

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ORGANIZAÇÕES E MERCADOS



Angelo Salton

Volatilidade e crescimento: evidências em países emergentes e desenvolvidos

Pelotas

2016

Angelo Salton

Volatilidade e crescimento: evidências em países emergentes e desenvolvidos

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Universidade Federal de Pelotas

Departamento de Economia

Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados

Orientador: Prof. Dr. Regis Augusto Ely

Pelotas

2016

Angelo Salton

Volatilidade e crescimento: evidências em países emergentes e desenvolvidos

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Pelotas, 22 de março de 2016. Banca examinadora:

Prof. Dr. Regis Augusto Ely
Orientador
(PPGOM-UFPel)

Prof. Dr. Claudio Djissey Shikida
(PPGOM-UFPel)

Prof. Sicrano
Convidado 2

Pelotas
2016

Agradecimentos

Agradeço a meus pais, que são minhas referências, e meus irmãos, por todo o apoio e confiança, não só por este período, mas ao longo de toda a vida.

A Andressa Mielke Vasconcelos e sua família, por todo amor, confiança, cuidado e companheirismo, em todos os momentos. Felicidade é poder estar ao lado de vocês, sempre.

Ao Prof. Dr. Regis Augusto Ely pela orientação sempre solícita e pela ajuda, que já se estende por alguns anos. Estendo este agradecimento à todo o corpo docente e funcionários do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados. Agradeço aos meus amigos de sempre e colegas pela boa convivência e pelo aprendizado.

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior pelo fundamental apoio financeiro ao longo deste curso.

Por fim, agradeço a Jim Lee (*Texas A&M University*) e Thomas A. Doan (*Estima, Inc.*) pelas dúvidas sanadas e esclarecimentos. Agradeço também a todos os desenvolvedores e colaboradores que investem seu tempo em alternativas de *software* livre de qualidade. Este trabalho foi desenvolvido em sua (quase!) totalidade com estas ferramentas.

*"Acredito que vale a pena tentar descobrir mais à respeito do mundo,
mesmo que isso apenas nos mostre o quão pouco sabemos.*

*Poderá nos fazer bem lembrar de tempos em tempos,
por mais especialistas que sejamos em algum assunto,
de que em nossa infinita ignorância somos todos iguais."*

Karl Popper

Resumo

SALTON, A. **Volatilidade e crescimento: evidências em países emergentes e desenvolvidos** 2016. 33f. Dissertação de Mestrado, Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados, Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas. Pelotas, 2016.

O objetivo deste trabalho é investigar as teorias que associam a volatilidade e o crescimento macroeconômico. Economias emergentes e desenvolvidas apresentam condições diferentes sobretudo no lado monetário e no ambiente de negócios. Nosso argumento é de que essas economias apresentam comportamentos diferentes também na relação entre volatilidade e crescimento. Modelos autorregressivos com heteroscedasticidade condicional são construídos para testar empiricamente esta hipótese, que é corroborada na maior parte dos casos. A implicação teórica é de que podem coexistir diferentes explicações sobre o tema. Além disso, o fato de que estudos futuros sobre o tema devem levar em conta indicadores sobre o desenvolvimento financeiro e institucional das economias.

Palavras-chave: Volatilidade, crescimento, desenvolvimento. **Códigos JEL:** O16, O33, E32.

Abstract

SALTON, A. **Volatility and growth: evidence in emerging and developed countries.** 2016. 33p. Master's thesis, Graduate Program in Organizations and Markets (Applied economics), Department of Economics, Universidade Federal de Pelotas. Pelotas, 2016.

This work aims to investigate theories that associate volatility and macroeconomic growth. Emerging and developed economies have different conditions in the monetary side and in the ease of doing business. We argue that these economies should behave differently also in the relationship between volatility and growth. Autoregressive models with conditional heteroskedasticity are built to test this hypothesis, which is supported in most cases. The theoretical implication is that different theories of the subject can coexist. In addition, the fact that future studies on the subject should take into account indicators of financial and institutional development of the economies.

Keywords: Volatility, growth, development. **JEL Codes:** O16, O33, E32.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Uma interpretação dos canais de transmissão entre volatilidade e crescimento econômico	7
Figura 2 – Volatilidade do crescimento econômico dos países da OCDE.	11
Figura 3 – Médias e desvios-padrão de IP_{it}	13

Lista de tabelas

Tabela 1 – Medidas de crédito e poupança em parcela do PIB: média 1961-2013	12
Tabela 2 – Estatísticas descritivas	17
Tabela 3 – Resultados do modelo GARCH-M	23
Tabela 4 – Resultados do modelo GARCH-M com controles	24
Tabela 5 – Resultados dos modelos GARCH-M em painel	25
Tabela 6 – Total de observações por corte transversal e país	31
Tabela 7 – Teste Dickey-Fuller aumentado de raiz unitária	31
Tabela 8 – Modelo AR: Teste de Ljung-Box	32
Tabela 9 – Modelos GARCH em cortes transversais: Teste LM	32
Tabela 10 – Resultados para a equação da média - modelos GARCH-M em painel	33

Sumário

1	INTRODUÇÃO	1
2	REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1	Referencial teórico	3
2.2	Evidências empíricas	6
2.3	Modelos autorregressivos	14
3	METODOLOGIA	16
3.1	Dados	16
3.2	Modelo GARCH-M	17
3.3	Modelo GARCH-M com variáveis de controle	18
3.4	Modelo GARCH-M em painel	19
4	RESULTADOS	22
4.1	Modelo GARCH-M	22
4.2	Modelo GARCH-M com variáveis de controle	23
4.3	Modelo GARCH-M em painel	25
5	CONCLUSÕES	27
	REFERÊNCIAS	28

1 Introdução

A discussão entre as possíveis relações entre o crescimento econômico com a sua volatilidade (sua variabilidade ao longo do tempo) é objeto de curiosidade dos economistas e formuladores de política pública. O foco das pesquisas iniciais sobre o tema foi remediar a lacuna existente na macroeconomia e teorias de crescimento clássicas. O principal avanço destas investigações foi confrontar a hipótese de que mudanças tecnológicas e choques de produtividade eram a fonte exclusiva de variações no produto das economias modernas. Com o apoderamento dos métodos computacionais, foi possível abastecer as teorias desenhadas tanto pelos clássicos quanto pelos keynesianos com evidências empíricas mais robustas.

Teoricamente, podemos ter dois resultados. O resultado mais observado é de que há uma relação negativa entre volatilidade do produto e crescimento ([RAMEY; RAMEY, 1995](#); [ACEMOGLU et al., 2003](#); [IMBS, 2007](#)). De maneira simplificada, a hipótese é de que a presença de maiores oscilações na atividade econômica afete as decisões de investimento, de modo que os agentes já não avaliam com exatidão os retornos de suas aplicações. Assim, temos a volatilidade essencialmente como uma medida de *risco*, portanto a presença de incerteza resulta em contração no produto. Por esse ponto de vista, imaginamos que os agentes econômicos são, em média, avessos ao risco. Por outro lado, alguns trabalhos também apresentam relação positiva ([AIYAGARI, 1994](#); [BLACK, 2010](#)). A ideia é que atividades inovadoras ou intensivas em capital são naturalmente mais arriscadas, então teremos taxas de crescimento mais elevadas. As teorias avançaram à medida que trabalhos se preocuparam em decompor a volatilidade do crescimento econômico em vários fatores ([BLACKBURN; PELLONI, 2004](#); [IMBS, 2007](#)). Assim, o sinal da relação dependeria da origem dos choques. Nesse contexto, devemos entender como se comportam as economias em diferentes estágios de desenvolvimento. Um fato estilizado importante é de que economias emergentes geralmente experimentam risco soberano e maior restrição ao crédito do que economias desenvolvidas, como observado por [Turnovsky e Chattopadhyay \(2003, p. 269\)](#).

Este trabalho propõe uma desagregação, dado que pretendemos estudar economias desenvolvidas e subdesenvolvidas. Estudos anteriores também usaram dados de várias economias globais, contudo testar hipóteses nessas condições implica em pressupor que as teorias valham (em média) para economias em diferentes estágios de desenvolvimento (e por consequência

diferentes níveis de inflação, salários, investimento privado, gastos públicos, acesso à crédito, respeito a contratos). Relaxar essa hipótese significa entender melhor quais os canais de transmissão da volatilidade do crescimento de acordo com as condições que cada país se defronta.

O principal objetivo deste trabalho é analisar a relação entre o crescimento econômico e sua volatilidade entre países emergentes e desenvolvidos. Vamos observar a estabilidade e robustez dos resultados empíricos quando observamos economias em desenvolvimento e economias mais avançadas. Diferentes estudos trazem evidências de que estas relações são diversas para economias desenvolvidas e as economias ditas emergentes, em desenvolvimento. Na estratégia empírica, construímos um modelo autorregressivo com heterocedasticidade condicional, que permite modelar a volatilidade macroeconômica dentro do ferramental econométrico, com o objetivo de testar a hipótese de que, de fato, a relação entre o crescimento econômico e o seu risco sistemático é diferente entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Quaisquer resultados podem ser observados à luz de diferentes corpos teóricos, dentre os quais aqueles que: (i) associam as decisões de consumo e investimento/poupança à incerteza; (ii) explicam a volatilidade através dos ciclos reais de negócios e (iii) atribuem esse tipo de comportamento à causas institucionais.

2 Revisão de Literatura

A literatura sobre o tema discute em primeiro lugar se há correlação entre volatilidade e crescimento, podendo ser positiva ou negativa, e a partir daí, investiga quais são os canais que afetam estas relações. Veremos que a evidência encontrada pelos autores é diversa. Existem diferentes referenciais teóricos para o tema, portanto esta Seção deve identificar as teorias que norteiam as hipóteses que serão testadas neste trabalho. Mais adiante, vamos apresentar uma série de resultados empíricos sobre o tema.

2.1 Referencial teórico

Para compreender as forças que desviam o crescimento das economias de uma trajetória suave, apresentam-se algumas teorias para explicá-las. É natural pensar que as flutuações econômicas sejam resultado das ações descentralizadas e aparentemente descoordenadas dos agentes em economias de mercado, ou mesmo de inovações tecnológicas, choques climáticos e outros fatores, originando os ciclos de negócios. A variância do crescimento, porém, não é variável relevante nos modelos clássicos de crescimento econômico.

O artigo seminal de [Friedman \(1977\)](#) trata sobre a questão da incerteza pelo lado da inflação. Em sua tese, a presença de incerteza sobre a inflação futura, num contexto dinâmico, causaria desemprego e queda no produto, sendo assim uma revisão da clássica curva de Phillips. Portanto, a presença desse tipo de expectativa torna razoável a hipótese de que trata-se de um problema dinâmico, onde os agentes carregam esses efeitos ao longo do tempo. Sendo assim, este é o principal argumento para que a abordagem empírica não se restrinja às relações contemporâneas.

Na mesma linha, [Bernanke \(1983\)](#) traz luz ao tema formalizando o comportamento de agentes que tomam decisões de investimento com base em um trade-off entre investir no presente e garantir retornos - num ambiente de incerteza - ou aguardar, em busca de informação extra. Assumindo que as decisões de investimento são irreversíveis, e que as informações sobre projetos de longo prazo se distribuem ao longo do tempo, o problema do agente é dinâmico. Neste contexto, a evidência é de que a crescente incerteza (modelada por um termo estocástico dinamicamente atualizado por uma lei de movimento) faz com que as decisões de investimento

sejam retardadas até que os desvios passados sejam incorporados, gerando ciclos de investimento. A incerteza sobre o produto e os preços futuros significa incerteza sobre os lucros das firmas. Esta hipótese é compatível com modelos de ciclos reais de negócios que admitem rigidez no investimento, como em [Kydlan e Prescott \(1982\)](#). [Pindyck \(1991\)](#) complementa o problema da incerteza e da irreversibilidade, e aponta que existe um custo de oportunidade associado a cada decisão de investimento.

[Leahy e Whited \(1995\)](#) sintetizam a abordagem de investimento sob incerteza e irreversibilidade através de fatos estilizados, e classificam as teorias de investimento sob incerteza entre aquelas que observam a firma individualmente, analisando a variância de algum canal no ambiente da firma; e as teorias que observam as firmas interagindo entre si. No primeiro caso, a incerteza deve afetar as decisões de investimento, no segundo caso só será relevante se houver impacto nos retornos correlacionados (projetos de investimento) entre as firmas. A partir deste referencial teórico, como o presente trabalho é um estudo agregado do ponto de vista macroeconômico, e por consequência, do ponto de vista das firmas, podemos deduzir que o risco idiossincrático não afeta as decisões de longo prazo das empresas, mas pode haver sim ciclos de investimento, resultado semelhante à [Bernanke \(1983\)](#).

Ainda na literatura de investimentos, o trabalho de [Aghion et al. \(2010\)](#) trata da questão das restrições de crédito com mais atenção, em um modelo onde os investimentos podem ser de *curto* ou *longo* prazo. O primeiro gera produto num espaço de tempo menor, e o segundo contribui para o aumento da produtividade. Onde o acesso ao crédito é perfeito, investimentos de longo prazo caminham à favor dos ciclos econômicos. Mas quando há restrições no mercado de crédito, os agentes antecipam risco e escolhem investimentos de curto prazo. Mas como estes não elevam a produtividade, os autores concluem que restrições ao crédito reduzem o crescimento de longo prazo. [Aizenman e Marion \(1993\)](#) encontram evidências empíricas apontando que a volatilidade macroeconômica afeta negativamente o investimento privado em países em desenvolvimento. Quando tomamos estas conclusões e observamos economias emergentes e grandes potências mundiais sabendo que o acesso ao crédito é mais restrito nas economias emergentes, onde os mercados financeiros são menos desenvolvidos, conjecturamos que a composição dos investimentos exercerá forças com intensidades diferentes na volatilidade do crescimento, de acordo com o estágio de desenvolvimento de cada mercado. Somado isso à abordagem empírica de [Aghion et al. \(2010\)](#), aparentemente o impacto (negativo) da volatilidade no crescimento é maior em países com mercados financeiros menos desenvolvidos.

É sabido que arranjos politicamente instáveis (localidades com altos índices de homicídios, tentativas de golpes de estado) desfavorecem o crescimento econômico (ALESINA et al., 1996). Na literatura de instituições, Acemoglu et al. (2003) constróem o seguinte argumento: países que adotaram política macroeconômica errática, grandes déficits públicos e *spread* na estrutura à termo da taxa de juros (comportamento associado à países em desenvolvimento) apresentaram maior volatilidade e menor crescimento no período pós-guerra, atribuindo esse comportamento ao conjunto de instituições (que podem ser, nos termos dos autores, *inclusivas* ou *extrativas*) de cada país, que diz respeito também ao cenário político, legislativo. Isto quer dizer que países cuja política econômica não teve como objetivo elevar o bem-estar de todos os agentes econômicos experimentaram maior instabilidade na atividade econômica. Portanto, as instituições e consequentemente o desempenho das economias se desenham através de um processo difícil de ser revertido (*path dependance*). Sob esse espectro, os autores encontram correlação negativa entre o crescimento e sua volatilidade. O artigo de Jetter (2014) argumenta que existe um canal indireto de transmissão de volatilidade que é dado pelo tamanho e estrutura dos governos nas economias mundiais: em períodos de alta volatilidade os agentes demandam gasto público, na forma de políticas anticíclicas. Entretanto, isto vale para democracias. Em regimes autoritários, os agentes têm menos poder para determinar política econômica. Assim, este trabalho mostra que o tamanho do governo (na forma de parcela de gasto público do PIB) é uma variável a ser considerada em estudos empíricos em nosso tema. Ainda, governos maiores podem reduzir o crescimento econômico no curto prazo.

Mirman (1971), Aiyagari (1994) estudam a hipótese de *precautionary savings*. De maneira simplificada, a ideia é de que períodos de crescente incerteza afetam as decisões de investimento de modo a elevar os níveis de poupança, gerando crescimento futuro. Neste cenário, os agentes se comportam de maneira a suavizar consumo. Desse modo, existe uma correlação positiva entre volatilidade e crescimento. Num modelo cujo ambiente de risco puramente idiossincrático (ou seja, a volatilidade é composta apenas por um componente imprevisível), em nível agregado, a poupança por precaução é moderada, mas pode aumentar à medida que a variabilidade e os ganhos persistentes aumentam. O autor também observa que a composição de carteiras muda de acordo com a renda das famílias nos EUA, com famílias de menor renda preferindo ativos de baixo risco e maior liquidez, o que é uma evidência de heterogeneidade entre os agentes em termos de aversão ao risco. Esta evidência pode ser importante quando observarmos países em desenvolvimento, onde as taxas de poupança são, em geral, inferiores

aos países desenvolvidos. A ideia de *precautionary savings* está intimamente ligada aos modelos clássicos de crescimento, onde a taxa de poupança é um dos motores do crescimento de longo prazo.

A hipótese entre correlação positiva entre crescimento econômico e volatilidade existe também pela ótica do investimento. Segundo [Black \(2010\)](#), os agentes optam por investimentos ou tecnologias mais ou menos arriscadas, corroborando assim a hipótese tradicional de risco e retorno das finanças. Ou ainda, investimentos com maior risco associado levariam a médias de crescimento mais elevadas. Em geral, investimentos de maior risco estão associados à atividade inovadora, portanto esta hipótese está associada ao paradigma de destruição criativa ou inovadora. Introduzir medidas de risco e incerteza dos agentes têm trazido contribuições significativas, novas respostas, e por consequência novas perguntas.

2.2 Evidências empíricas

Empiricamente, o problema principal é contornar os problemas de endogeneidade, afinal os processos que descrevem tanto o crescimento quanto a volatilidade são conjuntamente determinados, e existem autores que atribuem à isso a variedade dos resultados empíricos ([LIN; KIM, 2013](#)). Encontrar as variáveis que determinam o crescimento econômico das nações, por si só, já é um esforço que motiva uma grande literatura científica. Ao longo desta Subseção, devemos identificar variáveis que ajudem a explicar tanto a média quanto a variância das observações de crescimento econômico. Um outro problema diz respeito à questão da causalidade reversa. Ou seja, a resposta da volatilidade frente ao crescimento econômico. Ou seja, a hipótese de que um crescimento realizado acima ou abaixo das expectativas faça com que os agentes mudem suas decisões de consumo e investimento, e assim influenciando a volatilidade futura. Poderíamos inclusive supor que uma taxa de crescimento muito diferente daquela esperada pelos agentes aumente a volatilidade, sendo que essas expectativas podem ser de curto ou longo prazo. Na prática, estudos como o de [Fountas e Karanasos \(2006\)](#) investigam esse sentido da correlação entre esses dois processos, encontrando relação positiva entre a volatilidade (incerteza) e o crescimento para dois de uma amostra de três países.

O trabalho de [Ramey e Ramey \(1995\)](#) dá uma contribuição importante para o tema, à medida que discute o estado da teoria macroeconômica à época e constrói uma abordagem empírica bastante abrangente. Em duas amostras, uma com 92 países de cinco continentes

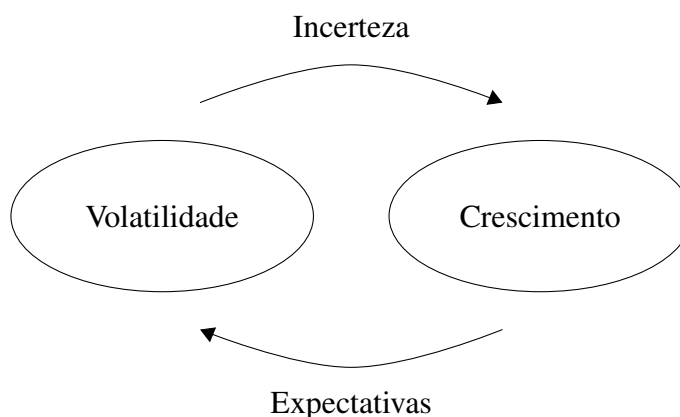


Figura 1 – Uma interpretação dos canais de transmissão entre volatilidade e crescimento econômico.

Fonte: Elaboração própria.

- e outra com 24 países membros da OCDE, encontram uma relação negativa robusta entre volatilidade e crescimento, dentro da metodologia de dados em painel simples. A dupla argumenta que este efeito negativo deriva principalmente da volatilidade das inovações no crescimento do PIB, segundo eles um reflexo de incerteza. Podemos observar o trabalho de [Ramey e Ramey \(1995\)](#) mais de perto à medida que ele aprofunda sua análise em termos de: (i) média e volatilidade do crescimento; (ii) variância das inovações e crescimento; (iii) volatilidade e investimentos. No primeiro ponto, os resultados preliminares já sugerem correlação negativa entre volatilidade e crescimento, com estatísticas significantes. No segundo, é construída uma previsão para o crescimento, observando o coeficiente ligado a choques de um desvio padrão, concluindo que países com variâncias maiores cresciam condicionalmente à taxas médias inferiores, mas ressaltam que existem movimentos previsíveis e imprevisíveis ligados à volatilidade. Finalmente, no terceiro ponto os autores concluem que as variáveis relacionadas ao investimento afetam fracamente as estimativas.

[Ramey e Ramey \(1995\)](#) buscam em [Levine e Renelt \(1992\)](#) um conjunto de variáveis de controle relevantes em estimativas de crescimento em corte transversal, sendo elas: (i) a parcela média do investimento no PIB; (ii) o PIB per capita inicial em logaritmo; (iii) o capital humano inicial e (iv) a taxa de crescimento médio da população. [Levine e Renelt \(1992\)](#) estudam a literatura empírica sobre crescimento de longo prazo, mais precisamente com foco nas variáveis usadas para explicar o crescimento, testando sua sensibilidade à pequenas alterações no conjunto de dados. As variáveis mais robustas são aquelas anunciadas anteriormente. Além disso, apontam que nenhuma variável associada a indicadores monetários (taxa média de inflação, acesso a

crédito e suas medidas de variação) se correlacionou robustamente com o crescimento. O mesmo foi constatado quanto às variáveis fiscais (razão dívida/PIB, participação do governo na economia, taxas de crescimento do endividamento público).

Em contraponto, existem trabalhos que apontam que a política fiscal tem efeitos significativos sobre as nossas variáveis de estudo que devem ser considerados. Os estudos de [Posch e Wälde \(2011\)](#) concluem que o nível de tributação, além de ser uma variável de controle importante, tem influência sobre o comportamento da volatilidade. Em consonância, [Jetter \(2014\)](#) aponta que o tamanho do governo têm efeito sobre a volatilidade, e esse efeito pode ser decomposto de modo que uma *maior* volatilidade estaria relacionada à um *menor* crescimento, quanto *maior* a presença do governo na economia. Por fim, argumentam que o efeito negativo sobre a volatilidade é menor em regimes autoritários, regimes estes que fazem parte do passado de muitas economias emergentes.

Ainda sobre política fiscal e variáveis de controle, [Posch e Wälde \(2011\)](#) concordam que volatilidade e crescimento sejam conjuntamente determinados, mas advogam pela ausência de sentidos causais devido ao fato de haver endogeneidade nas medidas de ambas variáveis. Logo, concluem que controles devem ser incluídos também na equação de *variância* condicional (ex.: níveis de tributos). Através de um modelo DSGE, os autores apontam que parâmetros estruturais afetam essas medidas, tomando a estrutura da tributação como exemplo. Mais explicitamente, a volatilidade é determinada no modelo pela velocidade de convergência dos ciclos, pela magnitude dos choques e pela velocidade com que surgem novas tecnologias (que resultam de projetos de P&D bem sucedidos). O resultado mais interessante é de que taxaço sobre atividades de pesquisa deprimem os ciclos gerados por inovação, impactando negativamente o crescimento econômico e a volatilidade. Ou ainda, se a taxaço sobre a renda é empregada para incentivar P&D, a correlação será positiva, e o contrário pode acontecer se o incentivo for à acumulação de capital físico.

O artigo de [Lin e Kim \(2013\)](#) ajusta um modelo de equações simultâneas para mais de 150 economias globais entre os anos 1960 e 2010, com o propósito de que parâmetros associados ao crescimento e a volatilidade pudessem ser conjuntamente (e contemporaneamente) estimados, além de permitir dependências entre diferentes cortes transversais (países). Com isto, puderam investigar ambos sentidos causais. Como resultados, apontam que a volatilidade tem efeito negativo sobre o crescimento, e este por sua vez impacta positivamente a volatilidade.

O trabalho de [Fountas e Karanasos \(2006\)](#) testa a relação entre crescimento e a incerteza sobre o mesmo, em dados do Japão, EUA e Alemanha. A variância condicional de choques ao crescimento do produto é *proxy* para a incerteza. Dentre as conclusões, (i) maior incerteza sobre o crescimento do produto leva a taxas maiores de crescimento em dois países da amostra; (ii) Também para dois países o crescimento do produto foi acompanhado de uma redução da incerteza. Os autores também investigam o sentido inverso da causalidade, porém os resultados não são robustos para todos os cortes transversais de países. Já no modelo de [Engle e Rangel \(2008\)](#), são construídas *proxies* para variáveis do lado monetário como inflação, taxas de juros e câmbio. Além disso, observam também o desenvolvimento dos mercados, como a participação de capital e a presença do setor externo no produto.

[Turnovsky e Chattopadhyay \(2003\)](#) restringem a análise para países em desenvolvimento, especialmente aqueles com risco soberano e restrições ao crédito, onde geralmente há política expansionista além de um “prêmio” oferecido às economias externas pelo risco associado. O argumento para essa análise é de que em economias desenvolvidas, o risco não-sistemático é reduzido e a política fiscal é mais sólida. Os autores constroem um modelo dinâmico que representa uma economia aberta com agente representativo que consome dois bens (um produzindo domesticamente e outro importado) e calibram os parâmetros para obter soluções analíticas, além de investigações empíricas. A partir do modelo, concluem que os principais canais negativos no crescimento de equilíbrio são a volatilidade nos termos de troca e nos gastos do governo, especialmente em economias mais voláteis, como esperado. Além destes resultados, outros comportamentos são observados no modelo simulado: (i) choques na volatilidade do crescimento afetam a taxa média de crescimento de acordo com a volatilidade nos termos de troca - efeito amplificado pela medida de aversão ao risco; (ii) um aumento na volatilidade dos termos de troca afetam negativamente o crescimento (*portfolio effect* no problema de maximização do agente representativo); (iii) choques na volatilidade do crescimento diminuem a medida de bem-estar, com magnitude dada entre os retornos do capital doméstico e externo.

[Blackburn e Pelloni \(2004\)](#) estudam empiricamente o tema pelo lado monetário, através de um modelo que simula choques reais e nominais (determinados pela relação entre preços e salários, onde estes últimos apresentam rigidez). Teoricamente, o estudo se embasa na relação entre volatilidade de curto prazo e crescimento de longo prazo, especialmente através dos mecanismos que governam mudança tecnológica e a incerteza. Dentre as relações encontradas, destacam-se: (i) a parcela do consumo é função decrescente da variância de choques reais

de demanda (pelo lado das preferências); (ii) o investimento se comporta de maneira inversa, corroborando a hipótese de *precautionary savings*. A principal conclusão do trabalho se dá na hipótese de que a correlação entre volatilidade e crescimento depende da origem dos choques estocásticos: choques no lado monetário (oferta de moeda/inflação) afetam negativamente o crescimento, enquanto choques reais afetam positivamente.

O estudo de [Imbs \(2007\)](#) leva esse raciocínio adiante e aponta que, apesar da teoria tender para uma correlação negativa entre volatilidade e crescimento entre as economias, há uma correlação positiva quando se observam dados setoriais. A ideia é desagregar os dados, argumentando que dentro de toda a economia pode haver setores mais e menos voláteis interagindo entre si. Mais precisamente, estimativas agregadas devem capturar a covariância entre o crescimento dos setores e o componente da variância específico de cada país. Já os dados setoriais isolam um componente de volatilidade específico de cada setor, geralmente associado à taxas maiores de crescimento. Ainda pelo lado monetário, o artigo de [Barrell et al. \(2009\)](#) encontra nas taxas reais de câmbio uma variável importante para explicar o comportamento dos ciclos reais de negócios, estudando o caso da União Européia. A hipótese é de que o câmbio afeta as decisões de investimento, afinal fica mais difícil avaliar retornos de projetos de longo prazo. Isso acontece através de três canais: (i) a relação entre a inflação das cestas de bens domésticas e estrangeiras; (ii) as taxas nominais de câmbio e (iii) o padrão de comércio internacional.

À respeito da volatilidade nos países desenvolvidos, especialmente nos Estados Unidos, observou-se nos anos 1980 uma grande redução na variabilidade do crescimento econômico, o chamado *Great Moderation*. Em busca de explicações para esse fato, [Stock e Watson \(2003\)](#) identificam na literatura diferentes hipóteses: (i) mudanças estruturais na economia, que podem resultar de inovações tecnológicas que melhoraram a gestão das firmas, ou de um maior desenvolvimento dos mercados financeiros ou ainda de mudanças na proporção entre bens e serviços no produto; (ii) política monetária mais eficiente e (iii) choques estruturais exógenos mais moderados. A hipótese mais aceita no trabalho empírico de [Stock e Watson \(2003\)](#) é aquela que associa a queda na volatilidade a uma política monetária mais eficiente, o que significa no caso estadunidense uma resposta mais enérgica à inflação, enquanto as outras hipóteses estão associadas à movimentos de curto prazo. A principal dificuldade nas abordagens empíricas é determinar o componente exógeno na determinação da volatilidade macroeconômica. A Figura 2 mostra os efeitos do *Great Moderation* durante as décadas de 1980 e 1990, além do *crash* de 2008.

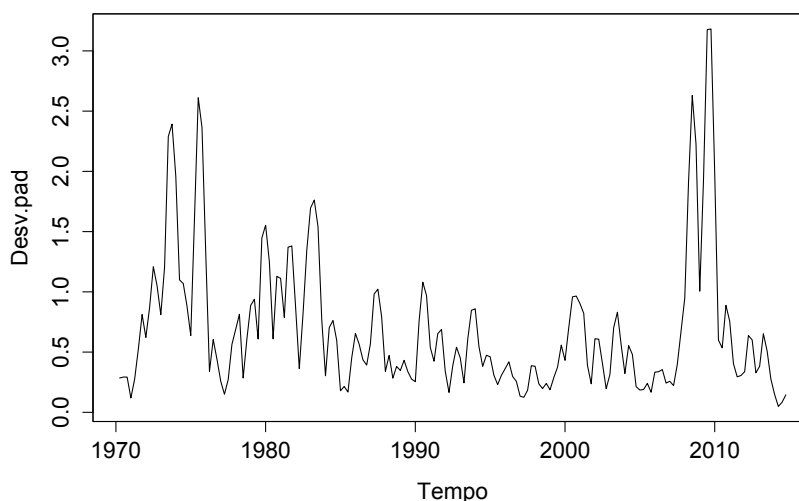


Figura 2 – Volatilidade do crescimento econômico dos países da OCDE.

Fonte: [OECD \(2015\)](#).

Quanto ao impacto de oscilações da inflação e da incerteza à respeito do produto, [Grier et al. \(2004, p.564, tradução nossa\)](#) aponta que "a resposta dos choques é assimétrica em respeito à inovações em defasagens". Isto significa que perturbações positivas e negativas afetam de maneiras diferentes o crescimento econômico, bem como a magnitude delas. Ademais, os autores identificam transmissão de volatilidade entre as séries de inflação e produto. Para a América Latina, [Bermúdez, Dabús e González \(2015\)](#) constroem um modelo dinâmico em painel, empregando um método para contornar o viés causado pela presença de *outliers* em suas amostras, agrupando essas observações em um *cluster* à parte, além de construir outros *clusters* para países com diferentes níveis de renda. Dentre os principais resultados, está o fato de que o efeito da volatilidade é diverso quando a inflação é baixa ou alta.

Dos trabalhos anteriores, temos evidência de que deve-se considerar a política econômica adotada em cada país, pois estes afetam a volatilidade do crescimento, tanto pela política fiscal (os governos podem adotar políticas anticíclicas na tentativa de suavizar as oscilações) quanto pela monetária (acesso a crédito e inflação). A incerteza sobre a inflação futura (na ótica de expectativas racionais) é uma variável muito estudada nessa linha de pesquisa ([GRIER; PERRY, 2000](#); [GRIER et al., 2004](#); [CERMEÑO; GRIER, 2006](#)). Quando observamos efeitos isolados, o principal resultado é de que essa incerteza afeta negativamente o crescimento econômico.

Podemos tomar medidas de poupança e tomada de crédito como indicadores de desenvolvimento de mercados financeiros entre as diferentes economias. A Tabela 1 nos mostra

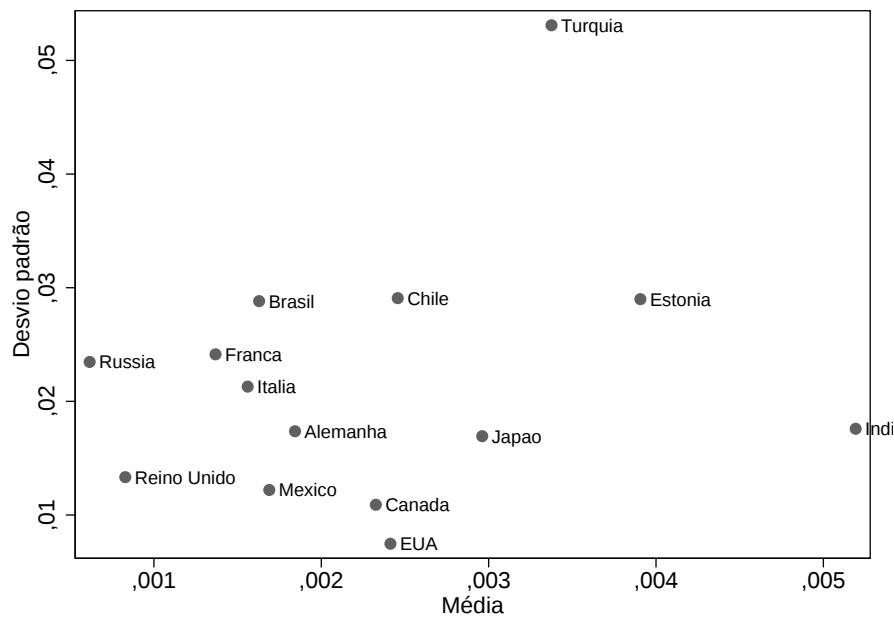
Tabela 1 – Medidas de crédito e poupança em parcela do PIB: média 1961-2013

País	Crédito privado	Poupança doméstica
Países emergentes		
Brasil	44,98	20,08
Chile	49,78	21,80
Estônia	59,75	26,24
Índia	24,25	21,56
México	21,92	21,11
Rússia	26,06	32,21
Turquia	21,74	15,43
Países desenvolvidos		
Alemanha	89,09	24,20
Canadá	79,78	23,89
EUA	124,54	20,99
França	81,95	23,12
Itália	68,34	22,74
Japão	153,48	29,20
Reino Unido	81,87	19,41

Fonte: [World Bank \(2015\)](#).

descritivamente dados sobre o desenvolvimento financeiro dos países estudados. Vemos que a medida de crédito ao setor privado torna mais explícita as diferenças entre os mercados financeiros. Estes números não descrevem os comportamentos cíclicos de curto prazo que as economias enfrentam, mas nos mostram que: (i) a volatilidade não poderia estar ligada à formação de poupança de longo prazo; e (ii) a oferta de crédito privado é notadamente superior nas economias desenvolvidas. Nos países emergentes o ajustamento dos agentes econômicos à um cenário mais volátil será menos suave, as decisões de investimento serão postergadas devido às restrições de crédito e medidas anticíclicas terão de ser mais enérgicas: "Quando o risco idiossincrático aumenta com a volatilidade, o efeito causal da volatilidade no crescimento será negativamente mais intenso quanto maiores as restrições de crédito" ([AGHION et al., 2010](#), p.264, tradução nossa). [Yavas e Dedi \(2016\)](#) estudam mercados financeiros europeus (Alemanha, Áustria, Polônia, Rússia, Turquia) para responder se existem e como são as transmissões de volatilidade entre eles, e encontram evidências significativas de que a integração dos mercados mais desenvolvidos faz com que os investidores diversifiquem com facilidade, dissipando os choques entre eles. De maneira análoga, verificam que mercados menos integrados são mais voláteis, mas também verificam que esses desvios são rapidamente corrigidos.

A hipótese é de que os investimentos de *longo* prazo têm maior probabilidade de serem afetados por choques de liquidez, então a previsão desse risco pelos agentes faz com que esse tipo de investimento seja postergado, deprimindo assim o crescimento econômico sustentado, assim

Figura 3 – Médias e desvios-padrão de IP_{it} .**Fonte:** OECD (2015).

ele será componente *aditivo* da volatilidade, ou seja, acentua os ciclos econômicos. Consequentemente, a resposta do investimento total à choques exógenos (inovações) seria negativamente maior quanto maiores as restrições. Esta hipótese é mais um motivo para analisarmos o tema à ótica de países emergentes e desenvolvidos, afinal, esperamos que se o mercado financeiro de uma determinada economia seja amplo o suficiente, observaríamos uma relação positiva entre volatilidade e crescimento econômico. À respeito dos nossos dados, a Figura 3 mostra uma relação preliminar entre crescimento e volatilidade econômica. Podemos observar os países emergentes e desenvolvidos como *clusters* com diferentes comportamentos.

Ao longo desta Seção, portanto, vemos que variáveis associadas às políticas fiscal e monetária, bem como as características de cada economia afetam não somente o crescimento econômico, mas também a variabilidade da mesma. Sob a hipótese de correlação negativa entre volatilidade e crescimento, a adoção de política econômica que suavize os ciclos econômicos levaria a um crescimento de longo prazo superior. Mas sabemos que tanto essas características quanto a condução da política econômica divergem quando olhamos países emergentes e desenvolvidos. Nesse sentido, a diferença mais evidente pode ser observada no quesito institucional. A preferência por políticas de curto prazo praticadas nos países emergentes está associada ao cumprimento das necessidades mais básicas demandadas pela população e o desenvolvimento econômico. Com uma política econômica flexível, essas medidas trazem elevação da dívida

e inflação. Frente a um cenário de incerteza, os agentes se relacionam e tomam decisões nos mercados financeiros, o que nos leva a outro ponto determinante, que é a diferença entre o acesso à esses mercados em países emergentes e desenvolvidos. Países emergentes se defrontam com mercados financeiros menos desenvolvidos - isto significa que os agentes estarão menos protegidos em momentos de incerteza, de alta volatilidade, pois têm acesso mais restrito à ativos financeiros.

2.3 Modelos autorregressivos

Em termos metodológicos, na literatura observa-se tanto o emprego da econometria, expressando a volatilidade através de um padrão ou forma funcional – como também formular problemas de programação dinâmica, construindo economias simuladas por meio da estratégia de calibragem, com resultados interessantes, além da possibilidade de observar efeitos de choques (reais ou monetários) na economia através das análises de impulso-resposta. Os problemas de programação dinâmica são bastante úteis para estática comparativa, de modo que podemos testar o efeito de choques e deslocamento em parâmetros na variável dependente. Entretanto, este trabalho se concentra em testar hipóteses e investigar correlações entre as variáveis de interesse, assim a econometria serve melhor aos nossos propósitos.

O estimador de mínimos quadrados ordinários pressupõe que a sua variância seja constante, incondicional no tempo. Nesta literatura, o principal objetivo da metodologia é observar as variâncias condicionais e covariâncias de variáveis de interesse, seja em séries de tempo ou dados em painel. Sabemos da presença de heterocedasticidade nas séries temporais de crescimento, então devemos permitir que a volatilidade não seja constante no tempo, portanto o próximo passo é construir um processo que descreva esse comportamento. Portanto, os modelos autorregressivos com heterocedasticidade condicional são úteis nestes casos, onde é construída uma equação da média para a variável dependente e uma equação que descreve o comportamento da variância, que será condicional no tempo, tendo assim um ganho de eficiência em relação ao estimador de mínimos quadrados ordinários.

Engle (1982) introduz e Bollerslev (1986) generaliza os modelos autorregressivos com heterocedasticidade condicional. A ideia principal é de que não há correlação serial na variável dependente, mas a sua volatilidade - a variância condicional - depende de observações passadas, e essa relação será *não-linear*. Grier e Perry (2000) investigam a relação entre incerteza sobre a

inflação e o crescimento do produto para os EUA, construindo uma medida de incerteza com a metodologia de modelos GARCH. Os autores argumentam que esta técnica permite construir um modelo da variância de *inovações* imprevisíveis em uma variável, ao invés de simplesmente observar a variância de observações passadas. Sem esse tratamento, por exemplo, mudanças no ambiente econômico totalmente previstas pelos agentes seriam tratadas como incertas. Ainda, é possível testar hipóteses sobre os parâmetros do modelo, além de obter estimativas simultâneas das equações de médias e variâncias condicionais (GRIER; PERRY, 2000).

Uma característica dos modelos ARCH/GARCH, aplicada ao nosso caso, é de que inovações no crescimento econômico seriam tratadas simetricamente, pois a volatilidade seria função não-linear e quadrática do crescimento econômico. Mas sabemos que a reação da volatilidade ao crescimento é assimétrica, ou seja, a resposta dos agentes à um desempenho econômico bom ou ruim é diferente em termos de magnitude ¹. Para permitir essa assimetria, empregaremos o modelo GARCH exponencial de Nelson (1991).

Outra contribuição metodológica significativa foi a de Cermeño e Grier (2006), através dos modelos GARCH com dados em painel. O artigo em questão analisa as relações entre inflação e suas expectativas nos países do G7. Lee (2010) analisa a interação entre volatilidade e crescimento econômico para os mesmos países, encontrando correlação positiva. Com a presença atual das estruturas de dados em painel em pesquisa econômica, esse tipo de modelo permite investigar também as covariâncias entre diferentes países com variâncias condicionais que seguem dinâmicas similares. Este modelo pode ser interpretado como um caso particular de um modelo GARCH multivariado, mais especificamente o modelo DVECH de Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988). Considerando as relações de incerteza econômica entre os países como processos integrados, a estratégia metodológica de Cermeño e Grier (2006) é interessante para o nosso problema de pesquisa, e portanto será empregada neste trabalho.

Sobre a estratégia de identificação das séries que serão objeto de nosso estudo, precisamos garantir a satisfação da hipótese de estacionariedade em autocovariância. Portanto, usaremos o teste Dickey-Fuller aumentado de raiz unitária, diferenciando as séries que rejeitarem a hipótese nula (passeio aleatório com deslocamento e tendência). A seguir, vamos determinar as ordens do processo $AR(p)$ para a equação da média de cada país, escolhendo a ordem p inicialmente através do critério de informação de Akaike, e fazendo um posterior diagnóstico da autocorrelação dos resíduos. As Tabelas 7 e 8 apresentam os resultados preliminares para os nossos dados.

¹ Esse fenômeno é chamado na literatura de *leverage effect*.

3 Metodologia

Esta Seção apresenta os métodos empíricos usados neste trabalho. A primeira Subseção expõe brevemente os dados, e as duas seguintes apresentam o modelo GARCH-M em cortes transversais, que é especificado de duas formas. No primeiro modelo, a média condicional $E[IP_{it}]$ é explicada exclusivamente por um processo $AR(p)$. No segundo, um vetor de variáveis de controle é adicionado, e as diferenças entre os dois modelos são discutidas. Na terceira Subseção, o modelo GARCH-M em dados em painel é apresentado. Por fim, a hipótese fundamental de pesquisa a ser testada é exposta.

3.1 Dados

A nossa fonte é a série de estatísticas *Main Economic Indicators* em [OECD \(2015\)](#). Ela contém dados de agregados macroeconômicos dos países membros da organização, ao longo das últimas décadas. Os dados vão desde janeiro de 1961 até dezembro de 2014, com frequência mensal. Dessa base, extraímos a série IP_{it} , que é o Índice de Produção Industrial, com base 100 = 2010, comumente empregada na literatura empírica como variável *proxy* para o crescimento, construída a partir das taxas de crescimento da indústria (incluindo setores energético, de manufaturados e construção civil) em relação ao período imediatamente anterior. A série original é transformada, de modo que usaremos a primeira diferença do logaritmo natural de IP_{it} para as estimações. Essa operação é interessante pois além de contornar problemas de não-estacionariedade, podemos interpretar as variações de $\Delta \ln(IP_{it})$ como taxas percentuais de crescimento.

Além disso, temos algumas variáveis de controle referentes à agregados macroeconômicos dos países estudados: $GCONS_{it}$, o consumo do governo; $PCONS_{it}$ o consumo privado; $GFCF_{it}$, a formação bruta de capital fixo, um indicador do investimento agregado e XR_{it} , a taxa de câmbio entre a moeda local e o dólar estadunidense (USD). Todas as variáveis têm construção semelhante à variável dependente IP_{it} , sendo índices com base 100 = 2010 que refletem a taxa de crescimento em relação ao período anterior. Os dados destas variáveis de controle têm periodicidade trimestral, portanto as séries são transformadas em séries mensais de tal forma que a observação do primeiro mês de um trimestre é repetida nos dois meses seguintes.

Da mesma maneira que a variável dependente, é tomada a primeira diferença do logaritmo natural das variáveis exógenas não-estacionárias, isto é, aquelas que rejeitam a hipótese de raiz unitária do teste de Dickey-Fuller aumentado, com $Pr(\text{rejeitar } H_0 | H_0 \text{ verdadeira}) = 5\%$. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas para cada uma das séries, com os dados empilhados:

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

Variável	Obs.	Média	Mediana	Desv.pad.	Mínimo	Máximo
IP_{it}	6.801	79,3348	80,9500	23,8945	14,425	133,411
$GCONS_{it}$	5.110	76,3695	77,9500	20,5741	23,200	124,900
$PCONS_{it}$	5.110	72,2541	72,8000	26,1661	18,900	127,300
$GFCF_{it}$	5.110	76,7888	75,0000	29,9472	12,700	193,300
XR_{it}	5.921	99,3023	99,9100	33,6120	14,070	646,350

Fonte: OECD (2015).

Adicionalmente, a Tabela 6 no Apêndice apresenta o total de observações de acordo com cada corte transversal e série de interesse.

3.2 Modelo GARCH-M

Esta Subseção trata da construção de um modelo de séries temporais, com coeficientes estimados para cada país. Adicionalmente, há um parâmetro para o desvio padrão do crescimento do produto na equação da média, assim temos um modelo GARCH-M. Com isso, estamos dizendo que $E[IP_t]$ depende da sua variância condicional (contemporânea). Esta especificação é comum em finanças, em teorias que supõem *tradeoff* risco-retorno de ativos¹. Então, as equações condicionais da média e variância para o produto serão:

$$IP_t = \mu + \sum_{p=1}^P \phi_p IP_{t-p} + \delta \sigma_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3.1)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left(\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - E\left[\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right] \right) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \rho \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (3.2)$$

Onde IP_t é a nossa variável dependente, μ é a média incondicional, ϕ_p são termos autorregressivos, δ é o parâmetro GARCH-M, σ_t é o desvio-padrão condicional e u_t é o termo de erro normalmente distribuído, por pressuposto. Nelson (1991) propõe que os erros sejam distribuídos conforme a *distribuição de erro generalizada*. Nossa opção pelos erros normais torna a otimização mais parcimoniosa (não precisamos estimar o parâmetro do formato da

¹ Nesse contexto, o parâmetro δ será uma medida de aversão ao risco.

distribuição generalizada). Além disso, os resíduos das nossas estimações não apresentaram curtose exagerada, o que justificaria o uso de uma distribuição com caudas mais pesadas, como em séries financeiras. Na equação (3.2), ω é a variância incondicional, α é o parâmetro ARCH, ρ é o parâmetro GARCH e γ é o parâmetro EGARCH. Portanto, a variância condicional é modelada como um processo de primeira ordem. A estimação dos parâmetros depende da maximização da função de log-verossimilhança:

$$\ln L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(\sigma_t^2) - \sum_{t=1}^T \frac{u_t^2}{2\sigma_t^2} \quad (3.3)$$

Assume-se também que o parâmetro AR $\phi < 1$ (a série não é explosiva). Sobre a equação da variância condicional, podemos testar a hipótese de erros homocedásticos. Neste caso, apenas o parâmetro ω será significativo. A equação da variância deve ser corretamente especificada, caso contrário as estimativas de ρ e δ não serão consistentes.

3.3 Modelo GARCH-M com variáveis de controle

O modelo com controles é especificado da seguinte maneira:

$$IP_t = \mu + \sum_{p=1}^P \phi_p IP_{t-p} + \mathbf{X}_t' \boldsymbol{\beta} + \delta \sigma_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3.4)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left(\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - E\left[\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right] \right) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \rho \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (3.5)$$

Portanto, a única diferença entre as equações (3.1) e (3.4) é a adição de $\mathbf{X}_t' \boldsymbol{\beta}$, um vetor de coeficientes associado a um vetor de variáveis de controle, descritas na Subseção 3.1. A equação da variância possui a mesma forma. O principal objetivo dessa especificação é proporcionar um exercício de robustez da metodologia empírica, desta vez levando em conta correlações contemporâneas entre o crescimento econômico e uma série de agregados macroeconômicos. A função de log-verossimilhança se dá como na equação 3.3 (A diferença está na determinação dos resíduos).

3.4 Modelo GARCH-M em painel

Esta Subseção apresenta um modelo em painel com heteroscedasticidade condicional, baseado em [Cermeño e Grier \(2006\)](#). A taxa de crescimento médio do produto é determinada pela equação:

$$IP_{it} = \mu_i + \sum_{p=1}^p \phi_p IP_{t-p} + \delta \sigma_{it} + u_{it} \quad (3.6)$$

Mesmo com restrições, trata-se de um modelo com muitos coeficientes a serem estimados, sendo assim interessante para dados em painel com N pequeno e T grande. Assim, teremos dois painéis, um com países desenvolvidos (EUA, Japão, Alemanha e Reino Unido) e outro com países emergentes (Brasil, Chile, México e Rússia). No primeiro grupo, a escolha dos países se deu pela relevância no cenário global, tendo o PIB como medida, em meio aos dados disponíveis. No segundo caso, a escolha foi aquela que proporcionasse o máximo de observações. Ainda, foi observada a possibilidade de ausência de efeitos individuais. Nas duas amostras, foi conduzido um teste de hipóteses, com $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu$, que foi rejeitada em ambos os casos com $Pr(\text{rejeitar } H_0 | H_0 \text{ verdadeira}) = 1\%$, mostrando que existem heterogeneidades que persistem mesmo dentro dos grupos. Pressupõe-se que o vetor de resíduos possui distribuição normal multivariada, com média zero e matriz de variâncias-covariâncias simétrica Ω_t cujas entradas seguem um processo GARCH(1,1), sendo determinadas pelas equações:

$$\sigma_{i,t}^2 = \alpha_i + \nu \sigma_{i,t-1}^2 + \gamma u_{i,t-1}^2 \quad (3.7)$$

$$\sigma_{ij,t} = \eta_{ij} + \lambda \sigma_{ij,t-1} + \rho u_{i,t-1} u_{j,t-1}, \quad i \neq j. \quad (3.8)$$

O presente modelo é mais restrito do que os modelos GARCH multivariados em geral no sentido de que os coeficientes das variâncias e covariâncias condicionais são comuns à todos os painéis, portanto governadas pela mesma dinâmica, bem como os coeficientes da equação da média. Ainda, as equações acima também não admitem autocorrelação e correlação não-contemporânea entre os painéis: respectivamente, $E[u_{i,t} u_{j,s} | u_{i,t-1} u_{j,s-1}] = 0$, tanto para $i = j \wedge t \neq s$ quanto para $i \neq j \wedge t \neq s$. Por fim, as condições de estacionariedade em covariância devem ser satisfeitas. Para tanto, devemos ter $|\phi_p| < 1 \forall p$; $\alpha_i, \eta_{ij} > 0 \forall i, j$; $(\nu + \gamma) < 1$ e $(\lambda + \rho) < 1$. Restrições adicionais serão impostas, trazendo novas interpretações ao modelo:

- (1) $\sigma_{ij,t} = 0$. Neste caso, assumimos que não há covariância entre os painéis, apenas uma variância condicional, que segue um processo GARCH(1,1). A matriz Ω_t será diagonal.
- (2) O modelo completo, descrito pelas equações (3.7) e (3.8).

A estimação se dá a partir da representação matricial:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{Z}_t \boldsymbol{\theta} + \mathbf{u}_t, \quad \mathbf{u}_t \sim N(\mathbf{0}, \Omega_t) \quad (3.9)$$

$$\Omega_t = \mathbf{S} + \mathbf{A} \odot \Omega_{t-1} + \mathbf{B} \odot \mathbf{u}_t \mathbf{u}'_{t-1} \quad (3.10)$$

Onde $\mathbf{y}_t$, $\mathbf{u}_t$ são vetores da variável dependente e dos resíduos com dimensão $N \times 1$. A matriz $\mathbf{Z}_t = [\mathbf{y}_{t-1}, \dots, \mathbf{y}_{t-p}]$ tem dimensão $N \times p$, $\boldsymbol{\mu}$ é um vetor $N \times 1$ de efeitos individuais e $\boldsymbol{\theta} = [\phi_1, \dots, \phi_p]'$ o vetor de coeficientes para a equação da média. Na equação (3.10), a matriz Ω_t (com dimensões $N \times N$) é função de uma matriz de variâncias e covariâncias incondicionais $\mathbf{S}$ e matrizes diagonais $\mathbf{A}$ e $\mathbf{B}$, referentes aos coeficientes ARCH e GARCH. Na presente notação, $\odot$ é o operador de Hadamard. A natureza recursiva da equação (3.10) faz com que precisemos de valores iniciais para Ω_t . Para isso, as variâncias e covariâncias incondicionais de $\mathbf{y}_t$ são usadas. A função de log-verossimilhança a ser maximizada:

$$\ln(L(\boldsymbol{\theta}, \Omega_t)) = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |\Omega_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \mathbf{u}'_t \Omega_t^{-1} \mathbf{u}_t \quad (3.11)$$

Em todos os modelos apresentados nesta Seção, a principal estimativa de interesse é δ , que dará o efeito da volatilidade (desvios da média do produto) na variável dependente. Podemos agora formular a conjectura central a ser testada:

- H_0 : Não há correlação entre crescimento econômico e a sua volatilidade (ou seja, $\delta = 0$).
- H_a : Existe uma correlação entre crescimento econômico e volatilidade constante para todas as economias.
- H_b : Existe correlação entre crescimento econômico e volatilidade com diferentes sentidos entre economias emergentes e desenvolvidas.

Dadas as construções teóricas e os resultados existentes na literatura, esperamos não rejeitar H_b . Mais especificamente, acreditamos que a relação entre volatilidade e crescimento econômico seja *positiva* nos países desenvolvidos e *negativa* nos países emergentes, de acordo com o argumento teórico na Seção 2.

4 Resultados

4.1 Modelo GARCH-M

Na Tabela 3 temos os resultados principais, com o parâmetro GARCH-M δ e os parâmetros estimados para a equação da variância.¹ Analisando os resultados, encontramos para os países emergentes resultados significativos com exceção da Rússia, rejeitando assim a nossa hipótese nula H_0 . Para 4 dos 7 países, temos $\delta < 0$, ou seja, existe uma relação negativa entre volatilidade e crescimento econômico. Para Turquia e Chile, entretanto, o efeito observado foi positivo. No caso deste último, os erros-padrão estimados são muito pequenos para todos os parâmetros. Em ambos casos, os índices de desenvolvimento econômico são elevados em relação à outros países emergentes, assim esse efeito positivo encontrado pode ser resultado de instituições e mercados financeiros mais eficientes, apesar de se defrontar com as restrições de crédito comuns aos países em desenvolvimento. A interpretação geral do coeficiente GARCH-M é de que um choque de 1 unidade em σ_t^2 causa uma variação de $\exp(\delta) - 1$ por cento na taxa de crescimento do produto, *coeteris paribus*.

Para os países desenvolvidos, rejeitamos a hipótese nula para 5 dos 7 países. Em todos esses casos, vemos que há relação positiva entre volatilidade e crescimento. Em países como Canadá, Estados Unidos e sobretudo Japão, a magnitude do efeito é mais elevada. Como discutido anteriormente, as menores restrições de crédito permitem que investimentos de longo prazo não sejam adiados em cenários de maior incerteza. Notoriamente, existe no caso japonês uma aversão ao risco maior por parte dos agentes, portanto a magnitude mais elevada pode ser teoricamente explicada por uma preferência maior pela poupança precaucionária.

Sobre a persistência da volatilidade no tempo, os parâmetros ρ são próximos de 1 para a maioria dos países estudados, indicando que choques sobre a volatilidade persistem por vários períodos. Para os países emergentes, Brasil e Turquia são casos notórios, indicando que o ajustamento é mais rápido. Esta hipótese também é observada em Yavas e Dedi (2016). O coeficiente γ trata da assimetria na resposta à inovações positivas ou negativas. As estimativas apontam para $\gamma > 0$ (com exceção do Chile) e significativo tanto nas economias emergentes,

¹ As estimações foram realizadas com as rotinas do pacote `rugarch` de Ghalanos (2015), no software estatístico R 64-bits, versão 3.2.3.

Tabela 3 – Resultados do modelo GARCH-M

	Países desenvolvidos						
	Alemanha	Canadá	EUA	França	Itália	Japão	Reino Unido
Volatilidade (δ)	0,1445* (0,0092)	1,7613* (0,1180)	1,7959* (0,2499)	0,0542 (0,0397)	0,0343 (0,1135)	2,9698* (0,1076)	0,1479* (0,0283)
Constante (ω)	-2,9448* (0,6561)	-0,2966* (0,0034)	-1,5089* (0,0128)	-0,6047* (0,1868)	-0,2152 (0,1379)	-0,1645* (0,0001)	-3,7082* (0,6490)
ARCH(1) (α)	-0,0931 [‡] (0,0434)	-0,0434 [‡] (0,0216)	-0,2455* (0,0309)	0,2579* (0,0455)	0,0114 (0,0311)	-0,1449* (0,0008)	-0,0815 [‡] (0,0488)
GARCH(1) (ρ)	0,6455* (0,0788)	0,9678* (0,0000)	0,8520* (0,0000)	0,9122* (0,0272)	0,9723* (0,0170)	0,9801* (0,0000)	0,5814* (0,0729)
Assimetria (γ)	0,4283* (0,0804)	0,0617* (0,0132)	0,0972* (0,0207)	0,6260* (0,0912)	0,3096* (0,0558)	0,0261* (0,0072)	0,8177* (0,0904)
	Países emergentes						
	Brasil	Chile	Estônia	Índia	México	Rússia	Turquia
Volatilidade (δ)	-0,1944* (0,0249)	0,4878* (0,0000)	-0,6500* (0,1376)	0,3289* (0,0402)	-0,0186 (0,0339)	-0,1250 (0,0996)	0,2573 [‡] (0,1156)
Constante (ω)	-3,3985* (0,9719)	-0,4011* (0,0000)	-0,6965 (0,4878)	-0,9047* (0,0162)	-0,5452* (0,1797)	-1,9004* (0,5967)	-3,3090* (1,0123)
ARCH(1) (α)	-0,1792* (0,0690)	-0,0972* (0,0000)	-0,0967 [‡] (0,0508)	-0,1758* (0,0460)	-0,1475* (0,0430)	-0,4832* (0,0947)	-0,0464 (0,0758)
GARCH(1) (ρ)	0,5466* (0,1277)	0,9477* (0,0000)	0,9035* (0,0676)	0,8909* (0,0019)	0,9387* (0,0198)	0,7588* (0,0722)	0,4737* (0,1591)
Assimetria (γ)	0,7739* (0,1085)	-0,0837* (0,0000)	0,0752 (0,0982)	0,3056* (0,0436)	0,4537* (0,0810)	1,0037* (0,1252)	0,5507* (0,1586)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão em parênteses. *: $p < 0,01$; [‡]: $p < 0,05$; †: $p < 0,10$.

quanto nas desenvolvidas. Para efeito de diagnóstico de autocorrelação dos resíduos, a Tabela 9 do Apêndice mostra os resultados do teste LM ponderado de Li e Mak (1994) para presença de efeitos ARCH. Em nenhum caso rejeitamos a hipótese nula de ausência de efeitos ARCH com $Pr(\text{rejeitar } H_0 | H_0 \text{ verdadeira}) = 10\%$, portanto removemos toda a autocorrelação na variância condicional dos modelos.

4.2 Modelo GARCH-M com variáveis de controle

Esta Subseção apresenta os resultados do modelo com variáveis de controle para a média condicional. Em primeiro lugar, os coeficientes estimados para o vetor β associado ao vetor de variáveis X_{it} , na equação da média. Logo abaixo, as estimativas para a equação da variância condicional. Os resultados para a Índia não são apresentados por falta de observações para as variáveis em X_{it} . Os resultados para os países emergentes e desenvolvidos são apresentados na Tabela 4:

Tabela 4 – Resultados do modelo GARCH-M com controles

	Países desenvolvidos						
	Alemanha	Canadá	EUA	França	Itália	Japão	Reino Unido
Volatilidade (δ)	0,3203*** (0,0301)	1,1112*** (0,0774)	0,9251*** (0,1195)	0,0450* (0,0255)	-0,1688 (0,1722)	-0,5114*** (0,0661)	0,7375*** (0,0311)
Consumo do governo	-0,1396* (0,0715)	-0,0948* (0,0530)	-0,0725 (0,0927)	-0,3390* (0,1856)	-0,0122 (0,1953)	0,2114 (0,2561)	0,2291*** (0,0548)
Consumo privado	0,0722 (0,0667)	0,0621 (0,0669)	-0,4287*** (0,1107)	0,1976 (0,1717)	0,6972*** (0,2197)	1,3764*** (0,2108)	1,0114*** (0,0604)
FBCF	0,2081*** (0,0294)	0,1963*** (0,0413)	0,3292*** (0,0443)	0,6290*** (0,0772)	0,3408*** (0,0883)	0,1850* (0,1122)	0,0852*** (0,0194)
Taxa de câmbio	0,0262 (0,0201)	-0,0579*** (0,0143)	-0,0318 (0,0291)	-0,0119 (0,0196)	-0,0939 (0,0636)	0,1870*** (0,0334)	-0,0485** (0,0230)
Constante (ω)	-3,3892*** (0,2180)	-0,2805*** (0,0039)	-0,9728*** (0,0059)	-0,2322*** (0,0201)	-0,5367*** (0,1022)	-0,9548*** (0,0749)	-0,9243*** (0,0272)
ARCH(1) (α)	-0,1920*** (0,0388)	-0,0507*** (0,0158)	-0,2492*** (0,0374)	0,0013 (0,0181)	-0,0290 (0,0421)	0,1344 (0,1450)	0,0804*** (0,0138)
GARCH(1) (β)	0,5980*** (0,0252)	0,9697*** (0,0000)	0,9048*** (0,0000)	0,9737*** (0,0022)	0,9393*** (0,0116)	0,8785*** (0,0062)	0,8951*** (0,0034)
Assimetria (γ)	0,3664*** (0,0843)	0,0719*** (0,0111)	0,0795*** (0,0251)	0,1127*** (0,0155)	0,2574*** (0,0606)	0,7212*** (0,1504)	0,2691*** (0,0190)
	Países emergentes						
	Brasil	Chile	Estônia	Índia	México	Rússia	Turquia
Volatilidade (δ)	-0,6423*** (0,1593)	0,0043*** (0,0008)	0,0801 (0,4112)	- -	0,2646*** (0,0155)	-0,6777*** (0,0001)	0,1484*** (0,0000)
Consumo do governo	0,1140 (0,0780)	-0,2549*** (0,0126)	0,4442 (0,2912)	- -	0,0116*** (0,0042)	-0,3747*** (0,0001)	-0,3494*** (0,0003)
Consumo privado	0,2692* (0,1391)	1,4873*** (0,0168)	0,5824** (0,2355)	- -	0,4256*** (0,0429)	0,0994*** (0,0000)	0,3535*** (0,0006)
FBCF	0,4775*** (0,0707)	-0,0270*** (0,0005)	0,1777** (0,0779)	- -	0,2131*** (0,0144)	-0,0837*** (0,0000)	0,1040*** (0,0002)
Taxa de câmbio	-0,0018 (0,0228)	0,0145*** (0,0026)	-0,4631* (0,2624)	- -	-0,0239*** (0,0055)	0,1889*** (0,0000)	0,1122*** (0,0003)
Constante (ω)	-10,0000*** (0,3588)	-4,9047*** (0,7894)	-1,0154 (1,9917)	- -	-0,3236*** (0,0090)	-1,0701*** (0,0001)	-0,6520*** (0,0002)
ARCH(1) (α)	-0,0705 (0,1050)	-0,3485** (0,1417)	0,0526 (0,0666)	- -	-0,0106* (0,0054)	-0,3231*** (0,0000)	-0,1696*** (0,0000)
GARCH(1) (β)	-0,1861*** (0,0372)	0,3805*** (0,0959)	0,8596*** (0,2751)	- -	0,9644*** (0,0009)	0,8751*** (0,0001)	0,9012*** (0,0002)
Assimetria (γ)	0,8011*** (0,0977)	1,7405*** (0,1686)	0,0774 (0,1354)	- -	0,3352*** (0,0398)	-0,9927*** (0,0001)	-0,2505*** (0,0001)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão em parênteses. *: $p < 0,01$; †: $p < 0,05$; ‡: $p < 0,10$.

Os resultados mostram que, nessa especificação do modelo, encontramos para os países desenvolvidos correlação positiva entre volatilidade e crescimento, para 4 dos 7 países. Entretanto, a magnitude do efeito é reduzida, na maioria dos casos. Nesse sentido, o caso mais emblemático é o do Japão, que anteriormente possuía forte efeito positivo, agora têm sinal invertido e estatisticamente significativo (-0,5114). Nos países emergentes, existe correlação negativa em 3 de 6 casos. No caso do Chile, o coeficiente estimado passou de 0,4878 para 0,0043, já no caso mexicano a mudança foi de -0,0186 para 0,2646. A Tabela 9 mostra os resultados do teste LM de Li e Mak (1994) para o modelo GARCH-M com controles. Os resultados

mostram que em nenhum caso é possível rejeitar a hipótese de ausência de efeitos ARCH, com $Pr(\text{rejeitar } H_0 | H_0 \text{ verdadeira}) = 5\%$. A principal conclusão é de que, mesmo com as variáveis de controle, as estimativas de δ não mudam radicalmente. Quanto aos controles, a variável de formação bruta de capital fixo é a que possui maior significância estatística, em média. Uma comparação entre as variáveis de FBCF e consumo privado mostra outra informação relevante: enquanto nos países desenvolvidos a variável de FBCF tem um efeito positivo mais pronunciado, nos países emergentes o consumo privado parece prever melhor o crescimento econômico.

4.3 Modelo GARCH-M em painel

A presente Subseção mostra os resultados dos modelos GARCH-M com dados em painel². Os coeficientes estimados para a equação da média estão na Tabela 10 do [Apêndice](#).

Tabela 5 – Resultados dos modelos GARCH-M em painel

	Desenvolvidos		Emergentes	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Volatilidade				
δ	0,4619 [‡] (0,2135)	0,5458* (0,0339)	-0,2892 (0,1844)	-0,3311 [†] (0,1860)
Variâncias				
α	α_i	α_i	α_i	α_i
ν	0,0969 [‡] (0,0419)	0,0848* (0,0083)	0,1591* (0,0139)	0,1593* (0,0254)
γ	0,3373* (0,0291)	0,3222* (0,0170)	0,6691* (0,0903)	0,6816* (0,0985)
Covariâncias				
η	-	η_{ij}	-	η_{ij}
λ	-	0,0431 (0,0896)	-	0,0828 (0,2931)
ρ	-	0,0921* (0,0208)	-	0,0709 (0,0700)
Obs.	634	634	247	247
$L(\hat{\theta}, \hat{\Omega}_t)$	7678,42	7708,98	2602,05	2438,37
Q(12)	804,47*	536,04*	297,58*	281,56*

Fonte: Elaboração própria. *: $p < 0,01$; [‡]: $p < 0,05$; [†]: $p < 0,10$.
Erros-padrão em parênteses.

As estimativas de volatilidade mostram que, mesmo com o agrupamento dos dados de países emergentes e desenvolvidos e restrição à uma mesma dinâmica, os resultados encontrados

² As estimações para este modelo foram realizadas com o software estatístico **RATS 9.0** 64-bit.

são similares aos dos modelos GARCH em cortes transversais e corroboram a nossa hipótese alternativa de pesquisa. Em todos os modelos, a hipótese de autocorrelação residual é rejeitada pelo teste Q multivariado. O modelo (2), com todos os parâmetros, têm os resultados mais robustos para δ nas duas amostras. Para os países desenvolvidos, a relação é positiva e estatisticamente significativa, com magnitude 0,5458. Este resultado corrobora as estimativas de Lee (2010). Para os países emergentes, o resultado é negativo e significativo com $p < 0,1$, da ordem de -0,3311. O modelo (1) aplicado aos países emergentes não apresentaram estimativas de correlação entre volatilidade e crescimento estatisticamente diferentes de zero. Ainda sobre os países emergentes, supõe-se que o poder dos testes estatísticos esteja associado ao tamanho da amostra utilizada.

À respeito das variâncias e covariâncias condicionais, as entradas individuais α_i e η_{ij} foram omitidas por simplicidade. Entretanto, as covariâncias incondicionais estimadas foram sempre muito próximas de zero, o que aponta para a inexistência de *spillovers* sistemáticos de volatilidade entre os países. Outros padrões interessantes são revelados: tanto para os modelos (1) e (2), a magnitude da persistência da volatilidade nos países desenvolvidos é, em média, a metade daquela observada nos emergentes. Isto sugere que, conjuntamente, as economias mais desenvolvidas experimentam períodos mais curtos de grande incerteza. Nos países emergentes, as estimativas de covariância condicional não são diferentes de zero, do ponto de vista estatístico, sugerindo que não há integração entre as oscilações de curto prazo do crescimento econômico. De maneira geral, os coeficientes apontam que, entre grupos, a persistência da volatilidade macroeconômica é baixa, especialmente nas grandes potências econômicas.

5 Conclusões

O debate das relações entre volatilidade e crescimento, em ambos os sentidos da causalidade, avançou com trabalhos empíricos que testaram o papel de uma série de variáveis econômicas como política fiscal, monetária, ambientes institucional e de negócios. O diferencial desta pesquisa está em observar essas interações levando em conta o fato de que estamos comparando economias em diferentes condições, usando um modelo teórico que permite um comportamento dinâmico das variações do crescimento econômico. Na Seção 2, alguns trabalhos apontam para os mercados financeiros como explicação tanto para a resposta dos agentes à choques econômicos de curto prazo como para possíveis assimetrias nessa resposta. Ou seja, enquanto nos países emergentes as decisões de investimento de longo prazo são postergadas, devido tanto à instabilidades nos mercados financeiros, causas institucionais e incerteza, em países desenvolvidos as oscilações fazem com que os agentes busquem outros ativos mais rentáveis. Nesse sentido, os resultados empíricos corroboram, em boa parte, nossa hipótese, fundamentada na análise das teorias que explicam as decisões de investimento e, conseqüentemente, os ciclos econômicos.

No campo teórico, a principal implicação disso é de que podem coexistir diferentes explicações para o comportamento dos ciclos econômicos. O problema das restrições de crédito e decisões por postergar investimentos de longo prazo é um problema sobretudo para economias em desenvolvimento, portanto as nossas descobertas vão ao encontro dos resultados encontrados por [Aghion et al. \(2010\)](#). Entretanto, como previamente exposto neste trabalho, existem dificuldades metodológicas como as diferentes medidas possíveis de volatilidade, as variações e a sensibilidade dos resultados de acordo com a amostra utilizada. Pesquisas futuras devem investigar o tema levando em conta que devemos observar características específicas (dos sistemas financeiros, dos arranjos institucionais) de cada país, além do fato de que a persistência da volatilidade nos países emergentes – causado pelo esforço com que os agentes retificam suas decisões de consumo e investimento – acaba resultando em políticas fiscal e monetária mais contudentes.

Referências

- ACEMOGLU, D. et al. Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 50, n. 1, p. 49–123, jan 2003. ISSN 03043932. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304393202002088>>. Citado 2 vezes nas páginas 1 e 5.
- AGHION, P. et al. Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 57, n. 3, p. 246–265, 2010. ISSN 03043932. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.02.005>>. Citado 3 vezes nas páginas 4, 12 e 27.
- AIYAGARI, S. R. Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 109, n. 3, p. 659–684, 1994. Citado 2 vezes nas páginas 1 e 5.
- AIZENMAN, J.; MARION, N. P. Macroeconomic uncertainty and private investment. *Economics Letters*, v. 41, p. 207–210, 1993. ISSN 01651765. Citado na página 4.
- ALESINA, A. et al. Political Instability and Economic Growth. *Journal of Economic Growth*, v. 1, p. 189–211, 1996. ISSN 1381-4338. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w4173>>. Citado na página 5.
- BARRELL, R. et al. Volatility, growth and cycles. *Empirica*, v. 36, n. 2, p. 177–192, 2009. ISSN 03408744. Citado na página 10.
- BERMÚDEZ, C.; DABÚS, C.; GONZÁLEZ, G. H. Reexamining the link between instability and growth in Latin America: A dynamic panel data estimation using k-median clusters. *Latin American Journal of Economics*, v. 52, n. 2, p. 307–341, 2015. ISSN 07190425. Disponível em: <<http://www.laje-ce.org/previous-issues-results-en?docid=6465>>. Citado na página 11.
- BERNANKE, B. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 98, n. 1, p. 85–106, 1983. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w502>>. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 4.
- BLACK, F. *Business Cycles and Equilibrium*. New Jersey: John Wiley and Sons, 2010. 197 p. ISBN 978-0-470-49917-7. Citado 2 vezes nas páginas 1 e 6.
- BLACKBURN, K.; PELLONI, A. On the relationship between growth and volatility. *Economics Letters*, v. 83, n. 1, p. 123–127, apr 2004. ISSN 01651765. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0165176503003367>>. Citado 2 vezes nas páginas 1 e 9.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 31, n. 3, p. 307–327, 1986. ISSN 03044076. Citado na página 14.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; WOOLDRIDGE, J. M. A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Conditional Covariances. *Journal of Political Economy*, v. 96, n. 1, p. 116–131, 1988. Citado na página 15.

CERMEÑO, R.; GRIER, K. B. Conditional Heteroskedasticity and Cross-Sectional Dependence in Panel Data: An Empirical Study of Inflation Uncertainty in the G7 countries. In: *Contributions to Economic Analysis*. [S.l.]: Elsevier, 2006. v. 274, n. 06, p. 259–277. ISBN 9780444521729. Citado 3 vezes nas páginas 11, 15 e 19.

ENGLE, R. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987–1007, 1982. ISSN 00129682. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1912773>>. Citado na página 14.

ENGLE, R.; RANGEL, J. G. The Spline-GARCH Model for Low-Frequency Volatility and Its Global Macroeconomic Causes. *Review of Financial Studies*, v. 21, n. 3, p. 1187–1222, mar 2008. ISSN 0893-9454. Disponível em: <<http://rfs.oxfordjournals.org/cgi/doi/10.1093/rfs/hhn004>>. Citado na página 9.

FOUNTAS, S.; KARANASOS, M. The relationship between economic growth and real uncertainty in the G3. *Economic Modelling*, v. 23, n. 4, p. 638–647, jul 2006. ISSN 02649993. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0264999306000344>>. Citado 2 vezes nas páginas 6 e 9.

FRIEDMAN, M. Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *The Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 451–472, 1977. Citado na página 3.

GHALANOS, A. *rugarch: Univariate GARCH models. R package version 1.3-6*. 2015. Citado na página 22.

GRIER, K. B. et al. The asymmetric effects of uncertainty on inflation and output growth. *Journal of Applied Econometrics*, v. 19, n. 5, p. 551–565, sep 2004. ISSN 0883-7252. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1002/jae.763>>. Citado na página 11.

GRIER, K. B.; PERRY, M. J. The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some GARCH-M evidence. *Journal of Applied Econometrics*, v. 15, n. 1, p. 45–58, jan 2000. ISSN 0883-7252. Citado 3 vezes nas páginas 11, 14 e 15.

IMBS, J. Growth and volatility. *Journal of Monetary Economics*, v. 54, n. 7, p. 1848–1862, oct 2007. ISSN 03043932. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S030439320600208X>>. Citado 2 vezes nas páginas 1 e 10.

JETTER, M. Volatility and growth: Governments are key. *European Journal of Political Economy*, Elsevier B.V., v. 36, p. 71–88, 2014. ISSN 01762680. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2014.07.005>>. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 8.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, v. 50, n. 6, p. 1345–1370, nov 1982. ISSN 00129682. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1913386?origin=crossref>>. Citado na página 4.

LEAHY, J.; WHITED, T. *The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts*. Cambridge, MA, 1995. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w4986.pdf>>. Citado na página 4.

LEE, J. The link between output growth and volatility: Evidence from a GARCH model with panel data. *Economics Letters*, v. 106, p. 143–145, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 15 e 26.

LEVINE, R.; RENELT, D. A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *The American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 942–963, 1992. Citado na página 7.

- LI, W. K.; MAK, T. K. On the squared residual autocorrelations in non-linear time series with conditional heteroskedasticity. *Journal of Time Series Analysis*, v. 15, n. 6, p. 627–636, 1994. Citado 2 vezes nas páginas 23 e 24.
- LIN, S. C.; KIM, D. H. The link between economic growth and growth volatility. *Empirical Economics*, n. March 2013, p. 1–21, 2013. ISSN 03777332. Citado 2 vezes nas páginas 6 e 8.
- MIRMAN, L. T. Uncertainty and Optimal Consumption Decisions. *Econometrica*, v. 39, n. 1, p. 179–185, 1971. Citado na página 5.
- NELSON, D. B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, v. 59, n. 2, p. 347–370, 1991. ISSN 00129682. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2938260>>. Citado 2 vezes nas páginas 15 e 17.
- OECD. *Main Economic Indicators - complete database*. [S.l.], 2015. Citado 5 vezes nas páginas 11, 13, 16, 17 e 31.
- PINDYCK, R. Irreversibility, uncertainty, and investment. *Journal of Economic Literature*, v. 29, n. 3, p. 1110–1148, 1991. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w3307>>. Citado na página 4.
- POSCH, O.; WÄLDE, K. On the link between volatility and growth. *Journal of Economic Growth*, v. 16, n. 4, p. 285–308, 2011. ISSN 13814338. Citado na página 8.
- RAMEY, G.; RAMEY, V. A. Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 85, n. 5, p. 1138–1151, aug 1995. ISSN 0033-5533. Citado 3 vezes nas páginas 1, 6 e 7.
- STOCK, J.; WATSON, M. W. Has the Business Cycle Changed and Why? In: *NBER Macroeconomics Annual 2002*. MIT Press, 2003. v. 17, n. January, p. 159–230. ISBN 0-262-07246-7. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c11075.pdf>>. Citado na página 10.
- TURNOVSKY, S. J.; CHATTOPADHYAY, P. Volatility and growth in developing economies: some numerical results and empirical evidence. *Journal of International Economics*, v. 59, n. 2, p. 267–295, mar 2003. ISSN 00221996. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199602000168>>. Citado 2 vezes nas páginas 1 e 9.
- World Bank. *World Development Indicators 2015*. Washington, DC, 2015. Citado na página 12.
- YAVAS, B. F.; DEDI, L. An investigation of return and volatility linkages among equity markets: A study of selected European and emerging countries. *Research in International Business and Finance*, Elsevier, v. 37, p. 583–596, 2016. ISSN 02755319. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0275531916300253>>. Citado 2 vezes nas páginas 12 e 22.

Apêndice

Tabela 6 – Total de observações por corte transversal e país

	IP_{it}	$GCONS_{it}$	$PCONS_{it}$	$GFCF_{it}$	XR_{it}	início	fim
Alemanha	648	538	538	538	538	jan./1961	dez./2014
Brasil	480	226	226	226	478	jan./1975	dez./2014
Canadá	648	646	646	646	538	jan./1961	dez./2014
Chile	288	142	142	142	214	jan./1991	dez./2014
Estônia	204	202	202	202	202	jan./1998	dez./2014
EUA	648	646	646	646	538	jan./1961	dez./2014
França	648	646	646	646	538	jan./1961	dez./2014
Índia	249	-	-	-	247	abr./1994	dez./2014
Itália	648	406	406	406	538	jan./1961	dez./2014
Japão	648	250	250	250	538	jan./1961	dez./2014
México	420	418	418	418	418	jan./1980	dez./2014
Reino Unido	648	646	646	646	514	jan./1961	dez./2014
Rússia	264	142	142	142	262	jan./1993	dez./2014
Turquia	360	202	202	202	358	jan./1985	dez./2014

Fonte: OECD (2015).

Tabela 7 – Teste Dickey-Fuller aumentado de raiz unitária: variáveis em nível, p-valores

	IP_{it}	$GCONS_{it}$	$PCONS_{it}$	$GFCF_{it}$	XR_{it}
Alemanha	0,0028	0,0001	0,0880	0,0038	0,0002
Brasil	0,0001	0,0000	0,0689	0,0144	0,0005
Canadá	0,0047	0,0218	0,0126	0,0017	0,0212
Chile	0,0003	0,0020	0,0058	0,0091	0,0007
Estônia	0,1357	0,0234	0,1661	0,0949	0,0000
EUA	0,0011	0,0534	0,1116	0,0079	0,0037
França	0,0321	0,1365	0,0122	0,0029	0,0000
Índia	0,2533	-	-	-	0,0005
Itália	0,1080	0,0656	0,9709	0,7753	0,0015
Japão	0,0157	0,1346	0,0000	0,0102	0,0654
México	0,0735	0,0000	0,0008	0,0004	0,0002
Reino Unido	0,1897	0,0162	0,1508	0,0014	0,0015
Rússia	0,0001	0,0132	0,0874	0,0209	0,0000
Turquia	0,0000	0,0002	0,0087	0,0012	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8 – Modelo AR: Teste de Ljung-Box

	ordem $AR(p)$	χ^2	p-valor
Alemanha	4	5,4285	0,9421
Brasil	1	12,8420	0,3806
Canadá	8	9,2993	0,6772
Chile	7	5,9294	0,9196
Estônia	7	4,9980	0,9580
EUA	5	11,5804	0,4799
França	6	8,2131	0,7683
Índia	12	10,5243	0,5701
Itália	6	7,1061	0,8505
Japão	3	8,5895	0,7375
México	10	2,2777	0,9988
Reino Unido	4	15,2903	0,2259
Rússia	4	9,5898	0,6519
Turquia	2	14,7925	0,2530

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9 – Modelos GARCH em cortes transversais: Teste LM

	Sem controles		Com controles	
	χ^2	p-valor	χ^2	p-valor
Alemanha	0,0156	0,9005	0,0333	0,8552
Brasil	0,0084	0,9272	3,4526	0,0632
Canadá	0,6120	0,4340	0,6302	0,4273
Chile	0,0786	0,7792	0,8039	0,3699
Estônia	0,8984	0,3432	0,8506	0,3564
EUA	0,0207	0,8855	0,1076	0,7429
França	0,0349	0,8518	3,2206	0,0727
Índia	0,1648	0,6848	-	-
Itália	0,1481	0,7003	0,6675	0,4139
Japão	1,3803	0,2401	0,6755	0,4111
México	0,8957	0,3439	0,9265	0,3358
Reino Unido	2,6622	0,1028	2,0369	0,1535
Rússia	1,9895	0,1584	1,7350	0,1878
Turquia	0,2655	0,6064	0,3471	0,5558

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 10 – Resultados para a equação da média - modelos GARCH-M em painel

	Desenvolvidos		Emergentes	
	(1)	(2)	(1)	(2)
μ_1	-0,0013 (0,0014)	-0,0018* (0,0002)	0,0096* (0,0035)	0,0117* (0,0035)
μ_2	0,0028* (0,0005)	0,0031* (0,0005)	-0,0604* (0,0011)	0,0028 [‡] (0,0011)
μ_3	0,0017* (0,0006)	0,0020* (0,0005)	0,0013* (0,0003)	0,0014* (0,0003)
μ_4	0,0010* (0,0004)	0,0011* (0,0004)	0,0033* (0,0007)	0,0034* (0,0007)
ϕ_1	0,1261* (0,0435)	0,1265* (0,0338)	-0,1922 [‡] (0,0862)	-0,2358* (0,0875)
ϕ_2	0,1138* (0,0363)	0,1095* (0,0275)	-0,0242 (0,0693)	-0,0571 (0,0698)
ϕ_3	0,1801* (0,0350)	0,1790* (0,0285)	-0,0631 (0,0575)	-0,0771 (0,0528)
ϕ_4	0,1068* (0,0352)	0,1008* (0,0301)	0,0580 (0,0479)	0,0360 (0,0495)
ϕ_5	-0,0365 (0,0358)	-0,0449 (0,0306)	-0,0008 (0,0505)	-0,0311 (0,0488)
ϕ_6	0,0305 (0,0310)	0,0281 (0,0290)	-0,1318* (0,0495)	-0,1409* (0,0462)
ϕ_7	-0,0148 (0,0320)	-0,0139 (0,0296)	0,0048 (0,0458)	-0,0008 (0,0487)
ϕ_8	0,0168 (0,0313)	0,0061 (0,0282)	0,0317 (0,0350)	0,0337 (0,0377)
ϕ_9	0,0848* (0,0305)	0,0784* (0,0262)	-0,0953 [‡] (0,0444)	-0,0982 [‡] (0,0477)
ϕ_{10}	0,0056 (0,0313)	0,0036 (0,0256)	-0,0229 (0,0494)	-0,0397 (0,0492)
ϕ_{11}	-0,0400 (0,0356)	-0,0170 (0,0264)	-0,0208 (0,0481)	-0,0392 (0,0437)
ϕ_{12}	-0,0781* (0,0274)	-0,0831* (0,0266)	-0,1555* (0,0449)	-0,1654* (0,0562)

Fonte: Elaboração própria.

*: $p < 0,01$; [‡]: $p < 0,05$; †: $p < 0,10$.