

**O EFEITO DO *QUANTITATIVE EASING* NO PRODUTO  
DOS EUA, REINO UNIDO E JAPÃO: UMA  
ABORDAGEM ARDL PARA O PERÍODO DE CRISE**

Luiz Antônio de Lima Junior

Claudio R. F. Vasconcelos

Helder Mendonça Ferreira

José Simão Filho

***TD. 007/2014***

***Programa de Pós-Graduação em Economia***

***Aplicada - FE/UFJF***

Juiz de Fora

2014

# O EFEITO DO *QUANTITATIVE EASING* NO PRODUTO DOS EUA, REINO UNIDO E JAPÃO: UMA ABORDAGEM ARDL PARA O PERÍODO DE CRISE.

Luiz Antônio de Lima Junior\*  
Claudio R. F. Vasconcelos\*\*  
Helder Mendonça Ferreira\*\*\*  
José Simão Filho\*\*\*\*

## Resumo

Este artigo objetiva analisar a questão se a agressiva política monetária não convencional, conhecida por *quantitative easing* (QE) praticada pelos bancos centrais dos Estados Unidos, Reino Unido e Japão foi efetiva aumentar o produto destas nações após o estouro da crise *subprime*. Para tanto empregou-se a abordagem de cointegração do Teste de Fronteira de Pesaran (2001) para estabelecer a relação de cointegração entre o QE e o produto destes países. O período de análise foi de 2008 a 2013 com periodicidade mensal. Os principais resultados do trabalho são que os modelos cointegram e eles captaram efeito positivo do QE nas economias destas três nações. Os resultados para os EUA e para o Reino Unido são mais robustos do que os resultados para o Japão. Uma possível causa desta menor robustez é que na nação nipônica o QE no fim do período d análise deste trabalho estava desenvolvendo, enquanto que nos caso anglo-americana o QE já havia chegado ao seu ápice.

## Abstract

This article investigated the question of whether aggressive unconventional monetary policy, known as quantitative easing (QE) practiced by central banks in the U.S., UK and Japan was effective to increase the product of these nations after the bursting of the subprime crisis. For this we used the approach of cointegration Border Test Pesaran (2001) to establish the cointegration relationship between QE and the product of these countries. The period of analysis was from 2008 to 2013 on a monthly basis. The main results of this work are that the models cointegrate and they captured the QE positive effect on the economies of the three nations. The results for the U.S. and the UK are more robust than the results for Japan. A possible cause of this is less robustness in Japan results was QE was developing in Japan even en the end of 2013 while in Anglo-America case QE had reached its apex.

**Palavras-chave:** Política Monetária, produto, cointegração.

**Key Word:** Monetary policy, product, cointegration.

**JEL:** E40; E42; E52.

**Área da ANPEC:** (4) Macroeconomia, Economia Monetária e Finança.

---

\* Doutorando do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da Faculdade de Economia da UFJF. E-mail: luiz.lima.j@bol.com.br.

\*\* Prof. do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da Faculdade de Economia da UFJF. E-mail: claudio.foffano@ufjf.edu.br

\*\*\* Prof. da Universidade Federal Fluminense. E-mail: helderfm@hotmail.com

\*\*\*\* Prof. do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da Faculdade de Economia da UFJF. E-mail: jsimaof@oi.com.br

## 1. INTRODUÇÃO

Após quase duas décadas adormecida, a política monetária pelo manuseio de agregados monetários (atualmente conhecida como *quantitative easing* - QE) entrou novamente na cartilha nos 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.

Segundo Poole (1994), a discussão sobre o melhor instrumento de política monetária é antiga. No início da década de 70 inicia-se o maior uso de agregados monetários em detrimento de taxa de juros de curto prazo como principal ferramenta de política monetária. Entre 1982 até meados da década 1990 a política monetária usada pelo banco central americano era um misto de agregados monetários e taxas de juros de curto prazo. De meados da década de 1990 até 2008, ano do estouro da crise *subprime*, o principal instrumento de política monetária usado pelos bancos centrais foi a taxa de juros de curto prazo. Durante a crise *subprime* de 2007 - 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 a para mais de 9% do PIB em todos os três países<sup>1</sup>. 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. O Japão no início de 2009 praticava a taxa de juros de 0,1% ao ano, os EUA de 0,25% e o Reino Unido de 0,5%.

Impossibilitados de usar políticas fiscais mais ativas, dado que os déficits já elevados indicavam uma trajetória explosiva da dívida<sup>2</sup> 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<sup>3</sup>. Em 2009 os bancos centrais dos EUA (Federal Reserve Board - FED), do Japão (Bank of Japan - BOJ) e da Inglaterra (Bank of England - BOE) enfrentaram uma armadilha de taxas de juros e inflação próximas a zero além de suas economias terem entrado em recessão. Naquele momento, segundo Blinder (2013) ressurgiu a ideia do manuseamento dos agregados monetários como forma de política monetária. Esta decisão era calcada na convicção que o FED foi o principal responsável pela grande depressão da década de 30, como apontado por Friedman e Shwartz (1971), pela contração monetária ocorrida no período.

A política monetária não convencional foi denominada “quantitative easing” (QE). Este termo foi cunhado, 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 públicos através da sua política de meta para a base monetária e cunhou esta operação de QE. Baseada em ideias propostas por economistas monetaristas como Milton Friedman, James Tobin, Franco Modigliani, Karl Brunner e Allan Meltzer, Bernanke (2012) afirma que o mecanismo segundo o qual o QE afeta a economia é xxxx. A premissa básica desta política é que ativos financeiros não são substitutos perfeitos na carteira de investidores, o que também é endossado por Christensen e Rudebusch (2012), então a autoridade monetária pode fazer compra de ativos específicos, com o intuito de aumentar o seu preço.

---

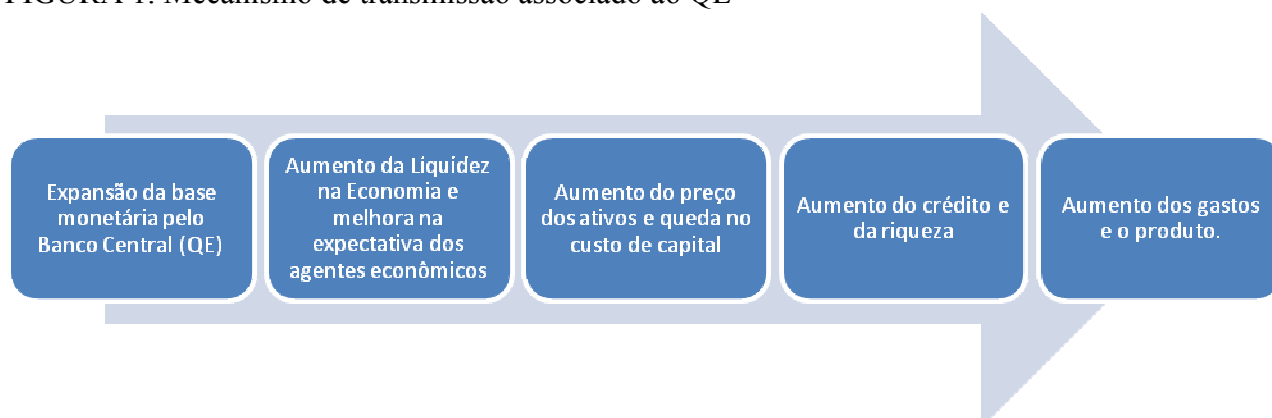
<sup>1</sup>Enquanto os EUA e o Japão são a primeira e a terceira maiores economia mundial, respectivamente, o Reino Unido é considerado um centro financeiro importante. De acordo com dados do COFER (2014) o dólar americano, a libra britânica e o iene japonês somados representaram em torno de 70% do total de moedas usadas como reserva cambial entre 2001 e 2012.

<sup>2</sup> 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).

<sup>3</sup> 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*. Neste sentido, apesar de existir vários entendimentos para política monetária não convencional, segue-se o entendimento, segundo 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*).

Ainda de acordo com Bernanke (2012) o QE afeta as expectativas e deixa claro para o mercado que a autoridade monetária tem a intenção de continuar com a política monetária acomodatória com as taxas de juros de curto prazo em patamares mínimos, colocando pressão de queda nos juros de longo prazo. O mecanismo de transmissão associado ao QE, segundo Cúrdia e Woodford (2011), seria que a expansão dos agregados monetários pela autoridade monetária colocaria mais liquidez no mercado financeiro, diminuiria os juros dos títulos públicos de todas as maturidades, implicando em incentivo ao mercado financeiro para a concessão de crédito ao público, para o estímulo da demanda agregada. Gertler e Karadi (2011) colocam ênfase na absorção pelas autoridades monetárias de ativos de má qualidade, como as hipotecas *subprime*. Com a absorção destes ativos, os bancos centrais estabilizariam o valor destes ativos, estancariam o estresse e impulsionaria o produto da economia. A figura 1 mostra uma sumarização do mecanismo de transmissão associado ao QE baseado em Ledenyov e Ledenyov (2013).

FIGURA 1. Mecanismo de transmissão associado ao QE



Fonte: Figura elaborada baseado em Ledenyov e Ledenyov (2013).

Com base na figura 1, pode-se visualizar o mecanismo de transmissão associado ao QE. Em um primeiro momento a autoridade monetária faz expansões na base monetária. Com este aumento é esperado uma melhora na liquidez da economia e nas expectativas dos agentes econômicos, que vai gerar aumento do preço de diversos ativos e queda no custo de capital. O aumento do preço dos ativos gera um ganho de riqueza para os seus detentores enquanto que a queda do custo de crédito significa aumento dos empréstimos. Finalmente a economia é afetada com o aumento da renda e dos gastos. A figura 1 não mostra a inflação como possível e provável consequência do QE, entretanto espera-se que o QE provoque o aumento de inflação como sugerido por Ledenyov e Ledenyov (2013), Blinder (2013) e Greenspan (2013).

Apesar de suas vantagens, 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).

Outro risco apontado por Blinder (2013) estaria no perigo que uma oferta muito rápida de moeda teria para o preço do dólar, que poderia desvalorizar muito e ter forte consequência na economia mundial. 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. Segundo 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 uma ideia generalizada de que o uso do QE teria o efeito de ter evitado uma depressão e diminuído a recessão econômica entre 2007-2009. Neste contexto, este artigo tem como proposta a análise do efeito do QE no produto das economias dos EUA, Japão e Reino Unido entre janeiro de 2008 e novembro de 2013.

Esta proposta é justificada pelas incertezas em torno do real efeito do QE no produto das economias, como já ressaltado por Kapetanios *et al.* (2012) e Karras (2013). Outra justificativa para este exercício estaria no fato de que 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 o final de 2013, este trabalho contribuirá com a literatura ocupando esta lacuna.

Após esta introdução, 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.

## 2. O QE NOS EUA, REINO UNIDO E JAPÃO

Apesar de o QE ter iniciado em datas próximas no caso do Reino Unido, EUA e Japão, ele teve sua particularidade em cada país tanto na forma em que foi implementado como na quantidade de estímulo.

### O caso dos EUA

Segundo Gertler e Karadi (2011) na maior parte do período depois da Segunda Guerra Mundial até 2007, o FED conduziu a política monetária por meio de manipulação a taxa dos títulos federais, para afetar as taxas de juros. A partir de 2007 o FED começou a usar estímulos monetários alternativos, que se intensificaram com a quebra do Lehman Brothers em 2008.

Os estímulos monetários nas palavras de Bernanke (2013) eram “ferramentas de política alternativa”, que se enquadrava em duas categorias: informar dos passos futuros com relação à política monetária (*forward guidance*) e um programa de grandes compras de valores mobiliários (*securities*) de longo prazo.

Os EUA tiveram três rodadas de *quantitative easing*, chamadas de QE1, QE2 e QE3. De acordo com Yellen (2011), na primeira rodada (QE1), em dezembro de 2008 o FOMC (Federal Open Market Committee) começou um plano de compra de hipotecas (Mortgage-Backed Securities - MBS) e outros títulos de dívida mobiliária no valor de US\$600 bilhões. Em março de 2009, o FED expandiu o programa com um adicional de US\$850 bilhões e mais US\$300 bilhões em títulos do de longo prazo do tesouro norte-americano. Na segunda rodada (QE2), referente ao período compreendido entre novembro de 2010 e junho de 2011, o FED fez compras de títulos do tesouro americano de longo prazo no total de US\$ 600 bilhões. Segundo Karras (2013) a base monetária norte-americana era de US\$ 2,7 trilhões no final de 2011, mais de três vezes a base monetária em meados de 2008.

Na terceira rodada (QE3), a partir de setembro de 2012, o FED começou uma compra mensal de MBS no valor de US\$40 bilhões. Em janeiro de 2013, o FOMC começou a realizar compras

mensais dos títulos de curto prazo do tesouro americano, no valor de US\$45 bilhões. Uma característica que diferenciou a terceira rodada das duas primeiras, foi que na terceira, além de não existir uma data para o término do programa, o FED se comprometeu a manter as taxas de juros entre 0 e 0,25 até que a taxa de desemprego chegue à 6,5% ou a taxa de inflação chegue à 2%.

### **O caso do Reino Unido**

Com a quebra de Lehman Brothers e o colapso da economia mundial, de acordo com Joyce, Tong e Woods (2011) o Monetary Policy Committee (MPC) do Banco Central Inglês começou a diminuir as taxas de juros básicas que em março de 2009 estava em 0,5%. Segundo Christensen e Rudebusch (2012), uma vez que o Reino Unido adota o regime de Metas de Inflação, o MPC julgou que no médio prazo a inflação ficaria abaixo do centro da meta de 2% e que o crescimento da economia Inglesa seria fraco, então iniciou uma política monetária de grandes compras de ativos públicos e privados.

O QE britânico como no caso dos EUA, também esteve pautado em três rodadas. Na primeira (QE1), que ocorreu entre março de 2009 à janeiro de 2010, o MPC fez compras da ordem de £200 bilhões, o que representava 14% do PIB da economia do Reino Unido. Na segunda rodada (QE2) o MPC, entre outubro de 2011 à maio de 2012, fez compras de mais £125 bilhões. Para a terceira rodada, a partir de setembro 2012 foi feita a compra de mais £50 bilhões. O total do programa de QE do Banco Central Inglês totalizou £375 bilhões. Em 2013, a autoridade britânica anuncia que manterá o QE até que a inflação de longo prazo convirja para 2% ou a taxa de desemprego chegue a 7%.

### **O caso do Japão**

Em outubro 2010 com a taxa de juros dos títulos do governo em torno de 0,1%, e vendo a sua moeda em constante apreciação, fruto em grande parte da crise da Europa, o Japão começa a anunciar que irá fazer o seu QE, junto com uma mudança nas taxas básicas de juros que passam de 0,1% para uma banda 0-0,1%. Com o crescimento diminuindo e com o terremoto de 2011, o Banco do Japão começa o QE que de março de 2011 até junho de 2012 atingiu o montante de ¥40 trilhões.

Em abril de 2013, o Banco Central Japonês com a intenção de colocar um fim a 22 anos de estagnação da economia japonesa e há pelo menos 15 de deflação, coloca como meta do seu novo programa de QE em março de 2013 comprar de títulos públicos e privados até dobrar a base monetária do país com a meta de chegar à inflação de 2% em 2015.

Mesmo o QE tendo particularidades para cada uma dos países que o adotou, está claro que o objetivo do FED, BOE e BOJ foi afastar o perigo de depressão, dado a força como que a crise *subprime* atingiu a economia mundial.

### **2.1. Trabalhos empíricos: impactos do QE nos países selecionados**

Por sua contemporaneidade, não existem na literatura muitos trabalhos sobre os impactos do QE no produto das economias que o adotou como instrumentos de política monetária. Cúrdia e Woodford (2011) estendendo um modelo Novo Keynesiano para a análise da política QE, mostram que este tipo de política não é eficaz. Os autores por meio de modelo teórico e baseados na experiência do Japão com o QE entre 2001 e 2006 concluem que a ineficácia apontada pelo modelo teórico é próxima da realidade.

Chen, Cúrdia e Ferrero (2012) avançam da análise teórica de Cúrdia e Woodford (2011) e fazem a simulação que o QE2 teve na economia do EUA, por meio de um modelo DSGE. 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 outra abordagem, Nakazono e Ueda (2013) avaliam os efeitos do QE praticado pelo Banco Central do Japão entre 2001 e 2006. Usando modelos de determinação de taxa de juros (regras

monetárias) os autores mostram que o compromisso de manter a política monetária frouxa até a inflação ficar próxima a zero 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.

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 buscaram captar o efeito do QE britânico na economia 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%.

Já Peasaran e Smith (2012) usam a abordagem 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, concluindo que o QE foi eficaz para o crescimento do PIB do Reino Unido.

Carvalho, Eusepi e Grisse (2012) estimaram por meio de MQO os efeitos que o QE praticado no ano de 2009 teve nas expectativas do produto das economias dos EUA, Japão e Reino Unido. Os autores encontraram que o QE foi eficiente em melhorar as expectativas dos agentes econômicos ao crescimento dos respectivos países.

Portanto, apesar da literatura ainda incipiente, recentes trabalhos têm mostrado por diferentes abordagens e com periodicidade distinta, que o QE teve efeito positivo nas economias em que foi implementado. Este trabalho irá contribuir com a literatura como uma análise econométrica por meio da abordagem ARDL para EUA, Reino Unido e Japão, na mesma periodicidade e com o uso das mesmas variáveis.

### 3. METODOLOGIA

Na literatura consultada não foram encontrados trabalhos que mostram o efeito do QE nas economias dos EUA, Reino Unido e Japão na metodologia de ARDL no período do início de 2008 até fins de 2013. Outra característica inédita deste ensaio 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.

#### 3.1. Estratégia Empírica.

Existam indícios que o QE teve impacto no produto dos EUA, Reino Unido e Japão. Como forma de captar este impacto, neste trabalho optou-se em usar o modelo empírico baseado em Cover (1992), com modificações em Ravn e Sola (2004). Neste modelo é possível captar os efeitos de política monetária no produto. A equação (1) mostra o modelo do produto da economia.

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

Na equação (1),  $y_t$  é uma medida de produto agregado,  $m_t$  é a medida de política monetária,  $z_t$  é o vetor de variáveis independentes. As variáveis explicativas usadas para o modelo do produto

além da variável de agregado monetário foram taxa de desemprego e taxa de juros governamentais. A forma funcional<sup>4</sup> da equação (1) é:

$$y_t = f(tbr_{t-k}, des_{t-k}, m_{t-k}) \quad (2)$$

Onde  $y$  representa o produto real da economia,  $tbr$  é a taxa de juros dos títulos do governo,  $des$  é a taxa de desemprego e  $m$  representa o estoque de moeda. Os subscritos  $t$  e  $k$  representam tempo e defasagem.

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 compilados 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 80, 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. Blinder (2013) usa M2 como medida de estoque de moeda da economia dos EUA. Segundo Greenspan (2013, p.253)<sup>5</sup> “... 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...”

Na equação (2) 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 produto maior. 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, com uma queda na taxa de juros espera-se um aumento no produto.

Técnicas de cointegração baseadas em Engle e Granger (1987), Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990), de acordo com Odhiambo (2009) 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 determinação das relações de cointegração estabelecidas na equação (2), empregou-se a abordagem do Teste de Fronteira de Pesaran, Shin e Smith (2001) que é baseado em uma estrutura ARDL<sup>6</sup>. 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,

<sup>4</sup> A escolha das variáveis das fórmulas funcionais foram baseadas em Ravn e Sola (2004).

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

<sup>6</sup> Para maiores detalhes sobre modelos ARDL ver Enders (2010) e Hendry (1995).



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:

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_t + \alpha_2 X_t + \sum_1^p \theta_p \Delta Z_{t-p} + \sum_1^q \gamma_q \Delta X_{t-q} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que  $\alpha_0$  é a constante,  $Z_t$  é a variável dependente e  $X_t$  é o vetor de variáveis explicativas. Assim, Pesaran, Shin e Smith (2001) propõem o teste da hipótese conjunta de que  $\alpha_1 = 0$  e  $\alpha_2 = 0$ , ou seja, de ausência da relação em nível entre as variáveis  $Z_t$  e  $X_t$ . 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); 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  $\alpha_1 = 0$  e  $\alpha_2 = 0$ , onde os valores críticos são dados nas tabelas CI.i a CI.v em Pesaran, Shin e Smith (2001, p.300) as quais provem dois conjuntos de valores críticos assintóticos para a estatística F cobrindo 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. O cálculo dos coeficientes de longo prazo via modelo ARDL está presente na equação 4.

$$w_t = \frac{\hat{\alpha}_0}{(1-\hat{\theta}_p)} + \frac{\hat{\gamma}_q}{(1-\hat{\theta}_p)} x_t \quad (4)$$

### 3.2 Dados

Como foi explicitado anteriormente, o objetivo deste ensaio foi captar os efeitos que o (QE) teve nas economias dos EUA, Japão e Reino Unido<sup>7</sup>. Essa análise ocorreu na periodicidade mensal, de janeiro de 2008 até novembro de 2013, totalizando 71 observações. As variáveis especificadas na equação (2) com suas respectivas fontes e definição estão descritas no quadro 1.

QUADRO1. Descrição das variáveis usadas na equação (2)<sup>8</sup>

Variável	Descrição	Fonte
<i>m</i>	Estoque de moeda da economia. Foram usadas a base monetária, M1, M2 e M3.	Fed St.Louis
<i>y</i>	Nível de atividade da economia. Foi usado a produção industrial como Proxy para o nível de produto.	Fed St.Louis
<i>tbr</i>	Taxa de juros de curto prazo. Foi usada a taxa dos títulos públicos de curto prazo.	Fed St.Louis
<i>des</i>	Taxa de desemprego	Fed St.Louis

Fonte: Quadro elaborado pelos autores.

<sup>7</sup> No caso do Reino Unido, a base monetária até 2006 era chamada de M0. A partir de 2006, o Banco Central da Inglaterra.

<sup>8</sup> A descrição detalhada das variáveis está presente no quadro A1 e A2 do anexo.

#### 4. Resultados

Para testar a estacionaridade das variáveis foram usados os testes Ng-Perron e DF-GLS. De acordo com Maddala e Kim (1998), existem testes de Raiz Unitária paramétricos como os testes *Augmented Dickey Fuller* (ADF) e testes não paramétricos como os testes de Philips-Perron. O teste proposto por Elliot, Rothemberg e Stock (1996), chamado de DF-GLS, propõe uma pequena modificação do teste ADF, aonde as séries de tempo são filtradas de seus componentes determinísticos. Ainda segundo Bueno (2008), no teste de raiz unitária além de existir a questão do poder do teste existe ainda o problema do tamanho do mesmo. Segundo o autor, baseados nesse problema foram criados o teste Ng e Perron, em que o problema do tamanho do teste poderia ser minimizado. Ng e Perron (2001) argumentam que muitos dos testes de raiz unitária existentes sofrem do problema de tamanho quando a raiz unitária do erro do processo é próxima a um.

Com relação aos testes de raiz unitária para séries que apresentam quebra estrutural, Lee e Strazicich (2003) propõem um teste de raiz unitária com a presença de duas quebras estruturais endógenas. Já em Lee e Strazicich (2004) foi proposto um teste de raiz unitária com a presença de uma quebra estrutural endógena. O emprego do teste de raiz unitária com quebra estrutural de Lee e Strazicich tem a vantagem com relação a outros testes de raiz unitária com quebra estrutural uma vez que permitem que tanto a hipótese nula quanto a alternativa contenha a quebra estrutural, além de a quebra ser detectada endogenamente. Assim, ao se rejeitar a hipótese nula o teste evidenciaria que a série é não estacionária apesar de haver ou não quebra estrutural. Os testes dividem-se em *crash e break*, aonde *crash* é quando ocorrem quebras em nível e *break* é quando ocorrem quebras em nível e tendência.

Em um primeiro momento, foram executados os testes de Raiz Unitária Ng-Perron e DF-GLS para as variáveis do trabalho<sup>9</sup>. Os resultados<sup>10</sup> evidenciaram que apenas as variáveis PIB e base monetária do Reino Unido,  $y_{UK}$  e  $b_{UK}$ , oferta de moeda do Japão,  $m2_{Japão}$  e a taxa de desemprego no Reino Unido,  $des_{Reino}$  foram I(0) em pelo menos um dos testes a um nível de 5% de significância. Então, foram executados os mesmos testes com as variáveis que não foram I(0) nas primeiras diferenças.

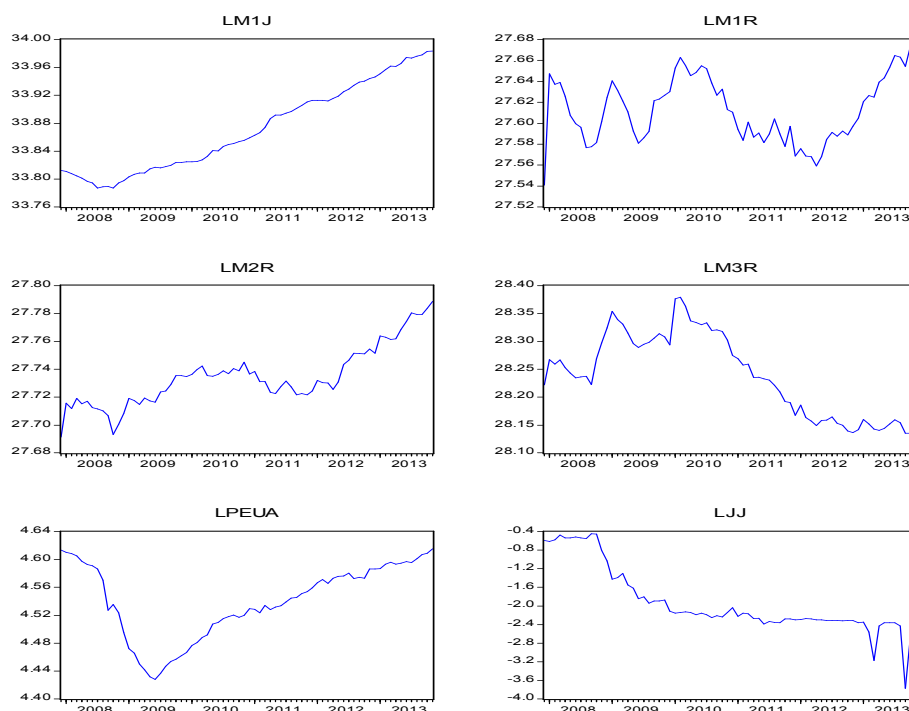
Desta forma, quase todas as variáveis foram I(1) a um nível de 5% de significância em pelo menos um dos testes. As exceções foram, oferta de moeda no conceito M1 para o Japão e Reino Unido,  $m1_{Japão}$  e  $m1_{UK}$ ,  $m2$  e  $m3$  para o Reino Unido,  $m2_{UK}$  e  $m3_{UK}$ , PIB para os EUA,  $y_{EUA}$ , taxa de juros de curto prazo para o Japão,  $tbr_{Japão}$ . A evolução destas variáveis está representada na figura 2<sup>11</sup>.

<sup>9</sup> Todas as variáveis estão em “ln” (logaritmo natural) e foram tratadas sazonalmente quando necessário.

<sup>10</sup> Para poupar espaço os resultados dos testes de raiz unitária encontram-se disponíveis junto aos autores.

<sup>11</sup> Na Figura 1 LM1J =  $m1_{Japão}$ , LM1R =  $m1_{UK}$ , LM2R =  $m2_{UK}$ , LM3R =  $m3_{UK}$ , LPEUA =  $y_{EUA}$ , LJJ = Juros Japão.

FIGURA 2. Evolução temporal das variáveis  $m1_{\text{Japão}}$ ,  $m1_{\text{UK}}$ ,  $m2_{\text{UK}}$ ,  $m3_{\text{UK}}$ ,  $y_{\text{EUA}}$  e  $tbr_{\text{Japão}}$



Fonte: Figura elaborada pelos autores com dados do trabalho.

A evolução das variáveis mostra que as variáveis que não foram estacionárias nos testes Ng-Perron e DF-GLS ( $m1_{\text{Japão}}$ ,  $m1_{\text{UK}}$ ,  $m2_{\text{UK}}$ ,  $m3_{\text{UK}}$ ,  $y_{\text{EUA}}$  e  $tbr_{\text{Japão}}$ ) podem ter quebras estruturais. Então foram executados os testes Lee e Strazicich (2004 e 2003) para uma e duas quebras estruturais. Os resultados estão representados na tabela A1 no apêndice.

Das variáveis contidas na tabela A1, apenas  $m2_{\text{UK}}$ ,  $m3_{\text{UK}}$  e  $y_{\text{EUA}}$  foram estacionárias com presença de duas quebras estruturais a um nível de 5% de significância.  $tbr_{\text{Japão}}$  foi estacionária a um nível de 10% de significância nos testes para uma e duas quebras estruturais. As outras variáveis não foram estacionárias na primeira diferença e por este motivo não foram usadas no trabalho e foram descartadas. Portanto, dado que a ordem de integração das variáveis é menor que dois, passou-se a abordagem do teste de Fronteira de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001).

Assim, o teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001) consiste em verificar a hipótese de que as variáveis explicativas todas em nível e defasadas em um período são conjuntamente iguais a zero, ou seja,  $\alpha_1 = 0$  e  $\alpha_2 = 0$ . O número máximo utilizado de defasagens foi de 12, uma vez que a periodicidade das variáveis é mensal. Utilizando o critério de seleção de AIC e BIC foi selecionado o número de defasagens ótimas para os modelos ARDL. Encontrando os modelos ótimos e havendo cointegração entre as variáveis, parte-se para o modelo de correção de erros (ECM) em que se verifica a dinâmica de curto prazo.

#### 4.1 Cointegração e seleção de modelos pelo método ARDL

Embora M2 tenha sido apontada como o melhor agregado monetário para representar o estoque de moeda, para este artigo optou-se por usar não apenas a base monetária ( $b$ ) e M2, como também o conceito de liquidez na sua versão mais restrita (M1) e na sua versão mais ampla (M3). Os resultados do teste de Pesaran para os EUA, Reino Unido e Japão, baseado nas formas funcionais da

equação 5 são apresentados na tabela 2. Nas equações o subscrito  $i$  representa o país, EUA, Japão e Reino Unido, e o subscrito  $k$  é o agregado monetário,  $m_1$ ,  $m_2$ ,  $m_3$  e  $b$ . Estas formas tentam captar o efeito do QE na economia dos EUA por meio de quatro agregados monetários diferentes.

$$y_{it} = f(tbr_{it}, des_{it}, m_{kti}) \quad (5)$$

Onde o subscrito  $i=1, 2$  e  $3$  representa os países EUA, Japão e Reino Unido, respectivamente. O subscrito  $k=1, 2, 3$  e  $4$  representam os agregados monetários,  $m_1$ ,  $m_2$ ,  $m_3$  e basemonetária, respectivamente.

Tabela 2. Teste de Cointegração pela abordagem de Pesaran, Shin e Smith (2001)

Agregado Monetário	EUA	Japão	Reino Unido
M1	41,04***	-	-
M2	13,80***	33,11***	38,16***
M3	21,89***	33,51***	48,86***
b	26,03***	47,01***	44,83***

Fonte: Tabela elaborada pelos autores 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 cointegração<sup>12</sup>.

Como pode ser visto na tabela 2 existe cointegração usando os quatro agregados monetários, em todos os países a um nível de significância de ao menos 1%. Então, se passou para a abordagem ARDL, que encontra o melhor modelo pelos critérios de seleção AIC e BIC.

Tabela 3. Modelos selecionados por meio do ARDL.

Agregado Monetário/Critério de Seleção	EUA	Japão	Reino Unido
M1/AIC	(10,12,11,12)	-	-
M1/BIC	(1,8,0,1) <sup>+</sup>	-	-
M2/AIC	(9,8,12,12)	(1,0,4,0) <sup>+</sup>	(12,9,11,12) <sup>+</sup>
M2/BIC	(1,7,0,0) <sup>+</sup>	(1,0,0,0) <sup>+</sup>	(1,1,0,0) <sup>+</sup>
M3/AIC	(8,12,11,11)	(1,0,4,0) <sup>+</sup>	(12,12,10,6)
M3/BIC	(1,7,0,0) <sup>+</sup>	(1,0,0,0) <sup>+</sup>	(1,5,0,0) <sup>+</sup>
b/AIC	(11,11,12,12)	(1,0,5,1) <sup>+</sup>	(12,12,11,12)
b/BIC	(11,11,12,12)	(1,0,4,1) <sup>+</sup>	(1,0,0,0) <sup>+</sup>

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

Como pode ser visto na tabela 3, no caso dos EUA, apenas três dos modelos não apresentaram autocorrelação dos resíduos. No caso do Reino Unido foram quatro modelos e no caso do Japão nenhum modelo apresentou. Na próxima seção são apresentados os coeficientes de longo prazo para os modelos que não apresentaram autocorrelação serial dos resíduos para cada um dos países.

## 4.2 O resultado para os Estados Unidos

Os resultados para os Estados Unidos estão reportados na tabela 4, onde observa-se que a taxa de juros não foi significativa em nenhum dos três modelos, enquanto que a taxa de desemprego foi significativa em apenas um. O sinal da taxa de desemprego foi de acordo com o esperado, uma vez

<sup>12</sup> Os valores críticos do teste de cointegração de Pesaran estão computados em Pesaran et.al (2001).

que um aumento no desemprego significa menos pessoas trabalhando e consumindo, que se traduz em uma queda da produção.

TABELA 4. Coeficientes de longo prazo para os EUA

<b>Modelo ARDL</b>			
<b>Variável</b>	(1,8,0,1)	(1,7,0,0)	(1,7,0,0)
Constante	-0,57	0,37	-9,18
$des_{EUA}$	-0,09***	-0,35	-0,03
$tbr_{EUA}$	0,002	0,93	0,001
$m1_{EUA}$	0,18***	-	-
$m2_{EUA}$	-	0,46***	-
$m3_{EUA}$	-	-	0,46***
$b_{EUA}$	-	-	-

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho. Nota: \*\*\*, \*\* e \* significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O mecanismo de transmissão do QE na economia, representado pelos agregados monetários (m1, m2, m3 e b) foram altamente significativos e positivos. Estes resultados mostram fortes indícios que o QE praticado pelo FED teve um impacto positivo no produto norte-americano. O mecanismo de transmissão se mostrou com maior valor quando m2 e m3 são usados como a variável de política monetária. Após a análise de cointegração, procedeu-se o ECM como mais um método para se testar a cointegração. Os resultados estão na tabela 5<sup>13</sup>

Tabela 5. Modelos selecionados por meio do ARDL para os EUA

Modelo	Coeficiente ECM	R <sup>2</sup>
(1,8,0,1)	-0,44***	0,77
(1,7,0,0)	-0,34***	0,75
(1,7,0,0)	-0,34***	0,75

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

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

A tabela 5 mostra que os modelos de curto prazo têm um alto grau de ajustamento, R<sup>2</sup> ajustado acima 0,75 em todos os modelos, mostrando que no curto prazo as variáveis dependentes representam mais de 75% da produção industrial norte-americana. O coeficiente ECM, que é mais uma forma de se testar cointegração, foram altamente significativos em todos os quatro modelos, que confirma que as variáveis do modelo cointegram, no período analisado no trabalho.

### 4.3 O resultado para o Japão

O resultado dos coeficientes longo prazo dos 7 modelos (serão apenas 7, uma vez dois são iguais) selecionados esta presente na tabela 6.

É possível inferir pela tabela 6 que a variável agregado monetário foi significativamente positivo apenas em dois modelos (o primeiro que usa M2 e o segundo usa M3, segunda e quarta coluna da tabela 6, respectivamente), mostrando que o afrouxamento quantitativo foi significativo para estimular o crescimento. Nos outros cinco modelos os agregados monetários não foram significativos, porém a taxa de juros passou a ser altamente significativa a um nível de 1% e com

<sup>13</sup> Para poupar espaço, optou-se por não colocar os resultados de curto prazo entre as variáveis. Os resultados podem ser conseguidos com os autores.

sinal negativo, mostrando que a queda das taxas de juros foi importante para o crescimento do produto.

TABELA 6. Coeficientes de longo prazo para os Japão

Variável	(1,0,4,0)	(1,0,0,0)	(1,0,4,0)	(1,0,0,0)	(2,0,4,0)	(1,0,5,1)	(1,0,4,1)
	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes
Constante	52,34	-77,40**	55,33	-2,41**	59,46	1,35	2,84
$DES_{Japão}$	0,05	1,05***	0,09	1,06**	0,02	0,57	0,41
$TBR_{Japão}$	-0,26***	-0,05	-0,24***	-0,05	-0,23***	-0,18***	-0,16***
$m2_{Japão}$	-1,41	2,33**					
$m3_{Japão}$			-1,48	2,82**	-1,60		
$b_{Japão}$						0,14	0,05

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

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

Um dos possíveis motivos que os agregados monetários foram significativos em apenas dois dos modelos seria que o ponto máximo do QE no Japão está longe de ter sido alcançado. Huriko Kuroda, que assumiu a sua primeira reunião do comitê de política monetária japonês em abril de 2013 prometeu fazer um forte afrouxamento monetário (se necessário dobrar a base monetária por ano) até a inflação chegar a um nível de 2%. Por este fato, uma vez que os dados do trabalho vão até novembro de 2013, eles não captaram o efeito total da QE do Japão sobre a presidência de Kuroda no BC japonês. Os resultados de curto prazo para o Japão estão presentes na tabela 7

Tabela 7. Modelos selecionados por meio do ARDL para o Japão.

Modelo	Coeficiente ECM	R <sup>2</sup>
(1,0,4,0)	-0,39***	0,44
(1,0,0,0)	-0,27***	0,35
(1,0,4,0)	-0,39***	0,44
(1,0,0,0)	-0,27***	0,35
(2,0,4,0)	-0,40***	0,44
(1,0,5,1)	-0,29***	0,53
(1,0,4,1)	-0,35***	0,52

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

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

Como pode ser visto pela tabela 7, apesar de o coeficiente ECM ter confirmado cointegração em todos os casos, o grau de ajustamento do modelo de curto prazo japonês foi menor do que no caso dos EUA. Mais uma vez a provável resposta para este baixo grau de ajustamento está presente na prematuridade das políticas monetárias ultra-expansionistas adotadas pelos japoneses a partir de abril de 2013.

#### 4.4 O resultado para o Reino Unido

Os coeficientes de longo prazo dos quatro modelos estão presentes na Tabela 8. Percebe-se que 8 todos os modelos trazem indícios que o afrouxamento quantitativo foi significativo, apesar do baixo nível de significância que foi de 5% em um modelo e 10% nos outros três. Um resultado que

veio na contramão do que sugere a teoria foram as taxas de juros que foram positivas e altamente significativas, mostrando que um aumento nas taxas de juros tem uma relação positiva no crescimento da economia britânica. Uma possível explicação para este resultado estaria na baixíssima taxa de juros, que qualquer oscilação, mesmo que pequena em termos nominais pode ter um impacto forte em termos relativos.<sup>14</sup> A tabela 9 traz os resultados do modelo ECM.

TABELA 8. Coeficientes de longo prazo para os Reino Unido

Variável	(12,9,11,12)	(1,1,0,0)	(1,5,0,0)	(1,0,0,0)
	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes
Constante	-23,04	-12,92	1,25	3,62***
$DES_{UK}$	0,34	0,23**	0,10*	0,15
$TBR_{UK}$	0,08**	0,08***	0,04***	0,08***
$m2_{UK}$	0,97*	0,61*		
$m3_{UK}$			0,11**	
$b_{UK}$				0,05*

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

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

A tabela 9 mostra que apesar do modelo de correção de erros confirmar a cointegração pela significância do coeficiente ECM, mostrou pequeno grau do ajustamento de curto prazo em dois modelos (0,25 e 0,17). Em um modelo em que M1 foi usado como agregado monetário, o grau de ajustamento foi de 58%. Já no modelo em que M2 foi usado o grau de ajustamento foi de 0,38.

Tabela 9. Modelos selecionados por meio do ARDL para o Reino Unido.

Modelo	Coeficiente ECM	R <sup>2</sup>
(12,9,11,12)	-1,66**	0,58
(1,1,0,0)	-0,38***	0,25
(1,5,0,0)	-0,40***	0,38
(1,0,0,0)	-0,31***	0,17

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

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

## 5. CONCLUSÃO

Existem vários indícios mostrando que a política monetária não convencional praticadas pelo Banco Central Inglês, Japonês e pelo FED foram importante na revitalização da economia britânica, japonesa e norte-americana, respectivamente. Na economia americana quando qualquer agregado monetário (base monetária, M1, M2 e M3) é usado como estoque de moeda, estes foram significativos e positivos a um nível de pelo menos 5%.

No caso da economia japonesa, apenas dois de sete modelos o agregado monetário foi significativo e positivo mostrando o impacto do QE japonês no seu produto. Uma das possíveis causas, como salientado, seria a contemporaneidade das medidas em meados do ano de 2013 na pelo BOJ, que não refletiu na economia. No caso da economia britânica os coeficientes dos agregados monetários foram positivos, mas com exceção de M3 que foi significativo a um nível de 5%, foram significativos a um nível de apenas 10% de significância.

<sup>14</sup> Para ilustrar esta hipótese, é só imaginar uma taxa de juros em 0,5%, como a do Reino Unido em 2014, um aumento de 0,1% passaria a taxa para 0,6% sendo um aumento pequeno, porém em termos relativos este aumento seria de 20%.

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. No caso dos EUA, o impacto pareceu mais concreto do que no caso do Japão e do Reino Unido.

Três ressalvas a respeito deste artigo devem ser feitas. A primeira ressalva foi o número de observações utilizado no trabalho (72 observações) 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* e seus desdobramentos. Análises econômicas em períodos conturbados podem ser problemáticas. A terceira e última ressalva foi o não uso da variável déficit governamental, que está como variável independente na forma original do modelo.

## REFERÊNCIAS

- BERNANKE, S.B. (2012). Monetary Policy since the Onset of the Crisis. Jackson Hole speech. 25p.
- 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, p.702-728.
- BUENO, R.D.L.S. (2008). Econometria de Séries Temporais. 1º ed, São Paulo: Cengage Learning. 320p.
- CAMPOS, R.S. (2010). Uma abordagem da hipótese da neutralidade da moeda usando dados do Brasil pós-Real. Dissertação de Mestrado. Universidade de São Paulo. Ribeirão Preto, 96p.
- 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, p.1-11.
- CHEN, H; CÚRDIA, V; FERRERO, A. The macroeconomic effects of Large-Scale Asset Purchase Programmes. The Economic Journal, v.122, p.289-315.
- CHO, D; RHEE, C. (2013). Effects of Quantitative Easing on Asia: Capital Flows and Financial Markets. Asian Development Bank working paper, n. 350. 23p.
- CHRISTENSEN, J. H. E; RUDEBUSCH, G. D. (2013). The response of interest rates to US and UK quantitative easing. The economic Journal, v. 122, p.385-414.
- COVER, J.P. (1992). Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks. The Quarterly Journal of Economics, v. 107, p.1261-1282.
- CÚRDIA, V; WOODFORD, M. (2011). The central-bank balance sheet as an Instrument of monetary policy. Journal of Monetary Policy, v.58, p 54-79.
- ENDERS, W. (2010). Applied Econometric Time Series. 2ºed, Alabama: Leyh Publishing LLC. 544p.
- ENGLE, R.F., Granger, C.J. (1987). Cointegration and error-correction-representation, estimation and testing. Econometrica, v. 55, p. 251–278.
- ERNANI, T. T. F. (2011). O Pânico de 2008 e a Longa Recessão: Onde estamos e aonde vamos? Revista Econômica, v. 13, p 57-54.



- FAWLEY, B. W; NEELY, C. J. (2013). Four Stories of Quantitative Easing. Federal Bank of St.Louis Review, v. 95, p.51-88.
- FRIEDMAN, M.; SHWARTS, A.J. (1971). A monetary history of the United States. 9<sup>o</sup>ed, United States: Princeton University Press. 888p.
- FRIEDMAN, M. (1992) Episódios da História Monetária. 1<sup>o</sup> ed, Rio de Janeiro: Editora Record. 303p.
- GERTLER, M; KARADI, P. (2011). A model of unconventional monetary policy. Journal of Monetary Economics. v.58, p 17-34.
- GREENSPAN, A. (2013). O Mapa e o Território: Risco, Natureza e o Futuro das Previsões. 1<sup>o</sup> Ed, Estados Unidos: Editora Penguin. 360p.
- HEAHER, M. (2012). Quantitative Easing: Unabridged Guide. 1<sup>o</sup>ed, Estados Unidos: Editora Tebbo. 94p.
- JOHANSEN, S.(1988). Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control. V. 12,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, p.169–210.
- JOYCE, M; TONG, M; WOODS, R. (2011). The United Kingdom’s quantitative easing policy: design, operation and impact. Bank of England Working Papers.
- KAPETANIOS, G; MUMTAZ, H; STEVENS, I; THEODORIS, K. (2012). Assessing the economy-wide effects of Quantitative Easing. The Economic Journal, v.122, p.316-347.
- KARRAS, G. (2013). Assymetric effects of monetary policy with and without quantitative easing: empirical evidence for the US. The Journal of Economic Asymmetries, v. 10, p.1-9.
- LEDENYOV, D. O; LEDENYOV, V. O. (2013) To the problem of turbulence in quantitative easing transmission channels and transactions network channels at quantitative easing policy implementation by central banks, p.1-40. Cornell University. <http://www.arxiv.org/abs/1305.5656>.pdf. 40p.
- LEE, J; STRAZICICH, M.C. (2003). Minimum Lagrange Unit Root Test Whith 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 Whith one Structural Break.Appalachain State University, Wonking Paper n. 17. 16p.
- MADDALA, G.S; KIM, I. (2004). Unit Roots, Cointegration, and Strutural Change.6<sup>o</sup>ed, United Kingdom: Cambridge University Press. 524p.
- 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, p. 102-113.
- NEIL, I. (2013). The Alchemists: Three Central Bankers and a World on Fire. Estados Unidos: Editora Penguin. 449p.

- NG,S; PERRON, P. (2001). Lag Length selection and the construction of unit root tests with good size and power. v.69, p.1519-1554.
- ODHIAMBO, N. M. (2009). Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL bounds testing approach. *Energy Policy*, v. 37, n. 617-622.
- PAULSON, H.M. (2010). À beira do Abismo Financeiro: A corrida para salvar a economia global do colapso. 1ªed, São Paulo: Elsevier Editora. 448p.
- 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, p.12-19.
- PERRON, P; NG, S. (1996). Useful modifications to some unit root tests whith dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies*, v.63, 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, 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.
- 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.
- PORTES, R. (2012). Monetary Policies and Exchange Rates at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 44, p.157-163.
- RAVN, M.O; SOLA, M. (2004). Assymetric Effects of Monetary POLicy in the United States. *Federal Reserve Bank of St.Louis Reviw*, v.86, p.41-60.
- RESENDE, A.L; (2013). Os limites do Impossível: A economia além da conjuntura. 1ªed, São Paulo: Editora Schwarcz. 288p.
- RHEE, W; RICH, R. W. (1996). Inflation and the asymmetric effects of Money on Output flutuations. *Journal of Macroeconomics*, v. 17. p. 683-702.
- SCHENKELBERG, H; SEBASTIAN, W. (2013). Real effects of quantitative easing at zero lower bound: Structural Var-Based evidence from Japan. *Journal of International Money and Finance*, v. 33. P 327-357.

YELLEN, J.L. (2011). The Federal Reserve's asset purchase program. The Brimmer Policy Forum, Allied Social Science Associations Annual Meeting. 34p.

**ANEXO**

TABELA A1. Teste de raiz unitária com quebra estrutural

Variável	Tipo	Uma Quebra			Duas Quebras Estruturais		
		Lags	Estatística <i>t</i>	Data da Quebra	Lags	Estatística <i>t</i>	Data da Quebra
<i>M1<sub>Japão</sub></i>	Break	9	-3,20	-	9	-5,22*	2009.08 2011.02
<i>M1<sub>UK</sub></i>	Crash	10	-1,96	-	10	-2,16	-
<i>M2<sub>UK</sub></i>	Break	11	-3,44	-	12	-5,66**	2010.12 2012.04
<i>M3<sub>UK</sub></i>	Break	12	-2,61	-	6	-6,18***	2010.10 2012.03
<i>Y<sub>EUA</sub></i>	Break	4	-3,24	-	11	-6,27***	2010.06
<i>TBR<sub>Japão</sub></i>	Break	6	-4,32*	2010.04	9	-5,25*	2010.08 2011.10

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho. \*\*\*Significativo a um nível de 1%. \*\*Significativo a um nível de 5%. \*Significativo a um nível de 10%

QUADRO 1A. Descrição das variáveis do modelo (agregados monetários)

Agregado Monetário	Descrição	Fonte
Base Monetária dos EUA ( <i>b</i> )	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 ( <i>b</i> )	Moeda em circulação, mais saldos em conta corrente.	Bank of Japan
Base Monetária do Reino Unido ( <i>b</i> )	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.	OECD
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	Bank of Japan
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.	OECD
M3 Japão	M2 mais acordos de recompra, fundos do mercado monetário e de ações e títulos de dívida de até dois anos.	OECD
M3 Reino Unido	M2 mais acordos de recompra, fundos do mercado monetário e de ações e títulos de	OECD

	dívida de até dois anos.	
--	--------------------------	--

Fonte: Quadro elaborado pelos autores com dados do trabalho.

#### QUADRO 2A. 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 japoneses.	Fed St.Louis
Taxa de Juros Reino Unido	Taxa de juros dos títulos públicos britânicos.	OECD
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 pelos autores com dados do trabalho.