

O efeito das incertezas em relação à dívida pública sobre os bancos: uma análise empírica para o setor bancário brasileiro**The effect of uncertainties regarding public debt on banks: an empirical analysis for the Brazilian banking sector**

DOI: 10.34140/bjbv2n3-068

Recebimento dos originais: 20/05//2020

Aceitação para publicação: 20/06/2020

Marcos Anísio Barbosa

Mestre em Economia e Gestão Empresarial pela Universidade Candido Mendes
Instituição: Gerente de Relacionamento no Banco do Brasil S/A
Endereço: R. Lélío Gama, 105, 29.o Andar – Centro – Rio de Janeiro, 20031-080
E-mail: marcos_obarbosa@yahoo.com.br

Paulo Henrique Lourenço Luna

Doutorando em Economia pela Universidade Federal Fluminense
Instituição: Universidade Federal Fluminense (UFF)
Endereço: R. Alexandre Moura, 8 - São Domingos, Niterói - RJ, 24210-200
E-mail: ph.matematica@yahoo.com.br

Roberta Montello Amaral

Doutora em Engenharia de Produção pela PUC-Rio
Instituição: Prof. Titular no UNIFESO e no MEGE/UCAM
Endereço: Av. Alberto Tôrres, 111 - Alto, Teresópolis - RJ - CEP 25964-004
E-mail: amaralroberta@yahoo.com.br e robertaamaral@unifeso.edu.br

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo verificar o efeito das incertezas (medidas pelo desacordo de expectativas) em relação à dívida pública sobre o setor bancário brasileiro. De modo a alcançar o objetivo do estudo, a análise compreende o período de novembro de 2001 a dezembro de 2016, e se baseia em estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM), pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2) e pelo método de vetores autoregressivos (VAR). Os resultados mostram que há evidências do impacto das incertezas em relação a dívida pública sobre a volatilidade do preço dos papéis dos bancos, sinalizando que o valor dos bancos envolvidos pode sofrer oscilações. Assim, a pesquisa apresenta um aspecto pouco explorado pela literatura, para o qual importantes implicações práticas podem ser levantadas.

Palavras-chave: desacordo de expectativas, incertezas, dívida pública, volatilidade, setor bancário.

ABSTRACT

This paper aims to verify the effect of uncertainties (measured by the disagreement of expectations) in relation to public debt on the Brazilian banking sector. In order to achieve the objective of the study, the analysis covers the period from November 2001 to December 2016, and is based on estimates made by ordinary least squares (OLS), by the generalized method of moments (GMM), by the generalized method of moments in two stages (GMM-2) and by the autoregressive vector method (VAR). The results show that there is evidence of the impact of uncertainties in relation to public debt

on the volatility of the price of banks' papers, signaling that the value of the companies involved may fluctuate. Thus, the research presents an aspect little explored in the literature, for which important practical implications can be raised.

Keywords: disagreement in expectations, uncertainties, public debt, volatility, banking sector.

1 INTRODUÇÃO

Em virtude de algumas tipicidades do setor bancário, é desafiador avaliar os bancos. Não é tarefa fácil diferenciar capital de terceiros e capital próprio quando se fala do setor bancário. Diferente das empresas não financeiras, dívidas para os bancos são a força motriz de geração de produtos, os quais são vendidos para obtenção adicional de lucro. Com pequenas variações, as autoridades reguladoras determinam que o capital total dos bancos seja apenas o capital próprio. Assim, os investimentos para crescimento futuro, via de regra, são tratados como despesas operacionais. Além disso, as demonstrações financeiras são pouco esclarecedoras, obstáculo este para se controlar as diferenças entre crescimento e risco (Damodaran, 2010).

Em relação aos efeitos de fatores macroeconomicos sobre os bancos, Chen et al. (1986) menciona o entendimento intuitivo da influência de fatores macroeconômicos sobre a precificação de ativos. Segundo eles, o retorno das ações sofre impacto de qualquer informação macroeconômica que influencia o entendimento dos investidores. Para Jagannathane Wang (1996), existe a possibilidade dos prêmios de risco dos papéis se alterarem com o tempo devido as influências macroeconomicas.

No tocante ao desacordo de expectativas, Mankiw et al. (2003), em um trabalho seminal, aponta que os agentes podem apresentar discordância em suas expectativas e, por conseguinte, diferir acerca do comportamento futuro de diferentes variáveis econômicas. Segundo Montes e Luna (2018), a literatura que aborda o desacordo nas expectativas tenta identificar quais são as fontes desses desacordos, suas consequências, como medi-los, e como vinculá-los com as incertezas macroeconômicas. Assim, diante da possibilidade de ocorrência de desacordo no processo de formação de expectativas em relação ao futuro de diversas variáveis macroeconômicas, alguns estudos têm buscado entender os impactos e os determinantes dessas divergências (e.g., Oliveira e Curi 2016; Montes et al., 2016; Ricco et al., 2016; Ehling et al., 2018; Montes e Luna, 2018; Montes e Acar, 2018; Montes e Ferreira, 2018; Luna e Montes, 2020; Luna, 2020; Luna e Barbosa, 2020).

Esta pesquisa levanta a hipótese de que as incertezas (medidas pelo desacordo de expectativas) em relação a dívida pública influencia a volatilidade das ações dos bancos. Assim, esta pesquisa tem como objetivo verificar se há indicativo de que isto ocorra. Adicionalmente, verificaremos se choques nas volatilidades das variáveis do estudo (por exemplo: risco país, câmbio, dívida pública, PIB)

impactam a volatilidade do setor bancário e, conseqüentemente, o que pode ocorrer com o *valuation* dos bancos envolvidos. Portanto, como a dívida pública afeta negativamente o mercado de capitais (Bacha e Chrisostomo, 2006), espera-se que as incertezas em relação a dívida pública aumente a volatilidade das ações do setor bancário brasileiro, diminuindo seu valor de mercado.

De modo a alcançar o objetivo do estudo, a análise compreende o período de novembro de 2001 a dezembro de 2016, e se baseia em estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM), pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2) e pelo método de vetores autoregressivos (VAR).¹ Os resultados mostram que há evidências da interferência do desacordo de expectativas em relação a dívida pública sobre a volatilidade do preço dos papéis dos bancos, sinalizando que o valor dos bancos envolvidos pode sofrer oscilações.

As demais partes deste trabalho estão organizadas da seguinte forma: a próxima seção apresenta a revisão de literatura; a seção três aborda o desacordo de expectativas; a seção quatro aborda os dados e a metodologia; a seção cinco apresenta a análise empírica e os resultados; a seção seis apresenta uma análise pelo método de vetores autoregressivos (VAR); a seção sete apresenta a análise de robustez; e a seção oito apresenta as conclusões do estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

No tocante a literatura sobre desacordo de expectativas para a dívida pública, ela se divide em trabalhos que buscam verificar seus determinantes (e.g., Montes e Luna, 2018), e trabalhos que buscam verificar seu impacto em fatores econômicos (e.g., Montes e Curi, 2017; Montes e Souza, 2018; Luna e Montes, 2020). No que se refere aos determinantes do desacordo de expectativas para a dívida pública, em uma análise para o Brasil, e com uma amostra que compreende o período de fevereiro de 2003 a dezembro de 2016, Montes e Luna (2018) mostram que a adoção de políticas fiscais discricionárias produz maior desacordo de expectativas formadas em relação à dívida pública, e que o efeito sobre a incerteza gerada em relação ao saldo orçamentário não pode ser negligenciado. Além disso, Montes e Luna (2018) sugerem que o uso de políticas fiscais discricionárias deve ser evitado pelo governo, uma vez que aumenta o desacordo de expectativas formadas para a dívida pública e para o saldo orçamentário, e, por conseguinte, amplia as incertezas relacionadas ao futuro dessas variáveis.

Em relação aos impactos econômicos gerados pelo desacordo de expectativas em relação a dívida pública, Montes e Curi (2017), por exemplo, analisam se existe impacto do desacorde de

¹ O período de análise foi definido pela disponibilidade dos dados.

expectativas em relação a dívida pública sobre o prêmio de risco de inflação na economia brasileira. Segundo eles, os achados apontam para efeitos positivos e estatisticamente significantes do desacordo de expectativas formadas para a dívida pública sobre o prêmio de risco. Ou seja, quando aumentam as incertezas relacionadas ao comportamento futuro da dívida pública, o prêmio de risco de inflação no Brasil torna-se maior.

Por sua vez, Montes e Souza (2018) analisam o efeito do desacordo de expectativas para a dívida pública sobre o risco soberano (medido pelos *Credit Default Swaps*), e se a credibilidade das autoridades fiscais tem o poder de mitigar o efeito da incerteza em relação à dívida sobre o risco soberano. Os resultados encontrados por eles, sugerem que o desacordo de expectativas em relação a dívida pública afeta o risco soberano, e a credibilidade das autoridades fiscais desempenha um duplo papel, reduzindo o risco soberano e mitigando o efeito da incerteza em relação a dívida pública sobre esse risco.

Em seu trabalho, Luna e Montes (2020) analisam o impacto da credibilidade fiscal e o efeito do desacordo nas expectativas para variáveis fiscais (dívida pública e superávit primário) sobre as incertezas em relação a taxa de câmbio brasileira. Os resultados encontrados por eles, indicam que: (1) um aumento nas incertezas em relação as variáveis fiscais provocam um aumento nos desacordos de expectativas para a taxa de câmbio brasileira e; (2) o comprometimento da autoridade fiscal com seus objetivos (ou seja, um aumento na credibilidade fiscal), exerce papel fundamental na redução do desacordo nas expectativas sobre a taxa de câmbio, gerando menos incertezas quanto ao comportamento futuro desta variável. Além disso, Luna e Montes (2020) sugerem que o aumento da credibilidade fiscal e a redução das incertezas em relação ao futuro das variáveis fiscais deve ser buscado pelo governo, uma vez que traz benefícios para o processo de formação de expectativas ao diminuir as incertezas relacionadas ao comportamento futuro da taxa de câmbio brasileira.

Este trabalho busca contribuir com a literatura que investiga os efeitos do desacordo de expectativas sobre a economia, uma vez que é o primeiro a avaliar o impacto do desacordo de expectativas em relação a dívida pública sobre volatilidade das ações dos bancos brasileiros. Mais ainda, verificaremos se choques nas volatilidades das variáveis do estudo (por exemplo: risco país, câmbio, dívida pública, PIB) impactam a volatilidade do setor bancário e, conseqüentemente, o que pode ocorrer com o *valuation* dos bancos envolvidas. Por fim, demonstraremos que o desacordo de expectativas em relação a dívida pública aumenta a volatilidade das ações do setor bancário brasileiro, diminuindo seu valor de mercado.

3 DESACORDO DE EXPECTATIVAS

Para a construção da variável de desacordo (*DISAG_DEBT*) seguimos a mesma metodologia de Montes et al. (2016), Oliveira e Curi (2016), Montes e Luna (2018) e Luna e Montes (2020). Como o Banco Central do Brasil (BCB), por meio do chamado “Boletim Focus”,² divulga as previsões para o ano atual e para os próximos quatro anos, a série de desacordo de expectativas para a dívida pública é construída para os horizontes de tempo fixo de 12, 24, 36 e 48 meses. Para melhor compreender sua construção, temos a seguinte notação: t é o instante de tempo em que a projeção é feita,³ i identifica o agente que calcula a previsão ($i \in I$, onde I é o conjunto de agentes pesquisados), a variável X (a qual será a dívida pública (*DEBT*)) é a variável a ser prevista, e $E_{i,t}X^{a+j}$ representa a projeção que o i -ésimo agente calculou no instante t sobre o valor que a dívida pública atingirá ao final do ano $a+j$.⁴ A média da distribuição das expectativas calculada pelos agentes I no tempo t sobre o valor que *DEBT* terá ao final do ano $a+j$ é dada por $E_t X^{a+j} = 1/I \sum E_{i,t} X^{a+j}$. Por sua vez, $E_t^{\min} X^{a+j} = \min (E_{i,t} X^{a+j}, i \in I)$ é o valor mínimo da distribuição, enquanto que $E_t^{\max} X^{a+j} = \max (E_{i,t} X^{a+j}, i \in I)$ representa o valor máximo. O intervalo da distribuição, e que será utilizado ao longo deste trabalho, é definido por:

$$DISAG_X_t^{a+j} = E_t^{\max} X^{a+j} - E_t^{\min} X^{a+j} \quad (1)$$

Previsões como $E_{i,t} X^{a+j}$ são conhecidas como eventos fixos porque o horizonte de previsão varia com a passagem do tempo. De fato, o período prospectivo das previsões feitas em t para o valor que a variável X tomará no final do ano $a+j$ decresce à medida que t progride para a , ano em que as expectativas são feitas. Esse padrão de horizontes de previsão decrescentes à medida que t avança ao longo do ano traz um comportamento sazonal em medidas de desacordo baseadas em previsões de eventos fixos, uma vez que a dispersão das expectativas tende a diminuir à medida que o horizonte de previsão se encolhe.⁵

²O Boletim Focus apresenta os resultados da pesquisa de expectativas de mercado, um levantamento diário de previsões de cerca de 120 bancos, gestores de ativos e outras instituições para a economia brasileira. O sistema calcula amostras estatísticas a partir dos dados recolhidos em tempo real, permitindo assim a geração de relatórios diários.

³O instante é caracterizado por uma data específica, a saber, um dia “ d ”, um mês “ m ” e um ano “ a ”.

⁴ $j = 0$ é o ano corrente; $j = 1$ é o ano imediatamente após o ano corrente; $j = 2$ representa dois anos após o ano corrente; $j = 3$ são três anos após o ano corrente; $j = 4$ são quatro anos após o ano corrente.

⁵Esta questão pode ser compreendida pelo seguinte exemplo: Suponha que o agente, em março de 2015, compute sua expectativa sobre o valor da dívida ao final de 2015. Neste caso podemos dizer que o horizonte de previsão é de 10 meses, pois os outros 2 meses já se passaram e com isso a dívida é conhecida em ambos os meses. Pela mesma lógica, quando um agente que realiza sua previsão sobre o valor da dívida em setembro de 2015 para o final daquele mesmo ano, o horizonte de previsão cai para 4 meses. Este padrão de redução do horizonte de previsão à medida que t avança ao longo do ano traz um comportamento sazonal em medidas de desacordo baseadas em eventos fixos, pois a dispersão tende a decrescer à medida que o horizonte de previsão encolhe.

De modo a evitar o comportamento sazonal inerente às medidas de desacordo com base em previsões de eventos fixos, a maioria dos artigos na literatura recorre a previsões de horizonte fixo, em que o horizonte de previsão não varia com o passar do tempo (por exemplo, Mankiw et al., 2003, Patton e Timmermann, 2010, Dovern et al., 2012). Conforme proposto em Dovern et al. (2012), a conversão de previsões de eventos fixos em horizonte fixo é realizada aplicando a seguinte fórmula dada pela equação (2):

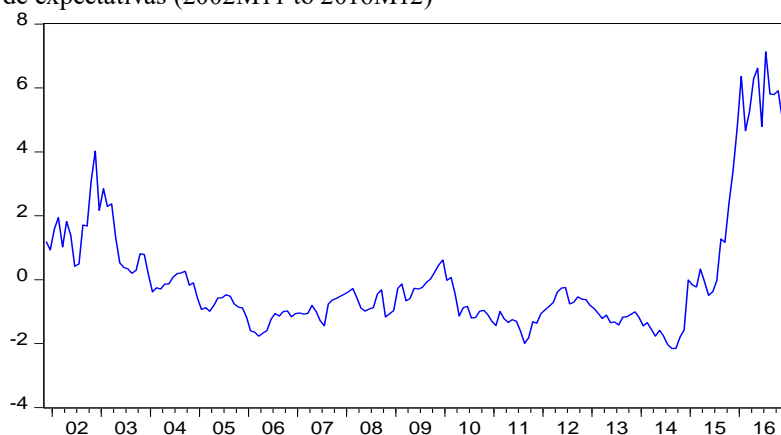
$$E_t X^{12(j+1)} = \frac{12-(m-1)}{12} E_t X^{a+j} + \frac{m-1}{12} E_t X^{a+j+1}, j = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (2)$$

Em que, m representa o mês em que a previsão foi realizada e $E_t X^{12(j+1)}$ representa a média das expectativas dos agentes sobre o valor que a dívida pública (*DEBT*) terá no final dos próximos meses. A mesma fórmula é usada para interpolar projeções mínimas e máximas, que são inseridas nela para calcular os valores do intervalo. Ao final do processo, derivamos uma estrutura a termo do desacordo das expectativas, composta pelos “vértices” $D_t X^{12}$, $D_t X^{24}$, ..., etc. Como o BCB divulga as previsões para o ano atual e os próximos quatro, a fórmula acima pode ser aplicada tomando $j = 0, 1, 2, 3, 4$. Portanto, podemos sempre interpolar as previsões para os horizontes de tempo fixo de 12, 24, 36 e 48 meses. O procedimento descrito acima é realizado diariamente, permitindo-nos derivar estruturas a termo de desacordo para cada dia útil. As séries temporais compreendidas pelas observações diárias são convertidas para a frequência mensal calculando as médias mensais.

Assim, as séries obtidas são: desacordo de expectativas em relação a dívida pública para os próximos 12 meses ($DISAG_DEBT_t^{12}$), 24 meses ($DISAG_DEBT_t^{24}$), 36 meses ($DISAG_DEBT_t^{36}$), e 48 meses ($DISAG_DEBT_t^{48}$). Como em Montes et al. (2016), Oliveira e Curi (2016), Montes e Luna (2018) e Luna e Montes (2020), realizamos uma análise de componentes principais e extraímos a primeira componente principal das quatro séries temporais. Este componente é uma *proxy* para a sua tendência comum. Esta técnica permite filtrar os saltos erráticos em uma determinada medida de desacordo que não se refletem sobre os outros. Tais movimentos podem ser considerados como outliers, e portanto deveriam ser ignorados. Assim, obtemos a série do *nível geral de desacordo de expectativas para a dívida pública* ($DISAG_DEBT$) a qual utilizamos em nossas análises.

A figura 1 apresenta o gráfico da variável $DISAG_DEBT$, podemos observar um aumento no desacordo de expectativas para a dívida pública em meados de 2014 com uma queda em meados de 2016. Período este que coincide com o agravamento da crise fiscal brasileira.

Figura 1 – Desacordo de expectativas (2002M11 to 2016M12)



Fonte: Gráfico elaborado pelos autores

4 DADOS E METODOLOGIA

De modo a verificar o efeito das incertezas em relação a dívida pública (*disag_dl*) sobre a volatilidade dos bancos (*vol_bancos*), estimamos o modelo expresso pela equação (3). A escolha das variáveis de controle que compõem o modelo segue os trabalhos que buscam estimar os determinantes das volatilidades dos bancos (e.g. Chen et al. 1986; Jagannathane Wang. 1996). Assim, as variáveis de controle utilizadas são: volatilidade do câmbio (*vol_câmbio*); volatilidade da Nasdaq (*vol_nasdaq*); Risco-Brasil (*risco_país*), dívida pública (*dívida*); e, o Produto Interno Bruto (*pib_leg2*). A descrição das variáveis encontram-se na tabela A.1 do apêndice.

Uma primeira condição a ser analisada antes de aplicar a análise econométrica é verificar se as séries são estacionárias. Portanto, foram aplicados os testes ADF, PP e KPSS (Ver tabela A.2 do apêndice). Com base nos testes, é possível perceber que, exceto as variáveis *dívida* e *PIB* que são I (1), todas as demais variáveis são I (0). Assim, a variável *dívida* e *PIB* são utilizadas em primeira diferença ($d(dívida)$ e $d(pib_leg2)$) no modelo. Assim, a especificação da equação(3) é:

$$Vol_bancos = \beta_0 + \beta_1 vol_cambio_t + \beta_2 vol_nasdaq_t + \beta_3 risco_país_t + \beta_4 d(dívida)_t + \beta_5 d(pib_leg2)_t + \beta_6 disag_dl_t + \varepsilon_t(3)$$

Em que, ε_t é o erro aleatório.

Como em Luna (2020), as estimativas para a equação (3) são feitas por mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2). A justificativa para a utilização do GMM se deve a existência de endogeneidade e para captar não-linearidades (Wooldridge, 2001; Hall, 2015). Além disso, o

GMM apresenta estimadores robustos mesmo na presença de autocorrelação serial e heteroscedasticidade de forma desconhecida, ou não-linearidade, o que é típico em modelos de séries temporais macroeconômicas (Hansen, 1982). Seguimos a metodologia de Johnston (1984) para selecionar os instrumentos nas estimativas por GMM, ou seja, os instrumentos foram datados do período $t - 1$ ou anteriores para assegurar a exogeneidade. Cragg (1983) aponta que a sobre identificação tem um papel importante na seleção de variáveis instrumentais. Assim, o teste J padrão foi feito com o objetivo de verificar essa propriedade para a validade das restrições de sobre identificação (a estatística J indica se é satisfeita a condição de ortogonalidade). A fim de eliminar qualquer possibilidade de distorção nos resultados, a relação entre o número de instrumentos e o número de observações é relatada. Além disso, realizamos o teste de Durbin-Wu-Hausman (D-W-H) para analisar a endogeneidade dos regressores das equações estimadas por GMM (Durbin, 1954; Wu, 1973; Hausman, 1978).

5 RESULTADOS

A tabela 1 apresenta as estimativas para a equação (3) pelos métodos de mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2). Os resultados obtidos apontam coeficientes positivos e estatisticamente significantes para o efeito do desacordo de expectativas em relação a dívida pública sobre a volatilidade dos papéis dos bancos. Portanto, um aumento nas incertezas em relação a dívida provoca maior volatilidade nos preços dos papéis do setor bancário brasileiro. Por sua vez, os resultados obtidos apontam coeficientes positivos e estatisticamente significantes para o efeito da volatilidade do câmbio sobre a volatilidade dos bancos, indicando que um aumento nas incertezas em relação a taxa de câmbio aumenta a volatilidade dos preços dos papéis dos bancos brasileiros. Em relação aos coeficientes estimados para a variável VOL_NASDAQ, podemos observar que todos são positivos e estatisticamente significativos, apontando que uma maior volatilidade neste indicador aumenta a volatilidade nos preços dos papéis do setor bancário brasileiro. No que se refere ao risco país, os resultados obtidos pelos três métodos apontam coeficientes negativos e estatisticamente significantes. Assim, os achados da tabela 1 sugerem que o aumento no risco país reduz a volatilidade das ações dos bancos por força da diminuição do volume de negócios, dado que o preço do papel fica menos atrativo. No tocante a dívida pública e o PIB, podemos perceber que um aumento na dívida aumenta a volatilidade das ações dos bancos e o aumento (redução) do PIB não tem efeito sobre essa volatilidade.

Tabela 1 – Estimativas por OLS, GMM e GMM-2 (Variável dependente: VOL_BANCOS)

Estimador	OLS	GMM	GMM-2
C	0.955134*** (0.284840) [3.353229]	0.935865*** (0.208637) [4.485619]	0.946677* (0.498231) [1.900078]
VOL_CAMBIO	26.35591*** (7.011734) [3.758829]	22.81831*** (8.511608) [2.680845]	25.20784* (14.73766) [1.710436]
VOL_NASDAQ	2.10E-05*** (5.97E-06) [3.525684]	2.04E-05*** (4.91E-06) [4.165441]	1.84E-05** (1.11E-05) [1.656320]
RISCO_PAIS	-0.002273*** (0.000540) [-4.208124]	-0.002366*** (0.000376) [-6.300530]	--0.002360*** (0.000881) [-2.677938]
D(DIVIDA)	2.38E-05*** (5.53E-06) [4.309989]	2.50E-05** (1.08E-05) [2.324774]	2.67E-05** (1.15E-05) [2.316849]
D(PIB_LEG2)	-3.92E-05 (2.49E-05) [-1.574955]	-2.84E-05 (1.95E-05) [-1.458214]	-5.50E-06 (4.14E-05) [-0.132782]
DISAG_DL	0.215906** (0.099058) [2.179596]	0.215257*** (0.081451) [2.642773]	0.220770** (0.108326) [2.038014]
Adj. R2	0.316	0.325	0.321
F-statistic	14.731		
Prob (F-statistic)	0.000		
J-statistic		20.355	18.574
Prob (J-statistic)		0.774	0.911
D-W-H test		2.286	2.308
Prob (D-W-H)		0.835	0.960
No. Instr./No. Obs		0.20	0.22

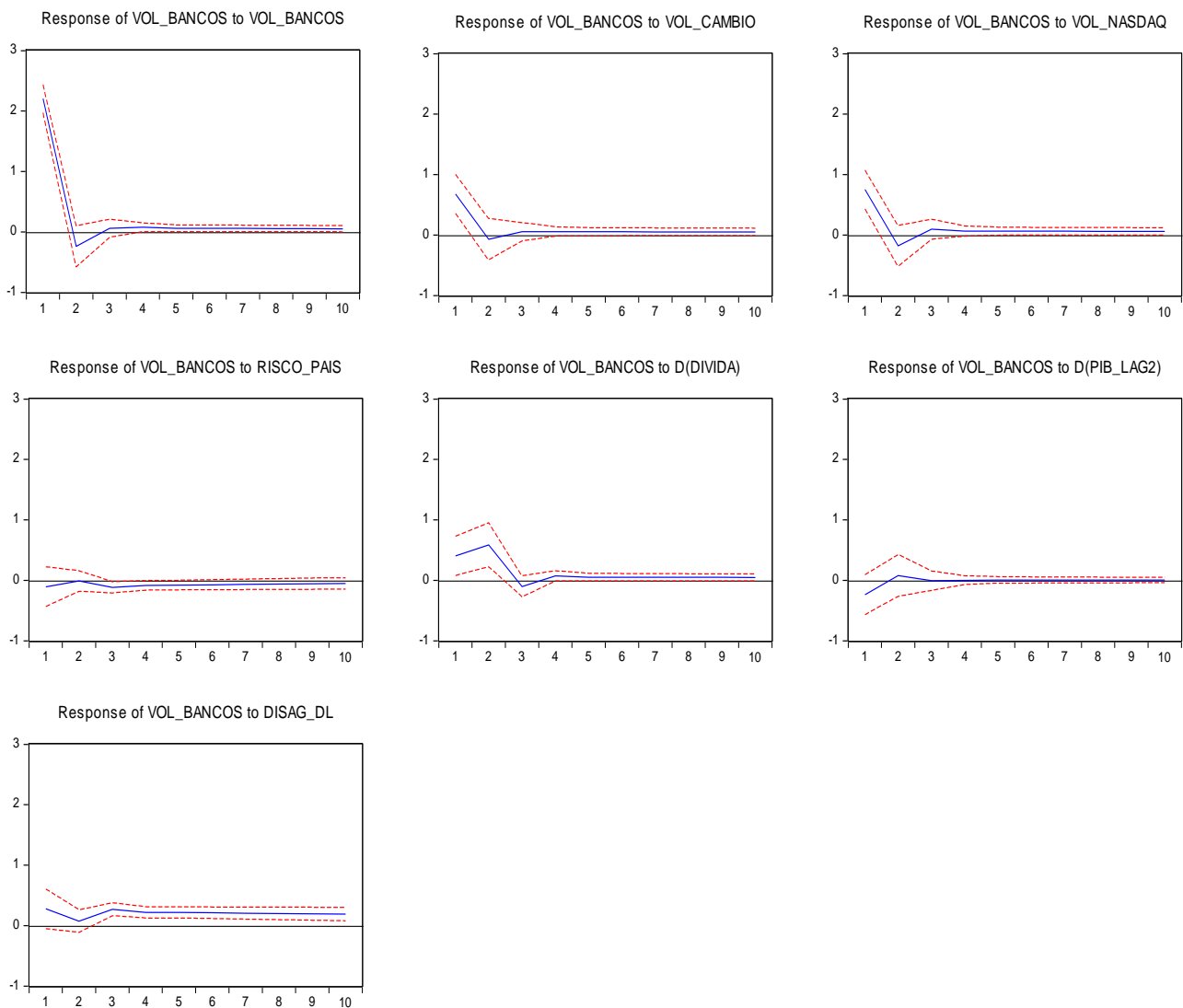
Fonte: tabela elaborada pelos autores. Nota: Níveis de Significância Marginal: *** denota 0,01, ** denota 0,05 e * denota 10%. Os erros padrão estão entre parênteses e o t estatístico entre colchetes. Prob (F-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-F. Prob (J-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-J. O teste D-W-H é o teste de Durbin-Wu-Hausman (diferença nas estatísticas J) e a hipótese nula é a de que os regressores são exógenos. Prob (D-W-H) relata o respectivo p-valor do teste D-W-H.

6 ANÁLISE POR VAR

A fim de observar o comportamento das relações de forma dinâmica, realizamos uma análise vetorial autorregressiva (VAR). De um modo geral, a análise dinâmica do VAR é feita por meio das funções de resposta ao impulso porque permite a avaliação do impulso em variáveis-chave causadas por choques (ou inovações) provocados por variáveis residuais ao longo do tempo (Sims, 1980). O método convencional aplica “suposição de ortogonalidade” e, portanto, o resultado pode depender da ordenação de variáveis no VAR (Lutkenpohl, 1991). Entretanto, os trabalhos de Koop et al. (1996) e Pesaran e Shin (1998) desenvolvem a ideia da função de resposta ao impulso generalizada (GIR) como forma de eliminar o problema do ordenamento de variáveis no VAR. Assim, utilizamos em nosso estudo a função de resposta ao impulso generalizada e não ordenamos as variáveis-chave. A

ordem de defasagem do VAR foi determinada usando o critério de informação de Hannan-Quinn (HQ), Akaike (AIC) e Schwarz (SC). Com base nos critérios de informação, a ordem de atraso do VAR é 1 (ver tabela A.3 no apêndice). Além disso, todas as raízes do VAR respeitam a condição de estabilidade (veja a figura A.1 no apêndice). Os resultados obtidos apontam que um aumento nas incertezas em relação a dívida pública provoca maior volatilidade nos preços dos papes do setor bancáriobrasileiro. No que se refere as variáveis de controle, os resultados corroboram os achados previamente apresentados na tabela 1.

Figura 2 - Gráficos de Impulso Resposta (VOL_BANCOS)
Response to Generalized One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Fonte: Gráficos elaborados pelos autores

7 ANALISE DE ROBUSTEZ

De modo a verificar a robustez dos resultados, dividimos o setor bancário brasileiro em bancos públicos e privados. Assim, podemos verificar se os resultados apresentados na tabela 1 se mantêm sobre o setor bancário privado e o setor de bancos públicos.

7.1 BANCOS PÚBLICOS

A tabela 2 apresenta as estimativas para a equação (3) pelos métodos de mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2). Os resultados obtidos apontam coeficientes positivos e estatisticamente significantes para o efeito do desacordo de expectativas em relação a dívida pública sobre a volatilidade dos papéis dos bancos públicos. Portanto, um aumento nas incertezas em relação a dívida provoca maior volatilidade nos preços dos papes do setor bancário público brasileiro. Em relação aos achados para o PIB, podemos verificar que encontramos significância estatística por GMM. Este resultado indica que um aumento no PIB reduz a volatilidade nos preços dos papéis dos bancos públicos. No que se refere as demais variáveis de controle, os resultados corroboram os achados previamente apresentados na tabela 1.

Tabela 2 – Estimativas por OLS, GMM E GMM-2 (Variável dependente: VOL_BANCOS_PÚBLICOS)

Estimador	OLS	GMM	GMM-2
C	2.027516*** (0.394176) [5.143678]	2.035319*** (0.428277) [4.752343]	1.683932** (0.822885) [2.046375]
VOL_CÂMBIO	44.42586*** (9.703199) [4.578475]	47.25872*** (9.851524) [4.797098]	37.79730* (22.07644) [1.712110]
VOL_NASDAQ	2.19E-05*** (8.26E-06) [2.657975]	1.78E-05* (1.00E-05) [1.775734]	2.80E-05 (2.39E-05) [1.173742]
RISCO_PAÍS	-0.003935*** (0.000747) [-5.265139]	-0.004646*** (0.000765) [-6.073743]	-0.003767*** (0.001066) [-3.532564]
D(DÍVIDA)	2.57E-05*** (7.65E-06) [3.361330]	4.28E-05*** (1.14E-05) [3.757695]	3.42E-05* (2.06E-05) [1.662383]
D(PIB_LEG2)	-2.83E-05 (3.44E-05) [-0.821675]	-0.000100** (4.47E-05) [-2.235466]	-1.91E-05 (0.000109) [-0.174657]
DISAG_DL	0.379516*** (0.137081) [2.768550]	0.371637*** (0.116650) [3.185924]	0.396246* (0.235814) [1.680331]
Adj. R2	0.305	0.316	0.328
F-statistic	14.008		
Prob (F-statistic)	0.000		
J-statistic		19.423	19.463
Prob (J-statistic)		0.854	0.727
D-W-H test		2.396	2.376
Prob (D-W-H)		0.961	0.997
No. Instr./No. Obs		0.21	0.19

Fonte: tabela elaborada pelos autores. Nota: Níveis de Significância Marginal: *** denota 0,01, ** denota 0,05 e * denota 10%. Os erros padrão estão entre parênteses e o t estatístico entre colchetes. Prob (F-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-F. Prob (J-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-J. O teste D-W-H é o teste de Durbin-Wu-Hausman (diferença nas estatísticas J) e a hipótese nula é a de que os regressores são exógenos. Prob (D-W-H) relata o respectivo p-valor do teste D-W-H.

7.2 BANCOS PRIVADOS

A tabela 3 apresenta as estimativas para a equação (3) pelos métodos de mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2). Os resultados obtidos apontam coeficientes positivos e estatisticamente significantes para o efeito do desacordo de expectativas em relação a dívida pública sobre a volatilidade dos papéis dos bancos privados. Portanto, um aumento nas incertezas em relação a dívida provoca maior volatilidade nos preços dos papes do setor bancário privado brasileiro. Em relação aos achados para o PIB, podemos verificar que encontramos significância estatística por OLS e GMM. Este resultado indica que um aumento no PIB reduz a volatilidade nos preços dos papéis dos bancos privados. No que se refere as demais variáveis de controle, os resultados corroboram os achados previamente apresentados na tabela 1.

Tabela 3 – Estimativas por OLS, GMM E GMM-2 (Variável dependente: VOL_BANCOS_PRIVADOS)

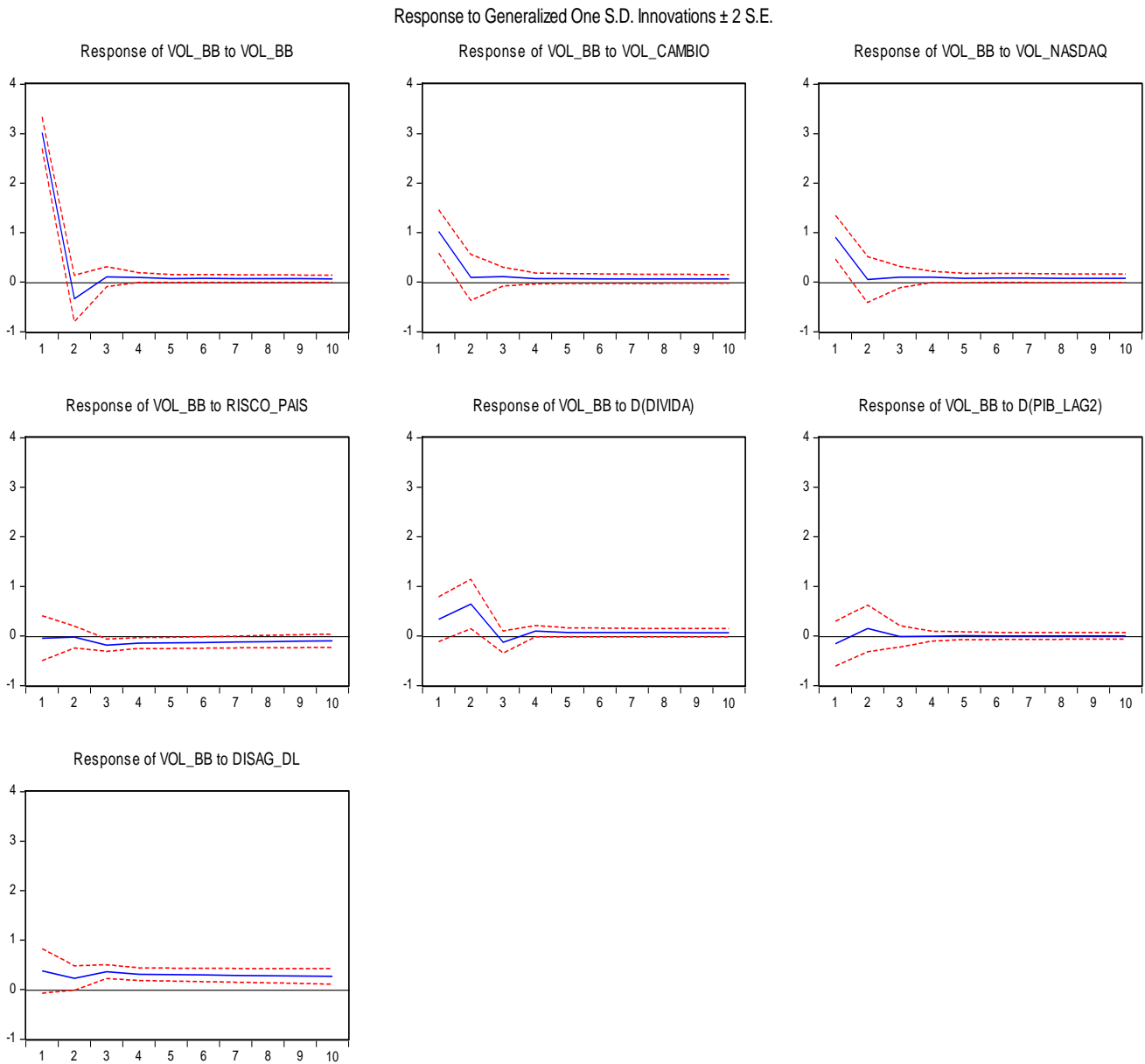
Estimador	OLS	GMM	GMM-2
C	0.829687*** (0.267485) [3.101810]	0.812928*** (0.167590) [4.850697]	0.672815** (0.308007) [2.184415]
VOL_CÂMBIO	23.05217*** (6.584513) [3.500968]	21.94397*** (6.965522) [3.150370]	15.15934* (8.844564) [1.713973]
VOL_NASDAQ	2.08E-05*** (5.60E-06) [3.711618]	1.61E-05*** (5.54E-06) [2.902534]	2.11E-05** (9.32E-06) [2.269034]
RISCO_PAÍS	-0.002017*** (0.000507) [-3.977845]	-0.002096*** (0.000338) [-6.208638]	-0.001521*** (0.000549) [-2.772109]
D(DÍVIDA)	2.41E-05*** (5.19E-06) [4.634386]	3.29E-05*** (8.78E-06) [3.743321]	2.51E-05** (1.20E-05) [2.093703]
D(PIB_LEG2)	-4.01E-05* (2.34E-05) [-1.718559]	-5.11E-05* (2.61E-05) [-1.959242]	-4.85E-05 (4.23E-05) [-1.144745]
DISAG_DL	0.177792* (0.093022) [1.911288]	0.140833*** (0.058389) [2.411954]	0.177239** (0.082542) [2.147261]
Adj. R2	0.318	0.311	0.309
F-statistic	14.864		
Prob (F-statistic)	0.000		
J-statistic		18.774	18.683
Prob (J-statistic)		0.846	0.881
D-W-H test		2.276	2.219
Prob (D-W-H)		0.971	0.811
No. Instr./No. Obs		0.20	0.20

Fonte: tabela elaborada pelos autores. Nota: Níveis de Significância Marginal: *** denota 0,01, ** denota 0,05 e * denota 10%. Os erros padrão estão entre parênteses e o t estatístico entre colchetes. Prob (F-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-F. Prob (J-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-J. O teste D-W-H é o teste de Durbin-Wu-Hausman (diferença nas estatísticas J) e a hipótese nula é a de que os regressores são exógenos. Prob (D-W-H) relata o respectivo p-valor do teste D-W-H.

7.3 ANÁLISE POR VAR PARA BANCOS PÚBLICOS E PRIVADOS

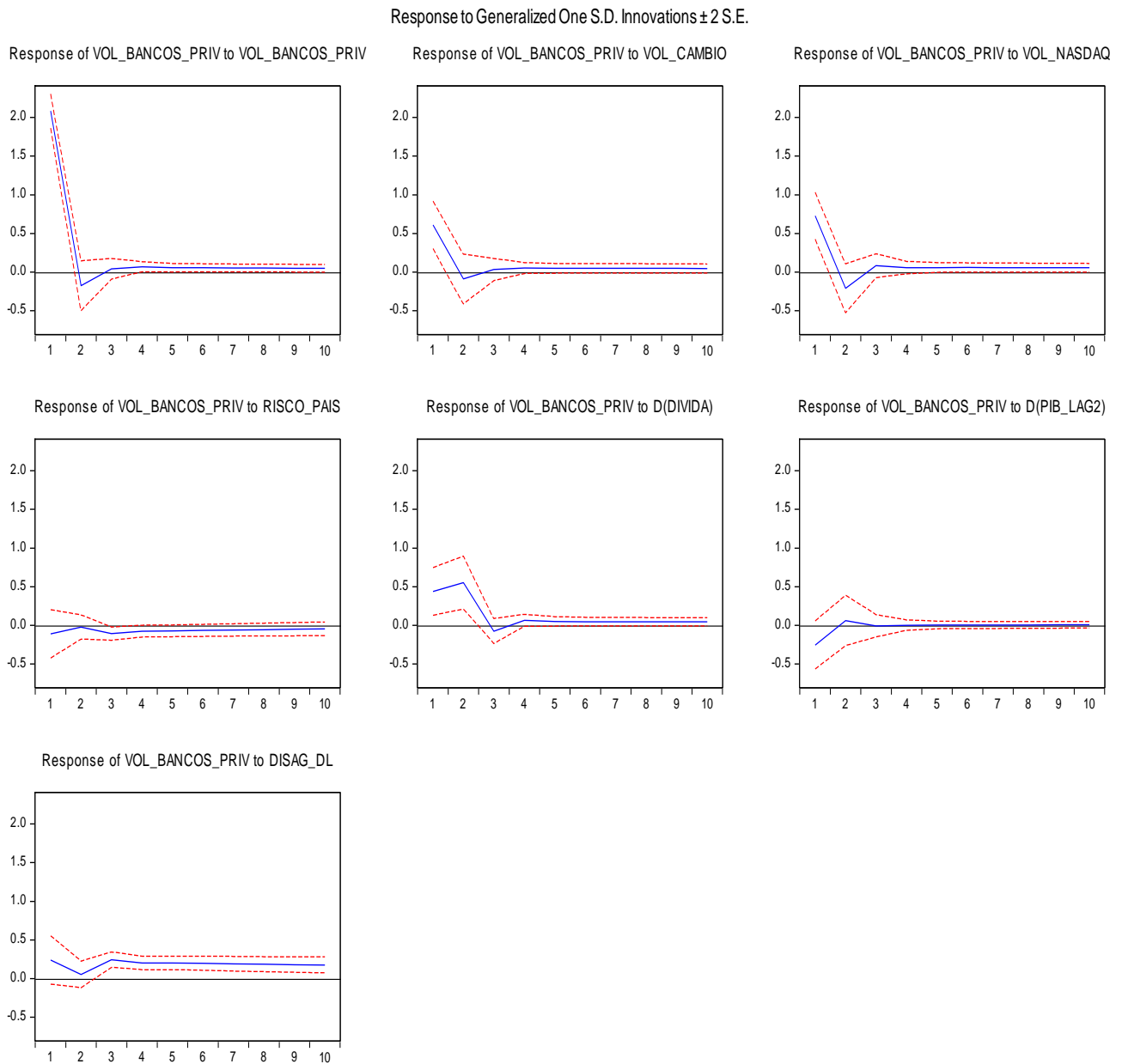
As figuras 3 e 4 apresentam a análise de resposta ao impulso para os bancos públicos e privados, respectivamente. Com base nos critérios de informação, a ordem de atraso do VAR para os bancos públicos é 1 (ver tabela A.4 no apêndice) e para os bancos privados também é 1 (ver tabela A.5 no apêndice). Além disso, todas as raízes do VAR respeitam a condição de estabilidade (veja a figura A.2 e A.3 no apêndice). Os resultados obtidos apontam que um aumento nas incertezas em relação a dívida pública provoca maior volatilidade nos preços dos papéis do setor bancário público e privado brasileiro. No que se refere às variáveis de controle, os resultados corroboram os achados previamente apresentados nas tabelas 2 e 3.

Figura 3 - Gráficos de Impulso Resposta (VOL_BANCOS_PÚBLICOS)



Fonte: Gráficos elaborados pelos autores

Figura 3 - Gráficos de Impulso Resposta (VOL_BANCOS_PRIVADOS)



Fonte: Gráficos elaborados pelos autores

8 CONCLUSÕES

Este artigo buscou contribuir com a literatura sobre incertezas e volatilidade ao analisar empiricamente uma relação ainda não explorada, cujas evidências trazem importantes implicações práticas em termos de orientações de política fiscal para uma economia em desenvolvimento e com metas de inflação. De modo a alcançar o objetivo do estudo, a análise compreendeu o período de novembro de 2001 a dezembro de 2016, e se baseou em estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM), pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2) e pelo método de vetores autoregressivos (VAR). Os resultados

mostram que há indícios do impacto das incertezas em relação a dívida pública sobre a volatilidade do preço dos papéis dos bancos, sinalizando que o valor das empresas envolvidas pode sofrer oscilações. Além disso, os resultados apontam para a seguinte recomendação de política: a redução das incertezas em relação a dívida pública deve ser buscada pelo governo, uma vez que traz benefícios para a redução da volatilidade nos preços dos papéis do setor bancário tanto público como privado brasileiro.

REFERÊNCIAS

- Bacha, E.L.; Chrysostomo, L.O (2006). Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação, alongamento. *ANBID*.
- Chen, N.; Roll, R.; Ross, S. (1986). Economic forces and the stockmarket. *Journal of Business*, 59,383-403.
- Cragg, J.G. (1983). More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. *Econometrica*, 51 (3), 751-763.
- Damodaran, A. (2012). Valuation – Como Avaliar Empresas e Escolher as Melhores Ações. LTC Editora.
- Dovern, J., Fritsche, U., Slacalek, J. (2012). Disagreement among forecasters in G7 Countries. *The Review of Economics and Statistics*,94(4), 1081-1096.
- Durbin, J. (1954). Errors in variables. *Int. Stat. Inst.*, 22, 23–32.
- Ehling, P., Gallmeyer, M., Heyerdahl-Larsen, C., Illeditsch, P. (2018). Disagreement about inflation and the yield curve, *Journal of Financial Economics*, 128 (3), 459-484.
- Hall, A. R. (2015). Econometricians have their moments: GMM at 32. *Economic Record*, 91 (S1), 1-24.
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50, 1029–1054.
- Hausman, J.A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46, 1251–1271.
- Jagannathan, R.; Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, 51, 3-53.
- Johnston, J. (1984). *Econometric Methods*. 3rd ed., Singapore: *McGraw-Hill Book Co.*
- Koop, G., Pesaran, M.H., Potter, S.M., (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74 (1), 119-147.
- Luna, P.H.L. (2020). O impacto do gasto discricionário do governo sobre o desacordo de expectativas para a taxa de câmbio: evidências empíricas para uma economia em desenvolvimento. *Brazilian Journal of Development*, 6 (4), 22531-22548.

- Luna, P. H. L.; Barbosa, M. A. (2020). Evidências empíricas do efeito da comunicação fiscal sobre as incertezas em relação à taxa de juros: uma análise para o Brasil. *Brazilian Applied Science Review*, 4 (4), 2578-2596.
- Luna, P. H. L., Montes, G. C. (2020). Effects of Fiscal Credibility and Disagreements about Fiscal Variables Expectations on Disagreement about Exchange Rate Expectations. *The empirical economics letters*, 19 (3), 227-236.
- Lutkenpohl, H., (1991). Introduction to multiple time series analysis, Springer, Berlin.
- Mankiw, N. G., Reis, R., Wolfers, J. (2003). Disagreement about inflation expectations. *NBER macroeconomics annual*, 18, 209-248.
- Montes, G. C., Acar, T. (2018). Fiscal credibility and disagreement in expectations about inflation: evidence for Brazil. *Economics Bulletin*, 38 (2), 826-843.
- Montes, G. C., Ferreira, C. F. (2018). Does monetary policy credibility mitigate the effects of uncertainty about exchange rate on uncertainties about both inflation and interest rate? *International Economics and Economic Policy*. <https://doi.org/10.1007/s10368-018-0419-5>
- Montes, G. C., Luna, P. H. (2018). Discretionary fiscal policy and disagreement in expectations about fiscal variables: empirical evidence from Brazil. *Economic Modelling*, 73, 100-116.
- Montes, G. C., Oliveira, L. V., Curi, A., Nicolay, R. T. F. (2016). Effects of transparency, monetary policy signalling and clarity of central bank communication on disagreement about inflation expectations. *Applied Economics*, 48 (7), 590-607.
- Montes, G.C., Curi, A. (2017). Disagreement in expectations about public debt, monetary policy credibility and inflation risk premium. *Journal of Economics and Business*, 93, 46-61.
- Montes, G.C., Souza, I.L. (2018). Sovereign default risk, debt uncertainty and fiscal credibility: the case of Brazil. *North American Journal of Economics and Finance*.
- Oliveira, L. V., Curi, A. (2016). Disagreement in expectations and the credibility of monetary authorities in the Brazilian inflation-targeting regime. *Economia*, 17 (1), 56-76.
- Patton, A.J., Timmermann, A. (2010). Why do forecasters disagree? Lessons from the term structure of cross-sectional dispersion. *Journal of Monetary Economics*, 57(7), 803-820.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58 (1), 17-29.
- Ricco, G., Callegari, G., Cimadomo, J. (2016). Signals from the government: Policy disagreement and the transmission of fiscal shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82, 107-118.
- Sims, C., (1980) Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48 (1), 1-48.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of econometrics*, 126 (1), 25-51.
- Wooldridge, J. M. (2001). Applications of generalized method of moments estimation. *The Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), 87-100.
- Wu, D.M. (1973). Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances. *Econometrica*, 41 (4), 733-750.

Apêndice

Tabela A.1 – Descrição das variáveis

Variável	Fonte e sinal esperado
Vol_bancos	Volatilidade da cotação: o quadrado da diferença da variável cotação. Cotação das ações do setor bancário elaborada a partir dos preços diários das ações do Banco do Brasil (BBAS3), Bradesco (BBDC3 ON e BBDC4 preferenciais) e Banco Itaú (ITUB3 ON e ITUB4 preferencias). Cotação é a média mensal das ações. Os papéis possuem o mesmo peso, 0,2 cada.
Vol_câmbio	Volatilidade da taxa de câmbio: o quadrado da diferença do câmbio. Taxa de câmbio é a livre da venda do dólar americano, média de período mensal. Disponível no sítio eletrônico do Bacen sob número 3698. Espera-se um sinal positivo para este coeficiente.
Vol_nasdaq	Volatilidade da Nasdaq: é o quadrado da diferença da variável Nasdaq. Nasdaq é o acrônimo de National Association of Securities Dealers Automated Quotations, do mercado de ações norte-americano. Disponível no sítio eletrônico do Bacen sob número 7847. Espera-se um sinal positivo para este coeficiente.
Embi – Risco País	O Risco País, em sua essência, é um adicional, um <i>spread</i> em relação à rentabilidade garantida pelo bônus do Tesouro dos Estados Unidos (títulos considerados de menor risco), em nosso caso via EMBI+ calculado pelo J.P. Morgan. Os nossos títulos que representam esta medida é o <i>C-Bond</i> , enquanto o dos norte-americanos é o <i>T-Bond</i> . Série disponível no sítio eletrônico do Ipea. Espera-se um sinal negativo para este coeficiente.
Dívida Pública	Dívida líquida do setor público, total do Governo Federal e Banco Central, série 2053, disponível no sítio eletrônico do Banco Central. Apresentada em primeira diferença. Espera-se um sinal positivo para este coeficiente.
PIB_lag2	Produto Interno Bruto, série 4380, disponível no sítio eletrônico do Banco Central. A série é deflacionada pelo IPCA – Índice de Preços ao Consumidor, medido pelo IBGE. Apresentada em primeira diferença, com duas defasagens em virtude da diferença entre o prazo de divulgação e o período a que se refere. Espera-se um sinal negativo para este coeficiente.
Disag_DL	Desacordo de expectativas formadas para a dívida pública: construída para os horizontes de tempo fixo de 12, 24, 36 e 48 meses. Dados disponíveis a partir do BCB por meio do chamado “Boletim Focus”. Espera-se um sinal positivo para este coeficiente.

Fonte: tabela elaborada pelos autores.

Tabela A.2 – Testes ADF, PP e KPSS para raiz unitária

Variáveis	Teste	ADF				PP				KPSS			
		eq.	Lag	t-stat	10%	eq.	Band	t-stat	10%	eq.	Band	t-stat	1%
VOL_BANCOS	Nível	I	0	-13.021	-2.575	I	8	-13.706	-2.575	I/T	4	0.166	0.216
	1ª diferença												
	2ª diferença												
VOL_CAMBIO	Nível	I	5	-2.884	-2.575	I	3	-9.505	-2.575	I	6	0.228	0.739
	1ª diferença												
	2ª diferença												
VOL_NASDAQ	Nível	I	2	-5.314	-2.575	I	7	-13.817	-2.575	I	7	0.736	0.739
	1ª diferença												
	2ª diferença												
RISCO_PAÍS	Nível	I	1	-2.664	-2.575	N	5	-1.955	-1.616	I	10	0.770	0.739
	1ª diferença									I	5	0.072	0.739
	2ª diferença												
DÍVIDA	Nível	I/T	0	3.839	-3.141	N	8	3.623	-1.616	I/T	10	0.152	0.216
	1ª diferença	I/T	0	-10.805	-3.141	I	8	-11.814	-2.575				
	2ª diferença	N	4	-10.782	-1.615								
PIB_LEG2	Nível	I	13	-1.595	-2.576	I/T	2	-2.938	-3.142	I/T	10	0.219	0.216
	1ª diferença	N	12	-1.718	-1.615	N	14	-18.083	-1.616	I	31	0.204	0.739
	2ª diferença												
DISAG_DL	Nível	N	0	-1.681	-1.616	N	6	-1.836	-1.616	I	10	0.259	0.739
	1ª diferença												
	2ª diferença												

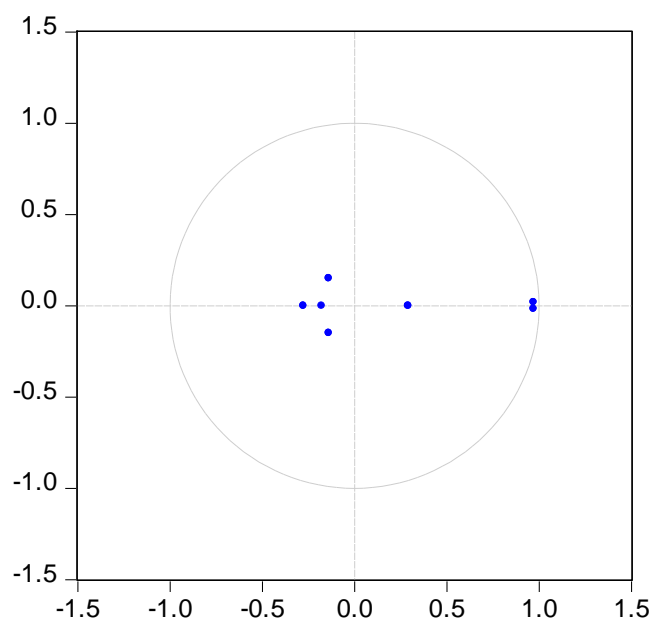
Fonte: tabela elaborada pelos autores. Nota: ADF - A escolha final das defasagens foi feita com base no critério de Schwarz. Testes PP e KPSS – A defasagem é escolhida pelo truncamento de defasagem por Bartlett kernel. “I” denota intercepto; “I/T” denota intercepto e tendência, e; “N” denota nada.

Tabela A.3 - Seleção da ordem de atraso do VAR (VOL_BANCOS)

Lag	Ordem de Defasagem do VAR					
	Com Constante			Sem Constante		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	103.665	103.812	103.7246			
1	96.74246	98.06527*	97.27920*	97.29039	98.46622*	97.76749
2	96.37128	98.86992	97.38512	96.76809	99.11974	97.72229
3	95.97894	99.6534	97.46988	96.22005	99.74753	97.65135
4	95.44278	100.2931	97.41082	95.64674	100.35	97.55514
5	95.22598	101.2521	97.67112	95.29281	101.1719	97.67832
6	94.5321	101.734	97.45434	94.60754	101.6625	97.47015*
7	94.17555*	102.5533	97.57489	94.29727*	102.5281	97.63697
8	94.25256	103.8062	98.129	94.43661	103.8432	98.25341

Fonte: tabela elaborada pelos autores. Nota: critério de informação de Akaike (AIC); critério de informação de Schwarz (SC); critério de informação de Hannan-Quinn (HQ).

Figura A.1 – Estabilidade do VAR (VOL_BANCOS)



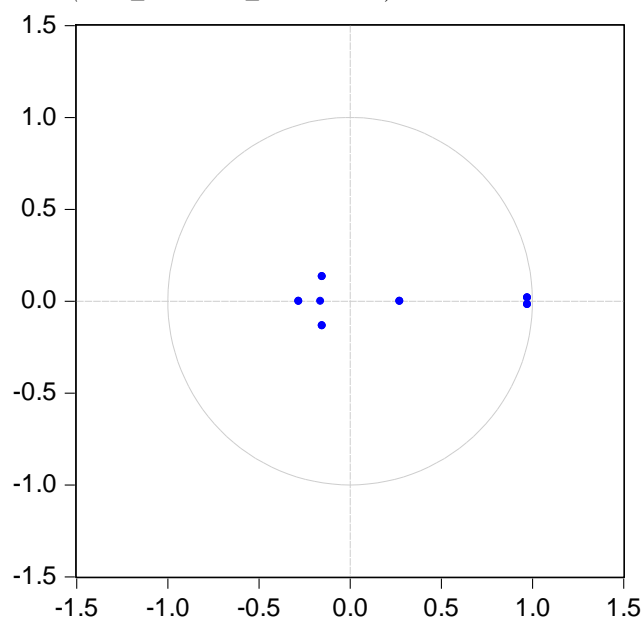
Fonte: Gráfico elaborado pelos autores

Tabela A.4 - Seleção da ordem de atraso do VAR (VOL_BANCOS_PÚBLICOS)

Ordem de Defasagem do VAR						
Lag	Com Constante			Sem Constante		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	84.77317	84.90177	84.82535			
1	78.3192	79.34805*	78.73666*	78.87913	79.77938*	79.24441
2	78.05036	79.97945	78.8331	78.45227	80.25276	79.18283
3	77.76289	80.59223	78.91092	78.02989	80.73062	79.12573*
4	77.66625	81.39583	79.17955	77.8571	81.45807	79.31822
5	77.53841	82.16823	79.41699	77.62048	82.12169	79.44688
6	76.97327	82.50333	79.21713	77.01944	82.4209	79.21112
7	76.74417*	83.17448	79.35332	76.84298*	83.14468	79.39994
8	76.82196	84.1525	79.79638	77.00673	84.20867	79.92897

Fonte: tabela elaborada pelos autores. Nota: critério de informação de Akaike (AIC); critério de informação de Schwarz (SC); critério de informação de Hannan-Quinn (HQ).

Figura A.2 – Estabilidade do VAR (VOL_BANCOS_PÚBLICOS)



Fonte: Gráfico elaborado pelos autores

Tabela A.5 - Seleção da ordem de atraso do VAR (VOL_BANCOS_PRIVADOS)

Ordem de Defasagem do VAR						
Lag	Com Constante			Sem Constante		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	84.00123	84.12983	84.05341			
1	77.45163	78.48048*	77.86909*	77.98308	78.88332*	78.34836
2	77.15284	79.08193	77.93558	77.55578	79.35627	78.28634
3	76.85875	79.68809	78.00678	77.12052	79.82125	78.21636*
4	76.65051	80.38008	78.16381	76.86154	80.46251	78.32266
5	76.52296	81.15278	78.40155	76.59696	81.09817	78.42336
6	76.04597	81.57603	78.28983	76.10623	81.50769	78.29792
7	75.79926*	82.22956	78.4084	75.92581*	82.22751	78.48277
8	75.87783	83.20837	78.85225	76.10456	83.3065	79.0268

Fonte: tabela elaborada pelos autores. Nota: critério de informação de Akaike (AIC); critério de informação de Schwarz (SC); critério de informação de Hannan-Quinn (HQ).

Figura A.3 – Estabilidade do VAR (VOL_BANCOS_PRIVADOS)