

Dívida pública ótima e a conexão entre crescimento econômico, desenvolvimento financeiro e ciclos fiscais: Evidências empíricas para a economia brasileira*Tito Belchior Silva Moreira**Universidade Católica de Brasília***Resumo**

Este artigo avalia os efeitos da política fiscal, com base em variáveis de ciclos fiscais, além dos efeitos dos ciclos de crédito nominal e real, sobre o crescimento econômico considerando-se séries temporais mensais de 1996:03 a 2020:06. Com base em modelos de equações simultâneas, via GMM, obteve-se os seguintes resultados empíricos. De um lado, os ciclos do superávit primário (% PIB) respondem positivamente aos ciclos da dívida pública (% PIB). Por outro lado, o ciclo do superávit primário e o ciclo da diferença entre a taxa de juros real e a taxa de crescimento têm impactos negativo e positivo respectivamente sobre o ciclo da dívida pública (% PIB). Além disso, a taxa de crescimento da economia é afetada positivamente pelos ciclos do crédito e do superávit primário (% PIB) e negativamente pela dívida pública. Finalmente, com base em modelos de Cointegração, o nível ótimo da dívida pública situa-se entre 26% e 27% do PIB.

Palavras-chave: Ciclos fiscais, crescimento econômico, ciclo de crédito, GMM, Nível ótimo da dívida pública.

Classificação JEL: E3, E6, O4.

Abstract

This monograph assesses the effects of fiscal policy, based on fiscal cycle variables, in addition to the effects of nominal and real credit cycles, on economic growth considering monthly time series from 1996: 03 to 2020: 06. Based on models of simultaneous equations, via GMM, the following empirical results were obtained. On the one hand, the primary surplus cycles (% GDP) respond positively to the public debt cycles (% GDP). On the other hand, the cycle of the primary surplus and the cycle of the difference between the real interest rate and the growth rate have negative and positive impacts on the public

debt cycle (% GDP) respectively. Besides, the growth rate of the economy is positively affected by the credit and primary surplus cycles (% GDP) and negatively by public debt. Finally, based on Cointegration models, the optimal level of public debt is between 26% and 27% of GDP.

Keywords: Fiscal cycles, economic growth, credit cycle, GMM, Optimal level of public debt.

1. Introdução

Os modelos de crescimento endógeno, tais como os modelos AK que foram introduzidos na literatura econômica por Paul Romer (1987) e Sergio Rebelo (1991), consistem em modelos que levam em conta o crescimento endógeno no sentido de que as políticas econômicas podem influenciar a taxa de crescimento de longo prazo. Nesse contexto, esta monografia avalia os efeitos da política fiscal sobre o crescimento econômico, considerando-se uma base de dados mensal de 1996:03 a 2020:06. Dentre outras referências sobre crescimento endógeno pode-se destacar algumas delas como Aghion e Howitt (1998), Romer (1990 e 1994) dentre outros relevantes trabalhos.

O primeiro objetivo deste trabalho é realizar uma análise econométrica de um sistema de equações simultâneas com base em dois modelos empíricos. A primeira equação refere-se a uma função de reação fiscal que tem por objetivo testar a hipótese de que o superávit primário se ajusta em resposta às mudanças na dívida pública de modo a assegurar sua sustentabilidade. No que se refere à análise de funções de reação fiscal pode-se destacar os trabalhos de Mendonca e Santos e Sachsida (2009) e Campos e Cysne (2019), assim como os artigos de Born (1998) e Moreira (2011) que são as bases para o modelo de reação fiscal nesta monografia. A segunda refere-se a um modelo de crescimento econômico endógeno para testar se o ciclo do superávit primário (% PIB) e o ciclo do crédito, afetam o crescimento da economia.

O segundo objetivo também avalia um sistema de equações simultâneas com base em dois modelos empíricos, no qual a primeira equação se baseia numa restrição orçamentária do governo, com base nos trabalhos de Buitert (1985) e Spaventa (1987), no qual o ciclo da dívida pública (% PIB) é explicado pelo ciclo do superávit primário (% PIB) e pelo ciclo da diferença entre a taxa de juros real e a taxa de crescimento econômico. A segunda equação também se refere a um modelo de crescimento econômico endógeno em que se testa os efeitos do ciclo da dívida pública (% PIB), assim como o ciclo do crédito, sobre o crescimento da economia.

Por fim, o terceiro objetivo é determinar o nível ótimo da dívida pública como proporção do PIB, no sentido de maximizar a produtividade real da economia. Nesse contexto, torna-se necessário realizar testes empíricos para saber se há uma relação não linear entre produtividade e dívida pública. Se houver e apresentar uma forma de U

invertido, pode-se determinar o nível da dívida como proporção do PIB que maximiza a produtividade da economia. Essa é uma informação muito útil para os formuladores de política econômica, pois eles poderão saber o quão distante está o nível da razão dívida-produto do seu nível ótimo e, também se estão aquém ou além do nível que maximiza a produtividade da economia.

A questão da sustentabilidade da dívida pública está diretamente relacionada com a função de reação fiscal e a restrição orçamentaria do governo. Nesse sentido, Luporini (2006) faz uma boa revisão da literatura e analisa as várias formas de testar a sustentabilidade fiscal. Pereira *et al* (2009) apresenta em detalhes a aritmética dos déficits e da dívida pública, assim com a aritmética da razão dívida-Produto, no qual inspirou a criação da variável do ciclo da dívida pública.

Nos modelos referentes aos determinantes da taxa de crescimento do PIB real além de utilizar *proxies* para o capital e trabalho, assim como variáveis de ciclos fiscais, utiliza-se também o ciclo do crédito como variável explicativa do modelo. Nesse contexto pode-se fazer uma conexão com a literatura sobre o nexos entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Tal literatura defende que o desenvolvimento financeiro sempre conduz ao crescimento da economia, mas ainda há muita controvérsia sobre o tema, como destacam Nyasha e Odhiambo (2019), principalmente com a relação causal do referido nexos. Dessa forma, assumindo-se que o desenvolvimento do sistema financeiro está positivamente correlacionado com o desenvolvimento do mercado de crédito, pode-se testar se de fato crédito causa crescimento econômico.

Tabak *et. al.* (2016) analisam como o canal de crédito bancário é afetado pelas ações da autoridade monetária com base nos países do BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul) no período de 2000 a 2012. Os resultados empíricos mostram que o efeito do crescimento da oferta de moeda sobre o crescimento dos empréstimos é não linear e apresenta uma curva em forma de U invertido. Nesse contexto, os resultados mostram evidências empíricas de que políticas monetárias expansionistas não aumentam a propensão dos agentes econômicos a assumirem sistematicamente maiores riscos no mercado. Depois de um certo nível de estoque de moeda, aumentos na oferta de moeda não levam a um aumento do crédito negociado. Em suma, o artigo mostra que variações no estoque de moeda afetam o crédito.

Por sua vez, Tiryaki *et. al.* (2017) discute a relação entre ciclos do crédito, inadimplência e flutuações econômicas, destacando o arcabouço teórico de tradição keynesiana que mostra a importância dos ciclos de crédito para as flutuações de curto prazo da atividade econômica, que decorrem, normalmente, de choques reais ou monetários. Segundo os autores, dentre as diversas correntes teóricas, apenas aquelas de tradição keynesiana enfatizam a importância do crédito para o investimento e, conseqüentemente, para as flutuações de curto prazo da atividade econômica. Combinando-se as considerações de Tabak *et. al.* (2016) e Tiryaki *et. al.* (2017) observa-se uma relação de curto prazo no qual moeda afeta crédito, que por sua vez afeta o investimento e, portanto, afeta a flutuação econômica. Tais canais justificam uma avaliação nesta monografia dos efeitos do ciclo do crédito sobre o crescimento econômico, pois se o ciclo do crédito afeta o investimento no curto prazo, no longo prazo tal montante de investimento afetará o estoque de capital da economia.

Ante o exposto, esta monografia avalia em última instância os efeitos diretos e indiretos dos ciclos fiscais sobre a taxa de crescimento da economia brasileira com dados mensais de 1996:03 a 2020:06, além dos efeitos dos ciclos de crédito nominal e real sobre o crescimento econômico.

2. Aspectos metodológicos

A base de dados descrita na tabela 1 mostra as variáveis utilizadas e as respectivas definições. O PIB real é calculado dividindo o PIB pelo IPCA. A taxa de crescimento do PIB Real (TX_PIB_REAL) é calculada pelo $\log(\text{PIB_Real}/\text{PIB_Real}(-1))$. O Crédito é deflacionado pelo IPCA de forma que o ciclo do crédito é calculado pela diferença entre o crédito real e o filtro HP de Hodrick-Prescott (1997) gerando a variável (CRÉDITO_REAL_CICLO). Utiliza-se também o ciclo do crédito nominal com base no filtro HP (CRÉDITO_CICLO). Todas as variáveis de ciclo são calculadas da mesma maneira e são transformadas em valores logarítmicos. A Necessidade de Financiamento do Setor Público é multiplicada por -1, para obter-se o superávit primário como proporção do PIB (SP). A esta série do SP soma-se uma constante positiva, de tal forma que todos os valores da série sejam positivos, para viabilizar a transformação logarítmica. Nesse contexto utiliza-se as seguintes variáveis de ciclos fiscais: i) o ciclo do Superávit Primário (SP_CICLO) relativo ao governo federal e Banco Central (% PIB) e ii) o ciclo da dívida

total do governo federal e Banco Central - líquida (% PIB) definida como (DIV_T_FED_CICLO).

Como a variação real da formação bruta de capital fixo é trimestral, utiliza-se o método de interpolação linear para converter a serie trimestral em serie mensal denominada TX_FBCF com base no Software estatístico Eviews. A taxa de variação das horas trabalhadas na indústria é calculada pelo \log (Horas_Trabalhadas/Horas_Trabalhadas (-1)), denominada TX_HORAS_TRAB. Por fim, a taxa de juros real denominada “r” é calculada pela diferença entre a taxa Selic e a variação do IPCA. Dessa forma o ciclo da diferença entre a taxa de juros real e a taxa de crescimento do produto real, onde $Tx_PIB_REAL = “y”$, denomina-se $(r - y)_CICLO$.

Tabela 1 – Descrição da base de dados

Variáveis	Descrição das variáveis
PIB	PIB - 12 meses - R\$ (milhões) - Banco Central do Brasil, Sistema Gerenciador de Séries Temporais (Bacen Outras/SGS) - BM12_PIBAC12.
IPCA	IPCA - geral - índice (dez. 1993 = 100) - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC) - PRECOS12_IPCA12.
CRÉDITO	Operações de crédito - saldo - R\$ (milhões) - Banco Central do Brasil, Notas Econômico-financeiras para a Imprensa, Política Monetária e Operações de Crédito do SFN (Bacen/Notas Imprensa/Moeda) - BM12_CS12.
NFSP: PRIMÁRIO	NFSP - gov. federal e Banco Central - primário - s/ desvalorização cambial - acum. 12 meses - (% PIB) - Banco Central do Brasil, Notas Econômico-financeiras para a Imprensa, Finanças Públicas (Bacen/Notas Imprensa/F. Púb) - BM12_NFGFPYS12.
DIV_T_FED	Dívida - total - gov. federal e Banco Central - líquida - (% PIB) - Banco Central do Brasil, Notas Econômico-

	financeiras para a Imprensa, Finanças Públicas (Bacen/Notas Imprensa/F. Púb) - BM12_DTGFY12.
FBCF	PIB - formação bruta de capital fixo - var. real trim. - (%) - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema de Contas Nacionais Trimestrais (IBGE/SCN Trimestral) - SCN104_FBKFG104.
HORAS_TRAB	Horas trabalhadas - indústria - índice dessaz. (Média 2006 = 100) - Confederação Nacional da Indústria - CNI12_HTRABD12.
SELIC	Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) - Banco Central do Brasil, Boletim, Seção mercado financeiro e de capitais (Bacen/Boletim/M. Finan.) - BM12_TJOVER12.

Fonte: Ipea Data

Na subseção 4.1 destacam-se as conexões entre o ciclo da dívida total federal e do Banco Central (BACEN) como proporção do PIB, ciclo do superávit primário, o ciclo do crédito, e o crescimento econômico, nas quais são apresentadas com base em dois sistemas de equações. Cada sistema de equações é formado por duas equações, tal que a primeira equação de cada sistema é instrumentalizada com o objetivo de evitar problemas de endogeneidade.

O primeiro sistema de equações simultâneas via GMM mostra as especificações econométricas ou equações (1) e (2) que correspondem às tabelas 3 e 4 apresentadas na próxima seção, assim como as tabelas 3A e 4A no anexo. A diferença entre as tabelas apresentadas no texto e no anexo consiste no uso do ciclo do crédito nominal e real. Nas tabelas dentro do texto utiliza-se o ciclo de crédito nominal (tabelas 3 e 4), denominado CRÉDITO_CICLO. No Anexo utiliza-se o ciclo de crédito real (tabelas 3A e 4A), denominado CRÉDITO_REAL_CICLO. Em outras palavras, todas as estimativas realizadas dentro do texto são estimadas com o ciclo de crédito (nominal) ao invés do ciclo de crédito real que está explicitado no anexo.

$$SP_CICLO_t = B_0 + B_1*SP_CICLO_{t-1} + B_2*DIV_T_FED_CICLO_t + V_t \quad (1)$$

$$TX_PIB_REAL_t = \delta_0 + \delta_1*TX_PIB_REAL_{t-1} + \delta_2*TX_FBCF_t + \delta_3*HORAS_TRAB_t + \delta_4*SP_CICLO_t + \delta_5*CREBITO_CICLO_t + Z_t \quad (2)$$

A equação 1 mostra uma função de reação da política fiscal no qual o ciclo do superávit primário como proporção do PIB (SP_CICLO) responde ao ciclo da dívida total federal e BACEN também como proporção do PIB (DIV_T_FED_CICLO), considerando-se ainda a variável defasada da variável dependente. Se os formuladores de política econômica têm como meta a sustentabilidade da dívida pública, então espera-se que haja uma expansão do superávit primário (% PIB) como resposta a uma expansão da dívida pública (% PIB). Dessa forma-se utiliza-se as variáveis de ciclo fiscal, ao invés de variação do superávit primário/PIB e variação da dívida pública /PIB.

Quando os valores da série do superávit primário/PIB situam-se acima da tendência do filtro HP, pode-se observar os períodos em que ocorre uma expansão do superávit primário/PIB e, por sua vez, quando os valores estão abaixo verifica-se uma contração. Da mesma forma, quando os valores da série de dívida pública /PIB estão acima do filtro HP observa-se um período de expansão da dívida pública /PIB, caso contrário observa-se uma contração.

Nesse contexto, pode-se formular uma regra fiscal dos ciclos fiscais no qual o superávit primário/PIB responde a uma expansão da dívida pública/PIB, também com uma expansão do próprio superávit primário/PIB, com o objetivo de tornar a trajetória da dívida pública /PIB sustentável. Essa formulação de regra fiscal torna o entendimento entre as duas variáveis mais intuitivo e consiste numa contribuição para a literatura, uma vez que não foi detectado tal abordagem na literatura, salvo engano. Dessa forma, com base na equação (1), assumindo-se uma política de responsabilidade fiscal, espera-se que o coeficiente B_2 seja positivo e estatisticamente significativo.

A equação 2 do primeiro sistema via GMM, mostra os determinantes tradicionais da taxa de crescimento econômico como função da taxa de formação bruta do capital fixo (TX_FBCK), que representa uma *proxy* da variação do estoque de capital, e da variação das horas trabalhadas da indústria, como *proxy* para a variação do quantum de trabalho no país. Em outras palavras, a taxa de crescimento econômico é função da variação do estoque de capital e da variação do quantum do trabalho em termos de horas trabalhadas da indústria. Além da variável defasada da variável dependente, TX_PIB_REAL (-1), utiliza-se com base num modelo de crescimento endógeno o ciclo do superávit primário

como proporção do PIB (SP_CICLO) e o ciclo do crédito (CRÉDITO_CICLO) que também podem explicar o crescimento econômico no período analisado.

Da mesma forma que se calcula os ciclos fiscais, calcula-se os ciclos de crédito, seja nominal ou real. Quando os valores das series do crédito estão acima da tendência do filtro HP, pode-se observar os períodos em que ocorrem uma expansão creditícia e, por sua vez, quando os valores estão abaixo verifica-se uma contração.

Pode-se admitir que o ciclo do crédito pode ter efeitos de curto prazo sobre o ciclo econômico, que não é objeto de investigação nesse trabalho, assim como no longo prazo o ciclo de crédito pode ter efeito sobre a taxa de crescimento econômico. Como já é amplamente sabido, ciclo econômico é uma questão de curto prazo, enquanto crescimento econômico é uma questão de longo prazo. Caso o coeficiente estimado do ciclo do crédito seja positivo e estatisticamente significativo com base na equação 2, onde $\delta_5 > 0$, então confirma-se o nexo entre crescimento econômico e desenvolvimento financeiro mostrando que o ciclo de crédito tem efeito de longo prazo.

Por fim, pode-se avaliar o efeito indireto da variável DIV_T_FED_CICLO da equação 1, sobre a variável TX_PIB_REAL conforme equação 2. Assumindo-se que haja responsabilidade fiscal por parte dos formuladores de política no que tange a uma trajetória sustentável da dívida, uma vez que o ciclo do superávit primário responde de forma diretamente proporcional ao ciclo da dívida, conforme equação 1, essa resposta do aumento do superávit primário indiretamente afeta o crescimento econômico conforme equação 2. Em outras palavras, o efeito indireto é calculado pelo produto dos coeficientes $B_2 \cdot \delta_4$ das equações 1 e 2 respectivamente (Moreira, *et al* 2016). O esquema a seguir mostra esse efeito indireto de forma mais clara.

$$\text{DIV_T_FED_CICLO} \implies \text{SP_CICLO} \implies \text{TX_PIB_REAL}$$

O segundo sistema de equações simultâneas via GMM mostra as especificações econométricas ou equações (3) e (4) que correspondem às tabelas 5 e 6 conforme apresentadas a seguir. Da mesma forma, no anexo encontram-se as tabelas 5A e 6A que se referem às estimativas com o ciclo de crédito real.

$$DIV_T_FED_CICLO_t = B_0 + B_1 * DIV_T_FED_CICLO_{t-1} + B_2 * SP_CICLO_t + B_3 * (r - y)_CICLO_t + V_t \quad (3)$$

$$TX_PIB_REAL_t = \delta_0 + \delta_1 * TX_PIB_REAL_{t-1} + \delta_2 * TX_FBCF_t + \delta_3 * HORAS_TRAB_t + \delta_4 * DIV_T_FED_CICLO_t + \delta_5 * CREDITO_CICLO_t + Z_t \quad (4)$$

Vale ressaltar a diferença entre esse segundo sistema de equações (equações 3 e 4) com o sistema de equações simultâneas via GMM anterior (equações 1 e 2). Nesse contexto faz mais sentido comparar primeiro as equações 1 e 3, que são as equações instrumentalizadas, e depois as equações 2 e 4, relativas ao crescimento econômico.

Enquanto a equação 1 refere-se a uma regra de reação fiscal, a equação 3 refere-se a uma modelagem que se inspira na aritmética da razão entre dívida pública e produto com base na restrição orçamentaria do governo (Buitier, 1985 e Spaventa, 1987), conforme apresentado a seguir,

$$\Delta b = g - \rho - \lambda m + b(r - y) \quad (5)$$

onde Δb é a variação da razão dívida/PIB real, g é a razão despesas primárias/PIB real, ρ é a razão receitas públicas/real, M é o valor nominal da base monetária, $\lambda = \Delta M/M$, $m = M/PIB$ real tal que λm é a senhoriagem, r é a taxa de juros real baseada na equação de Fisher (1930) que é aproximadamente a diferença entre a taxa de juros nominal (i) e taxa de inflação (π), ou seja $r = (i - \pi)$. Por fim, y representa a taxa de crescimento do produto real. Pereira et al (2009) mostra com detalhes o desenvolvimento da modelagem matemática a partir da restrição orçamentaria do governo para chegar à equação 5.

A principal diferença é que aqui utiliza-se o ciclo da dívida pública assim como o ciclo do superávit primário como proporção do PIB, ao invés da variação da razão dívida pública/PIB, Receita Orçamentaria /PIB e Despesa Orçamentaria Primária/PIB conforme equação 5. Além disso, como o período analisado ocorre a partir de 1996, já com a implantação do Plano Real que desmontou o processo de indexação inflacionaria e também com a criação de uma regra de metas de inflação a partir de 1999, nesse modelo não se considera os possíveis efeitos da base monetária ou da senhoriagem pelo fato de tal período não apresentar sérios riscos inflacionários.

Destaque-se ainda que, com base nas equações 3 e 5, pode-se observar que quando a taxa de juros real (r) supera a taxa de crescimento econômico (y) e o governo não consegue obter superávits primários positivos, assumindo-se sem perda de generalidade que as receitas de senhoriagem assim como as receitas de privatização são negligenciáveis, tais resultados nos endereça para a desagradável aritmética monetarista de Sargent e Wallace (1981). Em outros termos, se tais condições persistirem por um longo período a dívida pública pode tornar-se insustentável.

No que tange as equações 2 e 4 a diferença é que na equação 4 substitui-se a ciclo do superávit primário da equação 2 pelo ciclo da dívida pública na equação 4 como variável explicativa do crescimento econômico.

Os dois sistemas de equações simultâneas apresentados acima podem resolver possíveis problemas de endogeneidade com o uso do método generalizado de momentos (GMM) que utiliza variáveis instrumentais (VI). Nesse contexto, os instrumentos devem ser “bons instrumentos” para serem relevantes e válidos com o uso adequado do método de VI. Isso significa que os instrumentos não devem ser apenas correlacionados com regressores endógenos, mas também ortogonais ao erro. Nesse sentido, utiliza-se alguns testes estatísticos para nossa especificação econométrica: o teste de sobre-identificação de Sargan-Hansen, no qual também é conhecido como estatística J, o teste de sub-identificação (Cragg e Donald, 1993) assim como o de Stock-Yogo (Stock e Yogo, 2005) para analisar a hipótese de instrumentos fracos.

Dessa forma, a independência do instrumento com relação ao distúrbio somente pode ser acessada se, e somente se, houver uma “abundância” de instrumentos, isto é, se a equação é sobre-identificada. Esse é o caso do teste de Sargan-Hansen, no qual a hipótese nula (H_0) estabelece que a equação é sobre-identificada. Assim, se H_0 não for rejeitada, os instrumentos são abundantes e relevantes.

Por outro lado, para que os instrumentos sejam válidos pode-se testar a condição de posto por meio do teste de Cragg e Donald (1993), tal que a hipótese nula admite que o modelo é sub-identificado ou não identificado. Assim, se H_0 não for aceita, os instrumentos são válidos. Em suma, para que os instrumentos sejam bons é necessário que a hipótese nula do teste de Sargan-Hansen seja aceita e que a H_0 do teste de Cragg e Donald (1993) seja rejeitada.

Ressalte-se ainda que podem surgir problemas específicos na inferência convencional em relação às regressões OLS quando as variáveis não são estacionárias. Nesse sentido, Johnston e DiNardo (1997) destacam a relevância de saber se questões semelhantes acontecem na abordagem em dois estágios, regressões de mínimos quadrados. Hsiao (1997a, 1997b) analisa este problema e conclui que a inferência com estimadores de mínimos quadrados em dois estágios usando VI permanece efetiva, mesmo no caso em que as séries temporais sejam consideradas não estacionárias ou não cointegradas. Nesse contexto, as conclusões de Hsiao são válidas quando o GMM é aplicado.

O procedimento de Newey e West (1987a, 1987b) também é utilizado para todos os modelos estimados para resolver os dois problemas de correlação serial decorrente dos resíduos e heterocedasticidade desconhecida. Eles sugeriram um estimador de covariância mais geral, que é consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação de uma forma desconhecida.

Para analisar a relação causal entre variáveis é utilizada a metodologia de Granger (Hamilton, 1994). Para a realização do teste de causalidade de Granger (1969) é necessário, em um primeiro momento, verificar os testes de estacionariedade das séries temporais das respectivas variáveis para definir a ordem de integração correspondente. Nesse contexto, utiliza-se testes de raiz unitária ADF e de Phillips-Perron. Assim, pode-se escolher o número ideal de defasagens a ser usado na análise. A hipótese nula (H_0) a ser testada é que os coeficientes das variáveis avaliadas são significativamente iguais a zero. A decisão é baseada na estatística F para a significância conjunta dos coeficientes. Nesse caso, se H_0 não for aceito, concluímos que os coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero e uma dada variável causa, no sentido de Granger, uma outra. Nesse contexto, utiliza-se a análise estrutural (SVAR) para mostrar a função impulso-resposta no apêndice.

Por fim, com base em modelos de Cointegração, testa-se se há um nível ótimo da dívida pública que maximiza a produtividade da economia, tal que

$$Produtividade_t = \alpha_0 + \alpha_i * Produtividade_{t-i} + \lambda_2 * DIV_T_FED_t + \lambda_3 * (DIV_T_FED)^2_t + W_t \quad (6).$$

A produtividade é definida como a razão entre o valor do PIB real e as horas trabalhadas, medindo a produção por hora trabalhada. O coeficiente α_0 representa o termo da constante, e α_i são os parâmetros da equação 6 referentes aos coeficientes defasados da variável dependente que variam de $i = 1, 2, \dots, n$. Os parâmetros λ_2 e λ_3 representam respectivamente o coeficiente da razão da dívida total do governo federal e Bacen como proporção do PIB e o coeficiente do quadrado da dívida mencionada. Nesse contexto, espera-se que os dois coeficientes estimados sejam estatisticamente diferentes de zero e que $\lambda_2 > 0$ e $\lambda_3 < 0$ de forma a gerar uma curva em forma de U invertida. Ou seja, que haja uma relação não linear entre produtividade e dívida pública como proporção do PIB representada por uma curva côncava. Nessas condições, será possível determinar o nível da dívida pública que maximiza a produtividade real da economia, e que é denominada “nível ótimo da dívida pública”.

Nesse contexto, utiliza-se regressões cointegrantes uma vez que as variáveis são $I(1)$, não estacionárias, a fim de garantir que obtenham resultados ainda mais robustos; que é exibido na subseção 4.2. Existem três métodos de estimativa eficientes. O primeiro é o Fully Modified OLS (FMOLS) baseado em Phillips e Hansen (1990, 1995). O segundo é o Canonical Cointegrating Regression (CCR) baseado em Park (1992), e finalmente, o Dynamic OLS (DOLS) baseado em Saikkonen (1992) e Stock e Watson (1993). O método DOLS por ser dinâmico, e por isso utiliza a 1ª diferença, deve ser destacado uma vez que o interesse é saber o nível ótimo da dívida, ao invés do nível ótimo da variação da dívida pública. Entretanto, antes de estimar os dois modelos (FMOLS e CCR) deve-se verificar, com base nos testes de Cointegração de Johansen (1988, 1991 e 1995), se as duas variáveis cointegram. Johnston e Dinardo (1997) também é uma boa referência para métodos de Cointegração.

3. Resultados Empíricos

Os testes de raiz unitária das series temporais apresentadas na tabela 2A, com base nos testes das estatísticas ADF e Phillips-Perron, mostram que todas as variáveis são estacionárias, uma vez que a hipótese nula que assume raiz unitária não é aceita.

Tabela 2: Testes de raiz unitária (H₀: Raiz unitária)

Variáveis	Teste da Estatística Augmented Dickey-Fuller (ADF)			Teste da Estatística Phillips-Perron (P.P.)		
	Valor crítico: 5%	Estatística t	p-valor	Valor crítico: 5%	Estatística Adj. t	p-valor
TX_PIB_REAL	-2,871	-7,223	<0,0001	-2,871	-7,330	<0,001
CRÉDITO_CICLO	-1,941	-5,087	<0,0001	-1,941	-2,502	0,012
CRÉDITO_REAL_CICLO	-1,941	-3,534	0,0004	-1,941	-3,768	0,0002
SP_CICLO	-1,941	-3,544	0,0004	-1,941	-2,905	0,0037
DIV_T_FED_CICLO	-1,941	-4,759	<0,0001	-1,941	-4,778	<0,0001
TX_FBCF	-1,941	-2,820	0,0049	-1,941	-3,415	0,0007
TX_HORAS_TRAB	-1,941	-14,190	<0,0001	-1,941	-19,040	<0,0001
(r - y) _CICLO	-2,871	-8,242	<0,0001	-2,871	-8,3793	<0,0001
Produtividade	-2,871	1,492	0,9993	-2,871	1,031	0,9969
Div_T_FED	-2,871	-1,122	0,7076	-2,871	-1,314	0,6234

Nota: Constante inclusa.

O teste de causalidade de Granger, com o número ótimo de 8 lags, mostra com base na tabela 2A uma causalidade unilateral do ciclo do crédito nominal para a taxa de crescimento do produto. Assim, a variável CRÉDITO_CICLO antecede temporalmente em 8 meses o crescimento do PIB. Dado que o montante das operações de crédito é considerado pela literatura como uma *proxy* ou instrumento para o desenvolvimento financeiro de um dado país (Barajas, *et al* 2013), mostrando que existe umnexo entre crescimento econômico e desenvolvimento do sistema financeiro, então obtém-se um resultado interessante, no qual o ciclo do crédito Granger causa o crescimento do produto. Esse resultado motiva a introdução da variável do ciclo de crédito como determinante do crescimento econômico nos modelos empíricos apresentados.

Nesse contexto, pode-se assumir que também há um ciclo não do próprio desenvolvimento financeiro, mas sim das altas e baixas performances do sistema financeiro. Por exemplo, os períodos de expansão creditícia e de outros ativos financeiros que precederam a crise do *subprime* em 2007 e 2008 nos EUA, comparado com o período pós efeito inicial da crise com a quebra do Banco Lehman Brothers, levaram o Banco Central americano (FED) a utilizar uma política sem precedentes de afrouxamento

monetário no qual o FED comprou diretamente ativos ‘podres’ de grandes empresas para evitar a falência de não somente grandes empresas, como também de grandes bancos e, assim, evitar um efeito contágio (Longstaff, 2010).

Vale ressaltar que ao invés de se utilizar a variação das operações de crédito, utiliza-se o ciclo de crédito. A vantagem de se utilizar o ciclo do crédito é que se torna mais intuitivo analisar os efeitos de uma expansão ou contração creditícia sobre a taxa de crescimento do produto real.

Tabela 2 A – Teste de causalidade de Granger

Hipótese nula	Observações	Estatística F	Prob.
TX_PIB_REAL não Granger Causa CRÉDITO_CICLO	283	0,91972	0,5005
CRÉDITO_CICLO não Granger Causa TX_PIB_REAL		2,36084	0,0181

Nota 1: TX PIB Real=Taxa de crescimento do PIB real, CRÉDITO_CICLO=Ciclo das operações de crédito. Nota 2: Número ótimo de 8 lags com base nos critérios LT, FPE e AIC.

Quanto ao ciclo de crédito real os resultados do teste de causalidade de Granger também mostram que uma expansão creditícia antecede temporalmente o crescimento do PIB em 8 meses, assim como uma contração creditícia antecede uma queda ou desaceleração das atividades econômicas, conforme tabela 2B. Dessa forma, utiliza-se a variável do ciclo do crédito, tanto nominal quanto real, com uma defasagem de 8 meses nos modelos empíricos.

Tabela 2 B – Teste de causalidade de Granger

Hipótese nula	Observações	Estatística F	Prob.
TX_PIB_REAL não Granger Causa CRÉDITO_REAL_CICLO	283	1,30477	0,2411
CRÉDITO_REAL_CICLO não Granger Causa TX_PIB_REAL		5,41582	2,E-06

Nota 1: TX PIB Real=Taxa de crescimento do PIB real, CRÉDITO_CICLO=Ciclo das operações de crédito. Nota 2: Número ótimo de 8 lags com base nos critérios LT, FPE e AIC.

4.1 - Conexão entre ciclo da dívida total federal e BACEN como proporção do PIB, ciclo do superávit primário, desenvolvimento financeiro e crescimento econômico

As tabelas 3 e 4 mostram o primeiro sistema de equações simultâneas via GMM com base nas equações (1) e (2) apresentadas no tópico relativo aos aspectos metodológicos.

Os resultados empíricos apresentados na tabela 3 mostram que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de 5%. Além disso, observa-se que no período analisado em média há uma resposta positiva da variável SP_CICLO em relação à variável DIV_T_FED_CICLO, pois o valor do coeficiente estimado dessa última variável é de 0,024.

Pode-se observar ainda com base na probabilidade da estatística J (0,113) que os instrumentos são adequadamente abundantes, pois a hipótese nula não é rejeitada. Quanto à estatística F de Cragg-Donald (20,99) observa-se que a hipótese nula de sub-identificação não é aceita, considerando-se que o valor crítico de 5% de Stock-Yogo é de 19,77, revelando que os instrumentos são válidos. Dessa forma, como trata-se de um sistema de equações simultânea via tabelas 3 e 4, esses dois testes mostram que os instrumentos podem ser considerados bons para as equações 1 e 2. Os instrumentos utilizados são apresentados na última linha da tabela 3.

Tabela 3: Variável dependente (SP_CICLO) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	-0,006276	0,003007	-2,087010	0,0377
SP_CICLO (-1)	0,928979	0,012420	74,79717	0,0000
DIV_T_FED_CICLO	0,024174	0,002146	11,26340	0,0000
Estatísticas				
Estatística J = 26,639	Prob. Estatística J = 0,113		R2 Ajustado = 0,821	
	Valor crítico Stock-Yogo (5%) = 19,77			
	Estatística F Cragg-Donald = 20,99			
Instrumentos				
Sp, sp(-1to-5), div_est_m(-1to-2), div_t_sp(-1to-2), horas_trab credito(-1to-2), @trend, div_int_f(-1to-3), div_t_fed_ciclo(-1to-5)				

Nota 1: SP CICLO = Ciclo do superávit primário (%PIB); DIV_T_FED_CICLO = Dívida Total Gov, Federal e Bacen – Líquida (%PIB)

Os resultados empíricos apresentados na tabela 4 mostram que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes as nível de 5% e que todos os coeficientes mostram um sinal positivo como esperado. Vale ressaltar que o coeficiente estimado da variação das horas trabalhadas da indústria no período corrente não é

estatisticamente significativa no período corrente, mas é estatisticamente significativa com uma defasagem. Isso significa que a variação das horas trabalhadas no mês anterior afeta o crescimento econômico no mês seguinte.

Do ponto de vista da política fiscal, uma expansão do superávit fiscal contribui para o aumento do crescimento econômico, uma vez que o coeficiente estimado é positivo no valor de aproximadamente 0,037. Esse resultado mostra que uma política fiscal responsável, na qual se preocupa com a sustentabilidade fiscal, tem um efeito positivo sobre o crescimento do produto.

Uma vez confirmada o processo de causalidade unilateral da expansão do crédito para a taxa de crescimento econômico, os resultados empíricos mostram com base na tabela 4 que o ciclo do crédito com um defasagem de 8 meses afeta o setor real da economia contribuindo positivamente para o crescimento econômico, embora o coeficiente estimado seja relativamente pequeno. Entretanto, uma das principais contribuições deste trabalho é mostrar que o ciclo do crédito pode emitir sinais no sentido de que os formuladores de política econômica podem antecipar se haverá aumento ou queda do nível de atividades econômicas nos meses seguintes.

Levando-se em conta que o ciclo do crédito é calculado pela diferença entre o saldo das operações de crédito e uma linha de tendência com base no Filtro HP, valores acima dessa linha mostram expansão do crédito e abaixo contração. Entretanto, supõe-se que a fase de expansão deve apresentar uma forma de U invertido, onde inicialmente há uma primeira fase de aumento do crédito que atinge um ápice e depois começa a declinar. Mesmo na fase de declínio do crédito, nessa mesma fase expansionista, a economia ainda continuará se expandindo por mais algum tempo, mas os formuladores de políticas já terão condições de vislumbrar que mais adiante haverá um período de declínio econômico, onde o volume de crédito situa-se abaixo da linha de tendência do filtro HP. De forma simétrica, uma mesma análise pode ser feita considerando-se os períodos em que o crédito se encontra abaixo da linha do filtro HP, no qual deve apresentar uma curva na forma de U.

Com base na tabela 3, observa-se que o aumento de 1% na variável DIV_T_FED_CICLO aumenta a variável SP_CICLO em 0,024174%. Por sua vez, com base na tabela 4, um aumento de 1% na variável SP_CICLO gera um incremento de

0,036958% na variável TX_PIB_REAL. Portanto o efeito final da função resposta da regra fiscal sobre o crescimento econômico é dado pelo produto entre $0,024174 \times 0,036958$, que equivale a 0,00089. Em outras palavras, quando o ciclo do superávit primário responde a um dado aumento do ciclo da dívida com um aumento da diferença entre as receitas e despesas primárias, então esse comportamento fiscal vai se refletir positivamente sobre o crescimento econômico.

Tabela 4: Variável dependente (TX_PIB_REAL) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	0,061390	0,006305	9,737063	< 0,0001
TX_PIB_REAL (-1)	0,752686	0,023629	31,85379	< 0,0001
TX_FBCF	0,008376	0,001160	7,218123	< 0,0001
TX_HORAS_TRAB (-1)	0,101615	0,010602	9,584749	< 0,0001
SP_CICLO	0,036958	0,017194	2,149470	0,0323
CRÉDITO_CICLO (-8)	4,21E-06	7,22E-07	5,834239	< 0,0001

Nota 1: R2 Ajustado = 0,256, Nota 2: TX PIB Real = Taxa de crescimento do PIB real; TX_FBCF= Variação real da formação bruta de capital fixo (%); TX HORAS TRAB=Variação das horas trabalhadas da indústria; SP CICLO = Ciclo do superávit primário (% PIB); CRÉDITO CICLO=Ciclo das operações de credito.

A seguir, avalia-se o segundo sistema de equações simultâneas via GMM conforme equações (3) e (4), com base nos modelos empíricos apresentados nas tabelas 5 e 6.

Com base na tabela 5, exceto o coeficiente estimado do termo da constante, os demais coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de 1%. O coeficiente do ciclo da dívida pública como percentual do PIB defasado, DIV_T_FED_CICLO (-1), apresenta um coeficiente estimado no valor de aproximadamente 0,857 que é inferior a 1, o que sugere, *ceteris paribus*, que a dívida não é explosiva. Como esperado, uma expansão do ciclo do superávit primário (% PIB) contribui para a redução da expansão do ciclo da dívida, com base no coeficiente estimado negativo no valor de 0,365. Além disso, também como esperado, se o ciclo da diferença entre a taxa de juros real e a taxa de crescimento econômico é positivo, confirma-se o caráter explosivo do ciclo da dívida, considerando-se todo o resto constante. O coeficiente estimado da variável $(r - y)$ _CICLO é positivo no valor de aproximadamente 0,233.

Esses resultados são semelhantes aos esperados com base nos modelos de Buiter (1985) e Spaventa (1987), guardado as devidas diferenças. Ressalte-se ainda que esse segundo sistema de equações também mostra que os instrumentos são bons, de acordo com a Estatística J e com a Estatística F de Cragg-Donald.

Tabela 5: Variável dependente (DIV_T_FED_CICLO) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	0,003253	0,024483	0,132870	0,8943
DIV_T_FED_CICLO (-1)	0,856644	0,014457	59,25574	0,0000
SP_CICLO	-0,365189	0,050119	-7,286464	0,0000
(r - y) _CICLO	0,232876	0,066356	3,509465	0,0005
Estatísticas				
Estatística J = 16,335	Prob. Estatística J = 0,176		R2 Ajustado = 0,769	
Valor crítico Stock-Yogo (5%) = 18,73				
Estatística F Cragg-Donald = 25,877				
Instrumentos				
div_t_fed(-1to-3); sp(-1to-3); r_y(-1to-3); @trend; @trend*div_t_fed r_y_ciclo(-1); div_t_fed_ciclo(-2); credito_ciclo; tx_pib_real				

Nota 1: DIV_T_FED_CICLO = Dívida Total Gov, Federal e Bacen – Líquida (% PIB); SP CICLO = Ciclo do superávit primário (% PIB); (r - y) _CICLO = Ciclo da diferença entre taxa de juros real e taxa de crescimento do PIB real.

A tabela 6 mostra que exceto o coeficiente estimado da variável DIV_T_FED_CICLO, todos os demais são estatisticamente significantes ao nível de 5% e apresentam sinais positivos, como esperado. Destaque-se que esses resultados empíricos são semelhantes aos resultados apresentados na tabela 4. O coeficiente estimado da variável do ciclo da dívida federal (% PIB) mostra um sinal negativo, mas o coeficiente é marginalmente significativo com um p-valor de 0,0749. Esse resultado, mostra que um aumento do ciclo da dívida contribui marginalmente para a redução do crescimento econômico.

Tabela 6: Variável dependente (TX_PIB_Real) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	0,077751	0,022686	3,427197	0,0007
TX_PIB_Real (-1)	0,520879	0,045553	11,43462	< 0,0001
TX_FBCF	0,024799	0,004209	5,892510	< 0,0001
TX_HORAS_TRAB (-1)	0,079814	0,034551	2,310022	0,0212

CRÉDITO_CICLO (-8)	4,19E-06	8,98E-07	4,667319	< 0,0001
DIV_T_FED_CICLO	-0,030781	0,017253	-1,784155	0,0749

Nota 1: R2 Ajustado = 0,409, Nota 2: TX PIB Real = Taxa de crescimento do PIB real; TX_FBCF= Variação real da formação bruta de capital fixo (%); TX HORAS TRAB=Variação das horas trabalhadas da indústria; CRÉDITO CICLO=Ciclo das operações de crédito; DIV_T_FED_CICLO = Dívida Total Gov, Federal e Bacen – Líquida (%PIB).

Considerando-se a tabela 5, observa-se que o aumento de 1% na variável SP_CICLO reduz a variável DIV_T_FED_CICLO em 0,365189%. Por sua vez, com base na tabela 6, um aumento de 1% na variável DIV_T_FED_CICLO gera uma redução de 0,030781% na variável TX_PIB_REAL. Portanto o efeito final da restrição orçamentaria sobre o crescimento econômico é dado pelo produto entre $(-0,365189)*(-0,030781)$, que equivale a 0,01124. Em outras palavras, quando há um incremento no ciclo do superávit primário sobre o ciclo da dívida, com um aumento da diferença entre as receitas e despesas primárias como proporção do PIB, então esse comportamento fiscal vai se refletir em última instância positivamente sobre o crescimento econômico. Assim, o efeito indireto do ciclo do superávit primário sobre o crescimento econômico, por via indireta do ciclo da dívida, contribui para o aumento do crescimento econômico.

Pode-se ainda avaliar o efeito indireto da variável $(r - y)$ _CICLO sobre a taxa de crescimento do PIB real da economia brasileira, por meio da variável do ciclo da dívida pública. Nesse caso, se ocorrer um ciclo não virtuoso em que a taxa de juros real é superior à taxa de crescimento econômico, com base na tabela 5, um aumento de 1% na variável $(r - y)$ _CICLO levará também a um aumento sobre a variável DIV_T_FED_CICLO no valor de 0,232876. Da mesma forma, um aumento de 1% no ciclo da dívida, com base na tabela 6, gera uma redução de 0,030781% sobre o crescimento econômico. Assim, o efeito indireto da variável $(r - y)$ _CICLO sobre o crescimento da economia corresponde ao produto entre $(0,232876)*(-0,030781)$ que equivale a redução da variável TX_PIB_Real em 0,0072.

Por fim, pode-se destacar que os dois sistemas de equações simultâneas que utilizam o ciclo de crédito real, estimados via GMM, que são apresentados no Anexo, mostram resultados semelhantes aos sistemas apresentados no subitem 4.1 que utiliza o ciclo de crédito em valores nominais.

4.2 – Nível ótimo da dívida pública

Qual o nível da dívida total federal e do Bacen como proporção do PIB que maximiza a produtividade real da economia brasileira no período considerando? Para responder a esta questão testa-se a equação 6 apresentada a seguir.

$$Produtividade_t = a_0 + a_1 * Produtividade_{t-1} + \lambda_2 * DIV_T_FED_t + \lambda_3 * (DIV_T_FED)^2_t + W_t$$

As variáveis Produtividade e DIV_T_FED não são estacionárias, ao não rejeitarem a hipótese nula de raiz unitária conforme Tabela 2. Dessa forma torna-se necessário realizar inicialmente testes de Cointegração. Considerando-se que com base na estimativa VAR obteve-se um número ótimo de 3 lags de acordo com os critérios de seleção LR, FPE, AIC, SC e HQ, realizou-se os testes do traço e dos autovalor máximo nos quais indicam que há uma equação de integração ao nível de significância de 5% que rejeita a hipótese de existir 0 Cointegrações e aceita a hipótese de existir 1 relação de Cointegração, considerando-se as duas variáveis de interesse, produtividade de DIV_T_FED (Johansen, 1988).

Dado que ambas variáveis Cointegram e, portanto, as regressões não são espúrias, utiliza-se os métodos FMOLS (Tabela 7) e CCR (Tabela 8) apresentados na seção 2 referentes aos aspectos metodológicos para calcular o nível ótimo da dívida pública (%PIB).

Tabela 7: Variável dependente (Produtividade) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Método: Fully Modified Least Squares (FMOLS)				
Produtividade (-1)	0,723369	0,044341	16,31377	< 0,0001
Produtividade (-2)	-0,132728	0,053987	-2,458497	0,0146
Produtividade (-3)	0,304046	0,053810	5,650395	0,0000
DIV_T_FED	0,058685	0,023940	2,451350	0,0148
(DIV_T_FED) ²	-0,001097	0,000433	-2,534606	0,0118
Constante	0,071183	0,240907	0,295481	0,7678
@trend	-0,001295	0,000950	-1,362538	0,1741
(@Trend) ²	2,00E-05	6,15E-06	3,247970	0,0013

Nota: R2 Ajustado = 0,992

Derivando a equação 6 em relação à variável de interesse DIV_T_FED e igualando a zero, obtém-se a condição de primeira ordem (CPO) para encontrar o valor

da dívida pública (%PIB) que maximiza a produtividade real da economia, conforme expressão apresentada a seguir:

$$0,058685 - 2*(0,001097)*DIV_T_FED = 0, \rightarrow (DIV_T_FED)^* = 26,748$$

Com base nos resultados empíricos apresentados na tabela 7 pode-se observar que os coeficientes estimados das variáveis DIV_T_FED e $(DIV_T_FED)^2$ são estatisticamente diferentes de zero e apresentam sinais positivo e negativo respectivamente, indicando que há uma relação não linear entre produtividade e dívida pública (%PIB). Nessas condições verifica-se que obtém-se uma curva côncava, na forma de U invertido, na qual à medida que a dívida aumenta a partir de baixos níveis de endividamento a produtividade aumenta de forma decrescente até atingir um ponto de máximo, que determina o nível ótimo da dívida pública (%PIB) que maximiza a produtividade da economia. Para níveis de endividamento acima do nível ótimo de 26,75% do PIB, os sucessivos incrementos da dívida pública (%PIB) conduzem para a redução da produtividade da economia. Daí a importância de o formulador de políticas ter que se preocupar não só com a sustentabilidade da razão dívida-PIB no médio e longo prazo, mas também com uma busca pela melhoria da produtividade da economia. Na medida que a economia tende a se aproximar do nível ótimo da dívida pública (%PIB), isto significa que a produtividade tende a aumentar e, portanto, tende a haver um incremento também no produto real, que por sua vez, dado o nível da dívida, a razão dívida-PIB tende a se reduzir, criando-se um círculo virtuoso na economia.

A tabela 8 estima a mesma equação 6, mas com o método de Cointegração CCR. Os resultados empíricos são similares aos apresentados na tabela 7. Da mesma forma, pode-se deduzir as condições de primeira ordem, que nos revela o nível ótimo da dívida pública no valor de 26,48% do PIB, resultado bem próximo do apresentado na tabela 7 no valor de 26,75% PIB. Vale destacar ainda que, os formuladores de política fiscal podem utilizar variáveis de controle no lado direito da equação a fim de refinar as estimativas do nível ótimo da dívida pública.

Tabela 8: Variável dependente (Produtividade) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Método: Canonical Cointegrating Regression (CCR)				
Produtividade (-1)	1,227120	0,269013	4,561573	< 0,0001
Produtividade (-2)	-1,435404	0,727636	-1,972695	0,0495
Produtividade (-3)	1,111249	0,588938	1,886871	0,0602
DIV_T_FED	0,051529	0,024481	2,104878	0,0362
(DIV_T_FED) ²	-0,000973	0,000443	-2,193486	0,0291
Constante	0,111234	0,238721	0,465959	0,6416
@trend	-0,001104	0,000968	-1,140432	0,2551
(@Trend) ²	1,83E-05	6,29E-06	2,912626	0,0039

Nota: R2 Ajustado = 0,983

4. Uma breve discussão sobre os resultados empíricos

Um das contribuições desta monografia diz respeito à criação de variáveis de ciclo fiscais associadas ao ciclo do superávit primário como proporção do PIB e ao ciclo da dívida total do governo federal e do Bacen também como proporção do PIB. Tais variáveis são deduzidas da tendência gerada pelo filtro HP de Hodrick-Prescott, procedimento usual na literatura como, por exemplo, na “construção” do hiato do produto, assim como do ciclo de desemprego.

Os ciclos fiscais são mais intuitivos para o entendimento dos efeitos desses ciclos sobre a taxa de crescimento econômico. Por exemplo, de um lado utiliza-se uma regra de política fiscal na qual o superávit primário (% PIB) deve responder positivamente à expansão da dívida pública, isto é, deve responder aos valores da dívida pública acima do filtro HP. Nesse caso, considera-se que a expansão da dívida deve ser respondida com uma expansão do ciclo do superávit primário (% PIB), ou seja, com um incremento na diferença entre receitas totais e despesas públicas sem a contabilização dos juros (% PIB). Por outro lado, inspirado na restrição orçamentária do governo avalia-se os efeitos do ciclo do superávit primário (% PIB) e do ciclo da diferença entre a taxa de juros real e a taxa de crescimento do produto real sobre o ciclo da dívida pública. Salvo engano, tais abordagens são novas na literatura ou são muito pouco utilizadas.

Outras abordagens pouco utilizadas referem-se à avaliação dos efeitos indiretos dessas variáveis via sistema de equações simultâneas. Por exemplo, o efeito inicial da regra fiscal na primeira equação onde o ciclo do superávit fiscal responde às mudanças do ciclo da dívida pública e que, por sua vez, essa mesma resposta da regra fiscal afeta

indiretamente uma segunda equação, que nesse caso é a equação da taxa de crescimento da economia.

Vale também destacar que os ciclos de crédito real e nominal precedem temporalmente a taxa de crescimento econômico de acordo com o teste de causalidade de Granger. Além disso os resultados empíricos mostram que há uma relação diretamente proporcional entre os ciclos do crédito nominal e real com uma defasagem temporal de 8 meses e a taxa de crescimento da economia. Esses resultados também são muito interessantes porque revelam alguns aspectos que chamam atenção, dentre os quais destacam-se:

- i) Os resultados empíricos mostram que não apenas o ciclo de crédito real afeta o crescimento econômico, mas que o ciclo do crédito nominal também afeta positivamente o crescimento econômico. Dessa forma, verifica-se que há evidências empíricas de que a taxa de crescimento do PIB real é afetada por fatores reais e nominais;
- ii) Os resultados estão alinhados com a literatura sobre o nexos entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, ao mostrar que os ciclos do crédito afetam o crescimento econômico;
- iii) Como o ciclo do crédito precede temporalmente a evolução da taxa de crescimento econômico com uma defasagem de 8 meses, nesse caso os formuladores de política econômica podem prever melhor a evolução da taxa de crescimento da economia, controlando por outros fatores determinantes do crescimento;
- iv) Os resultados empíricos também sugerem que o crescimento econômico é afetado por fenômenos de curto prazo que está mais associado com os ciclos econômicos, no qual não é objeto de estudo nesse trabalho, uma vez que os ciclos de negócios também estão associados com o ciclo do crédito;
- v) Por fim, admitindo-se que a evolução do saldo do crédito na economia depende da política monetária no sentido de que a criação de moeda afeta o crédito então os resultados também sugerem que o crescimento econômico é determinado por fatores reais, assim como por fatores monetários.

Finalmente, pode-se destacar uma outra contribuição na qual pode ser muito relevante para os formuladores de política econômica que se refere às estimativas do nível da dívida pública como proporção do PIB que maximiza a produtividade da economia brasileira no período avaliado. Dessa forma, não está se destacando neste documento apenas a relevante discussão sobre sustentabilidade da dívida pública, que de fato é a questão mais importante para a política fiscal, mas destaca-se que se pode ir além. Em outras palavras, uma vez que, por hipótese, a dívida pública está numa trajetória sustentável, pode-se buscar um ajuste fiscal que tenha como meta atingir o seu nível ótimo, e nada impede que tal meta também tenha desvios de tolerância acima ou abaixo do nível ótimo. Nesse sentido, pode-se vislumbrar implantar uma regra de política fiscal para a dívida pública, considerando-se que as condições para a sustentabilidade da dívida já estejam asseguradas.

5. Considerações finais

Esta monografia avalia em última instância os efeitos diretos e indiretos dos ciclos fiscais sobre a taxa de crescimento da economia brasileira com dados mensais de 1996:03 a 2020:06, além dos efeitos dos ciclos de crédito nominal e real sobre o crescimento econômico. Assumindo que implicitamente trabalha-se com modelos de crescimento endógenos, e utilizando-se sistemas de equações simultâneas estimadas via GMM, pode-se encontrar alguns resultados empíricos interessantes e mesmo algumas contribuições à literatura.

Os resultados empíricos mostram que o ciclo do crédito, seja real ou nominal, precede temporalmente a taxa de crescimento da economia com base nos testes de causalidade de Granger. Em outras palavras, o ciclo do crédito afeta de forma unidirecional o crescimento econômico. Além disso há evidências empíricas, com base nos sistemas de equações simultâneas via GMM, que o ciclo do crédito real e nominal afetam positivamente a taxa de crescimento do PIB real com uma defasagem de 8 meses.

O primeiro sistema de equações simultâneas via GMM mostra duas equações na qual a primeira refere-se a uma regra de política fiscal e a segunda a uma equação de crescimento econômico. Nesse contexto observa-se que a regra fiscal, no qual o ciclo do superávit primário (%PIB) responde positivamente ao ciclo da dívida pública (%PIB), é confirmada com base nos modelos empíricos. Em outras palavras, se ocorre uma expansão da dívida (%PIB) o superávit primário como proporção do PIB também aumenta. Além disso, há um efeito indireto da resposta da expansão do superávit primário (%PIB) sobre o crescimento econômico, no qual mostra que aumentos na proporção de superávits fiscais afetam positivamente a taxa de crescimento do PIB real. Da mesma forma, há também evidências empíricas de um efeito direto e positivo da expansão do superávit primário sobre o crescimento da economia gerando um círculo virtuoso.

Por outro lado, o segundo sistema de equações simultâneas via GMM mostra duas equações na qual a primeira refere-se a uma adaptação da restrição orçamentária do governo e a segunda a uma equação de crescimento econômico. A primeira equação mostra evidências empíricas de que, *ceteris paribus*, se por um lado o ciclo do superávit primário como proporção do PIB reduz a expansão da dívida pública; por outro o incremento do ciclo da diferença entre a taxa de juros real e a taxa de crescimento da economia contribui para aumentar a dívida. Dessa forma enquanto a taxa de juros real for superior à taxa de crescimento econômico, a dívida pública como proporção do PIB tende a aumentar. Portanto observa-se dois efeitos com sinais contrários, que podem resultar em um efeito líquido total positivo ou negativo. Com base nas elasticidades há evidências empíricas de que em modulo a elasticidade do ciclo do superávit primário é superior à do ciclo da diferença entre as taxas de juros reais e de crescimento econômico. Em outras palavras, o efeito líquido das elasticidades é negativo, o que contribui para evitar uma trajetória da dívida pública explosiva.

Com relação à equação de crescimento econômico destaca-se que há evidências empíricas de que incremento na expansão da dívida pública (%PIB) tem efeito negativo sobre o crescimento econômico, ou seja, o efeito direto de um ciclo expansionista de dívida resulta em menor crescimento e, por consequência, menor bem-estar. Quanto aos efeitos indiretos, via dívida pública (%PIB), se por um lado um incremento do ciclo de expansão do superávit primário afeta positivamente o crescimento econômico, por outro

um aumento da diferença entre as taxas de juros real e de crescimento da economia reduzem o crescimento econômico.

Por fim, com base em modelos de Cointegração tornou-se possível determinar o nível da dívida pública total do governo federal e Bacen (% PIB) que maximiza a produtividade real da economia brasileira no período analisado. Nesse caso, os resultados empíricos com base nos modelos FMOLS e CCR mostram que o nível ótimo da dívida pública dos dois modelos são de 26,75% do PIB e 26,48% do PIB respectivamente. Para efeito de comparação, em dezembro de 2019 o percentual da dívida era de 42,41% do PIB, e em junho de 2020 era equivalente a 43,63% do PIB.

Ante o exposto, tais resultados revelam um “alerta vermelho” no que tange a trajetória da política fiscal, e que está sendo agravada com as medidas restritivas da economia decorrente do choque exógeno devido ao Covid-19.

Destaque-se ainda que há algumas limitações neste estudo, como por exemplo a utilização da quantidade de horas trabalhadas na indústria que é utilizada como uma *proxy* para o fator de produção trabalho, pois ela não reflete os outros setores da economia. Nesse caso, uma das possibilidades seria utilizar a população economicamente ativa (PEA), mas tal série não está disponível em bases mensais. Por outro lado, utiliza-se uma interpolação linear das variações da formação bruta de capital fixo trimestral em valores constantes.

Referências

AGHION, P; HOWITT, P. (1998). Endogenous growth theory. Cambridge, MA: MIT Press, 1998.

Barajas, Adolfo; Chami, Ralph e Yousefi, Seyed Reza (2013). The Finance and Growth Nexus Re-Examined: Do All Countries Benefit Equally? IMF Working Paper, WP/13/130, May.

Born, H. (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits, The Quarterly Journal of Economics, volume 113, issue 3, Cambridge, MIT.

Buiter, W. (1985). A Guide to Public Sector and Deficits, Economic Policy, No. 1, pp. 13 – 79.

Campos, E. Lima e Cysne, R. Penha (2019). An alert on the recent fall of the fiscal reaction in Brazil. *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 39, n° 2 (155), pp. 253-262, April-June.

Cragg JG, Donald SG. (1993). Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variables Models. *Econometric Theory* 9: pp. 222–240.

Fisher, I. (1930). *The theory of interest*, New York, Macmillan.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37, pp. 424–438.

Hamilton, James D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

Hsiao, C. (1997a). Statistical properties of the two-stage least squares estimator under co-integration. *The Review of Economic Studies*, volume 64, issue 3, N.Y.

Hsiao, C. (1997b). Co-integration and dynamic simultaneous equations models, *Econometrica*, vol. 65, No. 3, N.Y., The Econometric Society.

Hodrick, R. J. e Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1, Feb., pp. 1-16.

Johnston, J e Dinardo, J. (1997). *Econometric Methods*, New York, McGrall-Hill.

Johansen, Søren (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*. Vol. 12, Issues 2-3, June–September, Pages 231-254.

Johansen, Søren (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*. Vol. 59 (6), November: pp. 1551–1580.

Johansen, Søren (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford. University Press.

Longstaff, Francis A. (2010). The subprime credit crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, Issue 3, Vol. 97, September, pp. 436-450

Luporini, V. (2006). Conceitos de sustentabilidade fiscal, TD No 189, Universidade Federal Fluminense, maio.

Mendonça, Mário J. Cardoso, Santos, Cláudio Hamilton M. e Sachsida, Adolfo (2009). Revisitando a Função de Reação Fiscal no Brasil Pós-Real: Uma Abordagem de Mudanças de Regime. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 873-894, outubro - dezembro.

Moreira, Tito B. S. (2011). Brazil: an empirical study on fiscal policy transmission. *CEPAL Review* No. 103, April, pp. 187 – 2005.

Moreira, Tito B. S.; Benjamin Miranda Tabak ; Mendonça, Mario Jorge C. ; Sachsida, Adolfo (2016) . An Evaluation of the Non-Neutrality of Money. *Plos One*, v. 11, p. e0145710, 2016.

Newey W, West K. (1987a). Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economics Review*, 28, pp. 777–787.

Newey W, West K. (1987b). A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, pp. 703–708.

Nyasha, S. e Odhiambo, N. (2018). Financial Development and Economic Growth Nexus: Revisionist Approach. *Economic Notes, Review of Banking, Finance and Monetary Economics*, Vol. 47, No 1, pp. 223 – 229.

Park, Joon Y. (1992). Canonical cointegrating regression. *Econometrica* 60, pp. 119–143.

Pereira, Paulo T., Afonso, A., Arcanjo, M. e Santos, Jose C. G. (2009). *Economia e Finanças Públicas*, 3ª Edição, Escolar Editora, pp. 520 – 542.

Phillips, Peter C.B., Hansen, Bruce E. (1990). Statistical interference in instrumental variable regression with I (Aghion et al., 1999) process. *Rev. Econ. Stud.* 57, pp. 99–125.

Phillips, Peter C.B., Hansen, Bruce E. (1995). Fully modified least squares and vector autoregression. *Econometrica* 63 (5), pp. 1023–1078.

Rebelo, Sergio T. (1991). Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth, *Journal of Political Economy*, 99(3), 500–521.

Romer, Paul M. (1987). Crazy Explanations for the Productivity Slowdown. In NBER, 1994, *Macroeconomics Annual*. Edited by Stanley Fisher. Cambridge, Mass. MIT Press.

ROMER, Paul M. (1990). Endogenous Technological change. *The journal of Political Economy*, The university of Chicago Press, v. 98, p.S71- S102.

Romer, Paul M. (1994). The Origins of Endogenous Growth, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, No. 1 (Winter), pp. 3-22.

Saikkonen, Pentti (1992). “Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation,” *Econometric Theory*, 8, 1-27.

Sargent, T. J. e Wallace N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, volume 5, No 3.

Spaventa, L. (1987). The Growth of Public Debt, *IMF Staff Papers*, No 34, Vol 2, pp. 374 – 399.

Stock JH, Yogo M. (2005). Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, ed. Andrews DW, Stock JH, pp. 80–108. Cambridge University Press.

Stock, James H., Watson, Mark (1993). A simple estimation of cointegrating vectors in higher order integrated system. *Econometrica* 61, 783–820, (1993).

Tabak, Benjamin M. ; Moreira, Tito B. S. ; Fazio, D. M. ; Cavalcanti, A. L. C. ; Cunha, G. H. M. (2016). Monetary Expansion and the Banking Lending Channel. *Plos One*, v. 11.

Tiryaki, G. F.; Gavazza, I. O.; Andrade, C. M.; Mota, A. L. (2017). Ciclos de crédito, inadimplência e as flutuações econômicas no Brasil. *Revista de Economia Contemporânea*, Vol. 21, No. 1, pp. 1-33, jan-abr.

Apêndice
Tabela 3A: Variável dependente (SP_CICLO) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	-0,011837	0,007184	-1,647808	0,1000
SP_CICLO (-1)	0,983706	0,023247	42,31601	< 0,0001
DIV_T_FED_CICLO	0,023728	0,004986	4,758529	< 0,0001
Estatísticas				
Estatística J = 27,85	Prob. Estatística J = 0,112	R2 Ajustado = 0,707		
Valor crítico Stock-Yogo (5%) = 20.60				
Estatística F Cragg-Donald = 38.64				
Instrumentos				
Sp, sp(-1to-5), div_est_m(-1to-2), div_t_fed(-1to-2), horas_trab credito(-1to-2), @trend, div_int_f(-1to-3), div_t_fed_ciclo(-1to-5).				

Nota 1: SP CICLO = Ciclo do superávit primário (%PIB); DIV_T_FED_CICLO = Dívida Total Gov, Federal e Bacen – Líquida (%PIB)

Tabela 4A: Variável dependente (TX_PIB_REAL) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	0.051842	0.013991	3.705506	0.0002
TX_PIB_REAL (-1)	0.778244	0.057390	13.56065	< 0.0001
TX_FBCF	0.009664	0.003019	3.200763	0.0014
TX_HORAS_TRAB	0.023546	0.011185	2.105156	0.0357
SP_CICLO	0.042956	0.021126	2.033339	0.0425
CRÉDITO_REAL_CICLO (-8)	0.005916	0.002261	2.616625	0.0091

Nota 1: R2 Ajustado = 0,464, Nota 2: TX PIB Real = Taxa de crescimento do PIB real; TX_FBCF= Variação real da formação bruta de capital fixo (%); TX HORAS TRAB=Variação das horas trabalhadas da indústria; SP CICLO = Ciclo do superávit primário (%PIB); CRÉDITO_REAL_CICLO=Ciclo das operações de credito real.

Tabela 5A: Variável dependente (DIV_T_FED_CICLO) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	0.009678	0.026860	0.360308	0.7188
DIV_T_FED_CICLO (-1)	0.857071	0.015361	55.79592	< 0.0001
SP_CICLO	-0.334893	0.055840	-5.997339	< 0.0001
(r - y) _CICLO	0.204952	0.069145	2.964082	0.0032
Estatísticas				
Estatística J = 16,335	Prob. Estatística J = 0,176	R2 Ajustado = 0,766		
Valor crítico Stock-Yogo (5%) = 18,73				

Estatística F Cragg-Donald = 25.877
Instrumentos
div_t_fed(-1to-3); sp(-1to-3); r_y(-1to-3); @trend; @trend*div_t_fed, r_y_ciclo(-1); div_t_fed_ciclo (-2); credito_ciclo; tx_pib_real

Nota 1: DIV_T_FED_CICLO = Dívida Total Gov, Federal e Bacen – Líquida (% PIB); SP CICLO = Ciclo do superávit primário (% PIB); (r – y) _CICLO = Ciclo da diferença entre taxa de juros real e taxa de crescimento do PIB real.

Tabela 6A: Variável dependente (TX_PIB_Real) – Período 1996:03 a 2020:06

Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	0.100456	0.027206	3.692354	0.0002
TX_PIB_Real (-1)	0.504155	0.057219	8.811020	< 0.0001
TX_FBCF	0.019062	0.004493	4.243044	< 0.0001
TX_HORAS_TRAB (-1)	0.157288	0.039389	3.993203	0.0001
CRÉDITO_REAL_CICLO (-8)	0.008186	0.004050	2.021266	0.0437
DIV_T_FED_CICLO	-0.057422	0.019656	-2.921414	0.0036

Nota 1: R2 Ajustado = 0.166, Nota 2: TX PIB Real = Taxa de crescimento do PIB real; TX_FBCF= Variação real da formação bruta de capital fixo (%); TX HORAS TRAB=Variação das horas trabalhadas da indústria; CRÉDITO_REAL_CICLO=Ciclo das operações de crédito real; DIV_T_FED_CICLO = Dívida Total Gov, Federal e Bacen – Líquida (% PIB).