

Fragilidade Financeira e Volatilidade dos Ciclos Econômicos no Brasil Pós-Plano Real

Diego Nunes Teixeira¹
Gisele Ferreira Tiriyaki²
Carlos Eduardo Iwai Drummond³

Resumo

Fricções financeiras comprometem a eficiência com que sistema financeiro direciona recursos para o financiamento de gastos com consumo e com investimentos em bens de capital. Imperfeições no mercado financeiro elevam a volatilidade dos ciclos de econômicos, em razão de flutuações no prêmio de financiamento externo ou de mudanças no comportamento de risco dos agentes econômicos. Este artigo investiga se um aumento da fragilidade financeira compromete a estabilidade dos ciclos econômicos no Brasil. Utilizando dados mensais entre 1996 e 2018, um indicador de fragilidade financeira foi derivado com base no modelo de fator dinâmico e a estimação de modelos de vetores autorregressivos permitiu analisar o comportamento deste indicador nos ciclos econômicos. Os resultados indicam que um aumento na fragilidade financeira compromete o desempenho macroeconômico e revelam a importância da volatilidade cambial e do componente cíclico do nível de preços para as flutuações de curto prazo na atividade econômica no Brasil.

Palavras-Chave

Ciclos econômicos. Instabilidade financeira. Fragilidade.

Abstract

Financial frictions undermine the efficiency with which the financial system channels resources to fund consumption expenditures and fixed capital investment. Fluctuations in the external finance premium or changes in the risk behavior of economic agents may lead to increased business cycles volatility. This paper investigates whether greater financial fragility increases the short-run fluctuations in economic activity in Brazil. Using monthly data between 1996 and

-
- ¹ Pesquisador – Universidade Federal da Bahia (UFBA)
Endereço: Praça da Piedade, 06 – Salvador/BA – Brasil – CEP: 40070-010.
E-mail: diegont2@yahoo.com.br – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9945-7902>.
- ² Professora – Universidade Federal da Bahia (UFBA)
Endereço: Praça da Piedade, 06 – Salvador/BA – Brasil – CEP: 40070-010.
E-mail: gtiriyaki@ufba.br – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2608-5378>.
- ³ Professor – Universidade Estadual de Santa Cruz – Campus Soane Nazaré de Andrade Rodovia Jorge Amado, km 16 – Salobrinho – Brasil – CEP: 90040-000.
E-mail: ceidrumond@uesc.br – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2865-1804>.
Recebido: 06/12/2017. Aceite: 13/09/2019.
Editor Responsável: Dante Mendes Aldrighi



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição-Não Comercial 4.0 Internacional.

2018, this article applied a dynamic factor model to derive a financial system fragility indicator and estimated vector autoregressive models to evaluate this indicator's performance throughout the business cycles. The results indicate that greater financial fragility compromise the country's macroeconomic performance and reveal the importance of exchange-rate volatility and price level volatility to the short-run fluctuations in economic activity in Brazil.

Keywords

Business cycles. Financial instability. Fragility.

JEL Classification

E32. E44. E5.

1. Introdução

Desenvolvimentos recentes da literatura em macroeconomia apontam para uma estreita relação entre as imperfeições no mercado de crédito e o comportamento cíclico da produção, uma conclusão que se distancia daquela indicada por Kydland e Prescott (1982) e Long e Plosser (1983), precursores da teoria dos ciclos reais de negócios. Dificuldades associadas à assimetria de informação entre demandadores e ofertantes de recursos financeiros, ao comportamento de risco das instituições financeiras, frente às pressões competitivas no mercado e aos erros sistemáticos de previsão de agentes econômicos, afetam o funcionamento do mercado financeiro e podem desencadear ou amplificar crises econômicas.

A importância do funcionamento do mercado de crédito para as flutuações na atividade econômica é comumente enfatizada pelas análises de tradição Keynesiana. Os primeiros trabalhos mais influentes procuravam mostrar como o comportamento de risco dos agentes econômicos e as imperfeições no mercado de crédito comprometiam o desempenho da economia (Minsky 1986, Bernanke *et al.* 1996 e 1999).

A partir da segunda metade dos anos 2000, observa-se uma mudança metodológica nos estudos sobre ciclos econômicos, que passaram a se utilizar majoritariamente de modelos de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE) com competição imperfeita e rigidez nominal e real, mas que não incorporavam explicitamente fricções financeiras (Christiano *et al.* 2005,

Smets e Wouters 2007). Com a crise de 2008, reconheceu-se a dificuldade dos modelos DSGE Novo-Keynesianos e a literatura começou a se ajustar rapidamente para incorporar imperfeições financeiras ao arcabouço teórico (Gilchrist e Zakrajšek 2012, Gilchrist *et al.* 2014).

O presente artigo tem por objetivo analisar como a fragilidade financeira se relaciona com o comportamento cíclico da economia brasileira no período após o Plano Real. Utilizando dados mensais para o período entre 1996 e 2018, o trabalho busca verificar se choques na fragilidade financeira comprometem o desempenho econômico de curto prazo, levando a uma contração na renda.

Diversos trabalhos empíricos procuram estabelecer a relação entre fricções financeiras e os ciclos econômicos. Caballero e Krishnamurthy (2001) e Aghion *et al.* (2010) afirmam que os efeitos das flutuações na atividade econômica em países com maior robustez do mercado financeiro são menores, particularmente em períodos de menor liquidez do mercado internacional. Dabla-Norris e Srivisal (2013), por sua vez, mostram que países com maior robustez do setor financeiro e alta abertura comercial e financeira estão menos sujeitos aos impactos nos termos de troca e choques de preços externos, como os preços de *commodities*, sobre o consumo.

Trabalhos mais recentes têm discutido o papel das fricções no mercado financeiro sobre a volatilidade dos preços dos ativos e dos *spreads* bancários, buscando avaliar como tais fricções afetam os agregados macroeconômicos. Gilchrist e Zakrajšek (2012) e Gilchrist *et al.* (2014), por exemplo, afirmam que elevações na incerteza conduzem ao declínio na atividade econômica. Adicionalmente, os autores salientam que as distorções financeiras, medidas por variações no *spread* de crédito, apresentam impactos significativos na economia, independentemente do nível de incerteza.

Observa-se que a maioria dos trabalhos empíricos que buscam estudar a relação entre fragilidade financeira e volatilidade dos agregados macroeconômicos utiliza dados *cross-country*, sem levar em consideração a dinâmica de curto prazo que só é possível analisar em séries temporais com frequência mensal ou trimestral. Excetuam-se os trabalhos de Teixeira e Tiryaki (2017), Tiryaki *et al.* (2017) e Charles *et al.* (2018), que possuem objetivos similares ao presente trabalho, mas adotam estratégias empíricas e bases de dados diferenciados e obtêm conclusões distintas.

Tiryaki *et al.* (2017) utilizam um modelo de vetores autorregressivos (VAR) para estabelecer a relação entre inadimplência, crédito e os ciclos econômicos no Brasil. Os autores analisam apenas o desempenho cíclico das variáveis de concessão de crédito, inadimplência e taxas de juros, sem levar em consideração outros determinantes da fragilidade financeira e sem buscar derivar formalmente um índice de fragilidade financeira. Adicionalmente, aqueles autores concluem que choques na produção elevam a fragilidade financeira.

Os resultados do presente trabalho obtidos com a estimação de modelos VAR indicam uma reversão da causalidade apontada por Tiryaki *et al.* (2017). Aqui, os resultados sugerem que choques exógenos na fragilidade financeira comprometem o desempenho macroeconômico. Essa distinção é importante para identificar a análise teórica da relação entre fragilidade financeira e volatilidade cíclica da economia que melhor adere à realidade empírica. Adicionalmente, a análise empírica indica que choques cambiais elevam a fragilidade financeira e comprometem o desempenho macroeconômico.

O presente artigo também inova ao construir um indicador de fragilidade financeira para o Brasil utilizando o modelo de fator dinâmico. Esta metodologia permite incorporar um conjunto maior de variáveis, como medidas de liquidez, de prêmio de risco e de fragilidade no mercado de capitais, ausentes no trabalho de Tiryaki *et al.* (2017). O modelo de fator dinâmico também foi empregado por Charles *et al.* (2018) para derivar um indicador de incerteza com dados da economia americana, que foi utilizado posteriormente na estimação de modelos VAR. Estes autores concluíram que a incerteza contribui de maneira significativa para a volatilidade macroeconômica.

Além desta introdução, o artigo é composto por mais quatro seções. A segunda seção apresenta uma breve revisão da literatura que enfatiza a relação entre instabilidade financeira e os ciclos econômicos. Na terceira seção são descritos os dados e as variáveis utilizadas no trabalho, além do modelo de fator dinâmico utilizado para derivar o índice de fragilidade financeira. A quarta seção apresenta a metodologia econométrica, enquanto a quinta seção discute os resultados obtidos na análise empírica. A última seção apresenta as considerações finais.

2. Instabilidade Financeira e Ciclos Econômicos

O sistema financeiro tem papel central na promoção do desenvolvimento e na estabilidade macroeconômica de um país. No longo prazo, economias com sistemas financeiros melhor estruturados e capacitados para selecionar e monitorar projetos de investimento apresentam maior crescimento econômico e reduções mais rápidas nos níveis de pobreza (King e Levine 1993, e Levine 2005). No curto prazo, no entanto, a relação entre desenvolvimento financeiro e estabilidade macroeconômica é considerada ambígua, visto que inovações financeiras presentes no processo de desenvolvimento financeiro podem gerar instabilidade e amplificar a volatilidade da atividade econômica, particularmente em mercados financeiros mais competitivos (Gennaioli *et al.*, 2012; Marques-Ibanez *et al.*, 2014 e Beck *et al.*, 2016).

Na análise clássica, particularmente aquela associada à teoria dos ciclos reais de negócios, o sistema financeiro não é relevante para as flutuações econômicas de curto prazo, que são consideradas respostas ótimas da economia aos choques de produtividade ou de gastos do governo (Kydland e Prescott 1982, Long e Plosser 1983). Já para teóricos de tradição Keynesiana, as fricções financeiras contribuem de maneira significativa para a volatilidade dos ciclos econômicos. Essa seção apresenta a discussão teórica e empírica sobre a importância das flutuações na aversão ao risco dos agentes econômicos, da assimetria de informação e da incerteza no mercado financeiro para as flutuações econômicas de curto prazo.

A instabilidade do sistema financeiro pode ser considerada inerente às economias de mercado, assim como as flutuações nos agregados macroeconômicos (Minsky 1986, Fazzari *et al.* 2008, Ryo 2010, Borio e Zhu 2012, Azariadis 2018). Neste caso, a instabilidade financeira é resultado do comportamento de risco dos agentes econômicos. Em períodos de estabilidade, quando as expectativas sobre o desempenho futuro da economia são favoráveis, os agentes reduzem sua aversão ao risco e tornam-se mais alavancados. O otimismo generalizado e pressões competitivas levam as instituições financeiras a expandirem a oferta de crédito e a facilitarem as condições de financiamento. Quanto maior a quantidade de agentes econômicos com reduzida aversão ao risco e com expectativas exageradamente otimistas sobre o desempenho econômico, maior será a probabilidade de fragilização do sistema financeiro.

Portanto, as flutuações de curto prazo da atividade econômica são interpretadas como resultado de modificações na predisposição ao risco dos agentes econômicos, em razão de mudanças nas crenças e no estado de ânimo. O processo de expansão da atividade econômica prossegue enquanto as instituições financeiras estiverem dispostas a validar essas posições financeiras mais arriscadas, mas essa expansão no crédito cessará tão logo o grau de fragilidade financeira mostre-se insustentável.

A literatura sobre os mecanismos de transmissão de política monetária via canais do crédito também enfatiza a importância do sistema financeiro para as flutuações de curto prazo da atividade econômica (Stiglitz 1987, Gertler 1988, Bernanke e Lown 1991, Bernanke *et al.* 1996, 1999). Imperfeições no mercado financeiro associadas à assimetria de informações entre credores e devedores fazem com que o impacto das intervenções do banco central sobre a atividade econômica seja amplificado, o chamado “acelerador financeiro”. Períodos de expansão na atividade econômica, quando se observa a elevação na riqueza, seriam acompanhados por problemas menos severos de assimetria de informação e, conseqüentemente, maior robustez financeira.

A relação inversa entre o risco de financiar e o nível de riqueza dos mutuários é resultado da percepção do sistema financeiro de que a elevação no patrimônio líquido é um bom indicador da saúde financeira dos agentes econômicos. Assim, diferente do canal do risco explorado por Minsky (1986), Fazzari *et al.* (2008), Ryoo (2010), Borio e Zhu (2012), e Azariadis (2018), expansões na atividade econômica permitem a redução da razão endividamento-capital próprio, reduzindo o impacto de problemas associados à assimetria de informação e garantindo uma maior robustez do sistema financeiro.

O efeito do acelerador financeiro decorre do caráter anticíclico do prêmio de risco associado à assimetria de informação: elevações no patrimônio líquido dos agentes econômicos observadas durante as expansões da atividade econômica sinalizam a redução no risco associado aos problemas de seleção adversa e risco moral, estimulando a concessão de crédito (Gertler 1988, Bernanke *et al.* 1996, 1999, Gilchrist e Zakrajšek 2012). O spread bancário é, portanto, um importante indicador dos custos de agenciamento das instituições financeiras, influenciando a dinâmica do mercado de crédito da economia. O aumento do prêmio de risco sinaliza uma deterio-

ração das condições do sistema financeiro, reduzindo o fluxo de recursos financeiros e retraíndo os investimentos e consumo das famílias.

Stiglitz (1987) afirma que a percepção de qualidade do mutuário estabelecida pela instituição financeira depende do comprometimento de recursos próprios do mutuário com o projeto de investimento. Elevações nas taxas de juros resultantes de intervenções de política monetária aumentam a probabilidade de *default*, pois somente projetos de maior risco são viabilizados, reduzindo a qualidade dos demandantes de crédito. Desse modo, as instituições financeiras podem simplesmente racionar crédito, ao invés de adotar taxa de juros de mercado mais elevadas.

De maneira semelhante, Mishkin (1998, 2000) afirma que a instabilidade financeira decorre de problemas no funcionamento do sistema financeiro que comprometem os fluxos de informação e a canalização de recursos para projetos de investimento produtivo. Este autor indica que quatro fatores, simultaneamente ou não, podem aumentar a probabilidade de surgimento de instabilidades no sistema financeiro:

- (i) A deterioração dos balanços patrimoniais das instituições financeiras, normalmente fruto do gerenciamento precário de um processo de liberalização financeira;
- (ii) A deterioração dos balanços patrimoniais das firmas, devido à redução nos preços das ações, no nível preço esperado ou uma depreciação cambial;
- (iii) Aumentos das taxas de juros, em função de um aquecimento na demanda por crédito ou como resultado de intervenções de política monetária; e,
- (iv) Aumento da incerteza, comumente associada à fragilização de instituições financeiras de porte ou pânico bancário.

Para o autor, todos esses fatores fazem com que os problemas de assimetria de informação se agravem, tornando mais difícil para as instituições financeiras selecionar projetos de investimento robustos e monitorar o uso de recursos. Como consequência, o racionamento de crédito se eleva, assim como o prêmio de risco associado às taxas de juros, o que impacta negativamente sobre o investimento e o desempenho da economia.

Mais recentemente, Gilchrist, Sim e Zakrajšek (2014) mostraram que mudanças na incerteza conduzem ao declínio na atividade real da economia, principalmente pela prolongada queda dos investimentos. Ademais, afirmam que as distorções financeiras provocadas pelos choques de spread apresentam impactos significativos na economia, independentemente do nível de incerteza.

2.1. Evidência Empírica

O aumento da volatilidade dos ciclos econômicos tem efeitos negativos sobre o crescimento econômico (ver Ramey e Ramey 1994). A irreversibilidade do investimento, por exemplo, pode fazer com que elevações na volatilidade dos ciclos econômicos prejudiquem o desempenho de longo prazo de uma economia. Além disso, se os ciclos econômicos são associados ao aumento na volatilidade da taxa de inflação, pode haver um desestímulo ao investimento e, conseqüentemente, menor crescimento econômico.

Os primeiros trabalhos empíricos sobre o sistema financeiro enfatizavam a conexão entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico (King e Levine 1993, Levine 2005; Čihák *et al.* 2013). De acordo com esses autores, o desenvolvimento do sistema financeiro permite que um maior volume de crédito seja direcionado para o investimento, estimulando o crescimento econômico.

Posteriormente, outros trabalhos indicaram que o desenvolvimento do sistema financeiro também tendia a minimizar a volatilidade dos ciclos econômicos, provavelmente em função da maior eficiência operacional das instituições financeiras (ver, por exemplo, Denizer *et al.* 2002, Silva 2002, Dabla-Norris e Srivisal 2013). No entanto, a relação entre desenvolvimento financeiro e volatilidade cíclica da economia é ambígua, visto que inovações financeiras, normalmente associadas às pressões competitivas, podem vir acompanhadas de comportamentos mais arriscados por parte dos agentes do mercado financeiro, gerando instabilidade (Gennaioli *et al.* 2012, Marques-Ibanez *et al.* 2014, Beck *et al.* 2016).

Easterly *et al.* (2000) mostram que períodos de expansão no crédito, principalmente em países com razão de oferta de crédito ao setor privado maior que 100% do PIB, estão associados à uma maior volatilidade do

produto agregado. Já Loayza e Raddatz (2007) e Dabla-Norris e Srivisal (2013), por sua vez, encontram evidências de que os choques externos são absorvidos de maneira mais suave em economias com mercados financeiros mais desenvolvidos. Por fim, Popov (2011) encontra evidências de uma relação positiva entre crescimento e liberalização financeira, embora seus resultados também indiquem que maior liberalização financeira pode potencializar os períodos de crises.

Mais recentemente, vários trabalhos têm se dedicado a derivar índices de incerteza econômica e de fragilidade financeira, verificando sua relação com o desempenho macroeconômico (Kliesen *et al.* 2012, Jurado *et al.* 2015, Baker *et al.* 2016, Charles *et al.* 2018). Charles *et al.* (2018), em particular, adotam estratégia semelhante ao presente trabalho, utilizando o modelo de fator dinâmico para derivar uma medida única de incerteza e verificar sua relação com variáveis macroeconômicas no curto prazo por meio de vetores autorregressivos. Esses trabalhos foram em sua maior parte desenvolvidos com dados da economia americana e desconhece-se iniciativa semelhante de derivação de índice de fragilidade com o uso de fator dinâmico para o Brasil.

3. Dados e Variáveis

O Brasil apresenta um elevado nível de concentração bancária, com os cinco maiores bancos detendo cerca de 80% dos ativos bancários (World Bank, 2017). Essa baixa competitividade tem aparentemente promovido uma menor exposição ao risco por parte das instituições financeiras, que vêm apresentando uma tendência declinante no percentual de empréstimos não liquidados e no indicador Z-Score ao longo dos últimos dez anos (World Bank 2017).¹

Outro elemento que tem sinalizado a redução da exposição ao risco do sistema financeiro brasileiro é o comportamento do prêmio de risco. Dados do BCB (2019) indicam que houve declínio no *spread* das operações no mercado de crédito no Brasil no período pós-Real, com o prêmio de risco se elevando de maneira moderada mais recentemente, em razão da crise econômica.

¹ O Z-Score é um indicador de solvência bancário, cujo cálculo pode ser obtido em Beck *et al.* (2007).

Neste mesmo período, também se observa uma tendência de redução da volatilidade do mercado acionário brasileiro, embora se constate que os preços das ações se distanciam de maneira substancial do seu valor fundamental em períodos de instabilidade econômica. De acordo com BCB (2019), foram observadas maiores discrepâncias entre as taxas de crescimento do valor das ações e da atividade econômica entre 1997 e 2002, período marcado por grande instabilidade nos mercados globais. O desvio médio deste diferencial só voltou a ser mais representativo em 2008 e a partir de 2016, refletindo novamente momentos de grande instabilidade macroeconômica.

Uma avaliação do comportamento do mercado financeiro ao longo dos ciclos econômicos requer a utilização de dados com frequência mensal ou trimestral. Neste sentido, o presente estudo utilizou dados mensais da economia brasileira entre janeiro de 1996 e julho de 2018, obtidos em maior parte junto ao BCB (2019).² Esta seção dedica-se, a princípio, a apresentar as variáveis utilizadas na construção do indicador de fragilidade financeira e o modelo de fator dinâmico utilizado para a derivação deste índice, e, posteriormente, a descrever as variáveis utilizadas na análise econométrica.

3.1. Indicador de Fragilidade Financeira

O indicador de fragilidade financeira incorporou nove variáveis que refletem o desempenho do sistema financeiro. As três primeiras variáveis são medidas de desenvolvimento do sistema financeiro e as demais capturam flutuações no prêmio de risco e a presença de bolhas no mercado de capitais.³

Sistemas financeiros desenvolvidos possuem melhor capacidade de lidar com os problemas de assimetria de informação e, por consequência, de selecionar projetos menos arriscados, contribuindo para a promoção da estabilidade macroeconômica de curto prazo. Baseando-se em King e Levine (1993) e Levine (2005), três variáveis de desenvolvimento do sistema fi-

² Dados obtidos de fontes alternativas são sinalizados ao longo da seção.

³ Outras variáveis são passíveis de inclusão na análise, como, por exemplo, a volatilidade das variáveis já selecionadas para capturar choques de segundo momento. No entanto, a elevação no número de variáveis dificulta a convergência de modelos de fator dinâmico baseados no filtro de Kalman, particularmente quando o número de observações é restrito, sem elevar a precisão das estimativas (Poncela e Ruiz 2016).

nanceiro foram utilizadas, com a primeira representando o grau de liquidez do sistema financeiro e as outras duas representando *proxies* para robustez do mercado de crédito:

- MIPIB: razão entre o saldo mensal dos meios de pagamento (M1), ajustado sazonalmente, e o PIB mensal acumulado nos últimos doze meses;
- PRIVY: razão entre crédito destinado a setor privado e PIB mensal acumulado nos últimos doze meses;
- CREDPRIV: razão entre crédito destinado a setor privado e crédito total.

As outras seis variáveis utilizadas na construção do índice buscaram mensurar as flutuações nos custos de agenciamento e no grau de exposição ao risco do sistema financeiro. A literatura sobre assimetria de informação aponta que, em momentos de contração na atividade econômica, reduções no patrimônio dos agentes econômicos elevam o prêmio com o financiamento utilizando recursos de terceiros, refletindo maiores custos de agenciamento. Desse modo, supõe-se que o *spread* de risco das taxas de juros aumente em períodos de maior instabilidade financeira e, consequentemente, maior risco de *default*.

Adicionalmente, instituições financeiras que se expõem exageradamente ao risco na fase de expansão do ciclo econômico apresentam uma deterioração em suas demonstrações financeiras, apresentando perdas com liquidação de créditos duvidosos. A consequente contração no crédito também é acompanhada de elevação no *spread* bancário.

Desta forma, as seguintes variáveis foram utilizadas como indicadores do prêmio risco com financiamentos, do grau de exposição ao risco das instituições financeiras e de bolhas no mercado de capitais:⁴

- PFSELIC: diferença entre a taxa média de juros de crédito pessoal - pessoa física e a taxa SELIC;
- PJSELIC: diferença entre a taxa média de juros das operações crédito com pessoa jurídica (duplicatas e recebíveis) e a SELIC;

⁴ Todas as variáveis de prêmio de risco foram medidas em valores percentuais no mês, anualizados.

- CHQSELIC: diferença entre a taxa média de juros de cheque especial e a SELIC;
- PROVPUB: razão entre a provisão para créditos de liquidação duvidosa e o total do crédito concedido pelas instituições financeiras públicas do Sistema Financeiro Nacional;
- PROVPRIV: razão entre a provisão para créditos de liquidação duvidosa e o total do crédito concedido pelas instituições financeiras privadas do Sistema Financeiro Nacional;
- BOVPIB: a razão entre o valor mensal real das empresas listadas na BOVESPA e o PIB real. Conhecido como o “índice de Buffett”, é comumente utilizado para avaliar se o mercado de capitais está sobrevalorizado (Chang e Pak 2018, Pysarenko *et al.* 2019).

Como grande parte dos investimentos de longo prazo no Brasil são financiados com taxas de juros subsidiadas pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), evitou-se incluir no modelo as taxas de juros de longo prazo, que poderiam refletir de maneira mais apropriada o custo de oportunidade de projetos de investimento e do consumo de bens duráveis. Não obstante, considerando que o comportamento da estrutura a termo das taxas de juros indica uma elevada correlação entre as taxas de juros de curto e longo prazo, os problemas decorrentes da ausência desta variável não devem ser relevantes.

3.1.1. Modelo de Fator Dinâmico

A análise de fatores permite identificar fatores latentes que determinam um comportamento comum entre variáveis. Deriva-se um número menor de componentes não correlacionados que reflete o comportamento das variáveis originais. Ao utilizar a análise de fatores para derivar o indicador de fragilidade financeira, assume-se que a fragilidade pode ser resultado do comportamento de risco dos agentes e do agravamento da assimetria de informação decorrente de choques exógenos (e.g. iniciativas de política monetária, choques em preços de *commodities* e inovações tecnológicas).

A análise de fatores multivariada não pode ser utilizada se os fatores seguem um processo que se modifica ao longo do tempo. Logo, no caso de

séries temporais, em que existe a presença de componentes autorregressivos, sugere-se o uso do modelo de fator dinâmico (ver Geweke 1977, e Stock e Watson 2011).

A premissa deste modelo é que o movimento sincronizado de um vetor de séries temporais com elevada dimensão (X_t) é gerado por um conjunto de poucos fatores latentes (f_t) e um vetor de erros idiossincráticos com média zero (e_t). Presume-se, também, que o vetor de fatores latentes segue um processo de séries temporais, normalmente descrito por um vetor autorregressivo.

Stock e Watson (2011) definem:

$$X_t = \lambda(L)f_t + e_t$$
$$f_t = \psi(L)f_{t-1} + \eta_t$$

onde N é o número de séries temporais em X_t incluídas na análise, com X_t e e_t possuindo dimensão $N \times 1$ e t representando a unidade temporal. Existe um número q de fatores dinâmicos que compõe a matriz f , de forma que f_t e η_t possuem dimensão $q \times 1$ e q possui uma dimensão bem inferior a N . Assume-se que o componente idiossincrático, e_t , não é correlacionado com as inovações dos fatores, η_t . O operador de defasagem é representado por L e as matrizes polinomiais defasadas $\lambda(L)$ e $\psi(L)$ possuem dimensões $N \times q$ e $q \times q$, respectivamente. O polinomial defasado $\lambda_i(L)$ é chamado de carga do fator dinâmico da variável X_{it} , com $\lambda_i(L)f_t$ indicando a fração de X_{it} que é explicada pelos componentes comuns.

Os parâmetros são estimados utilizando máxima verossimilhança com base em um filtro de Kalman. Foi possível utilizar esta estratégia porque o número de séries temporais é restrito em relação ao número de observações. Assim como em Quah e Sargent (1993) e Aruoba *et al.* (2009), um fator dinâmico único é estimado no presente trabalho, pressupondo-se que se segue um processo autoregressivo de segunda ordem.

Em uma etapa preliminar à estimação do fator dinâmico, é preciso verificar se as variáveis originais são estacionárias. Para isso, utilizou-se dos seguintes testes de raiz unitária, comumente empregados na literatura: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Dickey-Fuller GLS (DF-GLS). Os resultados destes testes estão

apresentados no Apêndice 1 e indicam que todas as variáveis são estacionárias em primeiras diferenças.

A Tabela 1 apresenta os resultados da estimação do modelo. O fator latente é persistente, tendo em vista que a primeira e segunda defasagens do fator são importantes na sua determinação (significância estatística de 10% e 1%, respectivamente). O fator também é um preditor significativo de maior parte das variáveis incluídas. As variáveis relacionadas aos custos de agenciamento e ao grau de exposição ao risco do sistema financeiro relacionam-se positivamente com o indicador de fragilidade financeira, enquanto que PRIVY, uma das medidas de desenvolvimento financeiro, mostrou-se negativamente relacionada com a medida de fragilidade financeira. As variáveis PROV PUB, BOV PIB, CREDPRIV e M1 PIB não apresentam relação estatisticamente significativa com o fator latente.

Tabela 1 - Resultados do Modelo de Fatores Dinâmico

	Coefficiente	Desvio-padrão	z	P > z	[95% Interval, Conf.]	
L1.	0,134	0,081	1,66	0,097	-0,024	0,293
L2.	0,347	0,119	2,92	0,003	0,114	0,580
D.PJSELIC	1,154	0,165	6,99	0,000	0,831	1,478
D.PFSELIC	1,722	0,264	6,52	0,000	1,204	2,239
D.BOVPIB	-0,002	0,002	-1,43	0,152	-0,005	0,001
D.CHQSELIC	2,075	0,421	4,93	0,000	1,251	2,899
D.PROVPUB	0,050	0,054	0,93	0,353	-0,055	0,155
D.PROVPRIV	0,047	0,027	1,76	0,079	-0,005	0,099
D.CREDPRIV	0,001	0,0004	1,51	0,130	-0,0002	0,001
D.PRIVY	-0,001	0,0004	-2,51	0,012	-0,002	-0,0002
D.M1PIB	-0,0001	0,0001	-1,58	0,115	-0,0003	0,00003
Variância:						
De.PJSELIC	4,159	0,437	9,51	0,000	3,302	5,016
De.PFSELIC	2,428	0,770	3,15	0,001	0,919	3,937
De.BOVPIB	0,001	0,00005	11,6	0,000	0,0005	0,001
De.CHQSELIC	35,201	3,288	10,7	0,000	28,757	41,646
De.PROVPUB	0,458	0,040	11,6	0,000	0,380	0,536
De.PROVPRIV	0,136	0,012	11,5	0,000	0,113	0,160
De.CREDPRIV	0,00003	2,71E-06	11,5	0,000	0,00003	0,00004
De.PRIVY	0,00002	2,12E-06	11,4	0,000	0,00002	0,00003
De.M1PIB	1,27E-06	1,10E-07	11,5	0,000	0,000001	0,000001

Fonte: elaboração própria.

Na Figura 1, ilustra-se o comportamento do indicador no período em estudo, com as áreas sombreadas indicando períodos recessivos definidos pelo CODACE (2017). Observa-se que a fragilidade financeira tende a se elevar em períodos recessivos, embora se verifique movimentos menos relevantes no indicador na última recessão iniciada em 2014.

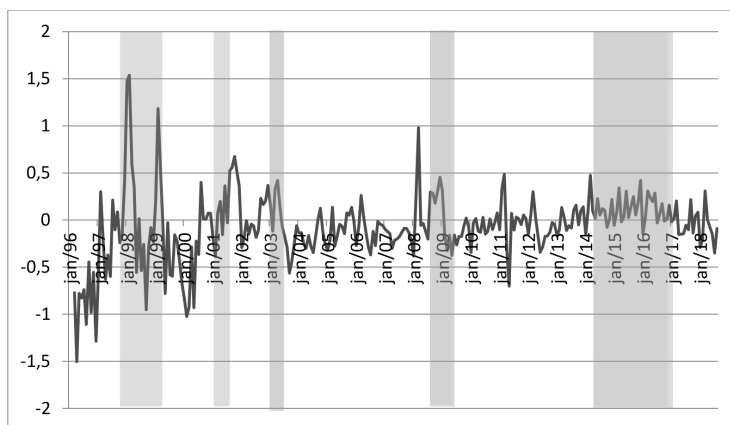


Figura 1 – Indicador de Fragilidade Financeira

Fonte: elaboração própria. Nota: áreas sombreadas representam períodos recessivos (CODACE 2017).

3.2. Demais Variáveis Utilizadas no Modelo Econométrico

O produto agregado real foi obtido a partir da série mensal do PIB nominal acumulado nos últimos doze meses, deflacionando-a pelo índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA). A escolha pelo IPCA foi feita em virtude da indisponibilidade de dados mensais para o deflator do PIB.

Obtidos os valores reais mensais para o PIB, utilizou-se o filtro HP para obter o componente cíclico dessa variável (*CYCPIB*). Como os valores mensais para o PIB são estimativas, utilizaram-se também os componentes cíclicos do Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil (*CYCIBC*) e da produção industrial (*CYCIND*) como medidas alternativas de volatilidade na produção.⁵

⁵ O filtro HP empregou o valor padrão para o parâmetro de suavização com dados mensais, $\lambda = 14400$.

Também foram levadas em consideração outras variáveis identificadas pela literatura como relevantes para a volatilidade dos ciclos econômicos. Os componentes cíclicos dessas variáveis, detalhadas a seguir, também foram obtidos com os filtros HP:⁶

- *IPCA*: representa o logaritmo do índice de preços obtido a partir do IPCA.⁷ Esta variável é um indicador de efetividade da política monetária: elevadas taxas de inflação geram incertezas e distorções em preços relativos, contribuindo para uma maior volatilidade cíclica.
- *GOV*: representa um indicador de política fiscal, medido pela proporção das despesas do governo em relação ao PIB, com dados obtidos em Tesouro Nacional (2019). A política fiscal é normalmente utilizada para atenuar os ciclos econômicos, mas é comum observar, particularmente em países em desenvolvimento, um comportamento pró-cíclico dos gastos públicos, contribuindo para a volatilidade econômica (ver Alesina e Campante 2008).
- *SOLOW*: captura o impacto de choques exógenos de produtividade na economia (Rebelo 2005). Esses choques são mensurados com a extração do componente cíclico do resíduo de Solow.⁸
- *CAMBIO*: é uma medida da instabilidade cambial, obtida pelo desvio padrão das taxas nominais diárias de câmbio no mês, expressa em US\$/R\$. Abstraindo os regimes de câmbio fixo, que são mais suscetíveis a ataques especulativos, taxas de câmbio estáveis facilitam o planejamento dos agentes econômicos, reduzindo a volatilidade dos ciclos econômicos.

Como teste de robustez dos resultados, os componentes cíclicos também foram obtidos utilizando o filtro proposto por Hamilton (2018) e indicados pelo prefixo HAM. O uso do filtro HP pode produzir relações dinâmicas espúrias e apresentar viés de final da amostra (Hamilton 2018, Schüller 2018). Filtros alternativos de maior precisão, como os filtros do tipo *band-pass* de Baxter e King (1999) e Christiano e Fitzgerald (2003), levam a uma perda significativa de observações. O filtro de Hamilton produz

⁶ O componente cíclico é indicado pelo prefixo CYC associado ao nome da variável.

⁷ Obteve-se a inflação em cada mês acumulada nos últimos doze meses e transformou-se a variável em índice de preços utilizado como base Janeiro – 1995.

⁸ O resíduo é obtido pela diferença entre a variação no logaritmo da produção em dois períodos consecutivos e o produto de $(1 - \alpha)$ pela variação no logaritmo do emprego. Este trabalho segue o procedimento adotado por Backus et al (1992) e Karras e Song (1996), estabelecendo $\alpha = 0,36$. Os dados de emprego foram obtidos em IBGE (2017).

melhores estimativas no final da amostra do que o filtro HP e leva à perda de um menor número de observações que os filtros *band-pass*, mas apresenta a desvantagem de enfatizar flutuações com duração mais longas que um ciclo econômico típico e de ignorar flutuações com duração inferior a dois anos (Schüler 2018).

4. Metodologia Econométrica

O modelo VAR é estruturado como um sistema de equações em que cada variável endógena é função dos seus valores defasados, dos valores atuais e defasados das demais variáveis endógenas e exógenas que compõem o sistema e do termo de erro (Lütkepohl 2005, Pesaran e Shin 1998). O modelo VAR é definido pela expressão:

$$x_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i x_{t-i} + \Psi w_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

onde $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{mt})'$ é um vetor $m \times 1$ de variáveis endógenas; p é o número de defasagens; w_t é um vetor $q \times 1$ de variáveis exógenas e/ou determinísticas; e Φ_i e Ψ são matrizes de coeficientes com dimensões $m \times m$ e $m \times q$, respectivamente.

De acordo com Pesaran e Shin (1998), o modelo VAR é fundamentado em três suposições:

- (i) $E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ para todo t , onde $\Sigma = (\sigma_{ij}, i, j = 1, 2, \dots, m)$ é uma matriz positiva definida com dimensão $m \times m$; $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = 0$ para todo $t = t'$ e $E(\varepsilon_t | w_t) = 0$;
- (ii) Todas as raízes de $|I_m - \sum_{i=1}^p \Phi_i z^i| = 0$ estão fora do círculo unitário;
- (iii) $x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}$ e w_t não são colineares perfeitos.

A primeira condição indica que os resíduos não devem ser correlacionados, a segunda condição garante que haja estabilidade dinâmica e a terceira condição requer a ausência de colinearidade perfeita entre as variáveis do

sistema. Atendidas essas condições, x_t é covariância-estacionária e pode ser reescrita como média móvel infinita:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_t + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

onde A_i é a matriz de coeficientes com dimensão $m \times m$ obtida através das seguintes relações recursivas:

$A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p}, i = 1, 2, \dots$ com $A_0 = I_m$ e $A_i = 0$ e para $i < 0$ e $G_i = A_i \psi$.

Como o objetivo do presente trabalho é estimar relações de curto prazo entre as variáveis, não é indicado o uso de modelo de vetor de correção de erros, já que este pressupõe a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo. Os procedimentos de extração do componente de baixa frequência com o uso dos filtros e a estimação do modelo de fator dinâmico geram séries estacionárias, o que garante que os modelos VAR estimados sejam estáveis. Ademais, o uso de modelos VAR é a estratégia indicada quando não é possível identificar a verdadeira forma estrutural e pretende-se gerar previsões da trajetória futura das variáveis endógenas, que é a proposta deste artigo.⁹

Foram estimados cinco modelos VAR distintos:

$$x = [CYCPIB \quad CYCIPCA \quad CYCCAMBIO \quad CYCSLOW \quad CYCGOV \quad FATOR] \quad (1)$$

$$x = [CYCIBC \quad CYCIPCA \quad CYCCAMBIO \quad CYCSLOW \quad CYCGOV \quad FATOR] \quad (2)$$

$$x = [CYCIND \quad CYCIPCA \quad CYCCAMBIO \quad CYCSLOW \quad CYCGOV \quad FATOR] \quad (3)$$

$$x = [HAMPIB \quad HAMIPCA \quad HAMCAMBIO \quad HAMSLOW \quad CYCGOV \quad FATOR] \quad (4)$$

$$x = [HAMIND \quad HAMIPCA \quad HAMCAMBIO \quad HAMSLOW \quad CYCGOV \quad FATOR] \quad (5)$$

⁹ Se o objetivo do trabalho fosse identificar uma relação de causalidade entre fragilidade financeira e as flutuações econômicas, seria apropriado estimar um modelo de VAR estrutural. Neste caso, seria preciso definir uma estratégia de identificação para os choques na fragilidade financeira e caracterizar o comportamento das variáveis relevantes pós-intervenção.

Não foi possível utilizar o filtro de Hamilton com as variáveis IBC e GOV em razão do número limitado de observações temporais e de problemas de singularidade, respectivamente. Assim, nos modelos 4 e 5, manteve-se CYCGOV como indicador de política fiscal.

O número de defasagens, p , é o menor número que garante ausência de autocorrelação dos resíduos, verificada por meio de testes LM. A Tabela 2 apresenta os testes usuais de número de defasagens, baseados nos critérios de Erro Final de Previsão (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Nos modelos 1 e 2, os testes indicaram duas defasagens; no modelo 3, duas ou quatro defasagens; e nos modelos 4 e 5, duas ou doze defasagens. Já os testes LM revelaram a ausência de correlação de resíduos quando os modelos 1, 2 e 4 são estimados com duas defasagens e quando os modelos 3 e 5 são estimados com quatro defasagens (ver Tabela 3).

A análise dos efeitos de choques em uma variável sobre as demais variáveis endógenas é realizada via estimação de funções de resposta a impulso e análise de decomposição da variância. Funções de resposta a impulso medem o efeito de choques em um determinado período no tempo sobre os valores futuros esperados de variáveis em um sistema dinâmico. Já a análise de decomposição da variância contabiliza o quanto da variância de uma variável pode ser atribuído a cada variável endógena.

Os resultados das funções de resposta a impulso e da decomposição de variância são sensíveis ao ordenamento das variáveis. Duas condutas foram adotadas para verificar a robustez dos resultados. A primeira estratégia utilizou testes de exogeneidade em bloco, que indica a ordem estatisticamente consistente das variáveis no modelo e permite estimar funções de resposta a impulso e decomposição de variância com base na decomposição de Cholesky (Lütkepohl 2005). A variável mais exógena, aquela com o menor valor da estatística chi-quadrado estimada, deve ser listada primeiro. Em seguida, são listadas as variáveis com grau crescente de endogeneidade. A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes de exogeneidade em bloco e indicam o ordenamento apropriado para cada modelo.

Tabela 2 - Testes de Número de Defasagens

Modelo 1					Modelo 2					Modelo 3				
	FPE	AIC	SC	HQ		FPE	AIC	SC	HQ		FPE	AIC	SC	HQ
0	5,900E-22	-31,854	-31,766	-31,818	0	3,25E-22	-32,452	-32,344	-32,408	0	3,32E-23	-34,733	-34,644	-34,697
1	4,530E-26	-41,328	-40,710	-41,079	1	2,11E-25	-39,792	-39,033	-39,484	1	1,64E-27	-44,648	-44,029	-44,398
2	1,89e-26*	-42,202*	-41,054*	41,739*	2	1,05e-25*	-40,494*	-39,084*	-39,922*	2	5,33E-28	-45,772	-44,623*	-45,309*
3	2,140E-26	-42,080	-40,402	-41,404	3	1,15E-25	-40,406	-38,344	-39,570	3	5,20E-28	-45,799	-44,121	-45,123
4	2,070E-26	-42,118	-39,910	-41,228	4	1,14E-25	-40,416	-37,703	-39,316	4	4,55e-28*	-45,935*	-43,726	-45,044
5	2,210E-26	-42,056	-39,318	-40,952	5	1,32E-25	-40,286	-36,922	-38,921	5	5,08E-28	-45,829	-43,091	-44,726
Modelo 4					Modelo 5									
	FPE	AIC	SC	HQ		FPE	AIC	SC	HQ					
0	9,16E-20	-26,810	-26,722	-26,774	0	3,54E-19	-25,457	-25,369	-25,421					
1	1,95E-24	-37,565	-36,947	-37,316	1	1,58E-22	-33,171	-32,551	-32,921					
2	7,92E-25	-38,468	-37,320*	-38,005*	2	6,59e-23*	-34,048	-32,896*	-33,584*					
3	8,29E-25	-38,425	-36,747	-37,748	3	7,38E-23	-33,935	-32,252	-33,257					
4	8,59E-25	-38,392	-36,183	-37,501	4	7,22E-23	-33,961	-31,746	-33,067					
5	9,33E-25	-38,314	-35,576	-37,210	5	8,58E-23	-33,793	-31,046	-32,685					
6	1,00E-24	-38,248	-34,980	-36,931	6	9,36E-23	-33,712	-30,434	-32,390					
7	1,03E-24	-38,228	-34,430	-36,697	7	1,02E-22	-33,630	-29,821	-32,094					
8	6,73E-25	-38,668	-34,339	-36,923	8	7,66E-23	-33,934	-29,593	-32,184					
9	6,59E-25	-38,706	-33,847	-36,747	9	7,35E-23	-33,992	-29,119	-32,027					
10	6,36E-25	-38,760	-33,372	-36,588	10	7,98E-23	-33,930	-28,525	-31,751					
11	6,85E-25	-38,711	-32,793	-36,325	11	8,73E-23	-33,864	-27,928	-31,471					
12	5,76e-25*	-38,913*	-32,465	-36,314	12	7,42E-23	-34,057*	-27,590	-31,450					

Fonte: elaboração própria. Notas: Erro Final de Previsão (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Todos os testes foram conduzidos com 12 defasagens, mas somente são apresentados os resultados relevantes para a análise.

Tabela 3 – Teste LM de Autocorrelação dos Resíduos

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4			Modelo 5		
p = 2			p = 2			p = 4			p = 2			p = 4		
	LM-Stat	Prob		LM-Stat	Prob		LM-Stat	Prob		LM-Stat	Prob		LM-Stat	Prob
1	52,112	0,040	1	48,202	0,084	1	50,757	0,052	1	43,370	0,186	1	24,554	0,926
2	48,150	0,085	2	47,431	0,096	2	40,581	0,276	2	42,090	0,224	2	44,367	0,160
3	38,428	0,360	3	42,861	0,201	3	35,402	0,497	3	30,163	0,742	3	35,974	0,470
4	48,355	0,082	4	54,530	0,025	4	41,155	0,255	4	50,012	0,060	4	31,247	0,694
5	44,261	0,162	5	29,378	0,775	5	27,715	0,837	5	34,924	0,520	5	24,136	0,934
6	29,994	0,749	6	43,601	0,180	6	34,302	0,550	6	54,814	0,023	6	52,975	0,034
7	32,540	0,634	7	31,064	0,702	7	32,086	0,655	7	38,020	0,378	7	34,209	0,554
8	45,978	0,123	8	35,211	0,506	8	44,263	0,162	8	136,231	0,000	8	131,299	0,000
9	36,484	0,446	9	60,370	0,007	9	28,810	0,797	9	54,357	0,025	9	30,415	0,731
10	32,725	0,625	10	34,424	0,544	10	27,406	0,848	10	42,407	0,214	10	32,327	0,644
11	41,202	0,254	11	31,015	0,705	11	39,763	0,306	11	60,520	0,006	11	61,732	0,005
12	149,910	0,000	12	89,904	0,000	12	108,228	0,000	12	139,138	0,000	12	88,389	0,000
n	243		n	185		n	243		n	245		n	242	

Fonte: elaboração própria. Nota: p = número de defasagens; n = número de observações incluídas no VAR após definição do número necessário de defasagens.

Tabela 4 – Causalidade de Granger/Teste de Wald de Exogeneidade em Bloco

Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
Variável	χ^2	Prob	Variável	χ^2	Prob	Variável	χ^2	Prob
CYCGOV	4,923	0,896	CYCGOV	6,720	0,752	CYCGOV	18,068	0,583
CYCCAMBIO	9,905	0,449	CYCSOLOW	13,724	0,186	CYCCAMBIO	26,309	0,156
FATOR	22,202	0,014	FATOR	26,997	0,003	CYCIND	30,765	0,058
CYCSOLOW	27,642	0,002	CYCIPCA	27,928	0,002	CYCSOLOW	34,838	0,021
CYCIPCA	46,356	0,000	CYCIBC	34,760	0,000	FATOR	33,836	0,027
CYCPB	71,521	0,000	CYCCAMBIO	40,817	0,000	CYCIPCA	66,786	0,000

Modelo 4			Modelo 5		
Variável	χ^2	Prob	Variável	χ^2	Prob
CYCGOV	5,404	0,863	CYCGOV	14,652	0,796
HAMCAMBIO	7,232	0,703	FATOR	15,948	0,720
FATOR	15,020	0,131	HAMCAMBIO	18,080	0,582
HAMSOLOW	16,203	0,094	HAMIND	24,233	0,232
HAMIPCA	39,485	0,000	HAMSOLOW	31,799	0,046
HAMPB	58,910	0,000	HAMIPCA	69,421	0,000

Fonte: elaboração própria.

A segunda estratégia estimou funções de resposta a impulsos generalizados propostas por Pesaran e Shin (1998). Diversamente das funções de resposta a impulsos com decomposição de Cholesky, as funções de resposta a impulsos generalizados apresentam resultados que independem do ordenamento das variáveis. Para os referidos autores, os resultados obtidos com essas funções são únicos e consideram os padrões históricos de correlação que são observados entre os diversos choques.

Pesaran e Shin (1998) descrevem a função de resposta a impulsos generalizados como o perfil temporal do efeito de um hipotético vetor $m \times 1$ de choques de tamanho $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_m)$. Definindo os dados econômicos conhecidos até o período $t - 1$ pelo conjunto de informações não decrescentes Ω_{t-1} , a função de resposta a impulso generalizada de x_t no horizonte n é definida como:

$$GI_x(n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(x_{t+n} | \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}) - E(x_{t+n} | \Omega_{t-1}),$$

em que $GI_x(n, \delta, \Omega_{t-1}) = A_n \delta$, o qual é independente de Ω_{t-1} . A função depende da composição de choques definidos por δ ; ou seja, o vetor de choques é sua propriedade central. A próxima seção apresenta a análise das funções de resposta a impulsos e das decomposições de variâncias dos modelos estimados.

5. Resultados

A análise dos modelos VAR foi realizada para o período entre janeiro de 1998 e julho de 2017, em razão de restrições na disponibilidade de dados para CYCGOV. Nos modelos estimados com o componente cíclico do IBC, a indisponibilidade de dados restringiu a amostra para o período entre janeiro de 2003 a julho de 2018.

A Figura 2 apresenta os resultados das funções de resposta a impulsos generalizados. Como os resultados obtidos com a ordenação de Cholesky mostraram-se idênticos, foram omitidos.¹⁰ Inicialmente, ilustram-se apenas os resultados de choques em *FATOR* e nos componentes cíclicos do

¹⁰ Esses resultados podem ser obtidos mediante solicitação aos autores.

produto e produção industrial. O comportamento das demais variáveis é discutido adiante.

Choques exógenos no indicador de fragilidade financeira levam a uma contração na produção nos primeiros quatro a nove meses subsequentes ao choque. Esse resultado somente não é verificado no modelo (1), quando a volatilidade na produção é medida por CYCPIB. Nos demais modelos, a contração na produção resultante de elevações na fragilidade financeira é mais robusta. Também na Figura 2, é possível constatar que o reverso não procede, ou seja, choques exógenos na produção não afetam a fragilidade financeira.

Os resultados da Figura 2 estão alinhados com os modelos teóricos que enfatizam o impacto macroeconômico de assimetrias de informação no mercado de crédito (Stiglitz 1987, Bernanke *et al.* 1996, Mishkin 1998, 2000). Uma maior fragilidade financeira é associada com elevações no prêmio de risco e com o racionamento de crédito, o que compromete o desempenho econômico. No entanto, a ausência de resposta da fragilidade financeira a choques positivos na produção é um resultado inesperado na visão do canal do risco (Ryoo 2010, Borio e Zhu 2012, Azariadis 2018). A análise do canal do risco indica que a estabilidade macroeconômica levaria os agentes econômicos a adotarem comportamentos mais arriscados, eventualmente elevando a fragilidade financeira.

Dentre as variáveis de controle, a volatilidade cambial e a inflação são as únicas que afetam de maneira estatisticamente significativa o desempenho macroeconômico de curto prazo no Brasil (Figura 3). Funções de resposta a impulsos generalizados mostram que, independente do modelo estimado, choques positivos na volatilidade cambial tem um impacto imediato e prologado sobre a produção, que declina por mais de doze meses após o choque. Já o impacto da elevação da inflação prolonga-se por no máximo seis meses e apresenta um comportamento defasado quando CYCIBC é utilizado como medida de atividade econômica.

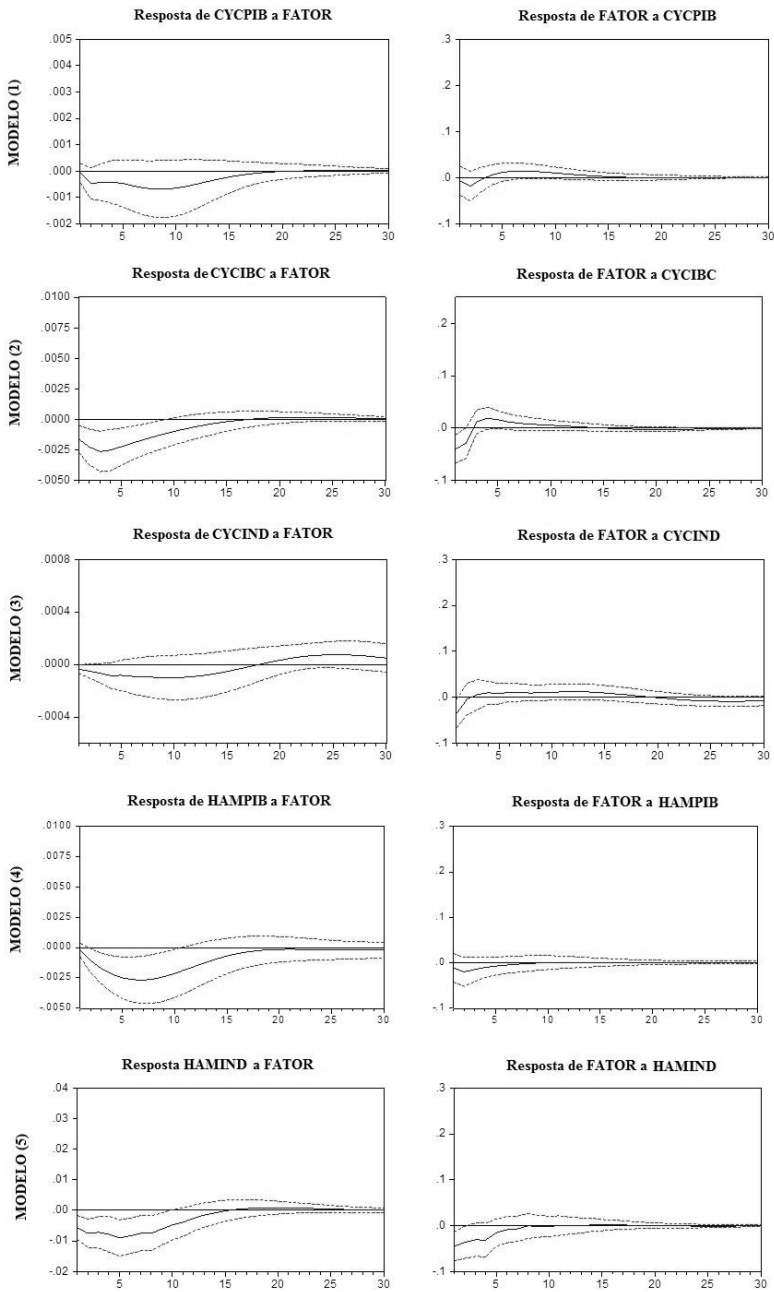


Figura 2 – Inovações na Fragilidade Financeira e na Volatilidade Macroeconômica

Fonte: elaboração própria. Nota: respostas a um desvio padrão generalizado (± 2 erros padrão).

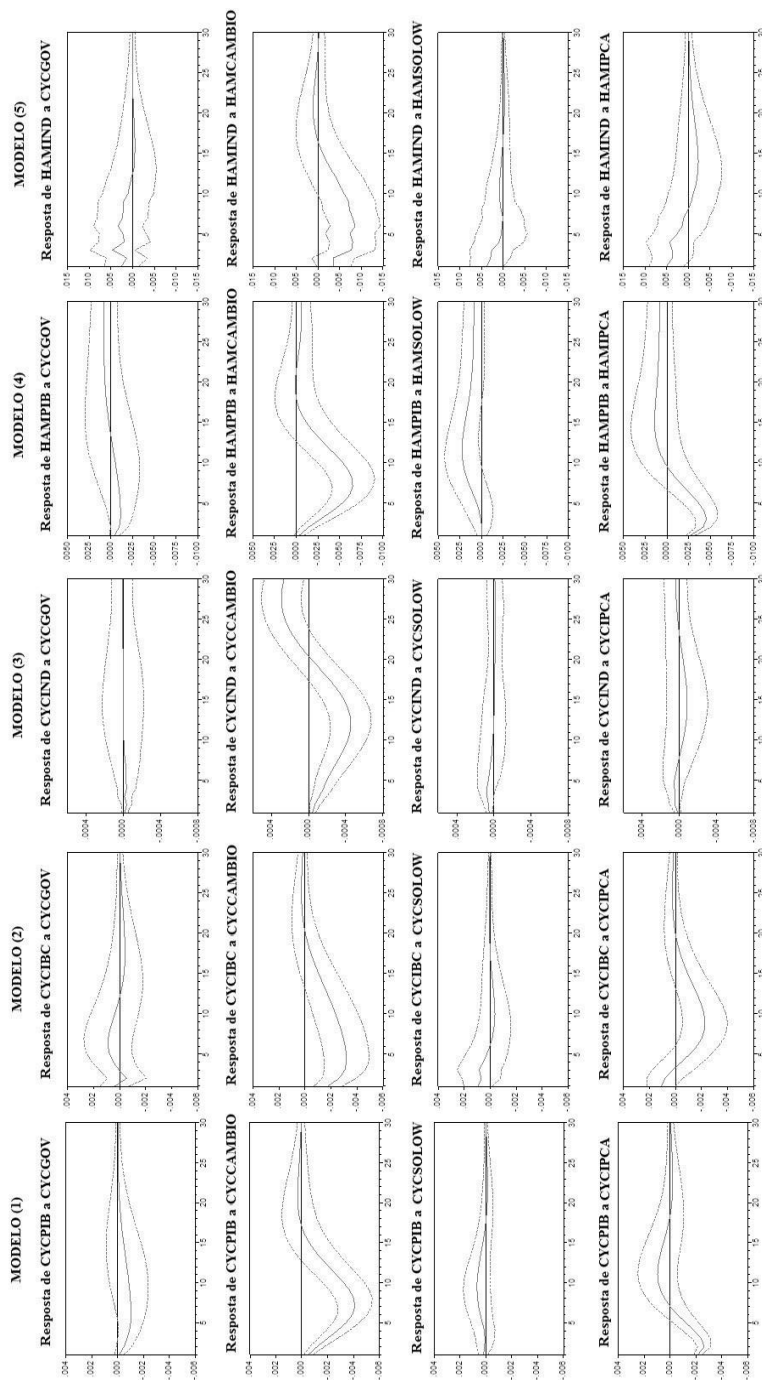


Figura 3 – Desempenho Macroeconômico: Impacto de Choques nas Demais Variáveis de Controle
 Fonte: elaboração própria. Nota: respostas a um desvio padrão generalizado (± 2 erros padrão).

A análise de decomposição de variância por Cholesky ratifica os resultados apresentados anteriormente (Tabela 5). A variância dos indicadores de volatilidade macroeconômica é principalmente explicada pelas suas próprias defasagens e pela volatilidade cambial. Em alguns modelos, o componente cíclico da inflação também afeta a volatilidade macroeconômica. Quando CYCIBC, HAMIND e, em menor grau, HAMPIB representam o componente cíclico da produção, a fragilidade financeira apresenta um papel de maior destaque para explicar a volatilidade macroeconômica.

Choques na volatilidade cambial são os principais determinantes da variância das demais variáveis endógenas dos modelos estimados, com exceção do resíduo de Solow e dos gastos governamentais, que são explicados principalmente pelas suas próprias defasagens. Utilizando os resultados do Modelo 1 como ilustração, observa-se que, doze meses após o choque, cerca de 62% da variância no PIB e 50% da variância do IPCA podem ser atribuídos à maior volatilidade cambial (ver Apêndice 2). Já a variância do indicador de fragilidade financeira é explicada, principalmente, pelas suas próprias defasagens e pelo componente cíclico da inflação.

Como teste final de robustez, os modelos foram estimados sem incluir CYCGOV e CYCSLOW, uma vez que essas variáveis não demonstraram ter impacto relevante sobre o desempenho da produção. A exclusão de CYCGOV, em particular, permite estimar os modelos com amostras mais longas.¹¹ Observa-se que os resultados apresentados na Figura 4 são semelhantes àqueles ilustrados na Figura 2: choques que elevam a fragilidade financeira levam ao declínio da produção durante os primeiros cinco meses subsequentes ao choque na maior parte dos modelos, exceto no modelo (5), quando a resposta negativa da produção perdura por dez meses. Verifica-se, também, que choques exógenos na produção produzem uma leve redução da fragilidade financeira nos modelos (1) e (2).

¹¹ O Modelo 1 foi estimado com 265 observações, enquanto os modelos 2, 3, 4 e 5 foram estimados com 184, 261, 251 e 244, respectivamente.

6. Conclusões

Este trabalho se propôs a analisar a relação entre fragilidade financeira e o desempenho macroeconômico de curto prazo da economia brasileira. Para isso, foram selecionadas variáveis diversas que refletem a fragilidade financeira, tais como prêmios de risco, robustez do sistema financeiro e medidas de expansão do crédito. Utilizou-se um modelo de fator dinâmico para derivar o índice de fragilidade financeira e estimou-se a relação entre este indicador e os componentes cíclicos de variáveis macroeconômicas com o uso de modelos de vetores autorregressivos.

Tabela 5 – Decomposição da Variância dos Componentes Cíclicos da Produção em %

Modelo 1 - CYCPIB							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	CYCCAMBIO	CYCSLOW	CYCIPCA	CYCPIB
1	0,003	0,001	0,217	3,595	0,496	60,327	35,364
6	0,009	0,117	4,299	47,415	0,667	22,833	24,669
12	0,013	0,104	4,805	62,410	2,127	14,681	15,873
18	0,014	0,148	5,262	61,819	2,273	15,104	15,393
24	0,014	0,154	5,284	61,689	2,314	15,133	15,426
Modelo 2 - CYCIBC							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	CYCCAMBIO	CYCSLOW	CYCIPCA	CYCIBC
1	0,002	3,984	0,243	0,000	1,586	1,427	92,760
6	0,003	13,764	1,002	7,350	1,186	2,998	73,700
12	0,004	13,874	1,446	13,445	1,095	12,167	57,973
18	0,004	13,287	1,612	14,924	1,080	13,417	55,680
24	0,004	13,255	1,814	14,887	1,077	13,379	55,587
Modelo 3 - CYCIND							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	CYCCAMBIO	CYCSLOW	CYCIPCA	CYCIND
1	0,002	0,000	0,470	2,858	0,000	0,000	96,673
6	0,003	0,007	0,449	12,999	0,360	0,545	85,640
12	0,003	0,003	0,217	38,406	0,644	0,342	60,388
18	0,004	0,013	0,168	50,129	0,554	0,651	48,486
24	0,004	0,052	0,154	47,635	0,655	0,644	50,861
Modelo 4 - HAMPIB							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	HAMCAMBIO	HAMSLOW	HAMIPCA	HAMPIB
1	0,002	0,121	0,962	0,737	0,006	39,916	58,259
6	0,003	4,081	1,938	31,282	0,481	27,745	34,474
12	0,003	4,359	1,354	45,899	4,365	14,629	29,394
18	0,003	4,137	1,295	42,436	6,859	13,722	31,551
24	0,003	3,969	1,678	40,497	7,578	13,546	32,732
Modelo 5 - HAMIND							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	HAMCAMBIO	HAMSLOW	HAMIPCA	HAMIND
1	0,002	3,310	0,657	0,994	0,000	0,000	95,038
6	0,003	14,420	2,039	8,937	0,384	0,596	73,624
12	0,004	18,584	2,249	14,323	0,461	0,725	63,659
18	0,004	18,382	2,248	14,516	0,490	1,436	62,929
24	0,004	18,399	2,243	14,599	0,492	1,619	62,648

Fonte: elaboração própria. Nota: decomposição por Cholesky com ordenamento conforme indicado na Tabela 4; S.E. = erro padrão.

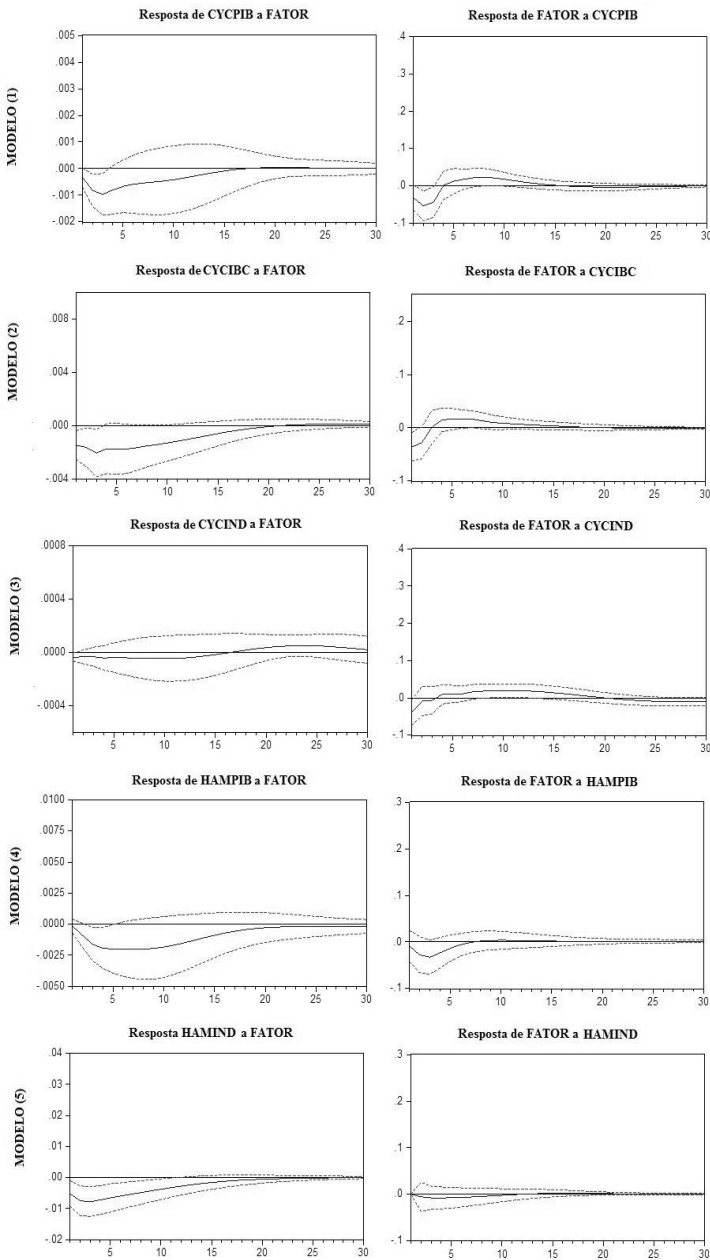


Figura 4 – Inovações na Fragilidade Financeira e na Volatilidade Macroeconômica

Fonte: elaboração própria. Nota: respostas a um desvio padrão generalizado (± 2 erros padrão). Variáveis endógenas incluídas nas estimações: CYCCAMBIO e CYCIPCA.

Os resultados mostram que choques exógenos na fragilidade financeira levam a contrações na atividade econômica no Brasil, indicando que a deterioração nas condições para a concessão de crédito e no funcionamento do mercado financeiro contribui para a contração na atividade econômica. Embora choques na variável de fragilidade financeira apresentem um efeito estatisticamente significativo sobre o produto agregado, choques nos componentes cíclicos do produto interno bruto, do IBC-BR e da produção industrial parecem não afetar de maneira significativa o índice de fragilidade financeira.

Este resultado indica que uma maior fragilização do sistema financeiro, ilustrada pela elevação nos prêmios de risco e por um crescente racionamento de crédito, provoca uma contração na atividade econômica. Esta evidência corrobora com análises teóricas de tradição Keynesiana que enfatizam a importância de um sistema financeiro robusto para a estabilidade macroeconômica.

No entanto, os resultados também mostram que expansões na atividade econômica não produzem maior fragilidade financeira, nem no curto, nem no longo prazo. Este resultado é mais difícil de conciliar com a visão de que os agentes econômicos adotam comportamentos mais arriscados quando o otimismo é prevalente (e.g. Ryo 2010, Borio e Zhu 2012, Azariadis 2018).

Por fim, os resultados também mostram a importância de choques cambiais e de choques no nível de preços para o desempenho macroeconômico de curto prazo. Aumentos na volatilidade cambial, em particular, contribuem consistentemente para inibir a atividade econômica e na elevação do nível de preços.

Referências

- Aghion, P., Angeletos, M., Banerjee, A., E Manova, K. "Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment." *Journal of Monetary Economics* 57, no. 3: 246-65, 2010.
- Alesina, A., Campante, F.R., e Tabellini, G. "Why is fiscal policy often procyclical?" *Journal of the European Economic Association* 6: 1006-36, 2008.
- Aruoba, S. B.; Diebold, F.X.; Scotti, C. "Real-time measurement of business conditions." *Journal of Business & Economic Statistics* 27, no. 4: 417-427, 2009.
- Azariadis, C. "Credit Cycles and Business Cycles." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 100, no.1: 45-71, 2018.
- Baker, S.R.; Bloom, N.; Davis, S.J. "Measuring economic policy uncertainty." *The quarterly journal of economics* 131, no.4: 1593-1636, 2016.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). "Séries Temporais (SGS)". Brasília, 2019. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br>. Acesso em 28 fev. 2019.
- Backus, D., Kehoe, P., e Kydland, F. "International real business cycles." *Journal of Political Economy* 100: 745-775, 1992.
- Baxter, M.; King, R.G. "Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series." *Review of economics and statistics* 81, no.4: 575-593, 1999.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., E Levine, R. "Finance, Inequality and the Poor." *Journal of Economic Growth* 12, no.1: 27-49, 2007.
- Beck, T., Chen, T., Lin, C., E Song, F. M. "Financial innovation: The bright and the dark sides." *Journal of Banking & Finance* 72: 28-51, 2016.
- Bernanke, B.S., Gertler, M., e Gilchrist, S. "The financial accelerator and the flight to quality." *Review of Economics and Statistics* 78: 1- 15, 1996.
- Bernanke, B.S., Gertler, M., e Gilchrist, S. "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework." In: Taylor, J., Woodford, M. *Handbook of Macroeconomics* 1B: 1342-1393, 1999.
- Bernanke, B.S., e Lown, C. "The credit crunch." *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 205-247, 1991.
- Borio, C., e Zhu, H. "Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?" *Journal of Financial Stability* 8, no. 4: 236-51, 2012.
- Caballero, R. J., e Krishnamurthy, A. "International and Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises." *Journal of Monetary Economics* 48: 513-548, 2001.
- Chang, Y.S., e Pak, D. "Warren Buffett value indicator vs. GDP size-is the relationship superlinear?" *International Journal of Economics and Business Research* 15, no.2: 223-235, 2018.
- Charles, A., Darné, O., e Tripier, F. "Uncertainty and the Macroeconomy: Evidence from an uncertainty composite indicator." *Applied Economics* 50, no.10: 1093-107, 2018.
- Christiano, L.J., e Fitzgerald, T.J. "The band pass filter." *International Economic Review* 44, no.2: 435-465, 2003.
- Christiano, L.J.; Eichenbaum, M.; Evans, C.L. "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy." *Journal of Political Economy* 113, no.1: 1-45, 2005.
- Čihák, M., Demirgüç-Kunt, A., Feyen, E. e Levine, R. "Financial development in 205 economies, 1960 to 2010." NBER Working Paper 18943, 2013.
- COMITÊ DE DATAÇÃO DOS CICLOS ECONÔMICOS (CODACE). 2017. Comunicado de Datação de Ciclos Mensais Brasileiros – Out/2017. Rio de Janeiro: IBRE.
- Dabla-Norris, E., e Srivisal, N. "Revisiting the Link between Finance and Macroeconomic Volatility." United Kingdom, 2013. IMF Working Paper 29.

- Denizer, C.A., Iyigun, M.F., e Owen, A. "Finance and Macroeconomic Volatility." *The B.E. Journal of Macroeconomics* 2, no.1: 1-32, 2002.
- Easterly, W., Islam, R., e Stiglitz, J.E. "Shaken and stirred: explaining growth volatility". In: Annual World Bank conference on development economics. World Bank, 191-211, 2001.
- Fazzari, S., Ferri, P., e Greenberg, E. "Cash flow, investment, and Keynes–Minsky cycles." *Journal of Economic Behavior & Organization* 65, no.3-4: 555-572, 2008.
- Gennaioli, N., Shleifer, A., e Vishny, R. "Neglected risks, financial innovation, and financial fragility." *Journal of Financial Economics* 104, no.3: 452-468, 2012.
- Gertler, M. "Financial structure and aggregate economic activity: an overview." *Journal of Money, Credit and Banking* 20:559–588, 1988.
- Geweke, J. "The dynamic factor analysis of economic time series models". In: *Latent Variables in Socioeconomic Models*, ed. D. J. Aigner and A. S. Goldberger. (Amsterdam: North-Holland, 1977): 365–383.
- Gilchrist, S., SIM, J. W., e Zakrajsek, E. "Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics." NBER Working Paper, 20038, 2014.
- Gilchrist, S., e Zakrajsek, E. "Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations." *American Economic Review* 102: 1692–1720, 2012.
- Hamilton, J.D. "Why you should never use the Hodrick-Prescott filter." *Review of Economics and Statistics* 100(5): 831-843, 2018.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). 2017. PEA. Disponível em: < <http://seriesestatisticas.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 15 ago. 2017.
- Jurado, K., Ludvigson, S.C., e NG, S. "Measuring uncertainty." *American Economic Review* 105(3): 1177-1216, 2015.
- Karras, G., e Song, F. "Sources of business-cycle volatility: an exploratory study on a sample of OECD countries." *Journal of Macroeconomics* 18: 621–637, 1996.
- King, R., e Levine, R. "Finance and growth: Schumpeter might be right." *Quarterly Journal of Economics* 108: 717–737, 1993.
- Kliesen, K.L., Owyang, M.T. e Vermann, E.K. "Disentangling diverse measures: A survey of financial stress indexes." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 94, no.5: 369-397, 2012.
- Kydland, F.E.; Prescott, E.C. "Time to build and aggregate fluctuations." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1345-1370, 1982.
- Levine, R. "Finance and Growth: Theory and Evidence". In: Aghion, P., Durlauf, S. *Handbook of Economic Growth* 1: 865–934, 2005, 1. ed.
- Loayza, N., e Raddatz, C. "The Structural Determinants of External Vulnerability." *The World Bank Economic Review* 21: 359-387, 2007.
- Long, Jr., J.B., e Plosser, C.I. "Real business cycles." *Journal of Political Economy* 91, no.1: 39-69, 1983.
- Lütkepohl, H. "New introduction to multiple time series analysis." Berlin: Springer Science & Business Media, 2005.
- Marques-Ibanez, D., Altunbas, Y., e Van Leuvensteijn, M. "Competition and bank risk: the effect of securitization and bank capital." ECB Working Paper, n. 1678, 2014.
- Minsky, H. P. "Stabilizing an Unstable Economy." Yale University Press, 1986.
- Mishkin, F.S. "International Capital Movements, Financial Volatility and Financial Instability." NBER Working Paper. n. 6390, 1998.
- Mishkin, F.S. "Financial Stability and the Macroeconomy." Iceland: Department of Economics. *Central Bank of Iceland Working Paper* 9, 2000.

- Pesaran, H.H, e Shin, Y. "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models." *Economics Letters* 58: 17-29, 1998.
- Poncela, P., e Ruiz, E. "Small-versus big-data factor extraction in dynamic factor models: An empirical assessment". In: *Dynamic Factor Models*. Emerald Group Publishing Limited, 401-434, 2016.
- Popov, A. "Financial Liberalization, Growth, and Risk." *European Central Bank*, manuscrito, 2011.
- Pysarenko, S., Alexeev, V., e Tapon, F. "Predictive blends: Fundamental Indexing meets Markowitz." *Journal of Banking & Finance* 100: 28-42, 2019.
- Quah, D., e Sargent, T.J. "A dynamic index model for large cross sections. In: *Business cycles, indicators and forecasting*." University of Chicago Press, 1993: 285-310.
- Ramey, G., e Ramey, V. "Cross-country evidence on the link between volatility and growth." NBER Working Paper 4959, 1994.
- Rebelo, S.T. "Real Business Cycle Models: Past, Present and Future." *Scandinavian Journal of Economics* 107, no.2: 217-238, 2005.
- Ryoo, S. "Long waves and short cycles in a model of endogenous financial fragility." *Journal of Economic Behavior & Organization* 74, no.3: 163-186, 2010.
- Schüler, Y.S. "On the cyclical properties of Hamilton's regression filter." Deutsche Bundesbank Discussion Paper 3, 2018.
- Silva, G. F. "The impact of financial system development on business cycles volatility: cross-country evidence." *Journal of Macroeconomics* 24: 233-253, 2002.
- Smets, F., e Wouters, R. "Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach." *American Economic Review* 97, no. 3: 586-606, 2007.
- Stiglitz, J.E. "The Causes and Consequences of the Dependence of Quality on Price." *Journal of Economic Literature* 25, no.1, 1987.
- Stock, J.H., e Watson, M. "Dynamic factor models." *Oxford Handbook on Economic Forecasting*, 2011.
- TESOURO NACIONAL. 2019. SIAFI. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/-/series-historicas>>. Acesso em 15 fev. 2019.
- Teixeira, D. N.; Tiryaki, G.F. "Fragilidade financeira e ciclos econômicos no Brasil." *Revista Desenharia* 14, no. 23: 165-200, 2017.
- Tiryaki, G.; Gavazza, I.; Mota, A.; Malbouisson, C. "Ciclos de Crédito, Inadimplência e as Flutuações Econômicas no Brasil." *Revista de Economia Contemporânea* 21, no.1: 1-33, 2017.
- WORLD BANK. 2017. *Global Financial Development Database*. Washington: World Bank. Disponível em: <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=global-financial-development#>. Acesso em 07 nov. 2017.

APÊNDICE 1 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

	ADF		ADF-GLS		KPSS	
	H0: A variável possui raiz unitária		H0: A variável possui raiz unitária		H0: A variável é estacionária	
	Nível	1as Dif,	Nível	1as Dif,	Nível	1as Dif,
VARIÁVEL: BOVPIB						
Constante	-1,873	-15,977***	-0,728	-14,839***	1,074	0,084
Constante e Tendência	-1,896	-15,968***	-1,796	-15,534***	0,352	0,045
VARIÁVEL: CHQSELIC						
Constante	-1,397	-2,877**	-1,612	-2,582***	1,067	0,548
Constante e Tendência	-2,112	-2,846	-1,747	-2,949**	0,368	0,063
VARIÁVEL: PJSELIC						
Constante	-3,422**	-	0,437	-0,631	1,561	0,198
Constante e Tendência	-4,125***	-	-1,359	-1,631	0,305	0,078
VARIÁVEL: PFSELIC						
Constante	-4,658***	-	0,785	-0,292	1,808	0,474
Constante e Tendência	-4,193***	-	-0,408	-1,405	0,374	0,071
VARIÁVEL: PROVPRIV						
Constante	-5,931***	-	-0,464	-2,136**	0,221	-
Constante e Tendência	-6,101***	-	-1,625	-4,077***	0,221	0,065
VARIÁVEL: PROV PUB						
Constante	-1,551	-17,049***	-1,557	-5,990***	1,608	0,079
Constante e Tendência	-2,982	-17,021***	-1,882	-16,836***	0,179	-
VARIÁVEL: MIPIB						
Constante	-3,310**	-	0,029	-2,571**	0,922	0,585
Constante e Tendência	-2,233	-17,875***	-0,407	-3,730***	0,496	0,048
VARIÁVEL: CREDITOT						
Constante	-2,425	-16,706***	-0,050	-6,720***	0,688	-
Constante e Tendência	-1,609	-17,040***	-0,469	-15,680***	0,446	0,091
VARIÁVEL: PRIVY						
Constante	-0,210	-14,793***	0,519	-13,130***	1,878	0,467
Constante e Tendência	-1,417	-14,777***	-0,665	-14,408***	0,298	0,438

Fonte: elaboração própria. Notas: os valores na tabela representam a estatística do teste realizado. O número máximo de defasagens (p_{MAX}) utilizado foi 15, com base no critério de Schwartz e de acordo com a expressão $p_{MAX} = [12(T/100)^{1/4}]$, onde T é o número de observações (Schwert 1989). Significância estatística de 1%, 5% e 10% são indicados por ***, ** e *, respectivamente.

APÊNDICE 1 – DECOMPOSIÇÃO DE VARIÂNCIA: MODELO 1

FATOR							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	CYCCAMBIO	CYCSLOW	CYCIPCA	CYCPB
1	0,017	0,024	0,538	5,685	0,352	57,197	36,204
6	0,080	34,831	2,865	3,645	2,339	28,453	27,867
12	0,088	62,262	4,194	2,121	1,659	15,795	13,969
18	0,092	60,551	3,947	2,282	4,453	15,848	12,919
24	0,093	59,766	4,103	2,293	5,641	15,634	12,563
CYCGOV							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	CYCCAMBIO	CYCSLOW	CYCIPCA	CYCPB
1	0,021	0,000	100,000	0,000	0,000	0,000	0,000
6	0,084	0,041	96,651	0,665	0,606	0,789	1,248
12	0,090	0,035	93,068	0,620	1,137	3,307	1,832
18	0,091	0,035	91,853	0,620	1,290	4,293	1,908
24	0,091	0,035	91,734	0,665	1,295	4,365	1,906
CYCCAMBIO							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	CYCCAMBIO	CYCSLOW	CYCIPCA	CYCPB
1	0,243	0,000	0,169	99,831	0,000	0,000	0,000
6	0,281	0,286	0,106	93,328	0,925	4,766	0,590
12	0,289	0,450	0,373	90,293	1,289	6,797	0,799
18	0,292	0,445	0,378	89,253	1,482	7,239	1,202
24	0,292	0,444	0,377	88,988	1,527	7,411	1,253
CYCSLOW							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	CYCCAMBIO	CYCSLOW	CYCIPCA	CYCPB
1	0,004	0,248	0,182	0,181	99,389	0,000	0,000
6	0,004	0,604	0,284	0,344	89,929	4,669	4,171
12	0,004	0,652	0,325	0,693	88,020	5,330	4,979
18	0,004	0,662	0,325	0,768	87,456	5,683	5,107
24	0,004	0,661	0,329	0,818	87,345	5,738	5,109
CYCIPCA							
Mês	S.E.	FATOR	CYCGOV	CYCCAMBIO	CYCSLOW	CYCIPCA	CYCPB
1	0,003	0,072	0,051	2,014	4,413	93,450	0,000
6	0,009	0,844	0,731	35,263	5,258	56,815	1,088
12	0,011	1,012	2,706	49,612	3,891	41,934	0,845
18	0,011	1,047	3,626	49,273	3,846	41,348	0,859
24	0,011	1,044	3,744	49,229	3,852	41,243	0,888

Fonte: elaboração própria. Nota: decomposição por Cholesky com ordenamento conforme indicado na Tabela 4; S.E. = erro padrão.