto Foffano Vasconcelos

Coorientador: Helder Ferreira Mendonça

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Juiz de Fora,
Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia,
Aplicada, 2015.

1. Política Monetária. 2. ARDL I. Foffano Vasconcelos,
Claudio Roberto, orient. II. Ferreira de Mendonça, Helder,
coorient. III. Título.

*“A política monetária é como um jardim japonês.
Uma simplicidade aparente esconde uma
sofisticada realidade.....”*

Milton Friedman

AGRADECIMENTOS

A Deus, por possibilitar esse feito.

Aos meus pais Luiz Antônio e Carmem Lúcia por terem me apoiado de todas as formas em toda a minha caminhada até este momento. Ao meu irmão Rafael por ter me incentivado muito nessa caminhada. Ao meu amor, minha namorada Cristiane, que sempre esteve ao meu lado nas horas que eu precisava.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Cláudio Fóffano Vasconcelos, que além da paciência e grande ajuda para a elaboração desta tese, sempre foi amigo ao longo dos meus anos como aluno da UFJF.

Aos meus co-orientadores Prof. Dr. Helder Mendonça Ferreira e Prof. Dr. José Simão que foram sempre disponíveis em tudo que eu solicitava.

Às professora Silvinha Vasconcelos e Fernanda Perobelli, que me ajudaram muito nesta caminhada do doutorado.

Aos meus amigos Vanessa, Sandro, André e Leonardo Neves, que com sua amizade e companheirismo tornaram o curso de doutorado muito mais fácil.

Ao economista Milton Friedman, que é o meu principal mentor intelectual quando o assunto é economia.

A toda equipe de PPGE (docentes, discentes e funcionários) que sempre me apoiaram.

Aos meus amigos do departamento de economia de Governador Valadares, que sempre atendiam às minhas demandas no momento do meu doutorado.

RESUMO

Esta tese objetivou o estudo empírico da política monetária não convencional adotada pelos nos EUA, Japão e Reino Unido após a crise *subprime* e a expansão monetária brasileira no contexto da nova matriz macroeconômica. A política monetária adotada pelos três países desenvolvidos supracitados, conhecida como *Quantitative Easing* (QE), é baseada na explicação do economista Milton Friedman acerca da Grande Depressão que ocorreu nos EUA na década de 1930, que tem a teoria quantitativa da moeda como base. Segundo Friedman a causa da depressão foi a não ação do FED (Federal Reserve Board), que permitiu que o estoque de moeda dos EUA caísse em torno de 30%.

Os bancos centrais norte-americano, britânico e nipônico, que no auge da crise em 2008 estavam com a taxa de juros próxima a zero, iniciaram uma expansão sem precedentes da base monetária, no momento que o estoque de moeda começou a dar sinais de queda. No caso brasileiro ocorreu uma expansão monetária diferente dos países que praticaram o QE. Mesmo com taxas de juros elevadas, o Brasil teve uma forte expansão de crédito, que passou de 24% do PIB em 2003 para 50% em 2014. Esta política que a priori foi chamada de *Involuntary Easing* (IE), ocorreu no contexto que a autoridade monetária brasileira trabalhava em uma conjuntura econômica favorável e o governo dava incentivo ao aumento da oferta de crédito por meio de medidas econômicas alternativas. Em termos comparativos com o QE, no IE mesmo sem aumentos da base monetária, o estoque de moeda aumenta.

Os dados apontam para a relação positiva entre a evolução dos agregados monetários e a recuperação da economia dos EUA, Reino Unido e Japão no contexto do QE. De forma análoga outros indicadores apontam essa relação para o Brasil até 2008, no contexto do IE. Com a finalidade de testar essas relações, que dado a sua contemporaneidade a literatura é incipiente, esse trabalho adotou a abordagem ARDL de Pesaran, Shin e Smith (2001). O primeiro capítulo analisou o impacto do QE no produto dos três países que o adotaram entre 2008-2014 enquanto o segundo capítulo investiga os transbordamentos do QE no mercado de ações desses países. No terceiro capítulo foi estudado o impacto do IE no produto brasileiro entre 2003-2014.

A conclusão que este trabalho chegou foi que o uso de agregados monetários como instrumento de política monetária teve impacto positivo no PIB e no mercado de

ações dos EUA, Reino Unido e Japão. No caso do Brasil, os resultados mostram que a partir de 2010 a relação entre agregados monetários e o produto não é significativa.

ABSTRACT

This study investigated the unconventional monetary policy adopted by central banks in the US, Japan and the United Kingdom after the subprime crisis. This policy, known as quantitative easing (QE), is based on the economist Milton Friedman's explanation of the Great Depression that occurred in the US in the 1930s. According to Friedman the fault for the depression was the FED, which allowed the stock of US currency fall around 30% in less than one year. Based on the interpretation of Friedman, central banks of the above countries, at the height of the crisis in 2008 initiated an unprecedented expansion of the monetary base at the time that the money stock began to signs that was falling. This increase of the monetary base avoided the mistake of the 1930s and averted a new Great Depression in the economy.

The Brazil experienced an unconventional monetary policy different from countries that have done QE. Even at high interest rates, Brazil had a strong expansion of credit, which went from 24% of GDP in 2003 to 50% in 2014. This policy this work called Involuntary Easing (IE) occurs since the central bank still has a tight monetary policy, but there is a favorable economic environment, the credit increases. In comparison with the QE in IE even without increases in the monetary base, the money stock increases.

In order to study the QE and IE we used monetary aggregates as the main monetary policy instrument through the ARDL approach. The first article analyzes the impact of QE on the product of the three countries that have adopted it between 2008-2014. The second article investigates the spillover of QE in the stock market of these countries. The third article examines the impact of IE in Brazilian product between 2003 to 2014. The conclusion we reached was that there are evidences that the QE had a positive impact on GDP and the stock market of the countries that have adopted it. In the case of IE in Brazil, there are few indications that it had an impact on the Brazilian economy between 2003-2014, this could have occurred mainly by macroeconomic shift in Brazilian economic policy after the subprime crisis.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	1
CAPÍTULO 1 - A RELAÇÃO ENTRE OS AGREGADOS MONETÁRIOS E O PRODUTO DOS PAÍSES QUE ADOTARAM O QE	
1.1 INTRODUÇÃO	3
1.2 TRABALHOS EMPÍRICOS: IMPACTOS DO QE NOS PAÍSES SELECIONADOS	5
1.3 METODOLOGIA	7
1.3.1 Estratégia Empírica	7
1.4 RESULTADOS	10
1.4.1 Resultados para os EUA	10
1.4.2 Resultados para o Japão	13
1.4.3 Resultados para o Reino Unido	16
1.5 CONCLUSÃO	18
CAPÍTULO 2 – O IMPACTO DO QE NO MERCADO DE AÇÕES DE PAÍSES SELECIONADOS	
2.1 INTRODUÇÃO	20
2.2 IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO MERCADO ACIONÁRIO	23
2.3 METODOLOGIA	25
2.3.1 Estratégia Empírica	25
2.3.2 Dados	28
2.4 RESULTADOS	28
2.4.1 Cointegração e resultados de longo prazo para os modelos com taxa de juros	29
2.4.2 Cointegração e resultados de longo prazo para os modelos sem taxa de juros	32
2.4.3 Cointegração e resultados de longo prazo para os modelos com taxa de câmbio	36
2.5 CONCLUSÃO	38

CAPÍTULO 3- A POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NA ECONOMIA BRASILEIRA: OS CASOS DE INVOLUNTARY EASING E VOLUNTARY EASING

3.1 INTRODUÇÃO	41
3.2 REVISÃO DE LITERATURA E COMPARAÇÃO ENTRE O QE E O IE	44
3.2.1 Diferenças entre o IE e o VE	44
3.2.2 Trabalhos empíricos sobre a relação entre política monetária e o produto	45
3.3. METODOLOGIA E DADOS	46
3.3.1 Estratégia Empírica	46
3.3.2 Dados	48
3.3.3 Teste de Raiz Unitária e teste de Cointegração	49
3.3.3.1 Teste dos modelos de 2003-2015	49
3.3.3.2 Teste dos modelos de 2003-2008	50
3.3.3.3 Teste dos modelos de 2010-2015	51
3.4 RESULTADOS DE LONGO PRAZO	52
3.4.1 Resultados para o período entre 2003-2015	52
3.4.2 Resultados para o período entre 2003-2018	53
3.5 CONCLUSÃO	54
CONSIDERAÇÕES FINAIS	56
REFERÊNCIAS	58
ANEXO A (Capítulo 1)	63
ANEXO B (Capítulo 2)	71
ANEXO C (Capítulo 3)	76

LISTA DE FIGURAS, GRÁFICOS E QUADROS

CAPÍTULO 3- A POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NA ECONOMIA BRASILEIRA: OS CASOS DE INVOLUNTARY EASING E VOLUNTARY EASING

Figura 1. Mecanismo de transmissão associado ao IE	42
Figura 2. Evolução do crédito no Brasil ao setor privado (% PIB)	43
Figura 3. Evolução do crédito e dos agregados monetários no Brasil entre 2003-2008	44
Figura 4. Evolução do crédito e dos agregados monetários no Brasil entre 2010-2015	45
Figura 5. Evolução do multiplicador da base monetária do Brasil	47

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO 1- A RELAÇÃO ENTRE OS AGREGADOS MONETÁRIOS E O PRODUTO DOS PAÍSES QUE ADOTARAM O QE

Tabela 1: Teste de Cointegração pela abordagem de Pesaran, Shin e Smith (2001)	11
Tabela 2: Modelos selecionados por meio do ARDL	12
Tabela 3: Coeficientes de longo prazo para os EUA (2000-2007)	12
Tabela 4. Coeficientes de longo prazo para os EUA (2008-2015)	13
Tabela 5. Teste de Cointegração para a economia japonesa	14
Tabela 6. Modelos selecionados por meio do ARDL	14
Tabela 7. Coeficientes de longo prazo para o Japão (2000-2007)	15
Tabela 8: Coeficientes de longo prazo para o Japão (2008-2015)	15
Tabela 9. Teste de Cointegração pela abordagem de Pesaran, Shin e Smith (2001)	16
Tabela 10. Modelos selecionados por meio do ARDL	17
Tabela 11. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2000-2007)	17
Tabela 12. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2008-2015)	18

CAPÍTULO 2- O IMPACTO DO QE NO MERCADO DE AÇÕES DE PAÍSES SELECIONADOS

Tabela 1. Descrição das variáveis utilizadas na equação (2)	28
Tabela 2. Teste de Cointegração de Pesaran, Shin, and Smith (2001)	30
Tabela 3. Modelos selecionados através da abordagem ARDL	30
Tabela 4. Coeficientes de longo prazo para os EUA	31
Tabela 5. Coeficientes de longo prazo para o Japão	32
Tabela 6. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido	32
Tabela 7. Teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001)	33
Tabela 8. Coeficientes de longo prazo dos EUA (2001-2007)	34
Tabela 9. Coeficientes de longo prazo dos EUA (2008-2014)	34
Tabela 10. Coeficientes de longo prazo para o Japão	35
Tabela 11. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2001-2007)	35
Tabela 12. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2008-2014)	36
Tabela 13. Teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001)	36
Tabela 14. Coeficientes de longo prazo para os EUA (2001-2007)	37
Tabela 15. Coeficientes de longo prazo para os EUA (2008-2014)	37

Tabela 16. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2001-2007)	38
Tabela 17. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2008-2014)	38

CAPÍTULO 3- A POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NA ECONOMIA BRASILEIRA: OS CASOS DE INVOLUNTARY EASING E VOLUNTARY EASING

Tabela 1. Descrição das variáveis	49
Tabela 2. Teste do modelo do produto (2003-2015)	49
Tabela 3. Modelos selecionados por meio do ARDL produto (2003-2015)	50
Tabela 4. Teste do modelo do produto (2003-2008)	51
Tabela 5. Modelos selecionados por meio do ARDL (2003-2008)	51
Tabela 6. Teste do modelo do produto (2010-2015)	52
Tabela 7. Coeficientes de longo prazo (2003-2015)	53
Tabela 8. Coeficientes de longo prazo (2003-2008)	54

INTRODUÇÃO

No final do ano de 2008 e início do ano de 2009, três dos principais bancos centrais do mundo, Banco Central Inglês (BOE), Banco Central Japonês (BOJ) e Banco Central Americano (FED) iniciaram uma expansão monetária não convencional. Essa política monetária era diferente da política monetária convencional usada por meio de manuseio de taxa de juros que era praxe nos anos predecessores da crise *subprime*.

A política monetária não convencional tem como característica, segundo Moenjak (2014) o ambiente de taxas de juros próximas a zero, que deixa a política monetária convencional impotente para evitar uma espiral deflacionária. Esta política ficou conhecida como *quantitative easing* (QE) e tinha como principal instrumento o aumento do ativo do balanço do banco central, ou seja, aumento da base monetária, por meio da compra de ativos financeiros públicos e privados.

O QE foi concebido na interpretação que o economista Milton Friedman teve da crise de 1929 (PASTORE, 2014, p. 220). Na explicação de Friedman e Schwartz (1971) a causa da depressão da década de 1930 foi a não atuação do FED frente ao forte declínio do estoque de moeda da economia dos EUA, após a quebra de vários agentes do sistema financeiro dos EUA. Apesar de a autoridade monetária ter o poder de aumentar a base monetária, o mesmo poder não transborda para o estoque de moeda (M1, M2 e M3).

Segundo Pastore (2014) no ano de 2002, aniversário de Friedman, o então futuro presidente do FED, Ben Bernanke, reafirmou o diagnóstico do economista que a crise da década de 1930 foi causada pelo erro do FED, pela não contenção da queda do estoque de moeda na economia norte-americana. Ao começar a sua homenagem ao Friedman, Bernanke disse: “*Você estava correto, nós erramos. Nós lamentamos muito. Mas graças a você, nós não cometeremos o mesmo erro*”. Então, quando a crise *subprime* emergiu em setembro de 2008, o FED, o BOJ e o BOE iniciaram o QE para evitar o erro de 1930, ou seja, evitar a queda do estoque de moeda.¹ Entre agosto de 2008 e outubro de 2014, a base monetária real aumentou dado o QE, 367% no caso do Reino Unido, 372% no caso dos EUA e 190% no caso do Japão.

¹ De fato apesar de a base monetária ter expandido entre fevereiro à agosto de 2008 em torno de 5,3% no Reino Unido e 1,2% nos EUA, M1 contraiu entorno de 7% no caso britânico e 2% no caso norte-americano. No caso do Japão ambos tinham se contraído.

Existem muitos indícios que o QE teve impacto no PIB e no mercado de ações destes três países. Em 2009, tanto o PIB como os principais índices de ações já se recuperavam.

O Brasil passou por uma experiência distinta dos três países supracitados. Sem ter taxas de juros próximas a zero, porém em um contexto macroeconômico favorável, o Brasil passou por uma expansão monetária involuntária entre 2003-2014, que *a priori* foi denominado de *Involuntary Easing* (IE).

O IE aconteceu em grande parte a despeito de ciclos da política monetária restritiva do Banco Central do Brasil. O que ocorreu com o Brasil é que em um ambiente macroeconômico favorável, o crédito (em proporção ao PIB) cresceu cerca de quatro vezes mais que o crescimento do PIB para o período entre 2003 a 2008 e três vezes mais no período entre 2011 a 2014. Portanto, esta política deliberada de expansão do crédito pode ser interpretada como um afrouxamento monetário involuntário, dado que os meios de pagamentos aumentaram mais que a base monetária.

Por meio de uma analogia à interpretação de Friedman da depressão de década de 1930, enquanto que nos EUA os meios de pagamento se retraíram a despeito da não ação do FED, no Brasil para o período sob análise o crescimento dos meios de pagamentos foram maiores que o da base monetária.

Neste contexto, dada a contemporaneidade do QE nas economias dos Estados Unidos da América (EUA), Japão e Reino Unido e o IE na economia brasileira, uma lacuna na literatura econômica a ser preenchida é análise do real efeito destas políticas sobre o nível de atividade econômica e mercado de renda variável. Assim esta tese tem como objetivo investigar os efeitos do QE na economia dos países que a adotaram e o IE na economia brasileira, na forma de três capítulos.

Portanto, no primeiro capítulo foi investigada a relação causal entre os agregados monetários e produto dos três países desenvolvidos supracitados. No segundo, foi estudado o efeito desta política monetária não convencional no mercado de ações dos mesmos países. No terceiro capítulo analisou-se o impacto dos agregados monetários no produto da economia brasileira, no contexto do IE.

CAPÍTULO 1 - A RELAÇÃO ENTRE OS AGREGADOS MONETÁRIOS E O PRODUTO DOS PAÍSES QUE ADOTARAM O QE

1.1 INTRODUÇÃO

A política monetária pelo controle de agregados monetários (atualmente conhecida como *quantitative easing* - QE) entrou mais uma vez na cartilha dos principais bancos centrais do mundo, dado que a política monetária baseada no manuseamento das taxas de juros de curto prazo chegou a níveis próximos de zero (BLINDER (2013), GREENSPAN (2013), BERNANKE (2015)).

Durante o ápice da crise *subprime* de 2008, Estados Unidos, Japão e Reino Unido enfrentavam uma contração econômica, que se agravava e exigia medidas de estímulo. Para tentar escapar desta recessão estes países adotaram políticas fiscais ativas, o que levou o déficit fiscal para mais de 9% do PIB (FMI, 2013). Outra política adotada no começo da crise por essas três nações foi um afrouxamento monetário por meio do corte das taxas de juros de curto prazo. No começo de 2009 as taxas de juros de curto prazo destes países estavam próximas a zero.

Impossibilitados de usar políticas fiscais mais ativas, dado que os déficits elevados indicavam uma trajetória negativa da dívida² e também impedidos de diminuir mais as taxas de juros, dado que elas estavam próximas de zero, estes países decidiram usar uma política monetária não convencional.³ Naquele momento, segundo Blinder (2013) ressurgiu a ideia do manuseamento dos agregados monetários como forma de política monetária.

Esta política monetária não convencional foi denominada “*quantitative easing*” (QE). Este termo foi criado, de acordo com Resende (2013), após a sugestão dada pelo economista Milton Friedman em 2000 de que era possível estimular o PIB nominal, mesmo com taxas de juros no seu limite inferior, a partir de expansões da base monetária. O Japão adotou a sugestão de Friedman e fez uma grande compra de títulos

² A dívida líquida do governo do Japão passou de 80,5% do PIB em 2007 para 113% do PIB em 2010. Já no caso dos EUA o aumento foi de 38% em 2007 para 73% em 2010. No caso do Reino Unido o aumento foi de 48% para 75,1% (FMI, 2013).

³ A política monetária convencional é aquela em que existe uma mudança na taxa de juros de curto prazo, como as taxas de juros do *federal funds*. De acordo com Karras (2013), de política monetária não convencional como aquela praticada predominantemente via agregados monetários em que situação de taxas de juros de curto prazo está próxima a zero, ZLB (*Zero lower bound*).

públicos através da sua política de meta para a base monetária e cunhou esta operação de QE.

Um dos mecanismos de transmissão associado ao QE, segundo Cúrdia e Woodford (2011), seria que a expansão dos agregados monetários, pelo aumento da base monetária colocaria mais liquidez no mercado financeiro, diminuiria os juros dos títulos públicos de todas as maturidades, implicando incentivo ao mercado financeiro para a concessão de crédito ao público, que estimularia a demanda agregada.

Gertler e Karadi (2011) colocam ênfase na absorção pelas autoridades monetárias de ativos de má qualidade por meio do QE, como as hipotecas *subprime*. Com a absorção destes ativos, os bancos centrais estabilizariam o valor destes ativos, estancariam o estresse de mercado e impulsionaria o produto da economia. Outros mecanismos de transmissão são relacionados com a melhora dos balanços patrimoniais.

Apesar de suas vantagens demonstradas pelo mecanismo de transmissão, o QE também envolve alguns riscos. Um possível risco, segundo Bernanke (2012) seria prejudicar o mercado de títulos, que pode ficar dependente da liquidez adicional provocada pela política monetária. Um segundo risco seria a perda de credibilidade da autoridade monetária em encontrar uma estratégia de saída para o programa de QE. Um terceiro risco seria a distorção do mercado de certos títulos, uma vez que, a autoridade monetária pode supervalorizar ou subvalorizar o valor de certos títulos. O quarto custo seria a possibilidade de perdas da autoridade monetária, dado que as expectativas dos agentes com relação à inflação fazem com que as taxas de juros se modifiquem, o BC pode perder a âncora das expectativas. Nas palavras do autor:

“In sum, both the benefits and costs of nontraditional monetary policies are uncertain; in all likelihood, they will also vary over time, depending on factors such as the state of the economy and financial markets and the extent of prior Federal Reserve asset purchases. Moreover, nontraditional policies have potential costs that may be less relevant for traditional policies. For these reasons, the hurdle for using nontraditional policies should be higher than for traditional policies. At the same time, the costs of nontraditional policies, when considered carefully, appear manageable, implying that we should not rule out the further use of such policies if economic conditions warrant.” (BERNANKE, 2012, p.14).

Além das vantagens e riscos, Breedon, Chadha e Waters (2012), apontam quatro desafios enfrentados por quem quer estudar o QE. Uma vez que não existe uma literatura consolidada, os trabalhos empíricos devem evitar algumas restrições teóricas. O segundo desafio, seria que uma vez que o QE não é totalmente previsível, estudos podem chegar a resultados enganosos. O terceiro desafio é que já que o QE foi aplicado

em resposta a uma crise, todas as preocupações com relação à endogeneidade têm que ser levado em conta. E por último, uma vez que, esta política econômica é muito recente, algumas técnicas econométricas que exigem amostras razoáveis não podem ser usadas.

Segundo Karras (2013), existe a ideia generalizada de que o uso do QE teria o efeito de ter evitado uma depressão e diminuído a recessão econômica entre 2007-2009. Após as economias dos três países terem enfrentado declínio do PIB no ano de 2009, o PIB destes países aumentou em 2010 e diminuiu a probabilidade de uma segunda depressão.

Assim, o objetivo do primeiro capítulo desta tese foi investigar o impacto do QE no produto real para as economias dos EUA, Japão e Reino Unido. Para tanto, a análise compreenderá no estabelecimento das relações de longo prazo entre a produção industrial destes países supracitados e os agregados monetários para os períodos de 2000 a 2007 e 2008 a 2015. Espera-se que as relações se materializam durante o período de QE (2008 – 2015) e que para o período antes do QE (2000-2007) tal relação não seja significativa.

Esta proposta é justificada pelas incertezas em torno do real efeito do QE no produto das economias, como apontado por (Kapetanios *et al.* (2012) e Karras (2013)). Segundo Kapetanios *et al.* (2012), a maior parte dos trabalhos empíricos sobre o QE aponta apenas o efeito do mesmo no sistema financeiro e não na economia real. Uma vez que não foram encontrados na literatura consultada trabalhos que mostram o efeito do QE nestas três economias com o mesmo modelo e na mesma periodicidade, entre o início da crise de 2008 e fevereiro de 2015, este trabalho contribuirá com a literatura ocupando esta lacuna.

Após esta introdução, o restante deste capítulo está estruturado da seguinte forma: a segunda seção aborda a contextualização do QE nos três países e a revisão de literatura. A terceira seção mostra o modelo econométrico e a estratégia empírica. Os resultados são apresentados na quarta seção. A última seção traz as conclusões.

1.2 TRABALHOS EMPÍRICOS: IMPACTOS DO QE NOS PAÍSES SELECIONADOS

Por sua contemporaneidade, não existe na literatura muitos trabalhos sobre os impactos do QE no produto das economias que o adotaram como instrumento de

política monetária. A exceção é o caso do Japão que, como já citado na introdução, adotou uma política por meio de expansões da base monetária entre 2001 e 2006, porém de uma forma muito mais estrita da adotada a partir de 2008.

Dentre os autores que encontram evidências da ineficácia do QE estão Cúrdia e Woodford (2011). Os autores estendendo um modelo DSGE (modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico) para a análise da política QE, mostram que este tipo de política tem pequeno efeito na demanda agregada. Os autores por meio de modelo teórico e baseado na experiência do Japão, que de forma pioneira praticou o QE entre 2001 e 2006 concluem que a ineficácia apontada pelo modelo teórico é próxima da realidade.

Usando modelos de determinação de taxa de juros (regras monetárias), Nakazono e Ueda (2013) avaliam os efeitos do QE praticado pelo Banco Central do Japão entre 2001 e 2006. Os autores mostram que o compromisso de manter a política monetária expansionista, provocou um aumento nas expectativas de inflação, com um aumento mais lento nas expectativas das taxas de juros. Isto provocou uma taxa de juros real menor e os autores sugerem que pode ter afetado a economia de forma positiva.

Sobre os trabalhos que encontraram evidência do impacto do QE na economia dos EUA, estão Chen, Cúrdia e Ferrero (2012). Os autores por meio de um modelo DSGE avançam na análise teórica de Cúrdia e Woodford (2011) e fazem a simulação do impacto da segunda rodada do QE no PIB da economia do EUA. Usando dados trimestrais de 1987 até 2009 os autores estimam os parâmetros do modelo para a sua calibração. Como resultados os autores mostram que o efeito do QE no PIB dos EUA foi modesto, porém duradouro.

Com relação ao QE praticado a partir de 2008, Christensen e Rudebusch (2012) esclarecem que apesar do QE dos EUA e do Reino Unido ter sido criado com o mesmo propósito, eles não operaram pelo mesmo mecanismo. Os autores decompõem a queda nos juros dos títulos de longo prazo dos governos em expectativas para o futuro da política monetária e queda nos prêmios de risco. No caso dos EUA, o efeito do QE se deu na ancoragem das expectativas dos agentes enquanto que no caso britânico ocorreu uma queda nos prêmios pelos títulos do tesouro.

Kapetanios et al. (2012) fazem uma análise sobre os resultados da primeira rodada do QE no Reino Unido de 2007 até 2010. Por meio de um VAR, os autores usam a taxa de juros de longo prazo como mensuração do QE e tiveram como objetivo captar o efeito do QE britânico no produto e na inflação. Como principais resultados os autores

inferem que o efeito do QE no PIB britânico foi positivo em 1,5% enquanto que o efeito na inflação também foi positivo em 1,25%.

Neste contexto, Pesaran e Smith (2012) usam a abordagem Autorregressive Distributed Lag (ARDL) para testar o efeito do QE no PIB britânico. Usando dados trimestrais de 2008 à 2011, os autores testam o impacto do QE no PIB britânico pelo diferencial entre as taxas de juros de curto e longo prazo. Os autores encontram como o principal resultado que ocorreu uma queda nos *spreads* entre títulos do tesouro britânico (*gilts*) e outros títulos após o início do QE. Esta queda dos *spreads* levaram os autores a concluir que a transmissão da queda dos *spreads* na economia ocorreu no aumento crescimento do PIB do Reino Unido.

Portanto na literatura consultada não foram encontrados trabalhos que analisam o impacto do QE no produto dos EUA, Reino Unido e Japão e que usam os agregados monetários como instrumento do QE. Este trabalho objetiva colaborar com a literatura por meio do preenchimento desta lacuna.

1.3 METODOLOGIA

Na literatura consultada não foram encontrados trabalhos que mostram o a relação entre agregados monetários e o produto nas economias dos EUA, Reino Unido e Japão na metodologia de ARDL para o período de 2008 até 2015, no contexto do QE. A estratégia adotada consistiu em analisar dois períodos de tempo, 2000 a 2007 e 2008 a 2015, considerando assim um período com exercício de política monetária tradicional e outro de não tradicional.

A consideração destes dois períodos de tempo tem o intuito de evidenciar as relações entre as variáveis em regimes distintos de política monetária de tal forma a subsidiar as inferências sobre o resultado do QE nas três economias supracitadas. Uma característica inédita deste capítulo esta na padronização de instrumentos de política monetária para a análise dos três países, o que possibilita a comparação entre o efeito do QE dentre os mesmos.

1.3.1 Estratégia Empírica

O modelo empírico baseado em Cover (1992), com modificações em Ravn e Sola (2004) relaciona o produto da economia com os agregados monetários. A equação (1) mostra o modelo do produto da economia.

$$y_t = \psi z_t + \beta m_t + \delta_t \quad (1)$$

Na equação (1), y_t é uma medida de produto agregado, m_t é o agregado monetário, que representa uma medida de política monetária, z_t é o vetor de variáveis explanatórias, que contém *tbr* (taxa de juros dos títulos do governo) e *des* (taxa de desemprego).⁴ O δ_t são os resíduos da equação. Os subscritos t são as defasagens das séries.

O modelo empírico presente na equação 1 se adéqua ao objetivo deste capítulo, uma vez que possibilita a captura do efeito da evolução dos agregados monetários no produto da economia. Dado que este trabalho procura inferir o efeito do QE, este modelo se mostra apropriado.

Existe certa dificuldade para a escolha da melhor variável para representar o estoque de moeda em uma determinada economia. Friedman (1992) mostra que vários agregados monetários são utilizados nos EUA, que seriam considerados como contrapartida da moeda na economia. Nas palavras do autor a respeito do papel das autoridades monetárias:

“...apenas elas têm o poder arbitrário de determinar a quantidade do que os economistas chamam de base monetária ou moeda de alta potência dinheiro mais depósitos de bancos junto aos bancos do Federal Reserve, ou dinheiro mais reservas bancárias. E toda a estrutura de ativos líquidos, inclusive depósitos bancários, fundos de mercado monetário, bônus e assim por diante, constitui uma pirâmide invertida apoiando-se quantidade de moeda de alta potência no vértice e dependendo dela” (FRIEDMAN, 1992, p.29).

Segundo Greenspan (2013) as medidas de oferta de moeda que a maioria dos economistas usa são M1, M2 e M3. M1 compreende dinheiro, depósitos à vista e outros depósitos sacáveis. M2 seria M1 mais depósitos de poupança. De acordo com o autor M3 seria uma medida mais ampla de agregado monetário que adiciona a M2, os depósitos fundos monetários institucionais, depósito a prazo de grandes quantias, acordos de *overnight*, além de eurodólares.

De acordo com Poole (1994) o Federal Reserve até meados da década de 1980, usava M1 como o principal instrumento de política monetária. Em meados da década de 80, o Fed trocou M1 por M2 como o principal instrumento, uma vez que segundo Poole (1994) evidências mostravam que a velocidade de M2 era mais estável do que M1.

⁴ A escolha das variáveis é baseada em Ravn e Sola (2004).

Blinder (2013) usa M2 como medida de estoque de moeda da economia dos EUA. Nas palavras de Greenspan⁵ “os dados sugerem fortemente que a medida de oferta de moeda que, quando dividida pela capacidade, segue mais de perto o preço é a escolha de Milton Friedman: M2. Tanto a medida do mais estrito M1 quanto a do mais amplo M3 se saem mal em relação ao M2 no rastreamento de preços...”(GREENSPAN, 2013, p.253).

Na equação (1) os sinais esperados são: uma relação positiva entre o produto e a o estoque de moeda, uma vez que, *ceteris paribus*, um aumento da base monetária representa um aumento do estoque de moeda, o que significaria uma política monetária frouxa e no curto prazo um aumento na produção. Com relação à taxa de desemprego é esperada uma relação negativa com o produto, uma vez que uma queda na taxa de desemprego significa uma maior utilização de fator trabalho na economia, que *ceteris paribus* significa mais produto. Sobre a taxa de juros da economia, é esperada uma relação inversa com o produto, pois uma queda na taxa de juros estimula o investimento e, por conseguinte leva aumento no produto.

Segundo Kanjilal e Ghosh (2014) ao longo das últimas duas décadas técnicas de cointegração têm sido usadas para a relação de longo prazo entre as variáveis. Dentre as técnicas de cointegração o modelo ARDL (*Autorregressive Distributed Lags*) de Pesaran, Shin e Smith (2001) se tornou popular pelas suas vantagens econométricas.

As vantagens apontadas pela literatura especializada como justificativa ao uso do modelo ARDL em detrimento de outros métodos de cointegração tradicionais são: uso do mix de variáveis I(0) e I(1); para amostras pequenas os testes mostraram que o modelo ARDL é superior aos outros testes de cointegração; por último o modelo ARDL estima coeficientes de longo prazo não viesados, com estatísticas *t* válidas, mesmo na presença de endogeneidade. (Pesaran Shin e Smith (2001); Kyophilavong et.al (2013), Kanjilal e Ghosh (2014); Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2015)).

A equação 2 mostra a primeira etapa da abordagem ARDL, em que a variável dependente está na primeira diferença e a mesma variável é incorporada no modelo como explicativa na primeira diferença defasada.

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \eta \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \rho \Delta tbr_{t-i} + \sum_{i=1}^p \pi \Delta des_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta \Delta m_{t-i} + \delta_t \quad (2)$$

⁵ A descrição detalhada dos agregados monetários para cada país está presente no Quadro A1 do anexo.

Após estimar a equação (2), executa-se o teste F de significância conjunta com a inclusão das variáveis explicativas em nível. Para este fim é feito o uso dos valores críticos superiores e inferiores calculados por Pesaran, Shin e Smith (2001). Se a estatística de teste for maior do que o valor crítico superior, existe cointegração. Se for menor do que o valor inferior não existe cointegração. Se o teste fica entre o valor superior e o inferior, não é possível afirmar nenhuma opção. Então se procede a escolha dos melhores *lags* para cada variável explicativa, no modelo da equação (1).

Por meio de algum critério de seleção são escolhidas as melhores defasagens para cada variável explicativa e procede-se o cálculo dos coeficientes de longo prazo. Como foi explicitado anteriormente, o objetivo deste capítulo foi captar os efeitos que o (QE) teve nas economias dos EUA, Japão e Reino Unido.⁶ Essa análise ocorreu na periodicidade mensal, de janeiro de 2008 até fevereiro de 2015, totalizando 86 observações. Como forma de comparação, como já havia sido adiantada na introdução, foi rodado o mesmo modelo com as mesmas variáveis no período anterior ao QE que foi de novembro de 2000 até dezembro de 2007, totalizando também 86 observações. As variáveis especificadas na equação (1) com suas respectivas fontes e definição estão descritas nos quadros A11 e A12 no anexo A.

1.4 RESULTADOS

Para testar a estacionariedade das séries utilizadas neste capítulo são usados os testes tradicionais de raiz unitária Ng-Perron e Dick-Fuller Generalizado (DF-GLS), que estão presentes nas tabelas A1 - A8 do anexo A. Quando as variáveis apresentaram indícios de quebra estrutural, executaram-se os testes de Lee e Strazicich (2003) para séries com a presença de duas quebras estruturais endógenas e Lee e Strazicich (2004) para série com a presença de uma quebra estrutural endógena (tabelas A9 e A10 do anexo A).

1.4.1 Resultados para os Estados Unidos

⁶ No caso do Reino Unido, a base monetária até 2006 era chamada de M0. A partir de 2006, o Banco Central da Inglaterra parou de divulgar o resultado. Então neste trabalho a base monetária britânica será balanço de reservas no banco da Inglaterra. Conforme indicação da autoridade monetária inglesa acessível em: < <http://www.bankofengland.co.uk/statistics/pages/iadb/notesiadb/M0.aspx> >.

Os resultados dos testes de raiz unitárias tradicionais (DF-GLS e Ng-Perron) para as séries norte-americanas mostraram que apenas as variáveis estoque de moeda (nas definições M1 e M2) no primeiro período (2000-2007) e as variáveis taxa de desemprego, taxa de juros e produto no segundo período não foram I(0) nem I(1) a um nível de 5% de significância em nenhum dos dois testes (anexo A).

Uma vez que existia a possibilidade de quebras estruturais nas variáveis, foram executados os testes de raiz unitária com quebra estrutural. Estes confirmaram as suspeitas que as variáveis que não foram I(0) ou I(1) nos testes tradicionais, se mostram estacionárias em nível na presença de quebra estrutural (anexo A). Com a confirmação que todas as variáveis foram I(0) ou I(1) iniciou a execução do teste de cointegração pela abordagem de Pesaran, Shin e Smith (2001).

Assim, na análise das relações de cointegração para a economia dos EUA como estabelecido na equação (2), tem-se que, no período anterior ao QE, entre 2000-2007, apenas um dos modelos cointegra (tabela 1). Quando o período analisado é o de QE (2008-2015), segunda coluna da tabela 1, todos os modelos cointegram a um nível de significância de 1%. Isto evidencia a relação de longo prazo entre os agregados monetários e o produto norte-americano, no contexto de QE.

Por sua vez, a tabela 2 apresenta os modelos ARDL selecionados pelos critérios de informação AIC e BIC, distinguindo os que não apresentam problema de correlação serial dos resíduos dos que apresentam este problema.

Tabela 1. Teste de Cointegração pela abordagem de Pesaran, Shin e Smith (2001)

Agregado Monetário	EUA	
	(A)	(B)
M1/AIC	0,36	15,30***
M1/BIC	0,36	20,40***
M2/AIC	3,12	15,56***
M2/BIC	2,23	20,25***
M3/AIC	2,06	21,17***
M3/BIC	2,33	21,17***
b/AIC	6,15***	14,35***
b/BIC	0,72	16,77***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; Os valores na tabela representam o valor da estatística F; (A) representa o período de tempo para 2000 a 2007 e (B) o período entre 2008 a 2015

Tabela 2. Modelos seleccionados por meio do ARDL .

Agregado Monetário/ Critério de Seleção	EUA	
	(A)	(B)
M1/AIC	-	(12,12,5) ⁺
M1/BIC	-	(12,12,2)
M2/AIC	-	(12,12,3) ⁺
M2/BIC	-	(12,12,0) ⁺
M3/AIC	-	(12,12,0) ⁺
M3/BIC	-	(12,12,0) ⁺
b/AIC	(2,11,6) ⁺	(12,12,2)
b/BIC	-	(12,8,2)

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. Os valores em parênteses representam as defasagens das variáveis. + Não apresentou autocorrelação serial dos resíduos. Na tabela (A) é o período de 2000-2007 e (B) é o período 2008-2015.

De acordo com a tabela 2, um modelo no primeiro período e cinco modelos no segundo período não apresentaram autocorrelação serial dos resíduos⁷. Então a partir dos modelos que cointegraram e que não apresentaram autocorrelação foram estimados os coeficientes de longo prazo.

Tabela 3. Coeficientes de longo prazo para os EUA (2000-2007)

Variável	Modelo ARDL (2,11,6)
	Coeficientes
Constante	1.10***
DES_{EUA}	-0,20***
$M1_{EUA}$	-
$M2_{EUA}$	-
$M3_{EUA}$	-
b_{EUA}	12,00***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

⁷ A variável taxa de juros foi excluída do modelo dos EUA, uma vez que no segundo período (2008-2015) ele teve índice de correlação superior a 0,85 com os agregados monetários, mostrando uma alta correlação.

Na tabela 3 é possível ver que no primeiro período (2000-2007), a base monetária teve uma relação positiva com a produção industrial dos EUA. Outro resultado, que já era esperado, foi a relação inversa entre a taxa de desemprego e a produção industrial. Para o período entre 2008 a 2015, os resultados evidenciaram que os agregados monetários, que no contexto do QE foram o principal instrumento de política monetária do FED, tiveram uma relação positiva com o produto norte-americano (tabela 4).

Tabela 4. Coeficientes de longo prazo para os EUA (2008-2015).

Variável	Modelos ARDL selecionados			
	(12,12,5)	(12,12,3)	(12,12,0)	(12,12,0)
Constante	4.36***	3.49***	3.74***	2.10
DES_{EUA}	-0,12***	-0,10***	-0,11***	-0,10***
$M1_{EUA}$	0,06**	-	-	-
$M2_{EUA}$	-	0,14**	0,12**	-
$M3_{EUA}$	-	-	-	1,61***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Desta forma, os resultados apresentados na tabela 4 corroboram a significância estatística da relação positivas entre os agregados monetários e o produto dos EUA, no período em que o QE foi implementado. Os sinais do coeficiente dos meios de pagamentos (nas definições M1, M2 e M3) foram positivo e estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%. Uma vez que a evolução dos meios de pagamentos foi consequência da política monetária dos EUA baseados na interpretação de Friedman e Schwartz (1971) da grande depressão, há indícios que o QE teve impacto no aumento da produção norte-americana, ou no mínimo evitou uma queda maior do PIB.

1.4.2 Resultados para o Japão

Os resultados dos testes de raiz unitária tradicionais (DF-GLS e Ng-Perron) para as séries japonesas mostram que a variável taxa de juros, taxa de desemprego e estoque de moeda (nas definições base monetária e M3) no primeiro período (2000-2007) e as variáveis taxa de juros e M1 no segundo período não foram I(0) nem I(1) a um nível de 5% de significância em nenhum dos dois testes (anexo A). Os testes de raiz unitária

com quebra estrutural evidenciaram que estas séries que não foram I(0) ou I(1) nos testes tradicionais, realmente tinham quebra estrutural e eram estacionárias na presença da mesma (anexo A).⁸

Para a análise de cointegração, pode-se verificar que no segundo período, ou seja, no período de QE, todos os modelos cointegram a um nível de significância de 1% e não foi detectada autocorrelação serial dos resíduos (tabela 5 e 6). Já no primeiro período (2000-2007) apenas um modelo cointegrou ao nível de significância de 1% (tabela 5). Estes resultados mostram indícios que o QE praticado de forma pioneira pelo Japão entre 2001-2006 não teve resultados robustos no produto japonês, comparado com o QE praticado pelo país nipônico de 2008 até 2015.

Tabela 5. Teste de Cointegração para a economia japonesa

Agregado Monetário/Critério de Seleção	Japão	
	(A)	(B)
M1/AIC	5,51***	6,75***
M1/BIC	2,39	6,89***
M2/AIC	4,65	7,86***
M2/BIC	2,94	8,03***
M3/AIC	4,10	7,13***
M3/BIC	1,05	7,13***
b/AIC	4,82	10,52***
b/BIC	1,44	10,52***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; Os valores na tabela representam o valor da estatística F. Na tabela (A) representa o período de 2000-2007 e (B) o período 2008-2015

Na análise dos coeficientes de longo prazo para o primeiro período (2000-2007), constata-se que o agregados monetários foi significativo no modelo do produto a um nível de significância de 10% e taxa de desemprego teve sinal negativo e significativo como era esperado (tabela 7). Estes resultados evidenciam que no período entre 2000-2007 não é possível mostrar a relação entre os agregados monetários e o produto japonês.

⁸ A variável taxa de juros foi excluída do modelo do Japão, uma vez que no primeiro período (2000-2007) ele teve índice de correlação superior a 0,83 com os meios de pagamento, mostrando uma alta correlação.

Tabela 6. Modelos seleccionados por meio do ARDL .

Agregado Monetário/ Critério de Seleção	Japão	
	(A)	(B)
M1/AIC	(11,2,7) ⁺	(2,1,1) ⁺
M1/BIC	-	(2,0,1) ⁺
M2/AIC	-	(2,0,0) ⁺
M2/BIC	-	(1,0,0) ⁺
M3/AIC	-	(2,0,0) ⁺
M3/BIC	-	(2,0,0) ⁺
b/AIC	-	(1,3,1) ⁺
b/BIC	-	(1,3,1) ⁺

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. Os valores em parênteses representam as defasagens das variáveis. + Não apresentou autocorrelação serial dos resíduos. Na tabela (A) é o período de 2000-2007 e (B) é o período 2008-2015.

Tabela 7. Coeficientes de longo prazo para o Japão (2000-2007)

Variável	Modelos ARDL Seleccionados
	(11,2,7)
Constante	3,43***
$DES_{Japão}$	-0,40***
$M1_{Japão}$	0,54*
$M2_{Japão}$	-
$M3_{Japão}$	-
$b_{Japão}$	-

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Para o período de 2008-2015 todos os agregados monetários tiveram sinal positivo e significativo a um nível de 1% de significância, indicando sinais de uma relação positiva entre os agregados monetários e o PIB japonês, no contexto do QE (tabela 8). Os resultados para o Japão indicam que o QE adotado pelo país nipônico após o início da crise *subprime*, teve impacto positivo no produto japonês.

Tabela 8. Coeficientes de longo prazo para o Japão (2008-2015)

Variável	Modelos ARDL selecionados					
	(2,1,1)	(2,0,1)	(2,0,0)	(1,0,0)	(2,0,0)	(1,3,1)
Constante	-6.24**	-6.51**	-7.74	-9.41***	-7.58***	-3.46
$DES_{Japão}$	0,87**	0,88**	0,68***	0,85***	0,52**	1,07***
$M1_{Japão}$	19,38***	20,08***	-	-	-	-
$M2_{Japão}$	-	-	23,67***	28,38***	-	-
$M3_{Japão}$	-	-	-	-	23,06***	-
$b_{Japão}$	-	-	-	-	-	4,53***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

1.4.3 Resultados para o Reino Unido

O resultado dos testes de raiz unitária tradicionais (DF-GLS e Ng-Perron) para as séries britânicas mostrou que as variáveis taxa de juros, e agregados monetários (nas definições base monetária, M1 e M2) no primeiro período (2000-2007) e as variáveis taxa de juros, taxa de desemprego e base monetária no segundo período não foram I(0) nem I(1) a um nível de 5% de significância em nenhum dos dois testes (anexo A). Uma vez que existe a possibilidade de quebras estruturais nas variáveis, foram executados os testes de raiz unitária com quebra estrutural. Estes mostraram que as séries que não foram I(0) ou I(1) nos testes tradicionais, eram estacionárias na presença de quebra estrutural, a única exceção foi a taxa de juros do segundo período (2008-2015) (anexo A).⁹

De posse da tabela 9 é possível verificar que diferente do que aconteceu no caso dos EUA e no caso do Japão, a maior parte dos modelos estimados cointegraram nos dois períodos para o Reino Unido a um nível de significância de 1%. Este resultado mostra indícios que a relação de longo prazo entre os agregados monetários e o produto britânico existia mesmo no período anterior ao QE. A tabela 10 traz os modelos escolhidos pelo método ARDL.

⁹ A variável taxa de juros foi excluída do modelo do Reino Unido, uma vez que no primeiro período (2000-2007) ele teve índice de correlação superior a 0,98 com os meios de pagamento, mostrando uma alta correlação. Além disso, no segundo período ela não foi estacionária.

Tabela 9. Teste de Cointegração pela abordagem de Pesaran, Shin e Smith (2001)

Agregado Monetário	Reino Unido	
	(A)	(B)
M1/AIC	14,75***	5,75**
M1/BIC	13,81***	4,20 [#]
M2/AIC	15,68***	5,04**
M2/BIC	14,74***	11,72***
M3/AIC	15,82***	15,04***
M3/BIC	-	7,09***
b/AIC	15,21***	6,53***
b/BIC	-	2,37

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; Os valores na tabela representam o valor da estatística F. [#]Significa que o valor da estatística F ficou na fronteira do teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001) e o coeficiente ECM será usado para se testar a cointegração.

Tabela 10. Modelos selecionados por meio do ARDL

Agregado Monetário/ Critério de Seleção	Reino Unido	
	(A)	(B)
M1/AIC	(1,2,1) ⁺	(9,11,1) ⁺
M1/BIC	(1,0,1) ⁺	(1,0,1) ⁺
M2/AIC	(1,2,0) ⁺	(8,11,8) ⁺
M2/BIC	(1,0,0) ⁺	(1,0,1) ⁺
M3/AIC	(1,2,0) ⁺	(1,0,11) ⁺
M3/BIC	(0,0,0)	(1,0,1) ⁺
b/AIC	(1,0,0) ⁺	(12,11,0) ⁺
b/BIC	(0,0,0)	-

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. Os valores em parênteses representam as defasagens das variáveis. + Não apresentou autocorrelação serial dos resíduos. Na tabela (A) é o período de 2000-2007 e (B) é o período 2008-2015.

De acordo com as tabelas 11 e 12, existem indícios que o QE teve impacto no produto britânico entre 2008 e 2015. Os agregados monetários no conceito M2 e M3 foram positivos e significativos a um nível de 1% de significância no segundo período, enquanto que no primeiro período, M2 foi significativo a um nível de 10% de significância e M3 a um nível de 5%.

Tabela 11. Coeficientes de longo prazo para os Reino Unido (2000-2007)

Variável	Modelos ARDL selecionados					
	(1,2,1)	(1,0,1)	(1,2,0)	(1,0,0)	(1,2,0)	(1,0,0)
Constante	4,26***	4,31***	4,44***	4,46***	4,17***	4,91***
DES_{UK}	0,01	0,01	0,01*	0,01	0,01*	0,01
$M1_{UK}$	0,15*	0,13				
$M2_{UK}$			0,17*	0,16*		
$M3_{UK}$					0,18**	
b_{UK}						-0,19**

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 12. Coeficientes de longo prazo para os Reino Unido (2008-2015)

Variável	Modelos ARDL selecionados						
	(9,11,1)	(1,0,1)	(8,11,8)	(1,0,1)	(1,0,11)	(1,0,1)	(12,11,0)
Constante	5,60	-5,08	2,04***	-1,30	-9,84	-6,49***	5,33***
DES_{UK}	-0,53	0,03	-0,06***	-0,01***	0,01***	-0,0199	-0,01
$M1_{UK}$	-18,46	3,50					
$M2_{UK}$			4,72***	4,15***			
$M3_{UK}$					5,12***	3,93***	
b_{UK}							-0,59***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

1.5 CONCLUSÃO

Este capítulo teve o objetivo de analisar a relação entre os agregados monetários e o produto dos países que adotaram o QE como política monetária. Existem vários indícios de que a política monetária não convencional, por meio de expansões dos agregados monetários, praticada pelo Banco Central Inglês, Japonês e pelo FED foram importantes na revitalização da economia britânica, japonesa e norte-americana, respectivamente. A divisão da amostra em dois períodos, antes do QE e durante o mesmo, evidenciou que a influencia da variável agregado monetário se altera nos dois períodos de tempo considerados. Portanto, estes resultados indicam o impacto positivo do QE no nível de produto dos países supracitados.

Na economia americana no primeiro período (2000-2007), apenas quando a variável base monetária foi usada como instrumento de política monetária, os modelos

cointegraram e a base monetária teve uma relação positiva com a produção norte-americana. Este resultado faz sentido, na medida em que a política monetária dos EUA de 2000-2007 foi expansionista por meio da redução de juros (aumento da base monetária). Contudo não existem indícios que os meios de pagamento tiveram impacto no produto americano neste período.

Porém, ao se analisar o período de QE (2008-2015) para os EUA, os meios de pagamento nas definições M1, M2 e M3 foram positivos e significativos, o que subsidia a tese de que as expansões da base monetária, no contexto do QE tiveram impacto na economia americana.

No caso da economia japonesa, apenas um de oito modelos cointegrou a um nível de significância de 1% no primeiro período (2000-2007) enquanto os oito modelos cointegraram no segundo período (2008-2015). Com relação aos coeficientes de longo prazo dos agregados monetários, todos foram positivos e significativos no período de 2008-2015, dando indícios que o QE foi importante na revitalização do produto nipônico.

Os resultados do Reino Unido vão na mesma direção dos outros dois países supracitados. Apesar de o modelo com as séries britânicas cointegrar em grande número de modelos, tanto no primeiro período como no segundo, a análise dos coeficientes de longo prazo do segundo período mostram que em quatro modelos os meios de pagamento nas definições de M2 e M3 foram altamente significativos, o que mostra indicativos que o QE também foi importante para estimular a economia britânica.

Um dado inesperado foi a relação entre a base monetária e o produto britânico. O coeficiente de longo prazo da base monetária apresentou sinal negativo nos dois períodos. Um dos motivos para este resultado estaria no fato de BE não publicar dados de base monetária e, assim, não usa a mesma como referência de estoque de moeda.

De posse destes resultados é possível inferir que o QE praticado pelos bancos centrais dos EUA, Japão e da Inglaterra tiveram um impacto positivo no produto das respectivas economias e portanto teve o papel de evitar uma segunda grande depressão. No caso dos EUA, o impacto pareceu mais evidente do que no caso do Japão e do Reino Unido.

Três ressalvas a respeito deste capítulo devem ser feitas. A primeira ressalva foi o número de observações utilizado no trabalho (86 observações para cada período) uma vez que o QE é uma política monetária muito recente. A segunda ressalva ocorre pelo

período de análise que se deu durante a crise *subprime*, seus desdobramentos e o furacão que atingiu o Japão em 2011. Análises econômicas em períodos conturbados podem ser problemáticas. Apesar de este capítulo ter subsidiado a pesquisa acerca da relação entre os agregados monetários e o produto dos países supracitados, no contexto do QE, estudos posteriores são necessários uma vez a política monetária tem efeitos defasados. Então existe a possibilidade que o impacto máximo do QE ainda não foi sentido em nenhuma das economias que o adotaram até fevereiro de 2015 (último período da amostra deste capítulo).

CAPÍTULO 2 – O IMPACTO DO QE NO MERCADO DE AÇÕES DE PAÍSES SELECIONADOS

2.1 INTRODUÇÃO

A história monetária é repleta de episódios que relacionam política monetária e o mercado de ações. Friedman e Schwartz (1971) mostram vários exemplos para a economia dos EUA, no período entre 1867-1960, no qual uma política monetária frouxa foi acompanhada de euforia no mercado financeiro. Por outro lado, políticas monetárias contracionistas como aconteceram nos EUA no início dos anos de 1930 são associadas a fortes perdas no mercado de ações e queda no PIB.

Segundo Greenspan (2006), a confiança no crescimento econômico alimentada por políticas monetárias expansionistas pode propiciar uma supervalorização dos ativos em decorrência da errada avaliação dos agentes, que o autor denomina “exuberância irracional”. Ainda de acordo com Greenspan (2013), uma valorização dos ativos do mercado de ações tem como consequência um forte efeito renda, que se traduz em consumo e em investimento. Portanto o mercado de ações tem um efeito indireto no produto da economia. Em contraste, períodos de crises e stress na economia real causam quedas no mercado de ações.

Durante o pico da crise *subprime*, de acordo com Greenspan (2013), os bancos centrais preferiram não intervir diretamente nos mercados financeiros, no que resultou em grandes perdas nos valores dos ativos. Para Galí e Gambetti (2014), essa não intervenção era baseada no consenso que os bancos centrais deveriam focar na estabilidade de preços e no hiato do produto, portanto as flutuações dos ativos não eram importantes. No entanto, os autores argumentam que: “a recente crise confrontou o consenso e mostrou que os bancos centrais devem ter atenção na variação do preço dos ativos e eventualmente intervir nessas mudanças” (Galí e Gambetti, 2014, p.1). Fischbacher, Hens, e Zeisberger (2013) observam que a literatura econômica recente tem mostrado que os bancos centrais não devem se atentar apenas para a inflação, mas também no valor de outros ativos da economia.

Com a economia em direção a uma depressão, como assinalado por Geithner (2014), os bancos centrais ao redor do mundo iniciaram o uso de instrumentos não convencionais de política monetária que atuam de forma direta no mercado financeiro.

Neste contexto, através do QE os bancos centrais dos EUA, Japão e Reino Unido pretendiam reduzir as taxas de juros de longo prazo e aumentar o valor de vários ativos.¹⁰

Portanto, para Galí e Gambetti (2014), após a crise *subprime*, a relevância em se estudar a relação entre política monetária e o valor dos ativos aumentou. Seis meses após o QE ser usado como instrumento de política monetária com o objetivo de evitar a depressão nas economias dos países supracitados, existe indícios do impacto do QE na valorização dos ativos dessas economias.

Os principais índices de ações negociados nos EUA (Dow Jones e SP500) e Japão (Nikkei 225) caíram mais do que 30% entre setembro de 2008 e janeiro de 2009. No mesmo período o principal índice de ações negociado na Inglaterra (FTSE100) caiu 20%. Essas quedas eram o reflexo do pessimismo dos investidores quanto à economia mundial.¹¹ Em meados de 2009, os índices de ações tinham chegado a um patamar muito, e iniciaram uma trajetória de recuperação. Em outubro de 2011 a valorização acumulada do índice FTSE 100 era de 29%, 50% para os índices Dow Jones e SP 500, enquanto era de apenas 12% no caso do Nikkei 225.

Muitos fatores contribuíram para o descasamento da recuperação no mercado de ações nos três países acima citados. Três fatores que se destacam para a explicação desta descontinuidade são: o início da crise na Zona do Euro, o terremoto que atingiu o Japão em 2011, as incertezas sobre as questões fiscais e os resultados das políticas monetárias não convencionais implementadas. Estas políticas foram operacionalizadas por meio de expansão da base monetária.¹² No caso do Japão a aceleração do QE ocorreu apenas em 2013 e os seus efeitos ainda não foram sentidos em sua plenitude.¹³

Uma vez que existem fortes sinais sobre a relação positiva entre QE, mercado financeiro e o produto das três economias citadas (Greenspan, (2013); Blinder, (2013); Geithner (2014), Bernake (2015)), a contemporaneidade do QE e seus desdobramentos deixaram uma lacuna na literatura econômica quanto ao real impacto desta política

¹⁰ A política monetária convencional é aquela cuja mudança ocorre na taxa de juros de curto prazo (como as taxas do federal funds rate). De acordo com Bernanke and Reinhart (2004), Cúrdia and Woodford (2011), Karras (2013), and Olso and Young (2015) a política monetária não convencional, denominada QE, é aquela praticada através de agregados monetários.

¹¹ Em 2009 o PIB japonês caiu 5,5%, o PIB britânico diminuiu 5,1% e o PIB norte-americano teve contração de 2,8%.

¹² Veja Greenspan (2013) e Blinder (2013).

¹³ O índice NIKKEI 225 aumentou 56% de janeiro de 2013 até outubro de 2014. No mesmo período, o índice FTSE100 subiu 7%, enquanto o índice Dow Jones apreciou 28% e o SP500 38%.

monetária não convencional.¹⁴

Assim, este capítulo busca contribuir para literatura, por meio da investigação da possível relação entre a política monetária não convencional adotada pelos bancos centrais dos países anteriormente citados e o valor dos principais índices de ações destas economias. Uma importante observação acerca deste capítulo é que de acordo com a bibliografia consultada, ele é o primeiro artigo que investigou os efeitos do QE no mercado de ações dos EUA, Reino Unido e Japão no pós-crise *subprime* com o uso da abordagem de ARDL.

Após esta breve introdução, o restante do trabalho está estruturado em quatro seções. Na segunda seção foram compilados os trabalhos encontrados na literatura que relacionam a política monetária e o mercado de ações. Na terceira seção foi exibida a metodologia utilizada e na quarta foram apresentados os resultados dos modelos estimados. A última seção contém as considerações finais.

2.2 IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO MERCADO DE AÇÕES

A bibliografia econômica mostra alguns episódios que relatam uma relação estreita entre mercado acionário e política monetária. Reinhart e Rogoff (2009) analisam crises em 65 países em mais de 800 anos de suas respectivas histórias econômicas. Neste estudo os autores mostram exemplos de crises econômicas caracterizadas por grandes perdas no mercado acionário. Nestas crises, contrações monetárias posteriores e quedas no mercado acionário eram recorrentes. Em grande parte dos casos, as crises foram precedidas de expansões monetárias e forte apreciação do mercado de ações. Friedman and Schwartz (1971) também reportam muitos episódios da economia norte-americana em que existe forte correlação entre a política monetária e o mercado de ações.

Entretanto, não existe consenso na literatura quando o tema é a relação entre política monetária e o mercado de ações. De acordo com Loapodis (2013), alguns pesquisadores (como Rozeff, 1974; Friedman, 1988; Thorbecke, 1997) argumentam que uma política monetária expansionista é acompanhada por valorização no mercado acionário, uma vez que as projeções de retorno das mesmas aumentam. Porém, outros

¹⁴ Entre o início de 2009 (começo do QE) e o final de 2014, a valorização dos principais índices de ações dos EUA foi em torno de 130%. No caso britânico este aumento foi de 40% e no caso nipônico este aumento foi superior a 200%.

autores como Patelis (1997) e Loapodis (2013) mostram que a relação é inversa. Esta seria explicada pelo fato de que a política monetária aumenta o valor dos ativos e assim diminui os retornos, como consequência as ações sofrem perdas.

Loapodis (2013) explora duas questões sobre a relação entre o mercado de ações e política monetária. Em primeiro lugar, o autor investiga se o FED conduz a política monetária como resposta a movimentos do mercado de ações. A segunda questão investigada é se no enfrentamento da inflação, a política monetária afeta indiretamente o mercado de ações. Para responder as duas questões o autor divide a análise em três subperíodos correspondendo os anos em que o FED foi comandado por pessoas que tinham a visão de política monetária distinta, o que resultou em diferentes regimes monetários, a saber: Arthur Burns (1970–1979), Paul Volcker (1979–1987), e Alan Greenspan (1987–2005). Por meio de um VAR (vetor autorregressivo) em uma amostra mensal com 408 observações¹⁵: Loapodis (2013) mostra que na década de 1990 não existiu relação entre política monetária e mercado de ações. O autor afirma também que a reação do FED sobre a evolução da inflação não influenciou a valorização do mercado de ações nas décadas de 1980 e 1990. Por fim, o autor conclui que não existe dinâmica consistente entre o mercado de ações e a política monetária.

Pesquisas recentes sobre o QE também analisam a relação entre a política monetária e o mercado de ações. Galí e Gambetti (2014) fazem uma análise da economia norte-americana com o objetivo de captar o efeito da política monetária no mercado de ações. O período de análise abrange o período entre o primeiro trimestre de 1960 até o último trimestre de 2011 e o modelo empírico empregado foi um VAR estrutural com variações temporais nos coeficientes (TVC-SVAR). Uma vez que a política monetária a partir de 2009 foi marcada pela característica não convencional, os autores também fazem uma análise até o fim de 2007, com o intuito de diferenciar o período com QE e sem o mesmo. Os autores concluem que existem indícios de que o QE teve impacto no mercado de ações norte-americano.

Asako e Liu (2013) estudam o impacto da política monetária por meio de taxa de juros no mercado financeiro do Japão, EUA e China. Com base em um modelo que relaciona o valor do mercado de ações ao PIB e as taxas de juros, com uma amostra mensal de 1980 a 2009, os autores mostram que política monetária tem impacto no valor do mercado dos EUA. Porém o maior efeito no mercado de ações é causado pelo

¹⁵ 104 observações no período Burns, 84 no período Volcker e 220 no período Greenspan.

PIB e não da política monetária. No caso japonês, levado em conta uma amostra de 1979 a 2010, Asako e Liu (2013) encontram como o principal resultado que o PIB também foi o componente mais importante para explicar a variação do mercado acionário japonês, apesar da política monetária também ter efeito. Para a China, em linha com o que ocorreu com EUA e Japão, usando dados mensais de 1997 a 2010, os autores mostram que apesar da política monetária ter impacto na variação do mercado acionário chinês, o PIB permanece como principal componente de explicação desta variação.

Florackis et.al (2014) com dados referentes ao primeiro trimestre de 1989 até o segundo trimestre de 2012 para o Reino Unido, mostram a forte correlação entre a falta de liquidez e a queda no mercado de ações. Isto ocorreu principalmente em momentos de falta de liquidez, como na eclosão da crise *subprime*. Uma das conclusões dos autores foi que o QE teve impacto positivo na economia do Reino Unido, uma vez que a política monetária supriu o mercado com liquidez, em um momento de falta da mesma no mercado de ações e de fraco crescimento econômico (ambos altamente relacionados).

Gambacorta, Hofmann, and Peersman (2014), por meio de um VAR estrutural (SVAR) investigam o impacto da política monetária não convencional nos países que usaram a base monetária como instrumento de política monetária entre 2008-2011.¹⁶ Os autores não encontram evidências da relação entre a política monetária não convencional e o mercado de ações. Porém os autores ressaltam que esta política impactou de forma positiva o nível de atividade e o nível de preços.

2.3 METODOLOGIA

2.3.1 Estratégia Empírica

Como forma de captar o efeito do QE no mercado de ações dos EUA, Reino Unido e Japão, foi usado o modelo empírico apresentado em Asako e Liu (2014):

$$p_t = c + \alpha r_t + \beta y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Na equação (1), p_t é o valor real dos principais índices de ações, r_t é a taxa de juros, y_t a medida do produto da economia e ε_t é o resíduo da equação. De acordo com Chen,

¹⁶ Canadá, Zona do Euro, Japão, Noruega, Suécia, Suíça, Reino Unido e EUA.

Roll, e Ross (1986), não existe teoria relevante que mostra a relação entre o mercado financeiro e variáveis macroeconômicas em apenas uma direção.¹⁷ No entanto, no geral, o mercado de ações responde ao nível de atividade econômica.

Uma vez que este capítulo tem como objetivo estudar o efeito do QE no mercado de ações, foi adicionada à equação (1) a variável agregado monetário (m_t) como medida do QE praticado pelos bancos centrais de EUA, Reino Unido e Japão (equação (2)).¹⁸ Uma razão para o uso dos agregados monetários é que de acordo com Flannery e Protopapadakis (2002), existe uma significativa relação entre o crescimento dos agregados monetários e retorno do mercado de ações.

$$p_t = c + \alpha r_t + \beta y_t + \delta m_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Neste capítulo optou-se pelo uso de quatro medidas de agregados monetários: base monetária, M1, M2 e M3. Na equação (2) é esperada uma relação positiva entre o valor real do estoque de moeda e do mercado acionário. Esta é aguardada uma vez que o aumento da base monetária pode representar a ampliação do estoque de moeda, que significa mais liquidez no mercado de ações. O aumento de liquidez encoraja a compra de ativos pelos agentes econômicos e como consequência aumenta o valor das ações. Com relação à taxa de juros, a expectativa é de sinal negativo na equação do mercado de ações, a justificativa estaria na natureza do mecanismo de transmissão da política monetária em que o aumento dos juros, significa uma queda no estoque de moeda. Por fim, como observado por Asako e Liu (2014), uma relação positiva entre o produto e o mercado de ações é aguardada.

De acordo com Odhiambo (2009), técnicas de cointegração baseadas em Engle e Granger (1987), Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990), não são apropriadas quando a amostra é pequena. Entretanto, o uso da abordagem de ARDL é consistente mesmo para pequenas amostras. Pesaran e Shin (1998) mostram que os resultados para uma amostra de 50 observações em um modelo ARDL são consistentes.

Neste sentido, para a determinação das relações de cointegração estabelecidas na equação (2), empregou-se a abordagem do Teste de Fronteira de Pesaran, Shin e Smith

¹⁷ Veja Friedman (1988).

¹⁸ Muitos paper sugerem os agregado monetários como instrument do QE, exemplos são possíveis em: Bernanke e Reinhart (2004), Cúrdia e Woodford (2011).

(2001) que é baseado em uma estrutura ARDL¹⁹. Esta abordagem além de permitir testar a cointegração em uma amostra pequena, tem a vantagem de não ser necessário que as variáveis sejam integradas de mesma ordem, no caso I(1). Assim, nesta abordagem de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001) podem ser empregadas variáveis I(0) e/ou I(1) indistintamente.

O modelo ARDL parte de uma equação na forma de um modelo de correção de erros dada por:

$$\Delta p_t = a_0 + a_1 \Delta p_{t-1} + a_2 \Delta r_{t-1} + a_3 \Delta y_{t-1} + a_4 \Delta m_{t-1} + a_5 p_t + a_6 r_t + a_7 y_t + a_8 m_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que a_0 é a constante, p_t é a variável dependente (índice do mercado de ações), r_t representa a taxa de juros, y_t é o produto da economia e m_t representa o agregado monetário. Assim, Pesaran, Shin e Smith (2001) propõem o teste da hipótese conjunta de que a_5, a_6, a_7 e $a_8=0$, ou seja, de ausência da relação em nível entre as variáveis $\Delta p_t, p_t, r_t, y_t$ e m_t . Os autores constroem dois conjuntos (extremos) assintóticos de valores críticos: um conjunto (extremo superior) assume que todos os regressores são integrados de ordem um, I(1); e o outro (extremo inferior) assume que não são integrados, I(0).

Caso o valor calculado da estatística do teste se situe na região entre os limites inferior ou superior, há a necessidade da determinação da ordem de integração das variáveis antes de se proceder a análise. Caso o valor seja maior do que o nível superior existe cointegração.

Na prática, o teste consiste na estimação da equação (3) e na utilização de um teste F para testar a significância de a_5, a_6, a_7 e $a_8 = 0$, onde os valores críticos são dados nas tabelas CI.i a CI.v em Pesaran, Shin e Smith (2001, p.300). As tabelas contêm dois conjuntos de valores críticos assintóticos para a estatística F que cobrem cinco diferentes especificações de termos determinísticos possíveis para a equação (3).

Após a confirmação da cointegração passa-se para a busca do melhor modelo por meio de critérios de seleção como AIC (*Akaike Information Criterion*) e BIC (*Bayesian Information Criterion*). Com a seleção do melhor modelo, calculam-se os coeficientes de longo prazo.

¹⁹ Para maiores detalhes sobre modelos ARDL ver Enders (2010) e Hendry (1995).

2.3.2 Dados

Como forma de investigar o efeito do QE no mercado de ações dos países supracitados, foram considerados dois períodos com amostras mensais de 82 observações cada, um anterior ao QE (março de 2001 até dezembro de 2007) e um durante o QE (janeiro de 2008 até outubro de 2014). Uma vez que existe a possibilidade de endogeneidade entre os agregados monetários e a taxa de juros de curto prazo na equação (2) no período anterior ao QE, em uma etapa dos resultados foram testados modelos em que a variável taxa de juros foi excluída (seção 2.4.2) ou substituída pela taxa de câmbio (seção 4.2.3). As variáveis utilizadas nos modelos com suas respectivas definições estão descritas na tabela 1.

Tabela 1. Descrição das variáveis utilizadas na equação (2)

Variável	Descrição	Fonte
m	Medidas de estoque de moeda: Base monetária, M1, M2 e M3.	Fed St. Louis, Bank of England and Bank of Japan.
y	Produção Industrial como Proxy para o PIB.	Fed St. Louis
r	Taxa de juros de curto prazo.	Fed St. Louis
p	Índice do Mercado de ações. ²⁰	Yahoo Finance
e	Taxa de câmbio real efetiva.	Bank for International Settlements.

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho

2.4 RESULTADOS

Para testar a estacionaridade das séries foram usados os testes Ng–Perron e Dickey–Fuller Generalizado (DF-GLS). De acordo com Maddala e Kim (2004), estes testes representam uma evolução com relação aos testes de raiz unitária paramétricos, como o Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e os testes não paramétricos como o teste Philips–Perron. O teste DF-GLS proposto por Elliot, Rothemberg, e Stock (1996) fez uma modificação no teste ADF em que os componentes determinísticos das séries são filtrados. Já Ng e Perron (1996) argumentam que muitos testes de raiz unitária sofrem

²⁰ Foram usados os índices de ações mais negociados no Mercado acionário de cada país. No caso dos EUA foram usados o Dow Jones Industrial Average index (DOWJONES) Standard and Poors 500 index (SP500). No caso do Japão, foi utilizado o Nikkei225, e para o Reino Unido o FTSE100.

do problema do tamanho do teste, então o teste Ng-Perron foi desenvolvido com o intuito de minimizar este problema.

Com relação a testes de raiz unitária com a presença de quebras estruturais, Lee e Strazicich (2003) sugerem um teste de raiz unitária com duas quebras estruturais endógenas e Lee e Strazicich (2004) propõem um teste de raiz unitária com a presença de uma quebra estrutural. Os testes de Lee–Strazicich têm a vantagem sobre os outros testes de raiz unitária com quebra estrutural, uma vez que tanto a hipótese nula quanto a alternativa têm quebras estruturais, que são detectadas de forma endógena. Então a rejeição da hipótese nula significa que a série é não estacionária com ou sem quebra estrutural. Os testes são divididos em dois tipos, *crash* e *break*. *Crash* é o teste para a quebra apenas em nível e *break* é o teste para quando a quebra ocorre tanto em nível e na tendência.²¹

Os resultados dos testes de raiz unitários, que estão presentes nas tabelas B1 – B10 do anexo B mostraram que a séries $M2_{Japan}$ para o período entre 2001-2007 e $M1_{UK}$ para o período entre 2008-2014 não foram I(0) ou I(1) nos testes de raiz unitária tradicionais (Ng-Perron e DF-GLS) a um nível de significância de 5% e não foram estacionárias nos testes Lee–Strazicich a um nível de 10% de significância. Portanto estas series foram excluídas do capítulo. Uma vez que todas as outras séries tiveram a ordem de integração menor do que dois, é possível aplicar o teste de cointegração de fronteira de Pesaran, Shin, e Smith (2001).

2.4.1 Cointegração e resultados de longo prazo para os modelos com taxa de juros

Apesar de M2 ser identificado como o agregado monetário que melhor representa o estoque de moeda (Friedman (1992), Poole (1994), Blinder (2013) e Greenspan (2013)), neste capítulo optou-se também pelo uso de outros agregados monetários: base monetária, agregado que os bancos centrais têm o controle, M1 uma medida mais estrita com relação a M2 e M3 uma medida mais abrangente. Nesta etapa foi testada a cointegração pela abordagem de Pesaran, Shin, and Smith (2001), baseada na forma funcional da equação (4) (com no máximo 12 *lags*).

$$p_{ti} = f(r_{ti}, y_{ti}, M_{kti}) \quad (4)$$

Na equação (4), os subscritos $i = 1, 2, \text{ e } 3$ representam os EUA, Japão e Reino

²¹ Todas as variáveis estão em “ln” (logaritmo natural) a sazonalidade foram tratadas quando necessário.

Unido, respectivamente. Os subscritos $k = 1, 2, 3,$ e 4 representam os agregados monetários M1, M2, M3 e base monetária, concomitantemente.

Como pode ser visto na tabela 2, no caso dos EUA-DOW (primeira coluna da tabela 2) existe cointegração ao um nível de significância de 5% para todos os agregados monetários. No caso EUA-SP500 (segunda coluna), foi detectada a cointegração apenas para a base monetária. Com relação ao Reino Unido e Japão, todos os modelos apresentaram cointegração (relação de longo prazo), porém no caso do Japão a um nível de significância de 5% e 10%. Na tabela 3 foram expostos os modelos baseados nos critérios de informação AIC e BIC.

Tabela 2. Teste de Cointegração de Pesaran, Shin, and Smith (2001)

Agregado Monetário	EUA-DOW	EUA-SP500	Japão	Reino Unido
M1	4,82**	2,51	3,61*	-
M2	4,05**	1,89	-	7,00***
M3	4,17**	1,91	4,00*	7,62***
b	8,49***	7,84***	4,85**	6,02***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; Os valores na tabela representam o valor da estatística F para a hipótese nula de não cointegração. Os valores críticos estão presentes em Pesaran, Shin, and Smith (2001).

Na tabela 3 apenas um dos dezesseis modelos para os EUA apresentaram autocorrelação serial dos resíduos, portanto ele foi excluído das análises futuras. No caso do Reino Unido e Japão, nenhum dos modelos apresentou autocorrelação serial dos resíduos. A partir da escolha dos melhores modelos, o próximo passo consistiu da análise da dinâmica de longo prazo.

Na tabela 4, os coeficientes de longo prazo no caso dos EUA mostram que com a exceção de um modelo, o QE (representado pela variação dos agregados monetários) teve impacto positivo e altamente significativo no mercado acionário norte-americano. Isso é claro para tanto o índice Dow Jones (parte superior da tabela 4) e para o índice SP500 (parte inferior da tabela 4). Quando M2 foi usado, o impacto do QE foi em média maior comparado com outros agregados monetários. A produção industrial foi significativa em apenas cinco dos modelos, e todos esses cinco modelos eram os modelos do índice Dow Jones. As taxas de juros não apresentaram significância estatística em nenhum modelo.

Tabela 3. Modelos selecionados através da abordagem ARDL

Agregado Monetário/Critério de Informação	EUA-DOW	EUA-SP500	Japão	Reino Unido
M1/AIC	(1,2,2,2) ⁺	(1,2,3,0) ⁺	(3,0,2,0) ⁺	-
M1/BIC	(1,0,2,0) ⁺	(1,2,3,0) ⁺	(1,0,0,0) ⁺	-
M2/AIC	(1,2,2,2) ⁺	(1,2,3,1) ⁺	-	(5,1,0,2) ⁺
M2/BIC	(1,2,2,1) ⁺	(1,1,2,1) ⁺	-	(1,1,0,0) ⁺
M3/AIC	(1,2,2,2) ⁺	(1,2,4,1) ⁺	(3,0,2,1) ⁺	(5,1,0,0) ⁺
M3/BIC	(1,1,2,2) ⁺	(1,1,2,1) ⁺	(1,0,0,0) ⁺	(1,1,0,0) ⁺
b/AIC	(4,4,2,3)	(5,6,2,7)	(7,0,2,2) ⁺	(5,1,0,0) ⁺
b/BIC	(1,2,2,0) ⁺	(1,0,0,3) ⁺	(1,0,0,1) ⁺	(1,1,0,0) ⁺

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: Os valores nos parênteses representam as defasagens das variáveis. + significa a não existência de autocorrelação serial dos resíduos.

Tabela 4. Coeficientes de longo prazo para os EUA

Variável	(1,2,2,2)	(1,0,2,0)	(1,2,2,2)	(1,2,2,1)	(1,2,2,2)	(1,1,2,2)	(1,2,2,0)
	DOW						
	Coef.						
Const.	0,31	0,71	-6,13***	-6,39***	-2,41	-27,32	-1,04
r_{EUA}	0,14	0,05	-0,01	0,01	-0,01	0,01	-0,01
y_{EUA}	0,94	0,64	1,48***	1,35***	1,52***	1,47***	1,81***
$M1_{EUA}$	0,62**	0,75**					
$M2_{EUA}$			0,94**	1,04***			
$M3_{EUA}$					0,90**	1,00**	
b_{EUA}							0,13
Variável	(1,2,3,0)	(1,2,3,1)	(1,1,2,1)	(1,2,4,1)	(1,1,2,1)	(1,0,0,3)	
	SP500	SP500	SP500	SP500	SP500	SP500	
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	
Const.	1,08	-14,12***	-14,89***	-49,01**	-57,78***	-4,84***	
r_{EUA}	-0,03	-0,01	0,03	-0,02	0,03	0,03	
y_{EUA}	-1,28	0,58	0,54	1,04	0,62	0,28	
$M1_{EUA}$	1,58**						
$M2_{EUA}$		2,04***	2,15***				
$M3_{EUA}$				1,72**	2,08***		
b_{EUA}						0,73**	

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os coeficientes de longo prazo para o Japão (tabela 5) revelam que em todos os oito modelos, os coeficientes dos agregados monetários (todas as classificações) são positivos e significantes. Portanto, existem fortes indícios que o QE praticado pelo Banco Central do Japão contribuiu para a recuperação do mercado de ações japonês.

Tabela 5. Coeficientes de longo prazo para o Japão

Variável	(3,0,2,0)	(1,0,0,0)	(3,0,2,1)	(1,0,0,0)	(7,0,2,2)	(1,0,0,1)
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	-118,40**	-108,59**	-72,62*	-79,13	7,76	8,58
$r_{Japão}$	-0,05	-0,06	-0,07	-0,08	-0,02	-0,04
$y_{Japão}$	-4,49	-3,18	-4,96	-3,71	-1,57	-2,72
$M1_{Japão}$	4,37**	3,90**				
$M3_{Japão}$			6,44**	6,48**		
$b_{Japão}$					0,61***	0,93***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados para o Reino Unido são inconclusivos. Os coeficientes dos agregados monetários são significativos em apenas três de seis modelos (tabela 6). No modelo em que M2 é significativo, o sinal foi negativo, o que foi o contrário ao esperado. Este resultado indica que o QE praticado pelo Banco Central Britânico teve como consequência a queda do mercado acionário britânico. Apenas quando a base monetária foi testada, ocorreu um efeito positivo e significativo. Outro resultado específico para o Reino Unido (este resultado não foi observado para os EUA e nem para o Japão) foi o sinal negativo e significativo da taxa de juros, que indica que o aumento das taxas de juros diminui o mercado de ações britânico.

Tabela 6. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido

Variável	(5,1,0,2)	(1,1,0,0)	(5,1,0,0)	(1,1,0,0)	(5,1,0,0)	(1,1,0,0)
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Constant	4,35	5,76	7,54	9,08	-0,68	-0,21
r_{UK}	-0,25***	-0,17***	-0,18***	-0,16***	-0,05	-0,04
Y_{UK}	3,72***	1,69	1,56	1,31	1,52*	1,37
$M2_{UK}$	-0,90**	-0,35				
$M3_{UK}$			-0,22	-0,23		
b_{UK}					0,17**	0,19***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

2.4.2 Cointegração e resultados de longo prazo dos modelos sem a taxa de juros

Uma vez que este capítulo objetiva testar o impacto da variação dos agregados monetários no mercado de ações, no contexto do QE (2008-2014), nesta etapa também

foi averiguado o impacto para o período anterior ao QE (2001-2007). Uma vez que existe endogeneidade entre os agregados monetários e a taxa de juros no período pré QE, nesta etapa foi excluída da equação (2) a variável taxa de juros para ambos os períodos.

A comparação entre os testes de cointegração para os dois períodos revela que com exceção do Japão, não existe melhora nos testes (tabela 7). É importante notar que os modelos que apresentaram cointegração, não apresentaram autocorrelação serial dos resíduos e então foram usados para a estimação dos coeficientes de longo prazo.

Tabela 7. Teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001)

Agregados Monetários	US DOW (2001-2007)	US SP500	US DOW (2008-2014)	US SP500
M1	6,41**	-9,06**	7,35**	5,65**
M2	8,82**	-9,70***	10,07***	4,85*
M3	9,32**	-9,66***	9,84***	4,76*
B	7,53**	- 10,01***	5,48**	1,03
Agregados Monetários	Nikkei 225 (2001-2007)	FTSE100	Nikkei225 (2008-2014)	FTSE100
M1	4,35*	-	5,44**	-
M2	-	7,25**	-	6,52**
M3	1,75	6,83**	5,38**	6,35**
B	2,21	2,65	3,71	5,44**

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; Os valores na tabela representam o valor da estatística F para a hipótese nula de não cointegração. Os valores críticos estão presentes em Pesaran, Shin, and Smith (2001).

As tabelas 8 e 9 são referentes aos coeficientes de longo prazo dos EUA. As estimações mostram que o aumento do estoque de moeda tem relação positiva com a o índice Dow Jones e com o índice SP500. Em ambos os períodos, os coeficientes foram positivos e significativos. Este resultado está em linha com a ideia que logo após o estouro da crise *subprime* o FED evitou uma queda do estoque de moeda através de expansões da base monetária. E assim a autoridade monetária evitou os erros cometidos na Grande Depressão, apontados por Friedman e Schwartz (1971).

Tabela 8. Coeficientes de Longo Prazo dos EUA (2001-2007)

Variável	(2,9,0)	(1,9,0)	(1,0,0)	(1,9,0)	(1,2,0)	(1,9,3)	(1,0,0)	(7,0,0)
	DOW	DOW	DOW	DOW	DOW	DOW	DOW	SP500
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	-7,38	-1,56***	-1,43**	-7,91***	-8,35***	-2,57**	-2,13	-0,85**
γ_{EUA}	2,59***	-0,26	-0,20	-0,31	-0,65	1,28**	1,62**	2,60***
$M1_{EUA}$	0,67							0,50
$M2_{EUA}$		3,02***	2,85**					
$M3_{EUA}$				30,77***	32,74***			
b_{EUA}						21,69**	17,23	

Variável	(1,0,0)	(7,0,0)	(1,0,0)	(7,0,0)	(1,0,0)	(7,0,0)	(1,0,0)
	SP500	SP500	SP500	SP500	SP500	SP500	SP500
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	-1,74**	-0,99	-1,98***	-3,96	-8,18***	-1,83*	-3,83***
γ_{EUA}	3,05***	1,53*	0,09	1,34	0,15	2,02***	1,59**
$M1_{EUA}$	1,48**						
$M2_{EUA}$		1,14	3,07***				
$M3_{EUA}$				13,72	29,88***		
b_{EUA}						12,05	-28,40**

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 9. Coeficientes de Longo Prazo dos EUA (2008-2014)

Variável	(1,2,3)	(1,2,0)	(1,2,3)	(1,2,1)	(1,2,3)	(1,2,1)	(5,2,4)
	DOW	DOW	DOW	DOW	DOW	DOW	DOW
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	-0,17	6,80**	-0,69***	-0,77**	-2,89**	-3,63**	-0,22***
γ_{EUA}	0,11	-0,46	1,29**	0,84	1,38**	0,91**	1,71***
$M1_{EUA}$	0,94**	1,13**					
$M2_{EUA}$			1,14**	1,44**			
$M3_{EUA}$					10,66***	13,90**	
b_{EUA}							2,48***

Variável	(1,2,3)	(1,4,1)	(1,2,1)	(1,4,1)	(1,2,1)
	SP500	SP500	SP500	SP500	SP500
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	-0,05	-1,41*	-1,49***	-4,86**	-6,10***
γ_{EUA}	-0,53	1,07	0,21	1,21	0,30
$M1_{EUA}$	1,35**				
$M2_{EUA}$		1,79**	2,31***		
$M3_{EUA}$				16,80***	22,49***
b_{EUA}					

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os coeficientes de longo prazo no caso do Japão (tabela 10) indicam que o QE teve impacto positivo no índice Nikkei225 durante o período entre 2008-2014. No entanto, os agregados monetários não tiveram relação significativa com o índice Nikkei225 entre 2001-2007.

Tabela 10: Coeficientes de longo prazo para o Japão

Variável	2001-2007		2008-2014	
	(1,0,0) Nikkei	(1,2,0) Nikkei	(1,2,1) Nikkei	(1,0,1) Nikkei
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	-4,09	14,3***	10,4**	-11,5*
$y_{Japão}$	-3,59	4,71*	-5,89*	-5,76
$M1_{Japão}$	17,82	51,37***		
$M3_{Japão}$			86,77**	92,60*
$b_{Japão}$				

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

As tabelas 11 e 12 apresentam os resultados para o Reino Unido. Existem indícios que os agregados monetários no Reino Unido tiveram impacto positivo no índice FTSE100 tanto no período anterior ao QE (2001-2007) como no período de QE (2008-2014). No entanto diferente do que ocorreu no primeiro período, no segundo a base monetária que é o agregado monetário que os bancos centrais têm controle e que é o instrumento do QE, teve impacto positivo no índice FTSE100.

Tabela 11. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2001-2007)

Variável	(7,6,6)	(1,0,0)	(7,6,1)	(1,0,0)
	FTSE	FTSE	FTSE	FTSE
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	0,54	0,02	0,20	-0,99
y_{UK}	-0,87	0,11	-0,51	0,09
$M2_{UK}$	0,64**	1,01***		
$M3_{UK}$			0,94***	1,00***
b_{UK}				

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 12. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2008-2014)

Variável	(2,2,5)	(7,2,5)	(1,1,0)	(1,1,0)
	FTSE	FTSE	FTSE	FTSE
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	1,07	-1,70	0,01	-0,25
y_{UK}	-3,63*	-5,89	1,13	1,64**
$M2_{UK}$	10,08			
$M3_{UK}$		18,55		
b_{UK}			2,64***	2,88***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

2.4.3 Cointegração e resultados de longo prazo dos modelos com a taxa de câmbio

Outra estratégia adotada neste capítulo para evitar o problema da endogeneidade entre os agregados monetários e as taxas de juros, foi estimar a equação (2) com a remoção da variável taxa de juros e adição da variável taxa de câmbio. O teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001) para os modelos com taxa de câmbio (tabela 13) apresentam pouca diferença comparado com os modelos da seção anterior (sem taxa de juros e nem taxa de câmbio).

Tabela 13. Teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001)

Agregado Monetário	US DOW		US SP500	
	(2001-2007)		(2008-2014)	
M1	5,09**	5,89**	5,15**	4,43*
M2	6,55**	7,17**	6,36**	5,63**
M3	5,83**	7,14**	6,25**	5,51**
B	3,66	4,89**	9,83***	18,80***
Agregado Monetário	Nikkei 225		FTSE100	
	(2001-2007)		(2008-2014)	
M1	5,03**	-	1,91	-
M2	-	7,36**	-	4,00*
M3	1,39	5,30**	4,54**	6,18**
B	2,11	2,11	1,06	1,06

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; Os valores na tabela representam o valor da estatística F para a hipótese nula de não cointegração. Os valores críticos estão presentes em Pesaran, Shin, and Smith (2001).

As tabelas 14 e 15 mostram os resultados das estimações dos coeficientes de longo prazo dos EUA para o modelo em que a taxa de câmbio foi adicionada. Os resultados indicam que a oferta de moeda teve impacto positivo no mercado acionário norte-americano após a eclosão da crise *subprime*, no momento em que a queda do estoque de moeda anunciado foi evitada pelo QE. A relação positiva entre a taxa de câmbio e o mercado acionário era esperada. Uma possível explicação seria que tanto as empresas incluídas nos índices Dow Jones e SP500 são internacionalizadas.

Tabela 14. Coeficientes de longo prazo para os EUA (2001-2007)

Variável	(1,9,0,0)	(1,0,0,0)	(4,9,9,12)	(1,0,0,0)	(7,0,0,0)	(1,0,0,0)	(7,0,0,0)	(7,0,0,0)	(1,0,0,0)
	DOW	DOW	DOW	DOW	SP500	SP500	SP500	SP500	SP500
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	-1,81*	-2,13*	-9,51	-9,11**	-0,81	-2,11*	-3,17	-8,45*	-4,76*
y_{EUA}	-0,32	-0,21	-0,78	-0,16	1,51*	0,09	1,33	0,15	1,79**
E_{EUA}	0,14	0,41	-0,17	0,41	-0,11	0,07	-0,05	0,06	0,34
$M1_{EUA}$									
$M2_{EUA}$	3,29**	3,44**			1,01	3,18**			
$M3_{EUA}$			37,24	33,81**			13,05	30,86**	
b_{EUA}									33,53**

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 15. Coeficientes de longo prazo para os EUA (2008-2014)

Variável	(1,0,2,0)	(1,0,2,1)	(1,0,2,1)	(12,12,12,12)	(1,8,2,7)	(1,0,2,0)	(1,0,2,1)	(1,0,2,1)	(11,12,12,12)
	DOW	DOW	DOW	DOW	SP500	SP500	SP500	SP500	SP500
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	0,01	0,05***	-3,87***	-0,29	-1,56***	-0,58	-1,53***	-6,04***	-1,01***
y_{EUA}	0,51	-0,39	-0,41	0,12***	1,75**	1,63	0,13	0,11	0,95***
E_{EUA}	-0,52	0,69	0,74	1,81***	2,71**	-1,50	0,27	0,35	1,39***
$M1_{EUA}$	1,14**				0,26	1,65**			
$M2_{EUA}$		1,59***					2,25**		
$M3_{EUA}$			15,55***					21,98**	
b_{EUA}				2,23***					4,32***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Como pode ser observado pela tabela 13, no caso do Japão apenas um modelo cointegrou em ambos os períodos. No entanto no primeiro período (2001-2007) nenhum

coeficiente foi significativo e no segundo período (2008-2014), o modelo apresentou autocorrelação serial dos resíduos e por isso não foi calculado os coeficientes de longo prazo.

As tabelas 16 e 17 apresentam a dinâmica de longo prazo para o Reino Unido. Existem indícios do efeito do QE no mercado de ações britânico. É importante ressaltar que apesar de no período entre 2001 e 2007 os coeficientes dos agregados monetários ter sinal positivo e significativo, o impacto foi maior no período do QE (2008-2014). Como observado nos EUA, o sinal positivo do coeficiente da taxa de câmbio foi positivo em alguns modelos. Este fato ocorre uma vez que as firmas britânicas são muito internacionalizadas e apreciação da taxa de câmbio significa o aumento da competitividade destas firmas nos países que elas produzem.

Tabela 16. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2001-2007)

Variável	(7,0,4,1)	(1,0,0,0)	(7,0,6,1)	(1,0,0,0)
	FTSE	FTSE	FTSE	FTSE
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	0,65**	0,29	0,38	-0,10
E_{UK}	0,21*	-0,09	0,19*	-0,08
y_{UK}	-1,40**	0,19	-1,07	0,17
$M2_{UK}$	0,91***	1,04***		
$M3_{UK}$			0,87***	1,03***
b_{UK}				

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 17. Coeficientes de longo prazo para o Reino Unido (2008-2014)

Variável	(1,4,2,0)	(1,0,1,0)	(1,4,2,0)	(6,9,3,12)	(6,9,3,12)
	FTSE	FTSE	FTSE	FTSE	FTSE
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Const.	-0,78	-1,38*	-5,60***	0,52	-0,25
E_{UK}	1,69***	2,06***	2,15***	0,25	-0,02
y_{UK}	-2,62*	-2,80*	-3,53**	0,11	1,65**
$M2_{UK}$	14,25***	17,88***			
$M3_{UK}$			24,86***		
b_{UK}				1,27	2,91***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

2.5 CONCLUSÃO

Este capítulo analisou o impacto da política monetária não convencional adotada pelos bancos centrais dos EUA, Reino Unido e Japão, conhecida como *quantitative easing*, no mercado de ações dos mesmos. Os testes de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001) indicaram cointegração em grande parte dos modelos no período entre 2008 e 2014, o que mostra indícios de relação de longo prazo entre as variáveis.

Apesar de ter sido detectada o efeito positivo dos agregados monetários no mercado de ações dos EUA, Reino Unido e Japão no período anterior ao QE (2001-2007) a interpretação é diferente quanto se considerada o período posterior a eclosão da crise *subprime*. Uma explicação estaria no fato de que no período entre 2001 e 2007 a economia mundial experimentou bom momento, no que ficou conhecido como “A Grande Moderação”. No entanto, com a crise *subprime*, os bancos centrais atingiram o limite das políticas monetárias convencionais. Como consequência os bancos centrais dos EUA, Reino Unido e Japão iniciaram uma expansão da base monetária na tentativa de evitar os erros da política monetária ocorridos na década de 1930.

Os resultados para os EUA indicam que o aumento do estoque de moeda entre 2008 e 2014, para todas as classificações de agregados monetários e com diferentes combinações de variáveis, teve impacto positivo nos índices de ações. Quando M3 foi usado, o impacto foi maior comparado aos outros agregados monetários. Além disso, foi observado que o aumento na produção industrial e uma apreciação da taxa de câmbio tiveram impacto positivo, porém este impacto foi menor do que o dos agregados monetários.

Com relação ao caso do Japão, os resultados demonstram que o aumento do estoque de moeda teve impacto positivo e significativo. Em particular foi observado que o QE teve impacto no índice Nikkei225, apenas nos modelos com taxa de juros e sem taxa de câmbio. Os resultados para o Reino Unido também indicam impacto positivo no índice FTSE100 no período entre 2008 e 2014. Além disso, como observado no caso dos EUA, a apreciação da taxa de câmbio também refletiu de forma positiva no índice FTSE100.

Existem fortes indícios que o QE implementado pelos bancos centrais dos EUA,

Reino Unido e Japão teve impacto positivo nos respectivos mercados de ações. Portanto, os resultados deste capítulo lançam uma luz para a condução de política monetária em momentos de crise e estão em consonância com a literatura recente que indica uma relação positiva entre política monetária expansionista e mercado de ações (Laopodis (2013), Asako e Liu (2013), Galí e Gambetti, (2014)).

CAPÍTULO 3 - A POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NA ECONOMIA BRASILEIRA: OS CASOS DE INVOLUNTARY EASING E VOLUNTARY EASING

3.1 INTRODUÇÃO

Após a eclosão da crise *subprime*, EUA, Reino Unido e Japão iniciaram uma política monetária não convencional por meio de expansões da base monetária para evitar as consequências monetárias, que segundo Friedman e Schwartz (1971) foram a causa da grande contração da década de 1930. De acordo com os autores monetaristas, o erro do Federal Reserve Bank (FED) em não expandir a base monetária levou à queda do estoque de moeda, e uma crise bancária específica se transformou em uma crise geral. Em outras palavras, o FED errou em não prover liquidez para os bancos, o que, por sua vez, tornou o sistema financeiro insolvente.

Na tentativa de não cometer o mesmo erro, o FED e seus pares no Reino Unido e no Japão, após a eclosão da crise *subprime*, iniciaram uma política monetária convencional expansiva que levou a taxas de juros próximas a zero no final de 2008. Sem poder afrouxar mais a política monetária de forma convencional a autoridade monetária dos países supracitados iniciaram uma política monetária não convencional por meio de forte expansão da base monetária, operação que ficou conhecida como *quantitative easing* (QE).²²

Entre 2003 e 2008, a economia brasileira, mesmo sem ter taxa de juros próximos a zero como no caso dos países supracitados, teve outro tipo de expansão monetária não convencional. Neste caso, a política monetária não convencional teve como característica uma expansão de modo involuntário, que neste capítulo foi chamada de *Involuntary Easing* (IE). O IE deriva do afrouxamento monetário decorrente do aumento da razão entre meio de pagamento e base monetária. Em outras palavras, a expansão da liquidez decorreu do aumento do crédito propiciado pelo sistema financeiro.

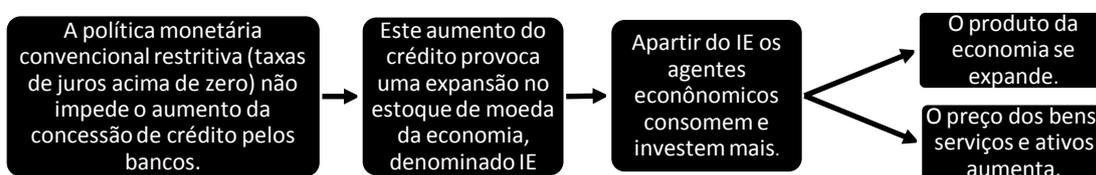
Em termos da interpretação de Milton Friedman da crise de 1929, enquanto que nos EUA os meios de pagamentos caíram com relação à base monetária (agregado

²² Vários trabalhos na literatura mostraram a relação positiva entre política monetária expansionista e o produto da economia. Dentre estes existem os que usam os meios de pagamento como instrumento de política monetária (McCandless e Weber (1995), Aleskerov e Alper (2000) e os que consideram as taxas de juros de curto prazo como instrumento de política monetária (Bernanke e Blinder (1992)).

monetário que o banco central tem controle), no Brasil para o período entre 2003 e 2008 essa relação aumentou.

Portanto, o mecanismo de transmissão associado ao afrouxamento monetário involuntário (IE) brasileiro (aumento da proporção dos meios de pagamento com relação a base monetária) seria via estímulo do consumo e investimento, tendo como consequência o aumento do produto da economia. Por outro lado, este aumento do estoque de moeda, além de aumentar o produto, transbordaria para outros setores da economia, o que gera o aumento dos preços dos bens, serviços e ativos. A figura 1 ilustra o canal pelo qual o IE impacta a economia.

Figura 1. Mecanismo de transmissão associado ao IE.



Fonte: Figura elaborada pelo autor

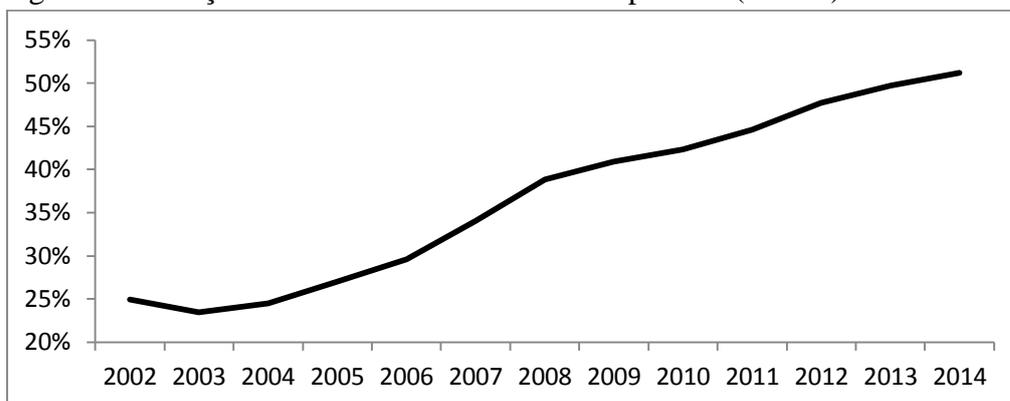
Os fatores que propiciaram o surgimento do IE no período entre 2003-2008 foram uma economia estabilizada combinada a uma conjuntura internacional favorável. Neste contexto, os bancos iniciaram um aumento de concessão do crédito na economia brasileira. No biênio de 2009-2010 em uma mudança de política econômica, que visava o combate aos supostos efeitos da crise *subprime* no Brasil, o governo amplia a oferta de crédito por meio de bancos públicos.

Esta política iniciada em 2009 foi ampliada a partir de 2010 como tentativa de evitar uma desaceleração da economia brasileira. A partir de 2010 o governo brasileiro inicia uma série de medidas macroeconômicas, que ficaram conhecidas como nova Matriz Macroeconômica²³, tinha como pilares o afrouxamento monetário voluntário praticado pelo governo, que neste capítulo será chamado de *Voluntary Easing* (VE). O VE foi sustentado em pilares como afrouxamento da política monetária convencional, no contexto de flexibilidade do regime de metas para inflação e ativismo público na

²³ Segundo Pastore (2014, pág. 244): “As taxas de juros baixas e o câmbio depreciado eram os dois primeiros pilares da “nova matriz macroeconômica”, que substituiu o antigo “tripé” da política macroeconômica. O terceiro pilar veio da política fiscal.”

concessão de crédito.²⁴ No entanto, como pode ser visto pela figura 2, este aumento de intervenção do governo coincidiu com o período de desaceleração do crescimento do crédito com relação ao PIB, que entre 2003 e 2014, passou de menos de 24% do PIB para mais de 50% do PIB (vide figura 2).

Figura 2. Evolução do crédito no Brasil ao setor privado (% PIB)



Fonte: Figura elaborada pelo autor com dados do Banco Central do Brasil (2015).

O Brasil teve uma forte expansão monetária via ampliação do crédito no contexto do IE e no contexto do VE. Surge então a questão, que este capítulo propõe a investigar, se a efetividade da expansão monetária não convencional voluntária e involuntária teve impacto no produto do Brasil. Essa questão se justifica uma vez que o PIB brasileiro se expandiu a taxa média real maior do que 4% entre 2003 e 2008 (contexto do IE) e desacelerou para taxa média real de 2% no período do VE.²⁵ Além disso, a literatura econômica não é consensual sobre a relação entre os agregados monetários e o produto (Estrella e Mishkin (1997), Nelson (2003), Sustek (2010) Caraiani (2012) e Anderson et.al (2015)).

Em um primeiro momento este capítulo tem por objetivo estudar o impacto que a expansão monetária, pelo aumento dos meios de pagamento e crédito, teve no produto brasileiro entre 2003 e 2015. Em uma segunda etapa será analisado o período entre 2003-2008 (IE) e entre 2010-2015 (Nova Matriz Macroeconômica). Esta segunda etapa foi feita, uma vez que em 2008 ocorreu uma forte crise que afetou o Brasil e pode ter modificado a dinâmica do IE. Outro motivo para a etapa posterior de análise é que partir

²⁴ De acordo com dados do Bacen (2016) a participação dos saldos das operações de crédito das instituições financeiras sob controle público subiu de 41% do total de crédito em janeiro de 2010 para 55% em dezembro de 2015.

²⁵ Para o computo do PIB de 2015 foi usada a estimativa do Boletim Focus de dezembro de 2015, que estimou a queda do PIB para 3,7%. Se o PIB de 2010 não for considerado, o crescimento do produto médio no contexto VE, entre 2011-2015, foi de 0,95%.

de 2010 ocorreu uma guinada de política econômica do governo federal, que se pautou pelo uso de bancos públicos na expansão de crédito.²⁶

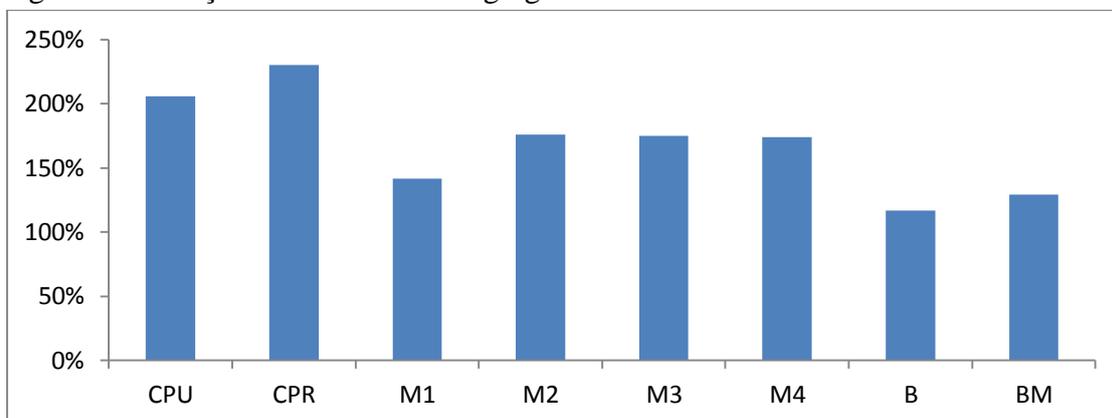
Após esta introdução, na segunda seção foi demonstrada a diferença entre o IE e o VE. A terceira seção contém a revisão de literatura e na quarta estão a metodologia e a descrição dos dados. Na quinta seção estão os resultados e por fim, as considerações finais.

3.2. REVISÃO DE LITERATURA E COMPARAÇÃO ENTRE O QE E O IE

3.2.1 Diferenças entre o IE e o VE

Tanto o IE como o VE são expansões monetárias a partir do crédito. No primeiro caso este aumento ocorre de forma involuntária, então a variação dos meios de pagamento e do seu principal mecanismo de transmissão o crédito privado é maior do que o aumento da base monetária (figura 3). No período do IE, entre 2003-2008, os meios de pagamentos tiveram um aumento superior a base monetária. Estes aumentos mostram indícios de não voluntariedade da expansão monetária por meio de políticas públicas ativas e sim pelo aumento da concessão de crédito pelo setor privado.

Figura 3. Evolução do crédito e dos agregados monetários no Brasil entre 2003-2008



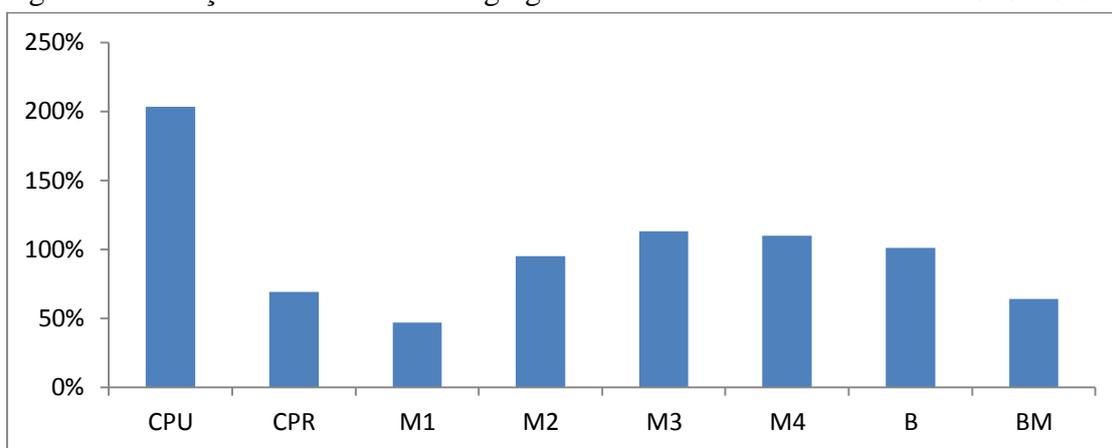
Fonte: Figura elaborada pelo autor com dados do Banco Central do Brasil (2015).

Nota: CPU - define crédito concedido por instituições controladas por capital público, CPR- define crédito concedido por instituições controladas por capital privado, B – define a base monetária ampliada e BM - a base monetária restrita.

²⁶ Para uma maior detalhamento da guinada da política econômica ver Pastore (2014). De março de 2007 até dezembro de 2014, enquanto a concessão de crédito livre teve aumento real de 107%, o crédito direcionado teve aumento de 245%.

No segundo caso do VE o crédito público e a base monetária teriam uma variação maior do que os meios de pagamentos. Isso fica claro na figura 4, em que tanto o crédito privado quanto dos meios de pagamentos (nas definições M1 e M2) crescem a uma taxa inferior ao aumento da base monetária ampliada. Os meios de pagamentos da definição de M3 e M4 aumentam a uma taxa superior a taxa de variação da base monetária, embalados pelo forte aumento do crédito do setor público que foi maior de 200%, o que demonstra indícios de expansão monetária voluntária, no contexto da nova matriz macroeconômica.

Figura 4. Evolução do crédito e dos agregados monetários no Brasil entre 2010-2015



Fonte: Figura elaborada pelo autor com dados do Banco Central do Brasil (2015).

Nota: CPU - define crédito concedido por instituições controladas por capital público, CPR- define crédito concedido por instituições controladas por capital privado, B – define a base monetária ampliada e BM - a base monetária restrita.

3.2.2 Trabalhos empíricos sobre a relação entre política monetária e o produto.

Como mencionado anteriormente, os trabalhos que testam a relação entre agregados monetários e o produto das economias não é consensual. McCandless e Weber (1995) tentam explicar a correlação entre o aumento de agregados monetários (base monetária, M1 e M2) e o PIB real de 110 países entre 1960 a 1990. Os autores não encontraram nenhuma correlação significativa. Porém, em um subgrupo de 21 países da OCDE, os autores encontram uma relação positiva entre o crescimento dos agregados monetários e o PIB real dos países. Já em um subgrupo de 17 países da América Latina, os autores encontram uma correlação negativa.

Na mesma linha de McCandless e Weber (1995), Aleskerov e Alper (2000) em uma amostra de 119 países entre 1960 e 1996 não encontram correlações

estatisticamente significativas entre os agregados monetários (M1 e M2) e o PIB real destas economias. O autor mostra que países com a taxa de inflação anual acima de 20%, como era o caso do Brasil, tiveram correlação negativa entre M1 e o PIB real. Já países com a taxa de inflação abaixo de 5% tem correlação entre M1 e PIB real acima de 0,50. Por fim, os autores concluem que existe em alguns casos, uma relação positiva entre o PIB real e os agregados monetários.

Os resultados dos dois trabalhos supracitados estão em consonância com Estrella e Mishkin (1997) que não encontram relação causal entre os agregados monetários na definição (M2 e M3) com o PIB norte-americano (os autores utilizam um VAR com amostra mensal entre 1979-1995). No entanto, os autores encontram impacto positivo entre a variação de M3, como estoque de moeda no PIB alemão.

Na linha dos resultados da economia alemã Estrella e Mishkin (1997), Anderson *et.al* (2015) de posse de dados mensais da economia norte-americana entre 1967-2010 mostram que a maior parte das recessões associadas a economia norte-americana são associadas a algum tipo de queda do estoque de moeda. Porém as recessões de 2001 e as do triênio de 2007-2009 são algumas exceções citadas pelos autores.

Sustek (2010) por meio de modelos DSGE tentam captar o efeito da variação dos agregados monetários nos ciclos de negócios dos EUA. Dividindo o período em duas subamostras trimestrais, a primeira entre 1959-1979 e a segunda entre 1979-2003, o autor concluiu que a variação de agregados monetários teve impacto no produto norte-americano antes e depois de 1979.

Sobre o Brasil foi encontrado na literatura econômica apenas um trabalho que faz a investigação desta questão. Pohlmann e Triches (2008) encontram uma relação positiva entre os agregados monetários (base monetária e M1) e o PIB para o Brasil entre 1994-2004.

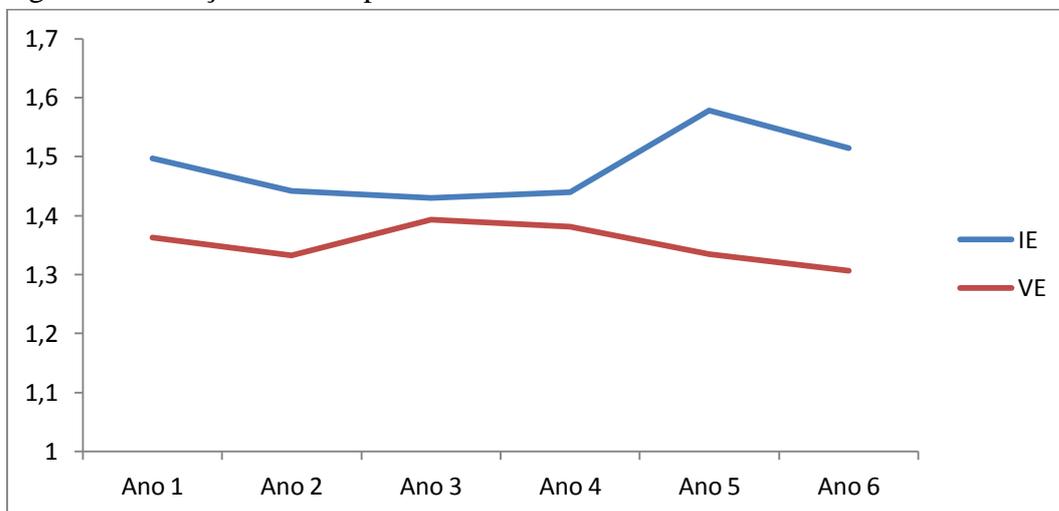
3.3. METODOLOGIA E DADOS

3.3.1 Estratégia Empírica

Considerando que a partir de 2003 a taxa de crescimento da economia brasileira se acelerou e ocorreu uma forte expansão nos meios de pagamento no Brasil sem a contrapartida de expansão na mesma proporção da base monetária, existem indícios de que o IE teve impacto no produto do Brasil. Como pode ser visto na figura 5, a relação

entre os meios de pagamento nas definições M1 teve aumento no período de IE e queda no período de VE.

Figura 5. Evolução do multiplicador da base monetária do Brasil



Fonte: Figura elaborada pelo autor com dados do Banco Central do Brasil (2015).

Como forma de captar o impacto da evolução dos agregados monetários e o produto do Brasil, fez-se uso do modelo empírico baseado em Cover (1992), com modificações em Ravn e Sola (2004) que são úteis ao objetivo deste trabalho ao fazer uso de agregados monetários como medida de política monetária. A equação (1) mostra o modelo que relaciona o produto da economia e os agregados monetários.

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta m_t + \delta_t \quad (1)$$

Onde: y_t é uma medida de produto agregado, m_t é o agregado monetário, que representa uma medida de política monetária, z_t é o vetor de variáveis explanatórias (taxa de desemprego (*des*) e taxa de juros básica (*tbr*)). O δ_t são os resíduos da equação.

Para a determinação das relações de cointegração estabelecidas nas equações (1), empregou-se a abordagem do Teste de Fronteira de Pesaran, Shin e Smith (2001) que é baseado em uma estrutura ARDL (*Autorregressive Distributed Lags*)²⁷. Esta abordagem além de permitir testar a cointegração em uma amostra pequena, tem a vantagem de não ser necessário que as variáveis sejam integradas de mesma ordem, no caso I(1). Assim,

²⁷ Para maiores detalhes sobre modelos ARDL ver Enders (2010) e Hendry (1995).

nesta abordagem de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001) podem ser empregadas variáveis I(0) e/ou I(1) indistintamente.

O modelo ARDL parte de uma equação na forma de um modelo de correção de erros dada por:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 \Delta y_{t-1} + a_2 \Delta des_{t-1} + a_3 \Delta tbr_{t-1} + a_4 \Delta m_{t-1} + a_5 y_t + a_6 des_t + a_7 tbr_t + a_8 m_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que a_0 é a constante, y_t é o produto real da economia, tbr_t a taxa de juros, des_t é a taxa de desemprego e m_t representa o estoque de moeda. Assim, Pesaran, Shin e Smith (2001) propõem o teste da hipótese conjunta de que a_5 , a_6 , a_7 e a_8 são iguais a zero, ou seja, de ausência da relação em nível entre as variáveis tbr_t , des_t , y_t e m_t . Uma vez confirmada a cointegração, executa-se o modelo ARDL em que se escolhe os melhores *lags* das variáveis na estrutura da equação (3).

$$y_t = \Omega + \sum_{n=1}^t \partial_t des_t + \sum_{n=1}^x \beta_t tbr_t + \sum_{n=1}^z \delta_t m_t \quad (3)$$

Na equação (3) t denomina o melhor *lag* para a variável taxa de desemprego, x seria o melhor *lag* para a variável taxa de juros, z defini a defasagem mais apropriada para o estoque de moeda e Ω é a constante. A escolha é feita de acordo com os critérios de informação AIC e BIC. E a partir da escolha dos melhores modelos, complementados com testes de autocorrelação serial dos resíduos e testes de normalidade, calcula-se os coeficientes de longo prazo.

3.3.2 Dados

Os dados utilizados na primeira etapa do trabalho têm frequência mensal para o período de janeiro de 2003 até outubro de 2015, totalizando 154 observações. Em uma segunda etapa com o intuito de investigar empiricamente o IE e o VE, este último caracterizado por uma expansão de crédito pelo setor público, foram utilizadas duas subamostras totalizando 70 observações para cada período. Nesta segunda etapa foram excluídas da análise a amostra entre outubro de 2008 a dezembro de 2009 (período da

crise). As variáveis especificadas nas equações (1) e (2) com suas respectivas fontes e definições estão descritas na tabela 1.

Tabela 1. Descrição das variáveis

Variável	Descrição Fonte	Banco Central do Brasil
m	Estoque de moeda da economia. Foram usadas a base monetária, M1, M2, M3 e M4. Além disso, foi usada uma variável de crédito disponível (operações de crédito ao setor privado). ²⁸	Banco Central do Brasil
des	Taxa de Desemprego Aberto	Banco Central do Brasil
y	Nível de atividade da economia. Foi usada a produção industrial como <i>Proxy</i> para o nível de produto.	Banco Central do Brasil
r	Taxa de juros de curto prazo. Foi usada a taxa dos títulos públicos de curto prazo.	Banco Central do Brasil

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

3.3.3 Testes de Raiz Unitária e teste de cointegração

3.3.3.1 Testes dos modelos de 2003-2015

Os testes de raiz unitária Ng-Perron e DF-GLS para as séries²⁹, para o período de 2003-2015, mostraram que a base monetária (nos dois conceitos), M2 e crédito concedido pelo setor público (CPU) não foram I(0) ou I(1) a um nível de significância de 5% nos testes Ng-perron e DF-GLS e também não foram estacionárias nos testes de raiz unitária com quebras estruturais de Lee Strazivich para uma e duas quebras a um nível de significância de 5%. Portanto essas variáveis foram excluídas e prosseguiu-se no método de ARDL, os resultados dos testes de raiz unitária estão no Anexo C.

Na tabela 2 é possível ver que pelo critério de informação AIC existe cointegração para todos os quatro modelos. E pelo critério BIC, apenas um modelo cointegra. Assim, é possível falar de relação de longo prazo entre o produto e os agregados monetários, nas definições de M1, M3 e M4 a um nível de significância de 5% para o período de 2003-2015. A tabela 3 mostra que dos modelos que tem relação

²⁸ As definições dos agregados monetários e das medidas de crédito usadas no trabalho está presente no anexo na Tabela A1, todas as variáveis foram deflacionadas. Testes preliminares mostraram a possível relação entre taxas de juros e estoque de moeda para o Brasil, assim a taxa de juros foram excluídas do modelo.

²⁹ Todas as variáveis estão em “ln” (logaritmo natural) e foram tratadas sazonalmente quando necessário.

de longo prazo, apenas um apresentou autocorrelação serial dos resíduos e foi excluído das análises dos coeficientes de longo prazo da seção de resultados.

Tabela 2. Teste do modelo do produto (2003-2015)

Agregado Monetário	PSS _F por AIC	PSS _F por BIC
<i>M1</i>	11,61**	5,00**
<i>M3</i>	6,11**	3,54
<i>M4</i>	5,79**	3,63
<i>CPR</i>	4,95**	3,63

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; Os valores na tabela representam o valor da estatística F para o teste de hipótese conjunta de não existência de cointegração³⁰. PSS_F por AIC é estatística F do teste de Pesaran, Shin e Smith (2001) para o modelo selecionado por AIC. O mesmo para SBC

Tabela 3. Modelos selecionados por meio do ARDL produto (2003-2015)

Agregado Monetário/Critério de Seleção	Brasil
M1/AIC	(6,0,12)
M1/BIC	(1,2,0) ⁺
M3/AIC	(1,7,0) ⁺
M3/BIC	-
M4/AIC	(3,12,10) ⁺
M4/BIC	-
CPR/AIC	(1,4,0) ⁺
CPR/BIC	-

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. Os valores em parênteses representam as defasagens das variáveis. + Não apresentou autocorrelação serial dos resíduos.

3.3.3.2 Testes dos modelos de 2003-2008

Quando considerado o período entre 2003-2008 todas as variáveis foram estacionárias em nível ou na primeira diferença nos testes Ng-Perron e DF-GLS a um nível de significância de 5% ou foram estacionárias nos testes de raiz unitária com a presença de quebra estrutural a um nível de 10% de significância. A única exceção foi a variável operações de crédito dos bancos privados (CPR), que foi excluída das análises futuras. Os resultados dos testes estão presentes no Anexo C.

No período anterior à crise *subprime* (2003-2008), dos modelos analisados, a maior parte cointegrou a um nível de significância de 5% (tabela 4) e não apresentou

³⁰ Os valores críticos do teste de cointegração de Pesaran estão computados em Pesaran, Shin and Smith (2001).

autocorrelação serial dos resíduos (tabela 5). Portanto, existem indícios que a relação de longo prazo entre os agregados monetários e o PIB brasileiro é mais evidente para o entre 2003-2008, comparado ao período completo entre 2003-2015, que inclui o contexto da nova matriz macroeconômica.

Tabela 4. Teste do modelo do produto (2003-2008)

Agregado Monetário	PSS _F por AIC	PSS _F por BIC
<i>BM</i>	9,26**	8,36**
<i>B</i>	8,90**	10,54**
<i>M1</i>	6,29**	8,59**
<i>M2</i>	2,77	1,25
<i>M3</i>	10,22**	6,02**
<i>M4</i>	-	8,04**
<i>CPU</i>	2,89	6,36**

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; Os valores na tabela representam o valor da estatística F para o teste de hipótese conjunta de não existência de cointegração³¹. PSS_F por AIC é estatística F do teste de Pesaran, Shin e Smith (2001) para o modelo selecionado por AIC. O mesmo para SBC

Tabela 5. Modelos selecionados por meio do ARDL produto (2003-2008)

Agregado Monetário/Critério de Seleção	Brasil
BM/AIC	(1,0,1) ⁺
BM/BIC	(1,0,0) ⁺
B/AIC	(8,12,11) ⁺
B/BIC	(1,0,2) ⁺
M1/AIC	(4,1,10) ⁺
M1/BIC	(1,0,0) ⁺
M2/AIC	-
M2/BIC	-
M3/AIC	(12,8,11) ⁺
M3/BIC	(1,0,0) ⁺
M4/AIC	-
M4/BIC	(1,0,0) ⁺
CPU/AIC	-
CPU/BIC	(1,0,0) ⁺

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. Os valores em parênteses representam as defasagens das variáveis. + Não apresentou autocorrelação serial dos resíduos.

³¹ Os valores críticos do teste de cointegração de Pesaran estão computados em Pesaran, Shin and Smith (2001).

3.3.3 Testes dos modelos de 2010-2015

No período entre 2010 a 2015, nenhuma variável apresentou problema de estacionaridade, então todas puderam ser usadas nas análises. No entanto, no contexto da nova Matriz Macroeconômica a relação entre os agregados monetários e o produto, enfatizada pela teoria quantitativa da moeda não foi verificada. Apenas a base monetária ampliada cointegrou com o produto a um nível de apenas 10% de significância. Portanto as análises dos coeficientes de longo prazo não foram feitas. Este resultado seria mais um indício que a nova Matriz Macroeconômica mudou a dinâmica da economia brasileira no período pós-crise *subprime*.

Tabela 6. Teste do modelo do produto (2010-2015)

Agregado Monetário	PSS _F por AIC	PSS _F por BIC
<i>BM</i>	4,16	0,68
<i>B</i>	4,58*	4,58*
<i>M1</i>	3,47	0,77
<i>M2</i>	2,05	3,19
<i>M3</i>	1,54	1,54
<i>M4</i>	0,39	0,39
<i>CPU</i>	1,32	0,68
<i>CPR</i>	0,56	0,73

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; Os valores na tabela representam o valor da estatística F para o teste de hipótese conjunta de não existência de cointegração³². PSS_F por AIC é estatística F do teste de Pesaran, Shin e Smith (2001) para o modelo selecionado por AIC. O mesmo para SBC

3.4. RESULTADOS DE LONGO PRAZO

3.4.1 Resultados para o período entre 2003-2015

Os resultados de longo prazo para o período entre 2003-2015 mostra que os agregados monetários (nas definições M1, M3 e M4) tiveram impacto positivo e

³² Os valores críticos do teste de cointegração de Pesaran estão computados em Pesaran, Shin and Smith (2001).

significativo no produto brasileiro. No entanto, o impacto das operações de crédito dos bancos privados (CPR) teve impacto restrito e ao nível de significância de apenas 10% (tabela 7).

Tabela 7. Coeficientes de longo prazo (2003-2015)

Variável	(1,2,0)	(1,2,0)	(3,12,10)	(1,4,0)
	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes
Constante	-1.571	3.950	-1.829	3.602***
<i>Des</i>	0,07	0,29*	0,15	0,04
<i>M1</i>	3,19***			
<i>M3</i>		3,75**		
<i>M4</i>			2,84***	
<i>CPR</i>				0,14*

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Uma explicação para o resultado mais restrito de CPR pode estar no fato de que a partir de 2010, na esteira da nova matriz macroeconômica, os bancos privados diminuíram a concessão de crédito. Entre 2003-2010 a variação real anual da concessão em operações de crédito pelo setor privado foi de 15%, já no período entre 2010-2015 está variação anual foi inferior a 1%.

3.4.2 Resultados para o período entre 2003-2008

Os coeficientes de longo prazo no período de 2003-2008 mostrou que o desemprego teve relação negativa com o produto, como já era esperado. Os agregados monetários tiveram impacto positivo no produto. Uma vez que, tanto os agregados monetários que o Banco Central do Brasil tem controle (*BM* e *B*) teve impacto positivo no produto a um nível de significância de 5%. Grande parte deste resultado se deve a acomodação da política monetária pós 2003, em um contexto de estabilização inflacionária.

Os meios de pagamentos tiveram impacto positivo no produto brasileiro a um nível de significância de 1%, este resultado além de ser afetado pela política monetária acomodatória da economia brasileira neste período, é um forte indício do fenômeno do IE, defendido neste capítulo. O crédito gerado por instituições públicas (CPU) teve impacto positivo, porém com o menor coeficiente, o que demonstra que os bancos

públicos não foram usados no período 2003-2008, como o foram no período entre 2010-2015.

Tabela 8. Coeficientes de longo prazo (2003-2008)

Variável	(1,0,1)	(1,0,0)	(8,12,11)	(1,0,2)	(4,1,10)
	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes
Constante	0.116	0.322	-4.899***	-0.119	-1.404
<i>Des</i>	-0,12***	-0,13***	0,10	-0,12***	-0,04
<i>BM</i>	2,58***	2,49***			
<i>B</i>			4,43***	2,89***	
<i>M1</i>					3,26***
Variável	(1,0,0)	(12,8,11)	(1,0,0)	(1,0,0)	(1,0,0)
	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes
Constante	-1.189	-0.286	-0.679	-0.466	3.365***
<i>Des</i>	-0,14***	-0,15***	-0,11**	-0,10**	-0,07
<i>M1</i>	2,68***				
<i>M3</i>		2,51***	2,64***		
<i>M4</i>				2,51***	
<i>CPU</i>					0,25***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Nota: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3.5 CONCLUSÃO

Este trabalho estudou a expansão monetária não convencional de modo involuntária (IE) ocorrida no Brasil entre 2003-2008 e a expansão monetária não convencional de modo voluntária (VE) entre 2010-2015. Os resultados remetem a uma mudança na dinâmica da evolução dos agregados monetários nos dois subperíodos.

No período entre 2003-2008, existem indícios de ter ocorrido uma expansão monetária capitaneada pelo setor privado brasileiro, em que os meios de pagamentos se expandiram de forma involuntária com relação ao governo (IE), o que foi reflexo da forte expansão de crédito no Brasil e teve impacto positivo no produto.

No período pós crise *subprime* a expansão do crédito passa a ser liderada por instituições públicas e existem indícios que esta expansão voluntária do crédito além de ter modificado a relação entre os agregados monetários e o produto, provocou uma queda do produto do Brasil.

Outro indicativo que o VE teve efeitos negativos na economia brasileira e que a

desaceleração do PIB não é apenas reflexo da crise de 2008-2009 foram os resultados para o período completo 2003-2015. Estes resultados apesar de terem sido menos robustos do que o do período o IE no sentido de relação positiva entres agregados monetários e produto, foi muito mais robusto do que os resultados do período de VE. Uma ressalva necessária que limita maiores inferências nos resultados estaria na contemporaneidade da nova matriz macroeconômica no Brasil.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese investigou a política monetária não convencional praticada pelos bancos centrais dos EUA, Reino Unido e Japão após a eclosão da crise *subprime*, denominada *Quantitative Easing (QE)* e a expansão monetária ocorrida no Brasil de forma involuntária entre 2003-2008, denominada *IE (Involuntary Easing)* e de forma voluntária *VE (Voluntary Easing)*. Esta investigação foi baseada na esteira da teoria quantitativa da moeda, que relaciona moeda e produto de forma positiva.

O primeiro e o segundo capítulos subsidiam a pesquisa de que o QE foi importante para melhorar, ou no mínimo evitar uma deterioração econômica nas economias dos EUA, Reino Unido e Japão. No primeiro capítulo foram encontrados indícios do impulso do QE no produto dos três países. Já o segundo capítulo mostrou sinais do impacto positivo do QE nos principais índices de ações dos três países.

No terceiro capítulo foi analisado os resultados mostraram que pelo menos até 2008 ocorreu uma expansão monetária de forma involuntária no Brasil, dado o ambiente econômico favorável. Entre 2010 e 2015 esta dinâmica se modifica, no contexto da nova matriz macroeconômica. Assim no período entre 2003-2008, período de IE o PIB brasileiro teve forte crescimento, no entanto no período de VE este crescimento arrefeceu.

Seguindo as orientações de Friedman, os bancos centrais dos EUA, Reino Unido e Japão expandiram muito a base monetária, no momento em que o estoque de moeda das economias dava sinais de queda. Esta expansão impediu a queda dos meios de pagamentos como na década de 1930 e evitou uma nova depressão econômica. Seguindo a interpretação de Milton Friedman os bancos centrais dos EUA, Reino Unido e Japão atuaram frente o início da queda do estoque de moedas das economias e evitaram uma grande retração.

Já no caso do Brasil a política monetária expansiva a partir de 2010 provocou ou no mínimo coincidiu com o arrefecimento da concessão de crédito acelerada que o

Brasil passou a ter a partir de 2003 e com a aceleração da inflação. Os resultados da intervenção brasileira também estão em consonância com a pesquisa de Friedman em vários episódios da economia monetária no mundo (Friedman, 1992).

RERÊNCIAS

- ALESKEROV, F; ALPER, C. E. (2000). Clustering Approach to some Monetary Facts. *The Japanese Economic Review*, v.51, n.4, p.555-567.
- ANDERSON, R.G MARCELLE, C; JONES, B. (2015). Nonlinear Relationship between Permanent and Transitory Components of Monetary Aggregates and the Economy. *Econometric Reviews*, v.34, n.1, p.228-254.
- ASAKO, K; LIU, Z. (2013). A statistical model of speculative bubbles, with applications to the stock markets of the United States, Japan and China. *Journal of Banking e Finance*.n.7, v. 37, p. 2639-2651.
- BAHMANI-OSKOOEE, M; FARIDITAVANA, H. (2015). Nonlinear ARDL Approach, asymmetric effects and J-Curve. *Journal of Economic Studies*, v.42, n.3, p.519-530.
- BERNANKE, B. S.; BLINDER, A. S. (1992) The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 901-921.
- BERNANKE, B.S., REINHART, V.R. (2004). “Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates.” *American Economic Review*, v.94, n. 3, p.85-90.
- BERNANKE, S.B. (2012). Monetary Policy since the Onset of the Crisis. Jackson Hole speech. 25p.
- BERNANKE, S.B. (2015). *The Courage to Act*. 1º ed, New York: Norton & Company. 610p.
- BLINDER, A.S. (2013). *After the Music Stopped*. 1º ed, New York: The Penguin Press. 528p.
- BREEDON, F; CHADHA, J. S; WATERS, A. (2012) The financial market impact of UK quantitative easing. *Oxford Review of Economic Policy*, v. 38, n.4, p.702-728.
- CARAIANI, P. (2012). Money and Output: New Evidence Based on wavelet coherence. *Economic Letters*, n.1, v.116, p.547-550.
- CARVALHO, C; EUSEPI, S; GRISSE, C. (2012) Policy Initiatives in the Global Recessions: What did Forecast Expect? *Current Issues in Economics and Finance*, v.18, n.2, p.1-11.
- CHEN, N; ROLL, R; ROSS, S.A. (1986). Forces and stock market. *The Journal of Business*, n.3, v.59, p.383-403.
- CHEN, H; CÚRDIA, V; FERRERO, A. (2012). The macroeconomic effects of Large-Scale Asset Purchase Programmes. *The Economic Journal*, v.122, n.564, p.289-315.

- CHRISTENSEN, J. H. E; RUDEBUSCH, G. D. (2013). The response of interest rates to US and UK quantitative easing. *The economic Journal*, v. 122, n.564, p.385-414.
- COVER, J.P. (1992). Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n.4, p.1261-1282.
- CÚRDIA, V; WOODFORD, M. (2011). The central-bank balance sheet as an Instrument of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v.58, n.1, p 54-79.
- ENDERS, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. 2^oed, Alabama: Leyh Publishing LLC. 544p.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.J. (1987). Cointegration and error-correction-representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n.2, p. 251–278.
- ESTRELLA, A. MISHKIN, F. S. (1997). Is there a role for monetary aggregates in the conduct of monetary policy? *Journal of Monetary Economics*, v.40, n.1, p.279-304.
- FISCHBACHER, U; HENS, T; ZEISBERGER, S. (2013). The impact of monetary policy on stock market bubbles and trading behavior: Evidence from the lab. *Journal of Economic Dynamics e Control*, v.37, n.10, p.2104-2122.
- FLANNERY, M. J; PROTODADAKIS, A.A (2002). Macroeconomic Factors do influence Aggregate Stock Returns. *The Review of Financial Studies*, v.15, n.3, p.751-782.
- FLORACKIS, C; GIORGIONI, G; KOSTAKIS, A; MILAS, C. (2014). On stock market illiquidity and real-time GDP growth. *Journal of International Money and Finance*. v. 44, n.1, p.210-229.
- FRIEDMAN, M. (1988). Money and Stock Market. *Journal of Political Economy*, v.96, n.2, p.221-245.
- FRIEDMAN, M.; SCHWARTS, A.J. (1971). *A monetary history of the United States*. 9^oed, United States: Princeton University Press. 888p.
- FRIEDMAN, M. (1992) *Episódios da História Monetária*. 1^o ed, Rio de Janeiro: Editora Record. 303p.
- GALI, J; GAMBETTI, L. (2014). The effects of monetary policy on stock market bubbles: some evidence. NBER working paper n.19981. 19p.
- GAMBACORTA, L., HOFMANN, B., PEERSMAN, G. (2014). “The effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound.” *Journal of Money, Credit and Banking*, v.46, n.4, p. 615-642.

- GEITHNER, T.F. (2014). *Stress Test: Reflections on Financial Crises*, 1º Ed, New York: Crown Publishing Group. 580p.
- GERTLER, M; KARADI, P. (2011). A model of unconventional monetary policy. *Journal of Monetary Economics*. v.58, n.1, p 17-34.
- GREENSPAN, A. (2013). *O Mapa e o Território: Risco, Natureza e o Futuro das Previsões*. 1º Ed, Estados Unidos: Editora Penguin. 360p.
- HENDRY, D. (1995). *Dynamic Econometrics: Advanced Texts in Econometrics*. 1ºed, United Kingdom: Oxford University Press. 904.
- JOHANSEN, S.(1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. v. 12, n.2, p.231–254.
- JOHANSEN, S., Juselius, K., (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* v.52, n.2, p.169–210.
- KANJILAL, K; GOSH, S. (2014). Income and price elasticity of gold import demand in India: Empirical evidence from threshold and ARDL bounds test cointegration. *Resources Policy*, v.41, n.1, p. 135-142.
- KAPETANIOS, G; MUMTAZ, H; STEVENS, I; THEODORIS, K. (2012). Assessing the economy-wide effects of Quantitative Easing. *Bank of England Quarterly Bulletin*, v.52, n.1, p.316-347.
- KARRAS, G. (2013). Asymmetric effects of monetary policy with and without quantitative easing: empirical evidence for the US. *The Journal of Economic Asymmetries*, v. 10, n.1, p.1-9.
- KYOPHILAVONG, P; SHAHBAZ, M; UDDIN, G.S (2013). Does J-curve phenomenon exist in case of Laos? An ARDL approach. *Economic Modeling*, v.35, n.1, p. 833-839.
- LEE, J; STRAZICICH, M.C. (2003). Minimum Lagrange Unit Root Test With two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n. 4, p.1082-1089.
- LEE, J; STRAZICICH, M.C. (2004) Minimum Unit Root Test With one Structural Break. *Appalachian State University, Working Paper* n. 17. 16p.
- LOAPODIS, N. (2013). Monetary Policy and stock market dynamics across monetary regimes. *Journal of International Money and Finance*, v.33, n.1, p.381-406.
- McCANDLES, G.G.; WEBER, W. (1995). Some Monetary facts. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.19, n.3, p.2-11.

MADDALA, G.S; KIM, I. (2004). Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. 6^{ed}, United Kingdom: Cambridge University Press. 524p.

MOENJAK, T. (2014). Central Banking: Theory and Practice in Sustaining Monetary and Financial Stability. 1^{ed}, Singapore: John Wiley & Sons press. 318p.

NAKAZONO, Y; UEDA, K. (2013). Policy commitment and market expectations: Lessons learned from survey based evidence under Japan's quantitative easing policy. *Japan and the World Economy*, v. 25-26, n.1, p. 102-113.

NELSON, E. (2003). The Future of monetary aggregates in monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics*, v.50, n.1, p.1029-1059.

ODHIAMBO, N. M. (2009). Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL bounds testing approach. *Energy Policy*, v. 37, n.1 , p. 617-622.

OLSON, E., YOUNG, A.T. (2015). "Discretionary monetary policy, quantitative easing, and the decline in US labor share." *Economics and Business Letters*, v.4, n.2, p. 63-78.

PATELIS, A.D. (1997). Stock Return Predictability and The Role of Monetary Policy. *The Journal of Finance*, v.52, n.5, p.1951-1972.

PASTORE, A.C. (2014). Inflação e Crises: O papel da moeda. 1^o Ed, Rio de Janeiro: Editora Campus. 298p.

PERRON, P; QU, Z.A. (2007) Simple modification to improve the finity sample properties of Ng and Perron's unit root tests. *Economic Letters*, v.94, n.1, p.12-19.

PERRON, P; NG, S. (1996). Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies*, v.63, n.3, p.435-463.

PESARAN, M.H; PESARAN, B. (1997). Working with Microfit 4.0. Oxford: Oxford Press. 536p.

PESARAN, M.H; SHIN, Y; (1998). An autoregressive distributed-lag modeling approach to cointegration analysis. Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch. 33p.

PESARAN, M.H; SHIN, Y; SMITH, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*.v.16, n.1, p.289-326.

PESARAN, M.H; PESARAN, B. (2009). Time Series Econometrics: using Microfit 5.0 Oxford: Oxford Press. 592p.

PESARAN, M. H; SMITH, R.J. (2012). Contrafactual Analysis in Macroeconometrics: An Empirical Investigation into the Effects of Quantitative Easing. CES Working Paper 3879. 26p.

POHLMANN, E. L; TRICHES, D. (2008). Análise do desempenho da política monetária no Brasil após o Plano Real. *Perspectiva Econômica*, v.4, n.2, p.22-43.

POOLE, W. (1994). Monetary Aggregates Targeting in a Low-Inflation Economy. In: *Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers*. Federal Reserve Bank of Boston, p. 87-135.

RAVN, M.O; SOLA, M. (2004). Asymmetric Effects of Monetary Policy in the United States. *Federal Reserve Bank of St.Louis Review*, v.86, n.3, p.41-60.

RESENDE, A.L; (2013). *Os limites do Impossível: A economia além da conjuntura*. 1ªed, São Paulo: Editora Schwarz. 288p.

ROZEFF, M. S. (1974). Money and Stock Market: Market Efficiency and the Lag in effect of monetary policy. *Journal of Financial Economics*. v.1, n.3, p.245-302.

SUSTEK, R. Monetary Aggregates and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*. v.57, n.1, p.451-465.

THORBECKE, W. (1997). On Stock Market Returns and Monetary Policy. *The Journal of Finance*. v. 52, n.2, p.635 – 654.

ANEXO A (Capítulo 1)

Tabela A1. Teste DF-GLS com as variáveis em nível (2000-2007).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	AIC	-0,40
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,62
b_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,56
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,03
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,03
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-2,80*
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,51
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-0,91
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-2,03
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,01
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-0,73
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,15
DES_{EUA}	Intercepto	5	AIC	-0,83
$DES_{Japão}$	Intercepto+Tendência	10	AIC	-1,56
DES_{UK}	Intercepto+Tendência	12	AIC	-3,12**
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-0,99
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,12
Y_{UK}	Intercepto	6	AIC	-0,14
TBR_{EUA}	Intercepto	11	AIC	-2,30
$TBR_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,14
TBR_{UK}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-2,82*

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A2. Teste DF-GLS com as variáveis em nível (2008-2015).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	AIC	-1,45
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,33
b_{UK}	Intercepto+Tendência	9	AIC	-2,23
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-3,45**
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,42
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-0,64
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-3,75***
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	5	AIC	-2,43
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,10
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-2,95*
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-2,25
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,28
DES_{EUA}	Intercepto+Tendência	5	AIC	-1,64
$DES_{Japão}$	Intercepto+Tendência	3	AIC	-1,50
DES_{UK}	Intercepto	11	AIC	-1,69*
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	12	AIC	-2,85*
$Y_{Japão}$	Intercepto	0	AIC	-1,08
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,24
TBR_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	AIC	-1,90
$TBR_{Japão}$	Intercepto+Tendência	10	AIC	-1,17
TBR_{UK}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-2,87*

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A3. Teste Ng-Perron com as variáveis em nível (2000-2007).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	-0,61	-0,30	0,49	54,43
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	4	-3,57	-1,21	0,33	23,46
b_{UK}	Intercepto+Tendência	0	-4,62	-1,49	0,32	19,55
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	-15,14*	-2,66*	0,17*	6,53*
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-2,57	-0,95	0,37	29,23
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	1	-9,54	-2,17	0,22	9,59
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	-5,80	-1,64	0,28	15,60
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-5,06	-1,49	0,29	17,54
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	6	-5,15	-1,50	0,29	17,29
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	2	-2,16	-0,92	0,42	36,14
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-2,88	-1,14	0,39	30,09
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	1	-2,04	-0,83	0,40	34,84
DES_{EUA}	Intercepto	0	-0,39	-0,34	0,87	40,28
$DES_{Japão}$	Intercepto+Tendência	5	-1,38	-0,74	0,53	55,73
DES_{UK}	Intercepto+Tendência	9	-3,43	-1,21	0,35	24,80
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	-1,52	-0,77	0,51	50,50
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	-1,51	-0,78	0,51	51,67
Y_{UK}	Intercepto	6	-0,17	-0,17	0,97	51,24
TBR_{EUA}	Intercepto	3	-40,71***	-4,43***	0,10***	2,62***
$TBR_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	-4,14	-1,39	0,33	21,49
TBR_{UK}	Intercepto+Tendência	2	-7,27	-1,90	0,26	12,52

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A4. Teste Ng-Perron com as variáveis em nível (2008-2015).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	-5,27	-1,52	0,28	16,93
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	3	-1,74	-0,67	0,38	34,40
b_{UK}	Intercepto+Tendência	8	-14,23*	-2,60	0,18*	6,77
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	2	-14,58*	-2,70*	0,18	6,24*
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-2,07	-0,95	0,46	40,55
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	-1,29	-0,55	0,42	41,00
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	2	-15,68*	-2,77*	0,17*	5,95*
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	5	-12,05	-2,43	0,20	7,64
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	-2,30	-0,98	0,42	35,77
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	1	-18,51**	-3,01**	0,16**	5,08**
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-850,43***	-20,62***	0,02***	0,10***
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	-3,02	-1,17	0,38	28,69
DES_{EUA}	Intercepto+Tendência	5	-16,03*	-2,75*	0,17*	6,15*
$DES_{Japão}$	Intercepto+Tendência	3	-4,43	-1,42	0,32	19,96
DES_{UK}	Intercepto	11	-4,28	-1,45	0,33	5,74
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	12	-6,21	-1,71	0,27	14,64
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-2,27	-1,00	0,44	10,36
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	1	-2,99	-1,10	0,37	27,55
TBR_{EUA}	Intercepto+Tendência	5	-6,47	-1,79	0,27	14,07
$TBR_{Japão}$	Intercepto+Tendência	10	-3,73	-1,02	0,27	19,95
TBR_{UK}	Intercepto+Tendência	2	-4,18	-1,42	0,34	21,57

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A5. Teste DF-GLS com as variáveis nas primeiras diferença (2000-2007).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-7,26***
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	11	AIC	-1,41
b_{UK}	Intercepto+Tendência	3	AIC	-2,72
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	11	AIC	-1,26
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-9,47***
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	2	AIC	-2,83*
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,03
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,24
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	11	AIC	-1,05
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-7,35***
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,57
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-10,51***
DES_{EUA}	Intercepto	4	AIC	-2,17**
$DES_{Japão}$	Intercepto+Tendência	9	AIC	-0,97
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-10,85***
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-11,27***
Y_{UK}	Intercepto	5	AIC	-5,99***
$TBR_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,25
TBR_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,39

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A6. Teste DF-GLS com as variáveis nas primeiras diferença (2008-2015).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	9	AIC	-4,17***
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	2	AIC	-4,53***
b_{UK}	Intercepto+Tendência	8	AIC	-2,10
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	11	AIC	-1,81
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-8,19***
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	4	AIC	-3,48**
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-8,25***
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-8,41***
DES_{EUA}	Intercepto+Tendência	4	AIC	-1,83
$DES_{Japão}$	Intercepto+Tendência	2	AIC	-4,05***
DES_{UK}	Intercepto	12	AIC	-0,51
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	12	AIC	-2,87*
$Y_{Japão}$	Intercepto	0	AIC	-6,95***
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-9,59***
TBR_{EUA}	Intercepto+Tendência	12	AIC	-0,97
$TBR_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,35
$TBR_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-0,57

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A7. Teste Ng-Perron com as variáveis nas primeiras diferenças (2000-2007).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	11	-0,30	-0,33	1,08	217,26
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	11	-0,62	-0,30	0,49	54,41
b_{UK}	Intercepto+Tendência	8	-1,95	-0,86	0,44	39,24
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	11	0,35	0,42	1,19	289,86
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-0,20	-0,19	0,94	170,29
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	10	-0,17	-0,16	0,96	179,37
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	11	-0,31	-0,26	0,83	134,05
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	11	-746***	-19,31***	0,02***	0,12***
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	11	-0,42	-0,45	1,06	208,86
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	10	-4,85	-1,55	0,31	18,73
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	11	-0,30	0,45	1,48	435,16
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	10	-0,55	-0,48	0,87	140,34
DES_{EUA}	Intercepto	4	0,78	0,32	0,40	16,92
$DES_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-1,27	-0,77	0,60	67,29
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	-10,16	-2,23	0,21	9,07
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-60,52***	-5,49***	0,09***	1,51***
Y_{UK}	Intercepto	0	-37,73***	-4,34***	0,11***	0,65***
$TBR_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-6,02	-1,73	0,28	15,11
TBR_{UK}	Intercepto+Tendência	0	-3,55	-1,22	0,34	23,87

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A8. Teste Ng-Perron com as variáveis nas primeiras diferenças (2008-2015).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	10	-10,72	-2,26	0,21	8,75
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-7,48	-1,88	0,25	12,29
b_{UK}	Intercepto+Tendência	5	-7,37	-1,91	0,25	12,36
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-0,09	0,21	2,26	962,09
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	12	-1,70	-0,79	0,46	43,60
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-0,20	-0,22	1,11	232,17
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	3	-17,26*	-2,93**	0,16*	5,31**
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	-42,66***	-4,61***	0,10***	2,14***
DES_{EUA}	Intercepto+Tendência	4	-3,40	-1,27	0,37	26,30
$DES_{Japão}$	Intercepto+Tendência	10	-1,48	-0,80	0,54	55,57
DES_{UK}	Intercepto	10	-1,18	-0,75	0,63	20,12
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	11	-1,05	-0,71	0,67	84,46
$Y_{Japão}$	Intercepto	0	-40,39***	-4,47***	0,11***	0,66***
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	0	-46,34***	-4,81***	0,10***	1,96***
TBR_{EUA}	Intercepto+Tendência	12	-0,89	-0,48	0,54	61,40
$TBR_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-6,44	-1,76	0,27	14,13
TBR_{UK}	Intercepto+Tendência	1	-0,93	-0,41	0,45	45,99

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA A9. Teste de raiz unitária com quebra estrutural (2000-2007).

Variável	Tipo	Uma Quebra		Duas Quebras	
		Lags	Estatística t	Lags	Estatística t
$M1_{EUA}$	Break	12	-4,17	12	-5,48**
$M2_{EUA}$	Break	12	-3,95	12	-6,27***
$b_{Japão}$	Break	12	-3,01	12	-7,16***
$M3_{Japão}$	Break	12	-4,48*	12	-6,58***
$DES_{Japão}$	Break	0	-3,69	3	-6,32***
$TBR_{Japão}$	Break	12	-3,88	12	-5,79**
b_{UK}	Break	12	-10,23***	12	-10,78***
$M1_{UK}$	Break	0	-4,58**	11	-6,03***
$M2_{UK}$	Break	12	-3,63	12	-4,22
TBR_{UK}	Break	5	-4,33*	7	-5,18*

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. ***Significativo a um nível de 1%.

**Significativo a um nível de 5%. *Significativo a um nível de 10%

TABELA A10. Teste de raiz unitária com quebra estrutural (2008-2015).

Viável	Tipo	Uma Quebra		Duas Quebras	
		Lags	Estatística t	Lags	Estatística t
DES_{EUA}	Break	10	-4,05	11	-6,12***
Y_{EUA}	Break	12	-5,03**	12	-6,16***
TBR_{EUA}	Break	1	-3,88	1	-7,40***
$M1_{Japão}$	Break	12	-2,91	12	-5,64**
$TBR_{Japão}$	Break	7	-4,42*	12	-12,19***
b_{UK}	Break	11	-5,14***	11	-6,28***
DES_{UK}	Break	12	-5,38***	12	-6,07***
TBR_{UK}	Break	8	-2,93	1	-3,36

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. ***Significativo a um nível de 1%.

**Significativo a um nível de 5%. *Significativo a um nível de 10%

TABELA A11. Descrição das variáveis do modelo (agregados monetários)

Agregado Monetário	Descrição	Fonte
Base Monetária dos EUA (b)	Moeda em circulação (fora do FED e do tesouro), mais depósitos mantido por instituições de depósito no FED	Fed St.Louis
Base Monetária do Japão (b)	Moeda em circulação, mais saldos em conta corrente.	Bank of Japan
Base Monetária do Reino Unido (b)	Moeda em circulação mais saldo de reserva.	Bank of England.
M1 EUA	Moeda em circulação (fora do FED, do tesouro e das reservas das instituições depositárias), mais cheques de viagem, mais depósitos à vista.	Fed St.Louis
M1 Japão	Moeda em circulação (fora de corporações bancárias, mais depósitos das famílias, corporações não financeiras, governos locais e outros em moeda nacional).	Fed St.Louis
M1 Reino Unido	Moeda em circulação mais depósitos à vista.	Fed St.Louis
M2 EUA	M1 mais depósitos de poupança, depósitos à prazo de baixo valor e saldo em fundos mútuos do mercado monetário de varejo	Fed St.Louis
M2 Japão	Moeda em circulação mais depósitos	Fed St.Louis
M2 Reino Unido	M1 depósitos à vista em instituições depositárias e contas mantidas em instituições de desconto.	Bank of England
M3 EUA	M2 mais acordos de recompra, fundos do mercado monetário e de ações e títulos de dívida de até dois anos.	Fed St.Louis/OECD
M3 Japão	M2 mais acordos de recompra, fundos do mercado monetário e de ações e títulos de dívida de até dois anos.	Fed St.Louis
M3 Reino Unido	M2 mais acordos de recompra, fundos do mercado monetário e de ações e títulos de dívida de até dois anos.	Fed St.Louis

Fonte: Quadro elaborado pelo autor com dados do trabalho.

TABELA A12. Descrição das variáveis do modelo (outros)

Variável	Descrição	Fonte
Taxa de desemprego EUA	A taxa de desemprego representa o número de desempregados em percentagem da força de trabalho. Dados da força de trabalho estão restritos a pessoas com 16 anos de idade e mais velhos, que atualmente residem em um dos 50 estados norte-americanos.	Fed St.Louis
Taxa de desemprego Japão	Taxa de desemprego no Japão pessoas acima de 25 anos.	Fed St.Louis
Taxa de desemprego Reino Unido	Taxa de desemprego registrado no Reino Unido	Fed St.Louis
Taxa de Juros EUA	Taxa de juros efetiva dos títulos federais.	Fed St.Louis
Taxa de Juros Japão	Taxa de juros dos títulos públicos japonês.	Fed St.Louis
Taxa de Juros Reino Unido	Taxa de juros dos títulos públicos britânicos.	Fed St.Louis
Produto EUA	Variação real da produção industrial dos EUA	Fed St.Louis
Produto Japão	Variação real da produção industrial do Japão	Fed St.Louis
Produto Reino Unido	Variação real da produção industrial dos Reino Unido	Fed St.Louis

Fonte: Quadro elaborado pelo autor com dados do trabalho.

ANEXO B (Capítulo 2)

Tabela B1. Teste DF-GLS com as variáveis em nível (2001-2007).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	AIC	-0,52
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,56
b_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,54
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,02
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,09
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,71
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,44
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-0,89
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,75
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,15
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-0,86
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-0,74
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,17
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,32
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	4	AIC	-1,24
E_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-2,64
$E_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-2,01
E_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,98
A_{SP500}	Intercepto+Tendência	6	AIC	-1,53
A_{DOW}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,78
$A_{Nikkei225}$	Intercepto+Tendência	2	AIC	-1,60
$A_{FTSE100}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,20

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela B2. Teste DF-GLS com as variáveis em nível (2008-2014).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	AIC	-1,72
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	3	AIC	-0,58
b_{UK}	Intercepto+Tendência	9	AIC	-2,45
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-2,29
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,57
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,65
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-3,29**
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-2,65
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,03
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-3,22**
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-2,64
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,13
E_{EUA}	Intercepto+Tendência	3	AIC	-2,63
$E_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,33
E_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,11
A_{SP500}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,21
A_{DOW}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,31
$A_{Nikkei225}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,09
$A_{FTSE100}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,83
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	4	AIC	-2,25
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-2,16
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,26
r_{EUA}	Intercepto	0	AIC	0,08
$r_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,45
r_{UK}	Tendência	1	AIC	-0,32

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela B3. Teste Ng-Perron com as variáveis em nível (2001-2007).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	-0,71	-0,35	0,49	53,20
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	4	-3,68	-1,24	0,33	23,06
b_{UK}	Intercepto+Tendência	0	-4,40	-1,46	0,33	20,52
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	-17,20*	-2,85*	0,16**	5,75*
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-2,77	-1,01	-0,36	28,13
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	1	-5,58	-1,66	0,29	16,31
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	-6,44	-1,75	0,27	14,15
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-1,46	-0,72	0,49	48,68
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	7	-2,74	-1,04	0,38	29,32
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	2	-3,36	-1,21	0,36	25,50
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-2,10	-1,00	0,47	42,19
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	1	-1,50	-0,67	0,44	42,27
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	-2,80	-1,12	0,40	30,71
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	-2,95	-1,16	0,39	29,57
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	6	-1,62	-0,80	0,49	47,99
E_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	-14,00	-2,63	0,18	6,55
$E_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-7,43	-1,92	0,25	12,25
E_{UK}	Intercepto+Tendência	0	-7,36	-1,89	0,25	12,41
A_{SP500}	Intercepto+Tendência	0	-3,38	-1,29	0,38	26,88
A_{DOW}	Intercepto+Tendência	0	-5,42	-1,63	0,30	16,74
$A_{Nikkei225}$	Intercepto+Tendência	0	-2,43	-1,08	0,44	36,85
$A_{FTSE100}$	Intercepto+Tendência	0	-2,14	-1,02	0,47	42,02

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela B4. Teste Ng-Perron com as variáveis em nível (2008-2014).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	-5,92	-1,67	0,28	15,32
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	3	-2,07	-0,73	0,35	29,63
b_{UK}	Intercepto+Tendência	8	-17,90**	-2,93**	0,16**	5,43**
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	2	-20,29**	-3,17**	0,15**	4,53**
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	-4,51	-1,50	0,33	20,17
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	-5,51	-1,58	0,28	16,32
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	0	-5,95	-1,72	0,28	15,29
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	11	-14,83*	-2,57	0,17*	7,00
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	-1,96	-0,86	0,44	38,93
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	0	-5,78	-1,70	0,29	15,75
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	10	-1,87	-0,73	0,39	34,32
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	-2,23	-0,95	0,42	35,94
E_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	-10,51	-2,25	0,21	8,86
$E_{Japão}$	Intercepto+Tendência	11	-5,58	-1,64	0,29	16,25
E_{UK}	Intercepto+Tendência	0	-2,21	-0,89	0,40	33,94
A_{SP500}	Intercepto+Tendência	0	-2,59	-1,02	0,39	31,06
A_{DOW}	Intercepto+Tendência	0	-2,96	-1,12	0,38	28,43
$A_{Nikkei225}$	Intercepto+Tendência	0	-2,63	-0,97	0,36	28,93
$A_{FTSE100}$	Intercepto+Tendência	0	-5,87	-1,68	0,28	15,47
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	-3,06	-1,15	0,37	27,65
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-4,80	-1,52	0,31	18,80
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	0	-3,23	-1,14	0,35	25,54
r_{EUA}	Intercepto	0	0,29	0,31	1,06	67,35
$r_{Japão}$	Intercepto+Tendência	1	-78,60***	-5,57***	0,07***	3,90***
r_{UK}	Intercepto	1	-0,33	-0,25	0,74	31,53

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela B5. Teste DF-GLS com as variáveis nas primeiras diferença (2001-2007).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	3	AIC	-5,61***
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	3	AIC	-3,52**
b_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-9,46***
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	11	AIC	-1,26
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-9,98***
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-1,71
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,36
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,04
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-10,71***
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-6,53***
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,39
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-10,65***
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	AIC	-2,85
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	2	AIC	-3,65**
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-13,29***
E_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-6,45***
$E_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-8,60***
E_{UK}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-4,72***
A_{SP500}	Intercepto+Tendência	5	AIC	-2,85*
A_{DOW}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-7,96***
$A_{Nikkei225}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-4,03***
$A_{FTSE100}$	Intercepto+Tendência	5	AIC	-2,02

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela B6. Teste DF-GLS com as variáveis nas primeiras diferença (2008-2014).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-5,55***
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	2	AIC	-4,70***
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-6,27
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	2	AIC	-1,61
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-2,75
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	3	AIC	-2,51
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	AIC	-2,41
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	1	AIC	-3,87***
E_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	AIC	-6,11***
$E_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-5,75***
E_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-6,15***
A_{SP500}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-7,57***
A_{DOW}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-7,95***
$A_{Nikkei225}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-7,59***
$A_{FTSE100}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-8,83***
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	2	AIC	-2,77
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	AIC	-6,86***
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	0	AIC	-8,94***
r_{EUA}	Intercepto	0	AIC	-5,93***
r_{UK}	Intercepto	0	AIC	-5,94***

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela B7. Teste Ng-Perron com as variáveis nas primeiras diferenças (2001-2007).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	0	-40,53***	-4,51***	0,11***	2,23***
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	2	-13,64	-2,52	0,18*	7,19
b_{UK}	Intercepto+Tendência	3	-13,00	-2,51	0,19	7,19
$M1_{EUA}$	Intercepto+Tendência	11	0,39	0,51	1,32	354,56
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-50,60***	-5,01***	0,09***	1,86***
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	10	0,95	0,96	1,01	232,03
$M2_{EUA}$	Intercepto+Tendência	11	-0,01	-0,01	1,08	229,17
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	-1,65	-0,88	0,53	52,97
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	11	-0,15	-0,16	1,09	226,57
$M3_{EUA}$	Intercepto+Tendência	10	-1,16	-0,72	0,62	71,85
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	12	0,08	0,16	1,78	606,05
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	0	-47,27***	-4,86***	0,10***	1,92***
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	8	-14,92*	-2,69*	0,18*	6,29*
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	9	-1,34	-0,81	0,60	67,61
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	10	-1,58	-0,85	0,53	54,01
E_{EUA}	Intercepto+Tendência	1	-57,93***	-5,35***	0,09***	1,69***
$E_{Japão}$	Intercepto+Tendência	11	-6,61	-1,81	0,27	13,76
E_{UK}	Intercepto+Tendência	5	-12,64	-2,48	0,19	7,35
A_{SP500}	Intercepto+Tendência	5	-6,10	-1,59	0,26	14,82
A_{DOW}	Intercepto+Tendência	11	-1,07	-0,58	0,54	59,87
$A_{Nikkei225}$	Intercepto+Tendência	12	-4,18	-1,13	0,27	18,93
$A_{FTSE100}$	Intercepto+Tendência	11	0,96	0,47	0,49	65,72

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela B8. Teste Ng-Perron com as variáveis nas primeiras diferenças (2008-2014).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
b_{EUA}	Intercepto+Tendência	0	-23,84***	-3,44***	0,14**	3,86***
$b_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-42,33***	-4,59***	0,10***	2,17***
$M1_{Japão}$	Intercepto+Tendência	11	-1,17	-0,66	0,56	62,13
$M1_{UK}$	Intercepto+Tendência	3	-3,34	-1,24	0,37	26,22
$M2_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-40,97***	-4,51***	0,11***	2,30***
$M2_{UK}$	Intercepto+Tendência	11	-9,13	-2,12	0,23	10,02
$M3_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-39,62***	-4,43***	0,11***	2,39***
$M3_{UK}$	Intercepto+Tendência	11	-24,21***	-3,47***	0,14**	3,81***
E_{EUA}	Intercepto+Tendência	0	-36,41***	-4,25***	0,11***	2,55***
$E_{Japão}$	Intercepto+Tendência	2	-36,72***	-4,27***	0,11***	2,55***
E_{UK}	Intercepto+Tendência	11	-5,58	-1,64	0,29	16,25
A_{SP500}	Intercepto+Tendência	3	-11,46	-2,39	0,20	7,95
A_{DOW}	Intercepto+Tendência	3	-9,21	-2,14	0,23	9,88
$A_{Nikkei225}$	Intercepto+Tendência	2	-22,85**	-3,36**	0,14**	4,06**
$A_{FTSE100}$	Intercepto+Tendência	0	-41,96***	-4,57***	0,10***	2,19***
Y_{EUA}	Intercepto+Tendência	3	-5,31	-1,59	0,30	17,03
$Y_{Japão}$	Intercepto+Tendência	0	-38,00***	-4,35***	-0,11***	2,40***
Y_{UK}	Intercepto+Tendência	9	-6,12	-1,75	0,28	14,87
r_{EUA}	Intercepto	0	-38,85***	-4,40***	0,11***	0,63***
r_{UK}	Intercepto	4	-23,42***	-3,41***	0,14***	1,06***

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA B9. Teste de raiz unitária com quebra estrutural (2001-2007).

Variável	Tipo	Uma Quebra		Duas Quebras Estruturais	
		Lags	Estatística	Lags	Estatística
			t		t
$M1_{EUA}$	Break	12	-4,51**	12	-5,76**
$M2_{EUA}$	Break	12	-3,68	12	-6,01***
Y_{EUA}	Break	0	-5,84***	0	-6,97***
A_{SP500}	Break	12	-4,30*	12	-5,24*
$M2_{Japão}$	Break	12	-2,59	12	-4,63
$M3_{Japão}$	Break	12	-4,80**	11	-6,11***
$A_{FTSE100}$	Break	0	-4,10	7	-5,97***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. ***Significativo a um nível de 1%.

**Significativo a um nível de 5%. *Significativo a um nível de 10%

TABELA B10. Teste de raiz unitária com quebra estrutural (2008-2014).

Variável	Tipo	Uma Quebra		Duas Quebras Estruturais	
		Lags	Estatística	Lags	Estatística t
			t		t
$M1_{UK}$	Break	12	-3,31	3	-4,91
$M2_{UK}$	Break	3	-3,37	6	-5,44**
Y_{EUA}	Break	6	-4,15	11	-6,95***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. ***Significativo a um nível de 1%.

**Significativo a um nível de 5%. *Significativo a um nível de 10%

ANEXO C (CAPÍTULO 3)

Tabela C1. Definição dos agregados monetários do Brasil.

Agregados	Definição
BM	Base monetária restrita. Papel moeda + Reservas Bancárias.
B	Base monetária ampliada. Depósitos compulsórios em espécie + Títulos do Banco Central-carteira do mercado + Títulos do Banco Central-financiamento líquido + Títulos do Tesouro Nacional-carteira do mercado/Selic + Títulos do Tesouro Nacional-financiamento, líquido/Selic.
M1	Papel Moeda em poder do público + depósitos a vista.
M2	M1 + Depósitos em caderneta de poupança + títulos emitidos por instituições depositárias.
M3	M2 + Fundos de investimentos + posição líquida de financiamentos através de operações compromissadas lastreadas em títulos públicos federais.
M4	M3 + Títulos federais, estaduais e municipais em poder do público.
CPU	Operações de Crédito concedidas pelo setor público
CPR	Operações de Crédito concedidas pelo setor privado

Fonte: Figura elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Tabela C1. Teste DF-GLS com as variáveis em nível (2003-2015).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	2	AIC	-0,73
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,87
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	10	AIC	-0,76
<i>M2</i>	Intercepto+Tendência	7	AIC	-1,33
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	12	AIC	-0,88
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	12	AIC	-0,81
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	4	AIC	-1,42
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-0,95
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	12	AIC	-2,12
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	12	AIC	-1,84

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C2. Teste Ng-Perron com as variáveis em nível (2003-2015).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	2	-2,40	-0,82	0,34	27,57
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	12	-15,36*	-2,73*	0,17*	6,14*
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	10	-9,01	-1,85	0,20	11,13
<i>M2</i>	Intercepto+Tendência	7	-8,36	-1,86	0,22	11,49
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	12	-820,77***	-20,21***	0,02***	0,16***
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	12	-121,76***	-7,71***	0,06***	1,04***
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	3	-9,29	-1,71	0,18	11,50
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	0	-3,28	-0,92	0,28	21,38
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	1	-2,04	-0,96	0,47	41,95
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	7	-3,45	-1,04	0,30	21,96

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C3. Teste DF-GLS com as variáveis nas primeiras diferenças (2003-2015).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	11	AIC	-2,75*
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	11	AIC	-1,66
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	9	AIC	-1,31
<i>M2</i>	Intercepto+Tendência	6	AIC	-2,01
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	2	AIC	-5,09***
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-12,60***
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	11	AIC	-0,86
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	12	AIC	-0,89

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C4. Teste Ng-Perron com as variáveis nas primeiras diferenças (2003-2015).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	7	-0,92	-0,43	0,46	48,57
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	11	-0,82	-0,57	0,69	90,68
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	8	-1,84	-0,95	0,51	49,20
<i>M2</i>	Intercepto+Tendência	4	-5,21	-1,58	0,30	17,35
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	8	-3,61	-1,25	0,34	23,78
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	2	-62,34***	-5,58***	0,08***	1,46***
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	11	-0,05	-0,03	0,60	80,08
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	12	-1,28	-0,63	0,49	50,11

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA C5. Teste de raiz unitária com quebra estrutural (2003-2015).

Variável	Tipo	Uma Quebra		Duas Quebras Estruturais	
		Lags	Estatística <i>t</i>	Lags	Estatística <i>t</i>
<i>BM</i>	Break	11	-3,22	11	-4,61
<i>B</i>	Break	12	-3,01	12	-4,35
<i>M1</i>	Break	9	-3,53	9	-5,31**
<i>M2</i>	Break	7	-3,03	5	-4,74
<i>CPU</i>	Break	12	-3,23	12	-4,43
<i>CPR</i>	Break	12	-3,75	12	-5,36**

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. ***Significativo a um nível de 1%.

**Significativo a um nível de 5%. *Significativo a um nível de 10%

Tabela C6. Teste DF-GLS com as variáveis em nível (2003-2008).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	1	AIC	-2,34
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	7	AIC	-1,22
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,84
<i>M2</i>	Intercepto+Tendência	5	AIC	-0,65
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	11	AIC	-2,15
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,29
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,79
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	1	AIC	-2,72
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	1	AIC	-0,12
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	5	AIC	-0,90

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C7. Teste Ng-Perron com as variáveis em nível (2003-2008).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	5	-6,79	-1,84	0,27	13,42
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	1	-4,41	-1,48	0,33	20,61
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	0	-5,28	-1,62	0,30	17,22
<i>M2</i>	Intercepto+Tendência	5	-98,04***	-6,85***	0,06***	1,48***
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	0	-8,78	-2,08	0,23	10,40
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	11	-2,38	1,82	0,78	166,17
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	0	-6,05	-1,66	0,27	14,98
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	4	-6,96	-1,81	0,26	13,15
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	1	-2,01	-0,58	0,29	24,77
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	1	-1,90	-0,75	0,39	34,48

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C8. Teste DF-GLS com as variáveis nas primeiras diferenças (2003-2008).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coeficiente
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	6	AIC	-2,95
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	1	AIC	-2,64
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	5	AIC	-1,49
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	10	AIC	-2,38
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	4	AIC	-1,36
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-7,37***
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-10,95***
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-5,88***
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	4	AIC	-2,11

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C9. Teste Ng-Perron com as variáveis nas primeiras diferenças (2003-2008).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	6	-12,62	-2,51	0,19	7,22
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	5	-0,48	-0,23	0,49	54,96
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	8	-0,42	-0,22	0,52	61,75
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	11	-0,50	0,48	0,96	198,90
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	11	2,33	1,82	0,78	166,75
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	10	-1,89	-0,97	0,51	48,04
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	11	-1,30	1,96	1,50	510,59
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	6	-2,49	-0,79	0,31	25,49
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	10	-1,11	-0,57	0,51	54,45

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA C10. Teste de raiz unitária com quebra estrutural (2003-2008).

Variável	Tipo	Uma Quebra		Duas Quebras Estruturais	
		Lags	Estatística <i>t</i>	Lags	Estatística <i>t</i>
<i>BM</i>	Break	7	-3,62	0	-5,61**
<i>B</i>	Break	12	-2,82	12	-5,57**
<i>M1</i>	Break	9	-4,02	9	-5,58**
<i>M3</i>	Break	12	-3,48	12	-5,25*
<i>M4</i>	Break	12	-3,06	12	-5,43*
<i>CPR</i>	Break	12	-3,36	12	-3,89

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. ***Significativo a um nível de 1%.

**Significativo a um nível de 5%. *Significativo a um nível de 10%

Tabela C11. Teste DF-GLS com as variáveis em nível (2010-2015).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coefficiente
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	2	AIC	-0,80
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-1,39
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	3	AIC	-1,29
<i>M2</i>	Intercepto+Tendência	3	AIC	-1,71
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	3	AIC	-1,56
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	4	AIC	-1,11
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	3	AIC	-0,86
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	1	AIC	-0,56
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	6	AIC	-1,28
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	2	AIC	-0,71

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C12. Teste Ng-Perron com as variáveis em nível (2010-2015).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	2	-2,78	-1,01	0,36	27,93
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	0	-3,05	-1,20	0,39	29,23
<i>M1</i>	Intercepto+Tendência	3	-19,89**	-2,92**	0,14**	5,95*
<i>M2</i>	Intercepto+Tendência	3	-87,60***	-6,53***	0,07***	1,38***
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	1	-1,56	-0,64	0,41	37,60
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	4	-3,22	-1,04	0,32	23,70
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	3	-13,80	-2,30	0,16*	8,36
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	1	-1,52	-0,49	0,32	28,73
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	2	-3,16	-0,92	0,29	22,04
<i>CPR</i>	Intercepto+Tendência	2	-18,73**	-2,91**	0,15**	5,72*

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C13. Teste DF-GLS com as variáveis nas primeiras diferenças (2010-2015).

Variável	Tipo	Lags	Critério de Informação	Coeficiente
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	6	AIC	-1,26
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-6,67***
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-4,78***
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	3	AIC	-3,65**
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	2	AIC	-3,32**
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	0	AIC	-12,01***
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	1	AIC	-3,65**

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho. ***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C14. Teste Ng-Perron com as variáveis nas primeiras diferenças (2010-2015).

Variável	Tipo	Lags	MZA	MZT	MSB	MPT
<i>BM</i>	Intercepto+Tendência	9	1,22	1,17	0,96	215,79
<i>B</i>	Intercepto+Tendência	2	-11,69	-2,41	0,20	7,81
<i>M3</i>	Intercepto+Tendência	2	-14,35*	-2,67*	0,18	6,38*
<i>M4</i>	Intercepto+Tendência	2	-13,58	-2,60	0,19	6,70
<i>Des</i>	Intercepto+Tendência	7	-1,40	-0,78	0,55	54,48
<i>Y</i>	Intercepto+Tendência	9	-1,56	-0,88	0,56	58,07
<i>CPU</i>	Intercepto+Tendência	5	-2,67	-0,96	0,36	28,16

Fonte: Tabela preparada pelos autores com base nos dados do trabalho.

***, **, * Significativo a um nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA C15. Teste de raiz unitária com quebra estrutural (2010-2015).

Variável	Tipo	Uma Quebra		Duas Quebras Estruturais	
		Lags	Estatística <i>t</i>	Lags	Estatística <i>t</i>
<i>BM</i>	Break	0	-5,26	0	-7,13***

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. ***Significativo a um nível de 1%.

**Significativo a um nível de 5%. *Significativo a um nível de 10%