

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Lucas de Castro Souza
Matrícula 11912ECO009

**QUANTO MAIS COMPLEXAS AS ECONOMIAS, MENOR A INFLAÇÃO?
UMA ANÁLISE EMPÍRICA COM MODELOS ARDL EM PAINEL**

Uberlândia – MG

2021

Lucas de Castro Souza

**QUANTO MAIS COMPLEXAS AS ECONOMIAS, MENOR A INFLAÇÃO?
UMA ANÁLISE EMPÍRICA COM MODELOS ARDL EM PAINEL**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Área de Concentração: Desenvolvimento Econômico

Linha de Pesquisa: Economia Aplicada

Orientador: Prof. Dr. Fábio Henrique Bittes Terra.

Uberlândia – MG

2021



UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia

Av. João Naves de Ávila, nº 2121, Bloco 1J, Sala 218 - Bairro Santa Mônica, Uberlândia-MG, CEP 38400-902

Telefone: (34) 3239-4315 - www.ppge.ie.ufu.br - ppge@ufu.br



ATA DE DEFESA - PÓS-GRADUAÇÃO

Programa de Pós-Graduação em:	Economia			
Defesa de:	Dissertação de Mestrado Acadêmico, Nº 290, PPGE			
Data:	26 de fevereiro de 2021	Hora de início:	13:30	Hora de encerramento:
Matrícula do Discente:	11912ECO009			
Nome do Discente:	Lucas de Castro Souza			
Título do Trabalho:	Quanto mais complexas as economias, menor a inflação? Uma análise empírica com modelos ARDL em painel			
Área de concentração:	Desenvolvimento Econômico			
Linha de pesquisa:	Economia Aplicada			
Projeto de Pesquisa de vinculação:	A política monetária na perspectiva pós-keynesiana			

Reuniu-se a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Economia, assim composta: Professores Doutores: Cleomar Gomes da Silva - UFU; Paulo Gala - FGV-SP; Fábio Henrique Bittes Terra - UFU orientador do candidato. Ressalta-se que em decorrência da pandemia pela COVID-19 e em conformidade com Portaria Nº 36/2020, da Capes e Ofício Circular nº 1/2020/PROPP/REITO-UFU, a participação dos membros da banca e do aluno ocorreu de forma totalmente remota via webconferência. Os professores Fábio Henrique Bittes Terra e Paulo Gala participaram desde a cidade de São Paulo (SP). Os demais membros da banca e o aluno participaram desde a cidade de Uberlândia (MG).

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa, Dr. Fábio Henrique Bittes Terra, apresentou a Comissão Examinadora e o candidato, agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor(a) presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos(as) examinadores(as), que passaram a arguir o(a) candidato(a). Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o(a) candidato(a):

Aprovado.

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Fábio Henrique Bittes Terra, Usuário Externo**, em 26/02/2021, às 14:50, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Cleomar Gomes da Silva, Professor(a) do Magistério Superior**, em 26/02/2021, às 15:53, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Paulo Sergio O S Gala, Usuário Externo**, em 02/03/2021, às 10:05, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **2565182** e o código CRC **D55021B1**.

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

S729	Souza, Lucas de Castro, 1996-
2021	QUANTO MAIS COMPLEXAS AS ECONOMIAS, MENOR A INFLAÇÃO? UMA ANÁLISE EMPÍRICA COM MODELOS ARDL EM PAINEL [recurso eletrônico] / Lucas de Castro Souza. - 2021.
<p>Orientador: Fábio Henrique Bittes Terra. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia, Pós-graduação em Economia. Modo de acesso: Internet. Disponível em: http://doi.org/10.14393/ufu.di.2021.130 Inclui bibliografia.</p>	
<p>1. Economia. I. Terra, Fábio Henrique Bittes,1984-, (Orient.). II. Universidade Federal de Uberlândia. Pós-graduação em Economia. III. Título.</p>	
CDU: 330	

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:

Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091

AGRADECIMENTOS

Ao Programa de Pós-Graduação em Economia e Instituto de Economia e Relações Internacionais, assim como a Universidade Federal de Uberlândia que me acolheu por vários anos e me ensinou não apenas ser um economista, mas um cidadão brasileiro.

A coordenação do curso, especialmente a Professora Doutora Ana Paula de Avellar e a secretária do Programa, Camila Bazani, pela competência e gentileza nas diversas questões sobre o Programa.

Aos meus pais que me apoiaram durante esses dois anos de curso e que não mediram esforços para que eu completasse mais essa jornada entre muitas.

Ao apoio financeiro provisionado pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

Aos Professores, Doutor Carlos César Santejo Saiani e Doutor Cleomar Gomes da Silva, que estiveram sempre dispostos a ajudar e ensinar além do que lhes cabia.

Ao meu orientador, Professor Doutor Fábio Henrique Bittes Terra, que esteve sempre disposto e interessado na execução deste trabalho mesmo sabendo que a tarefa era muito custosa e ousada para uma dissertação.

Aos colegas que contribuíram de alguma forma para a execução desta dissertação, Vitor Henrique Okubo Sabatin, Raphael José Pereira Freitas e Mestre Pedro Henrique Martins Prado.

Aos meus amigos de curso que compartilharam comigo vários momentos de dúvida, desacordo e desarmonia, mas também de aprendizado, alegria, solidariedade e paz. Em que esses últimos foram certamente mais presentes dos que os primeiros, tornando minha estadia na Casa uma experiência fantástica.

RESUMO

Esta dissertação investiga a relação entre complexidade econômica e inflação. A hipótese é a de que quanto maior a complexidade de uma economia menor deve ser a inflação, visto que a complexidade é uma expressão da produtividade e quanto maior esta, mais comportados são os preços. O estudo se baseia em uma amostra de 48 países entre os anos de 2002 a 2018, cuja análise também divide em subgrupos de países Desenvolvidos e Não-Desenvolvidos. Como estratégia para realizar inferência, o estudo desenvolve alguns modelos com base na literatura, verifica a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis para em sequência apresentar os resultados principais da abordagem escolhida ARDL/PMG e testes de causalidade. Os resultados da metodologia aplicada de fato apontam que tal relação negativa existe entre complexidade econômica e inflação, principalmente para o subgrupo de países Desenvolvidos. Isso quer dizer que a inflação nem sempre e nem em toda parte é um fenômeno exclusivamente monetário, mas depende também das estruturas institucionais que provêm um sistema produtivo complexo capaz de ampliar constantemente sua produtividade e reduzir a dinâmica do aumento de preços.

Palavras-Chaves: Complexidade, Inflação, ARDL.

Classificação JEL: O11, E31, C13.

ABSTRACT

This dissertation investigates the relationship between economic complexity and inflation. The hypothesis is that the greater the complexity of an economy, the lower must be inflation, since complexity is an expression of productivity and the higher it is, the more behaved are the prices. The study is based on a sample of 48 countries between the years 2002 to 2018, whose analysis also divides them into subgroups of Developed and Undeveloped economies. As a strategy for making inference, the study develops some models based on the literature, verifying the existence of a long-run relationship between the variables in order to present the main results of the chosen ARDL/PMG approach and causality tests. The results of the applied methodology show that such a negative relationship exists between economic complexity and inflation, mainly for the developed countries subgroup. This means that inflation is not always and not everywhere an exclusively monetary phenomenon, but it also depends on the institutional structures that provide a complex productive system capable of constantly increase its productivity and reduce the price increase dynamics.

Key-Words: Economic Complexity, Inflation, ARDL.

JEL Code: O11, E31, C13.

Sumário

INTRODUÇÃO	8
1. REVISÃO DA LITERATURA.....	9
1.1 COMPLEXIDADE ECONÔMICA.....	9
1.2 INFLAÇÃO.....	11
2. DADOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA	14
3. ANÁLISE EMPÍRICA E DISCUSSÃO DE RESULTADOS.....	19
3.1 TESTES DE ESTACIONARIEDADE	19
3.2 TESTES DE COINTEGRAÇÃO.....	20
3.3 RESULTADOS PMG	22
4. TESTES DE CAUSALIDADE	25
CONCLUSÃO.....	27
BIBLIOGRAFIA	29
APÊNDICE	32

Lista de Tabelas

Tabela 1 - Testes de Estacionariedade.....	20
Tabela 2 - Testes de Cointegração para o Grupo Geral.....	21
Tabela 3 - Testes de Cointegração para os Subgrupos	22
Tabela 4 - <i>Long Run e Short Run</i> Coeficientes (ECM) Geral	23
Tabela 5 - <i>Long Run e Short Run</i> Coeficientes (ECM) Subgrupos.....	24
Tabela 6 - Testes de Causalidade do Grupo Geral	26
Tabela 7 - Testes de Causalidade dos Subgrupos.....	27
Table 8: Lista de Países e Média ECI (2002-2018).....	32

Lista de Figuras

Figure 1: Países selecionados e Índice de Complexidade Econômica (2010).....	14
Figure 2: Correlações por Subgrupos	16
Figure 3: Inflação Futura e Inflação Esperada das Economias	17

INTRODUÇÃO

Na literatura econômica há inúmeros trabalhos que discutem as causas e consequências da inflação, assim como é muito presente a discussão sobre a relação entre a produção e exportação de bens complexos e o desenvolvimento dos países. Contudo, pouco ainda se investigou a relação entre a inflação e a complexidade produtiva das nações, seja ela mais ou menos sofisticada, conforme concebida por Hausmann et al. (2014). Portanto, esta dissertação¹

Assim sendo, o objetivo desse trabalho é analisar se a complexidade econômica dos países importa para a taxa de inflação. Para tanto, serão analisados países de diferentes níveis de complexidade econômica. Vale ressaltar que o Índice de Complexidade Econômica é calculado através de dois conceitos, diversidade e ubiquidade. Portanto, não basta que o universo de bens exportados seja não-ubíquo (sofisticados ou únicos), ele também deve ser diferente e numeroso.

A contribuição deste trabalho está em preencher a lacuna na literatura acerca da análise de se a complexidade influencia as variações de preços dos países. A hipótese do artigo é a de que maior complexidade produtiva deve levar um país a ter taxa de inflação mais baixa. Ou seja, a complexidade econômica relaciona-se negativamente com a inflação enquanto que o contrário deve ocorrer para aqueles cuja complexidade econômica é baixa.

Para testar essa hipótese foi selecionado um grupo de 48 países que contém tanto economias avançadas quanto emergentes e em desenvolvimento, portanto não desenvolvidas. Os dados vão de 2002 a 2018. Além do teste com o conjunto geral dos países, também se farão exames com dois subgrupos de países, Desenvolvidos e Não-desenvolvidos, para se terem avaliações mais minuciosas da relação entre complexidade e inflação. A estratégia econométrica do trabalho consiste em primeiro estimar um Modelo de Dados em Painel, cujo método é o *Autoregressive Distributed Lags Pooled Mean Group* (ARDL/PMG)². Posteriormente, serão realizados dois testes de Causalidade para observar as relações de causalidade estatística entre as variáveis de interesse, quais sejam, complexidade econômica e inflação.

Este artigo está dividido em seis seções além dessa introdução. A primeira apresenta a revisão da literatura pertinente sobre complexidade econômica e também

¹ Dado o formato, ela poderá ser chamada ao longo do texto de artigo, estudo ou trabalho.

² As estimativas econométricas apresentadas neste trabalho foram feitas através do software Eviews10. Além disso, este estudo segue caminho metodológico como em Attiaoui et al. (2017) e Vieira e Silva (2019).

sobre inflação. Na seção seguinte são descritos os dados utilizados e a estratégia empírica escolhida. Na terceira seção está a apresentação dos resultados das análises via ARDL/PMG, enquanto a quarta reporta os resultados dos testes de causalidade. A última seção traz as considerações finais do trabalho.

1. REVISÃO DA LITERATURA

Esta revisão está dividida em duas subseções com o intuito de agregar a literatura sobre complexidade econômica e inflação. A primeira trata do conceito e do cálculo do Índice de Complexidade Econômica, enquanto que a segunda apresenta abordagens teóricas e empíricas sobre inflação.

1.1 COMPLEXIDADE ECONÔMICA

O termo complexidade está apoiado na concepção teórica de Hausmann et al. (2014) que observaram como um ou vários produtos podem representar a extensão de todo o conhecimento de uma sociedade. Para ilustrar, os autores utilizam alguns exemplos, como a pasta de dente. O que pode ser visto nela? Um tubo de plástico e o creme dental, em que ambos são resultados de algum conhecimento sobre produção de plásticos, tintas e todos os compostos do creme dental que não devem servir apenas para confecção desse produto, mas também de outros que demandam conhecimento, técnica, aprendizado ou materiais relacionados. Isso significa que os países possuem a capacidade de produzir produtos com materiais e conhecimento similares. Dada essa relação entre os produtos a partir do conhecimento, pode-se observar a formação de uma rede de bens chamada pelos autores de *Product Space*.

Como maneira de expressar o grau de complexidade das nações, Hidalgo & Hausmann (2009) desenvolveram o Índice de Complexidade Econômica (ECI) a partir dos dados de exportações mundiais anual. Segundo os autores, a vantagem de se utilizarem dados sobre as exportações para se medir a complexidade econômica segue o seguinte raciocínio: se o país exporta determinado produto é provável que ele seja eficiente na sua produção e, assim, os autores inferem que ter as exportações no ECI revela a intensidade de conhecimento sobre a produção de bens de um país (Hidalgo & Hausmann, 2009).

Sendo assim, para se estimar o ECI primeiro define-se a matriz de vantagem comparativa revelada (VCR_{cp}), que denota quais países são exportadores significativos dos produtos. Ademais, a variável VCR_{cp} conecta países aos produtos que exportam mais

do que o esperado, com base nas exportações totais de um país e no mercado global de um produto. De maneira formal, define-se:

$$VCR_{cp} = \frac{X_{cp}}{E(X_{cp})}$$

onde $E(X_{cp}) = (\sum_c X_{cp} \sum_p X_{cp}) / \sum_{cp} X_{cp}$ e representa as exportações esperadas do país c no produto p . Isso é igual ao tamanho das exportações de um país ($\sum_c X_{cp}$) vezes o tamanho do mercado global desse produto ($\sum_p X_{cp}$) dividido pelo total global transacionado ($\sum_{cp} X_{cp}$).

A partir da vantagem comparativa revelada define-se $M_{cp} = 1$ caso o país possua $VCR_{cp} \geq 1$ em um produto e $M_{cp} = 0$ caso não, em que M_{cp} representa uma matriz com diferentes países nas linhas e produtos distintos nas colunas. Usando M_{cp} define-se a diversidade de um país ($k_c = \sum_c M_{cp}$) como o número de produtos que ele exporta com vantagem comparativa revelada ($VCR_{cp} \geq 1$), e a ubiquidade de um produto ($k_p = \sum_c M_{cp}$) como o número de países que exportam esse produto com vantagem comparativa revelada ($VCR_{cp} \geq 1$). Sendo assim,

$$\text{Diversidade} = k_{c0} = \sum_p M_{cp}$$

$$\text{Ubiquidade} = k_{p0} = \sum_c M_{cp}$$

Com base nas definições anteriores, pode ser definida uma matriz que conecta países exportadores de produtos similares, com pesos de acordo com o inverso da ubiquidade do produto para descontar produtos comuns e normalizar a diversidade do país. Logo, o ECI pode ser definido na última equação,

$$\tilde{M}_{cc'} = \frac{1}{k_{c,0}} \sum_p \frac{M_{cp} M_{c'p}}{k_{p,0}}$$

$$ECI_c = \frac{K_c - \langle K \rangle}{std(K)}$$

sendo K_c é um autovetor de \tilde{M}_{cc} associado ao segundo maior autovalor, enquanto que o vetor associado com o de maior autovalor é composto por uns (Hausmann et. al, 2014). Sendo assim, o ECI é uma medida representativa do grau de complexidade de uma economia, que utiliza como base o universo de produtos exportados em um ano por todos

os países que participam do comércio internacional para aplicação dos conceitos chaves de diversidade e ubiquidade.

1.2 INFLAÇÃO

Quando se discute a taxa de inflação, a Curva de Phillips³ (Phillips, 1958) certamente é modelo explicativo comum dela. A verificação da Curva original por Samuelson e Solow (1960) nos EUA foi formalizada da seguinte maneira, tendo a inflação por π_t , o desemprego por u_t , e ε_t é o termo de erro,

$$\pi_t = u_t + \varepsilon_t^4$$

Porém, o *trade-off* entre inflação (π_t) e desemprego (u_t) colocado nestes termos não consegue explicar os períodos de ‘estaginflação’, por isso vieram revisões e novas versões da Curva de Phillips. Phelps (1967) e Friedman (1968) observaram que não deveria existir uma troca consistente entre essas duas variáveis no longo prazo, o que abriu espaço para a introdução das expectativas, primeiramente adaptativas ou *backward-looking*, π_{t-1} , ou seja, a expectativa de inflação depende dos valores passados da própria inflação, e posteriormente racionais ou *forward-looking*, π_t^e , caras a Muth (1961) e Lucas (1972), em que as expectativas de inflação olham todo o conjunto de dados existentes, tanto passados quanto futuros.

Mais adiante, os estudos sobre política monetária de Taylor (1980) e Calvo (1983) inseriram a rigidez de preços e salários no debate da dinâmica inflacionária, o que quer dizer que salários e preços não se alteram de maneira instantânea como na proposição de Lucas (1972). Assim, Calvo (1983) virou base para o novo *framework* macroeconômico chamado de Novo Keynesiano, que se tornou cânnone na forma exposta por Clarida, Galí e Gertler (1999), em que a dinâmica da inflação passa a ser representada pela Curva de Phillips Novo Keynesiana (NKPC),

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \varepsilon_t$$

onde x_t representa o hiato do produto (um correlato ao desemprego, dado pela diferença entre produto observado e natural), e o coeficiente $\lambda = (1 - \theta)(1 - \beta\theta)/\theta$ depende da frequência θ em que os preços são ajustados; β é um fator subjetivo de desconto atrelado

³ Outras escolas de pensamento econômico que avaliam as causas, consequências e soluções para a inflação poderiam ser consideradas neste trabalho, como o estruturalismo e os pós-keynesianos. Mas neste estudo, a escolha foi manter um viés *mainstream* para o debate sobre inflação.

⁴ Alguns termos dos trabalhados originais foram alterados sem perda de sentido com o intuito de tornar a leitura mais fluída.

à esperança matemática sobre a taxa futura de inflação $E_t\pi_{t+1}$; e ε_t representa um choque aleatório.

Uma versão híbrida dessa curva também foi apresentada em Galí e Gertler (1999), em que a expectativa de inflação ao molde *backward looking* π_{t-1} retorna motivada pelos resultados empíricos de outros autores da época,

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \beta_b \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde, $\beta_f = \beta\theta\phi^{-1}$, $\beta_f = \omega\phi^{-1}$, $\lambda = (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1}$ e $\phi = \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]$. O significado das variáveis não muda muito em relação às descrições anteriores. β passa a ser um termo de desconto, com ϕ em função de θ , e ω foi adicionado como parâmetro que reflete o quanto as firmas tomam decisões de ajuste de preços baseadas em informações passadas. Quando $\omega = 0$, apenas expectativas futuras são relevantes e quando $\beta = 1$ ou também $\beta_f + \beta_b = 1$, entende-se que os dois estimadores são importantes e a Curva é chamada de híbrida.

Outras variáveis foram consideradas no processo de formação de preços, fosse na abordagem dos ciclos reais de negócios ou posteriormente na literatura novo keynesiana. Entre elas, a taxa básica de juros i_t figura como o principal instrumento de política monetária dos bancos centrais para se atingir a meta de inflação π_t^* . Por sinal, a taxa de juros é instrumento para as próprias expectativas futuras de preços, uma vez que ela possui o potencial de alterar a oferta e demanda por moeda. Consoante Taylor (1993), a chamada Regra de Taylor de marcação de juros pelos bancos centrais considera que,

$$i_t = r_t + \alpha_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_y x_t$$

reorganizando a equação,

$$\pi_t = \frac{(i_t - r_t - \alpha_y x_t + \alpha_\pi \pi_t^*)}{\alpha_\pi}$$

onde r_t representa a taxa de juros de equilíbrio, e α_π e α_y os coeficientes de sensibilidade dos juros à variação da inflação e do produto, respectivamente. Os demais parâmetros seguem as definições já conhecidas.

No caso de uma economia aberta, a taxa real de câmbio e_t deve ser considerada (Romer, 2019). Assim, a equação anterior pode ser reescrita da seguinte forma,

$$\pi_t = \frac{(i_t - r_t - \alpha_y x_t - \alpha_e e_t + \alpha_\pi \pi_t^*)}{\alpha_\pi}$$

sendo que α_e representa o coeficiente de impacto do câmbio e as demais variáveis conservam os significados já apresentados. A dinâmica do câmbio real influencia os

preços dos bens importados e exportados. No sentido comum, o entendimento é o de que apreciação real cambial reduz a inflação no curto prazo pela possibilidade de se importarem bens mais baratos, para consumo final ou intermediário. O poder das firmas em estabelecer preço, que decorre da estrutura de mercado em que a firma opera, das regulamentações estatais, e da capacidade de estabelecimento de vantagens competitivas pelas firmas, impacta o quanto haverá repasse de variações do câmbio aos preços finais (Rogoff, 1996; Goldberg e Knetter, 1997). Contudo, para o caso de commodities, as variações de preço decorrentes de variações da taxa de câmbio são mais imediatos, pois nestes mercados os preços estão sob menor controle dos produtores e distribuidores. O impacto da dinâmica cambial sobre os preços domésticos é chamado de *pass-through* cambial e compõe o coeficiente α_e .

Em Schorfheide (2008), o autor faz uma revisão de dezenas de trabalhos que estimaram a NKPC e encontraram evidências favoráveis para as Curvas apresentadas em Galí e Gertler (1999) e Clarida, Galí e Gertler (1999). Os métodos mais utilizados foram os de Estimação Bayesiana e Máximo Verossimilhança. Nos artigos revisados, o hiato do produto, inflação passada e expectativas futuras possuem efeitos positivos sobre a inflação.

Todavia, nem todas as formas com as quais as autoridades monetárias estimam a inflação, meta ou esperada, são necessariamente concebidas tal qual em *frameworks* teóricos. Há sempre variáveis a mais consideradas nos cenários prospectivos e no manejo das taxas de juros básicas dos bancos centrais, como é caso de variáveis fiscais de financiamento do setor público, da relação dívida pública sobre o PIB, e institucionais, como clima, guerras, entre outras de cunho qualitativo. Neste artigo, o ECI é considerado uma variável institucional.

Neste sentido, pegando-se, por exemplo, Banco Central do Brasil (2020, p. 74), a Curva de Phillips é definida da seguinte forma,

$$\pi_t^{L,sa} = \alpha_1 \pi_{t-1}^{L,sa} + (1 - \alpha_1) \pi_{t,t+4|t}^e + \alpha_2 \hat{\pi}_t^* + \alpha_3 \widehat{\Delta e}_{t-2} + \alpha_4 x_t + \alpha_5 \frac{\sum_{i=1}^2 C_{t-i}^2}{2} + \varepsilon_t$$

sendo $\pi_t^{L,sa}$ a inflação de preços livres do IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) com ajuste sazonal, $\pi_{t-1}^{L,sa}$ seu valor passado, $\pi_{t,t+4|t}^e$ a expectativa em t, apurada pelo Focus⁵, acerca da inflação esperada para quatro trimestres à frente; $\hat{\pi}_t^*$

⁵ O Relatório Focus, organizado e publicado pelo Banco Central do Brasil, resume as expectativas de diversas instituições financeiras, coletadas semanalmente, sobre variáveis macroeconômicas chave da economia brasileira.

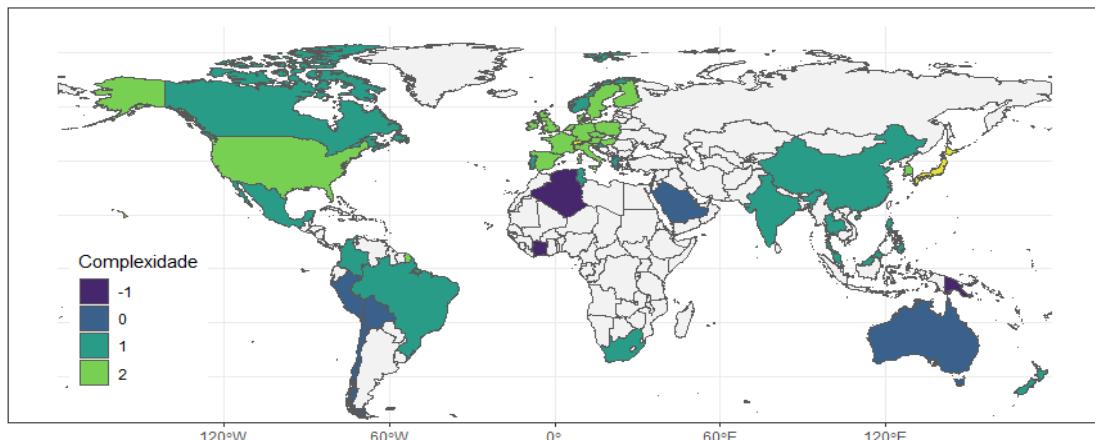
é o desvio da inflação externa, medida em reais pelo Índice de Commodities Brasil (IC-Br) em relação à meta de inflação doméstica; $\widehat{\Delta e}_t$ é o desvio da variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) em relação à sua variação de longo prazo prevista pela teoria da paridade do poder de compra (PPC); x_t é o hiato do produto; C_t^2 representa a variável que captura choques de oferta provenientes de anomalias climáticas; ε_t é um termo de erro. Ou seja, o Banco Central do Brasil baseia-se em uma curva híbrida como a de Gali e Gertler (1999), que também leva em consideração o câmbio, o clima e a meta de inflação.

Não existem na literatura textos que analisem a relação entre complexidade e inflação. Hidalgo & Hausmann (2009), contudo, apontam que complexidade econômica é imediatamente relacionada com maior produtividade dos países. Logo, uma aproximação do que se deve esperar da relação entre complexidade e inflação pode ser encontrada na relação entre produtividade e inflação. Sbordone e Kuttner (1994), Steindel e Stiroh (2001) e Christopoulos e Tsionas (2005) encontram evidências de que produtividade é benéfica à inflação. Neste sentido, o que se espera neste trabalho é que a complexidade também seja benéfica à inflação, isto é, maior complexidade econômica se relacione com menor inflação.

2. DADOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para verificar a relação entre a taxa de inflação e a complexidade econômica, foram selecionados dados anuais referentes a países que abrangem tanto economias desenvolvidas, como emergentes e em desenvolvimento, ou seja não desenvolvidas. Os países constantes da amostra estão destacados no Gráfico 1. Como se pode ver, eles se distribuem entre diferentes níveis de complexidade econômica.

Figura 1 - Países selecionados e Índice de Complexidade Econômica



Fonte: Elaboração Própria

Fonte: Elaboração Própria.

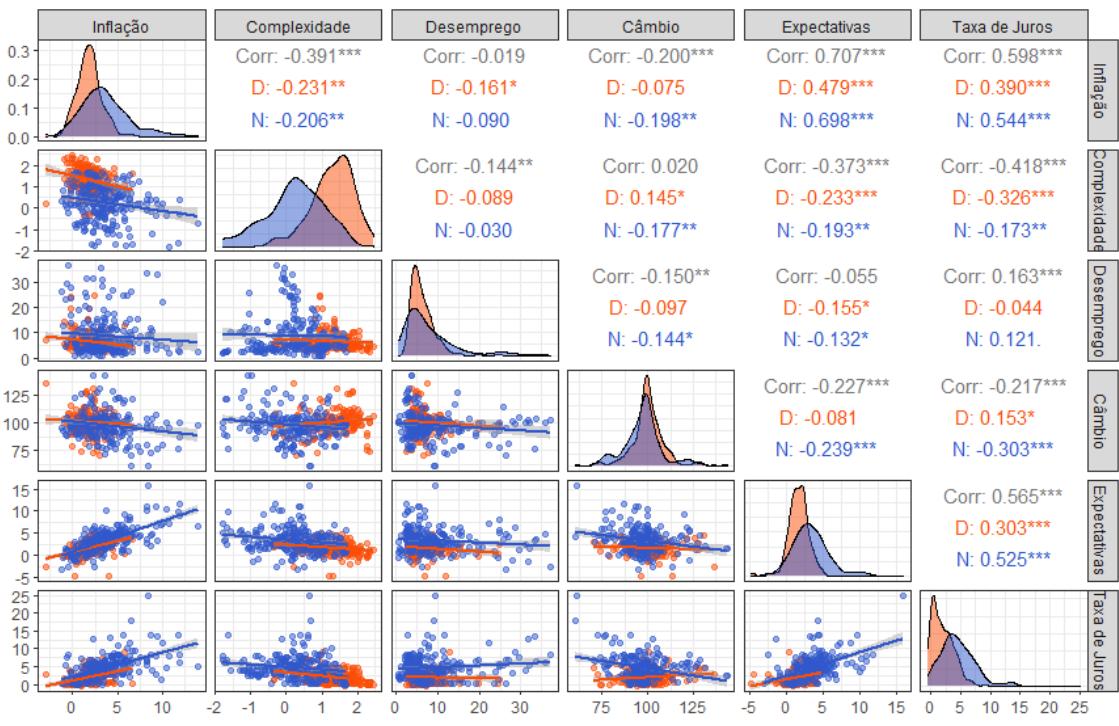
Para reduzir algum tipo de viés amostral, a escolha dos países e do tempo buscou capturar o número máximo de dados, aceitando como restrição a exclusão daqueles que manifestaram inflação alta com frequência. Aquelas economias que apresentaram dois ou mais anos de inflação acima de 15% desde 2002 foram excluídas da amostra. Com base nessa limitação, o tempo amostral ótimo encontrado foi de 2002 a 2018, portanto $T = 17$, enquanto $N = 48$, o número de países (ver nomes no apêndice).

Baseando-se na literatura relevante debatida anteriormente, as seguintes variáveis foram selecionadas para se comporem os modelos de análise empírica:

- *Inflação (inf)*: Taxa de Inflação, preços aos consumidores. Fonte: World Development Indicators (WDI) do International Monetary Fund (IMF).
- *Complexidade (eci)*: Índice de Complexidade Econômica. Fonte: MIT Observatory of Economic Complexity.
- *Desemprego (txd)*: Taxa de Desemprego do Total da Força de Trabalho. Fonte: WDI do International Labor Organization.
- *Câmbio (rec)*: Índice da Taxa Real Efetiva de Câmbio (2010 = 100). Fonte: WDI do IMF e Bank for International Settlements (BIS).
- *Expectativas (exp)*: Expectativas sobre a Taxa de Inflação, preços aos consumidores. Fonte: *Bootstrap* a partir dos dados sobre inflação do WDI do IMF.
- *Taxa de Juros (txj)*: Taxa de Juros fixada pela Autoridade Monetária. Fonte: WDI do IMF, BIS, Bank of India, Banco Central de Bolivia, Central Reserve Bank of Perú e Central Bank of Tunisia.

Um dos desafios da análise foi o de encontrar uma variável que pudesse representar as expectativas futuras de inflação, pois não existe banco de dados que forneça uma variável dessa natureza para vários anos e países. Dessa forma, a primeira opção seria assumir que os agentes possuem total certeza sobre os preços no ano seguinte e utilizar o dado do ano posterior como a taxa de inflação esperada, ou seja, que $\pi_{t+1} = \pi^e$. Sabe-se que esta é uma proposição forçosa por acreditar que todos os agentes sabem no presente exatamente os preços futuros. Além disso, as tentativas de cointegração entre as variáveis falharam, não é possível utilizar inflação presente π_t e inflação posterior π_{t+1} nos mesmos modelos nesta metodologia. Portanto, com o objetivo de superar essas limitações faz-se um procedimento *bootstrap* como solução.

Figura 2 - Correlações por Subgrupos



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Países Desenvolvidos em laranja e Não-desenvolvidos em azul. Apenas anos pares foram selecionados para reduzir a poluição gráfica.

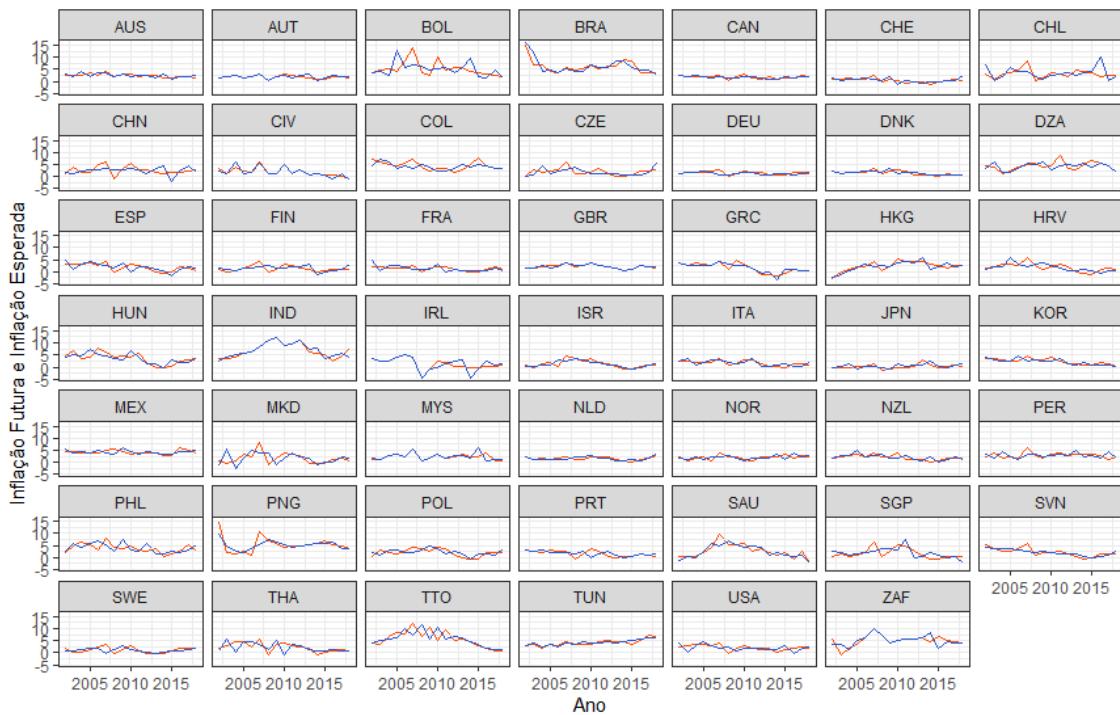
O procedimento descrito em Bergmeir, Hyndman e Benitez (2016)⁶ permite a criação de novas séries temporais com características muito próximas às originais, o que faz sentido no caso da inflação, visto que é razoável assumir que os agentes esperem uma taxa futura de inflação próxima à futura de fato, ou seja, que $\pi^e \sim \pi_{t+1}$. Por se tratar de uma série não sazonal, o primeiro passo do cálculo é realizar uma transformação Box-Cox para normalizar a série, $y \sim N(X\beta, \sigma^2 I_n)$. Posteriormente a série é decomposta entre tendência e demais componentes, e são esses componentes que sofrerão o *bootstrap* de blocos móveis. Isso significa que para cada série n desses componentes com tamanho de bloco l , existem possíveis blocos $n - l + 1$, que são divididos em $l = 8$ com o cuidado de que qualquer valor da série original possa ser colocado em qualquer local da nova série.

Para tanto são desenhados $\left[\frac{n}{l}\right] + 2$ blocos dos componentes restantes, e posteriormente um valor aleatório de $l - 1$ é descartado do início da nova série. Devem ainda ser retirados alguns valores da série para que elas tenham o mesmo tamanho, o que

⁶ As séries foram geradas no RStudio com o uso do pacote fpp3, cujo autor é o próprio Hyndman. O comando utilizado foi o *bld.mbb.bootstrap*, que utiliza como base principalmente os trabalhos de Box e Cox (1964), Künsh, (1989) e Cleveland et. al (1992).

garante que as novas séries geradas não tenham início ou fim iguais aos das séries originais. Depois de realizar o *bootstrap*, a tendência é combinada à nova série e a transformação Box-Cox é invertida para se obter uma série similar à original. A figura 3 abaixo reporta o resultado do procedimento:

Figura 3 - Inflação Futura e Inflação Esperada das Economias



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do World Development Indicators (IMF, 2002-2018).

Nota: Alguns pontos estão omitidos graficamente por conta da sobreposição de dados próximos. Novas séries em azul.

A principal estratégia empírica adotada nessa análise é baseada no método *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL), proposto por Pesaran e Shin (1999) e adaptado para o caso de dados em painel chamado de *Pooled Mean Group* (PMG) em Pesaran, Shin e Smith (1999). Esta metodologia possibilita estimar coeficientes consistentes em uma relação de longo prazo mesmo quando as variáveis não são estacionárias. Logo, os modelos ARDL são eficientes em capturar relações de longo prazo entre variáveis independente dos regressores serem estacionários I(0), não estacionários I(1), ou mutualmente cointegrados (Pesaran e Shin, 1999). Outra vantagem dos modelos ARDL diz respeito à endogenia, uma vez que o modelo permite a inclusão de defasagens das variáveis endógenas e também exógenas.

Conforme Pesaran, Shin e Smith (1999), o modelo ARDL pode ser representado da seguinte forma,

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} x_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

onde $t = 1, 2 \dots, T$ identifica o período e $n = 1, 2 \dots, N$ identifica os grupos; $x_{i,t}$ é o vetor $k \times 1$ das variáveis exploratórias para o grupo i ; $y_{i,t}$ é o vetor da variável dependente para o grupo i ; μ são os termos de efeitos fixos; $\varepsilon_{i,t}$ são os resíduos; λ_{ij} é o escalar dos coeficientes relacionados às defasagens da variável dependente; δ_{ij} é o vetor de coeficientes $k \times 1$. De outra forma, a equação pode ser reescrita como,

$$\Delta y_{i,t} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta'_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

onde os termos em nível refletem as dinâmicas de longo prazo e as primeiras diferenças das variáveis representam os termos de curto prazo. Nesta equação $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}^*)$ representa o termo de correção para o grupo i^a ; $\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$ representa o parâmetro de longo prazo para o grupo i^a ; por fim, $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$, $j = 1, 2, \dots, p-1$ e $\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}$, $j = 1, 2, \dots, q-1$.

Apesar da metodologia possuir algumas vantagens como permitir observar as defasagens de variáveis exógenas e endógenas, não existe método econométrico que consiga lidar com todos os desafios envolvidos na estimativa de coeficientes robustos para avaliar a relação entre dois ou mais objetos. As variáveis devem estar em nível I(0) ou no máximo em primeira diferença I(1), caso contrário o método de cointegração não pode ser aplicado. Além disso, ao menos uma variável entre os regressores deve ser não estacionária I(1) e o tamanho da amostra N não deve ser grande em relação ao tempo T para que os estimadores sejam eficientes (Pesaran, Shin, e Smith, 1999).

Com o intuito de considerar essa restrição e também para se obterem análises empíricas mais minuciosas da relação entre inflação e complexidade, foram feitas estimativas para o grupo geral de 48 países, mas também para dois subgrupos já mencionados. A divisão destes subgrupos deu-se entre aquelas nações que possuíam uma renda per capita superior a U\$ 30 mil (2018), consideradas desenvolvidas, e inferior a essa renda chamadas de não desenvolvidas. Dessa forma, a amostra geral foi estratificada em dois segmentos, 22 nações desenvolvidas e 26 não desenvolvidas⁷. Com essa separação, constroem-se estimadores mais robustos e permite-se a verificação de possíveis diferenças entre grupos de países com nível de desenvolvimento distinto.

As defasagens dos modelos foram escolhidas com base em duas regras. A primeira, econômétrica, os *lags* foram selecionados pelo Critério de Akaike, $AIC = 2k -$

⁷ Não existem dados perdidos neste estudo, o que permite a divisão amostral sem perda de qualidade para os estimadores.

$2 \ln(\hat{L})$, sendo que \hat{L} representa o valor máximo da função de verossimilhança do modelo. A segunda visa ao bom senso econômico: modelos cujos resultados de $ECM < -1$ e coeficientes muito elevados (acima de dez unidades) foram descartados, pois não há sentido econômico e nem precedentes na literatura. Levando em consideração essas limitações e com o intuito de não haver subespecificação para as estimativas, três modelos com até cinco regressores foram desenvolvidos, onde μ denota a constante e T a tendência temporal.

Modelo 1:

$$\begin{aligned}\Delta(\text{inf})_{i,t} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1(\text{eci})_{i,t-1} + \beta_2(\text{txd})_{i,t-1} + \beta_3(\text{rec})_{i,t-1} \\ & + \sum_{j=0}^p \beta_6 \Delta(\text{eci})_{i,t-1} + \sum_{j=0}^q \beta_7 \Delta(\text{txd})_{i,t-1} + \sum_{j=0}^r \beta_8 \Delta(\text{rec})_{i,t-1} + \nu_t\end{aligned}$$

Modelo 2:

$$\begin{aligned}\Delta(\text{inf})_{i,t} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1(\text{eci})_{i,t-1} + \beta_2(\text{txd})_{i,t-1} + \beta_3(\text{rec})_{i,t-1} + \beta_4(\text{exp})_{i,t-1} \\ & + \sum_{j=0}^p \beta_6 \Delta(\text{eci})_{i,t-1} + \sum_{j=0}^q \beta_7 \Delta(\text{txd})_{i,t-1} + \sum_{j=0}^r \beta_8 \Delta(\text{rec})_{i,t-1} \\ & + \sum_{j=0}^s \beta_9 \Delta(\text{exp})_{i,t-1} + \nu_t\end{aligned}$$

Modelo 3:

$$\begin{aligned}\Delta(\text{inf})_{i,t} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1(\text{eci})_{i,t-1} + \beta_2(\text{txd})_{i,t-1} + \beta_3(\text{rec})_{i,t-1} + \beta_4(\text{exp})_{i,t-1} \\ & + \beta_5(\text{txj})_{i,t-1} + \sum_{j=0}^p \beta_6 \Delta(\text{eci})_{i,t-1} + \sum_{j=0}^q \beta_7 \Delta(\text{txd})_{i,t-1} \\ & + \sum_{j=0}^r \beta_8 \Delta(\text{rec})_{i,t-1} + \sum_{j=0}^s \beta_9 \Delta(\text{exp})_{i,t-1} + \sum_{j=0}^u \beta_{10} \Delta(\text{txj})_{i,t-1} + \nu_t\end{aligned}$$

3. ANÁLISE EMPÍRICA E DISCUSSÃO DE RESULTADOS

3.1 TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Para se chegarem às estimativas, primeiro deve ser verificado em que nível as variáveis apresentam raiz unitária. O diagnóstico da estacionariedade foi feito através dos testes de Levin et al. (2002) e Breitung (2000), em processo comum, em que a hipótese nula assume presença de raiz unitária, ao passo em que nos testes ADF (Dickey e Fuller, 1979), PP (Phillips e Perron, 1988), e IPS (Im, Pesaran e Shin, 2003) o processo é individual e assume a mesma hipótese nula. A relevância dos testes de estacionariedade é identificar se entre os regressores ao menos um não é estacionário, I(1). Neste caso, a variável câmbio tem essa característica, o que permite a utilização do método ARDL.

Tabela 1 - Testes de Estacionariedade

	Levin-Lin-Chu	Breitung	Im-Pesaran-Chin	ADF-Fisher	PP-Fisher	Conclusão
<i>Inflação</i>	-9.51721 [0.0000]	-5.95637 [0.0000]	-6.99586 [0.0000]	213.724 [0.0000]	289.275 [0.0000]	Estacionária
<i>Complexidade</i>	-8.41094 [0.0000]	0.47455 [0.6824]	-3.40073 [0.0003]	140.938 [0.0019]	270.467 [0.0000]	Estacionária
<i>Desemprego</i>	-4.53813 [0.0000]	0.18061 [0.5717]	-3.37779 [0.0004]	144.747 [0.0010]	115.648 [0.0840]	Estacionária
<i>Câmbio</i>	-1.95928 [0.0250]	-0.25290 [0.4001]	-0.50365 [0.3073]	89.8796 [0.6565]	97.9410 [0.4258]	Não Estacionária
<i>Expectativas de Inflação</i>	-4.28973 [0.0000]	-0.28782 [0.3867]	-5.38847 [0.0000]	192.564 [0.0000]	372.115 [0.0000]	Estacionária
<i>Taxa de Juros</i>	-6.70540 [0.0000]	-4.29569 [0.0000]	-3.08242 [0.0010]	140.913 [0.0019]	168.476 [0.0000]	Estacionária

Fonte: Elaboração própria.

Notas: p-valores entre colchetes. Foi utilizado critério de AIC para a quantidade de defasagens. Testes foram feitos em nível incluindo Intercepto e Tendência. Hipótese nula: Raiz Unitária.

3.2 TESTES DE COINTEGRAÇÃO

Para checar a existência de uma relação de cointegração (longo prazo) entre as variáveis, foi aplicado o Teste de Cointegração em Painel de Pedroni (Pedroni, 1999). De forma resumida, a primeira etapa deve ser estimar o painel de regressão de cointegração como,

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \cdots + \beta_{Mi}x_{Mi,t} + \varepsilon_{it}$$

onde y e x são variáveis I(1) por definição; T representa o número de observações ao longo do tempo ($t = 1, 2, \dots, T$); N é o número de indivíduos que participam do painel ($i = 1, 2, \dots, N$); M representa o número de variáveis ($m = 1, 2, \dots, M$); α_i refere-se aos efeitos individuais, que devem ser zero; enquanto os parâmetros $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$ podem variar individualmente entre os membros do painel, o que permite interceptos heterogêneos e coeficientes de tendência através dos *cross-sections*. Poderia ainda ser incluso o termo $\delta_i t$ para algum tipo de tendência determinística ou algum outro para *dummies*, o que não é o caso desta análise.

A segunda parte deve ser realizar a diferença para cada série original de cada membro e depois calcular os resíduos para a regressão diferenciada,

$$\Delta y_{i,t} = b_{1i}\Delta x_{1i,t} + b_{2i}\Delta x_{2i,t} + \cdots + b_{Mi}\Delta x_{Mi,t} + \eta_{i,t}.$$

na etapa seguinte deve ser calculado o estimador multivariado \hat{L}_{11i}^2 ⁸ como a variância de longo prazo de $\hat{\eta}_{i,t}$ usando o estimador de Kernel. O valor dos resíduos da regressão de cointegração que são úteis para calcular os testes estatísticos não paramétricos, são dados por,

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t}$$

e para os testes paramétricos,

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{i,k} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{u}_{i,t}^*$$

sendo que o termo u das equações é referente à variância de longo prazo e portanto chamado de σ com variância s . A depender da relação com o teste paramétrico ou não paramétrico, u tem sua importância para calcular $\lambda = \frac{1}{2}(\sigma^2 - s^2)$. As Tabelas 2 e 3 demonstram os resultados de todos os testes estatísticos presentes no painel de testes para cada *cross-section*. A hipótese nula dos testes aplicados é a de que não deve haver cointegração entre as variáveis. A conclusão dos resultados é de que essa hipótese deve ser rejeitada, ou seja, o que significa dizer que deve existir uma relação de longo prazo entre as variáveis e a metologia PMG/ARDL poderá ser utilizada.

Tabela 2 - Testes de Cointegração para o Grupo Geral

Geral			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Processo Individual			
Painel v-Estatístico	-2.975685 [0.9985]	-3.969970 [1.0000]	-5.344261 [1.0000]
Painel rho-Estatístico	-0.473135 [0.3181]	1.818043 [0.9655]	3.894327 [1.0000]
Painel PP-Estatístico	-12.07006* [0.0000]	-11.70126* [0.0000]	-11.23770* [0.0000]
Painel ADF-Estatístico	-8.327423* [0.0000]	-6.866743* [0.0000]	-4.668648 [0.0000]
Processo Comum			
Grupo rho-Estatístico	2.262370 [0.9882]	4.174964 [1.0000]	6.318954* [0.0000]
Grupo PP-Estatístico	-17.01989* [0.0000]	-17.85194* [0.0000]	-19.18364* [0.0000]
Grupo ADF-Estatístico	-8.402592* [0.0000]	-6.196871* [0.0000]	-3.644477* [0.0001]

Fonte: Elaboração própria.

Notas: p-valores entre colchetes. Hipótese nula = Não Cointegração. Especificação de tendência: Intercepto Individual.

⁸ O parâmetro incômodo corresponde à variância condicional de longo prazo específica do membro para os resíduos, onde $\hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} + \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} (1 - \frac{s}{k_i+1}) \sum_{t=s+1}^T \hat{\eta}_{i,t} \hat{\eta}_{i,t-s}$ e $\hat{\eta}_{i,t} = \Delta y_{i,t} - \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \Delta x_{mi,t}$.

Tabela 3 - Testes de Cointegração para os Subgrupos

	Desenvolvidos			Não Desenvolvidos		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Processo Individual						
Painel v-Estatístico	-2.104179 [0.9823]	-2.691604 [0.9664]	-3.351884 [0.9996]	-2.103826 [0.9823]	-2.918204 [0.9982]	-4.147044 [1.0000]
Painel rho-Estatístico	-0.341773 [0.3663]	1.041304 [0.8511]	2.500808 [0.9938]	-0.327575 [0.3716]	1.512712 [0.9348]	2.975094 [0.9985]
Painel PP-Estatístico	-7.110538* [0.0000]	-6.572064* [0.0000]	-6.494074* [0.0000]	-10.09099* [0.0000]	-10.29382* [0.0000]	-9.376278* [0.0000]
Painel ADF-Estatístico	-4.299590* [0.0000]	-3.430739* [0.0003]	-2.611042* [0.0045]	-7.498528* [0.0000]	-6.239295* [0.0000]	-3.894349* [0.0000]
Processo Comum						
Grupo rho-Estatístico	1.746207 [0.9596]	3.057006 [0.9989]	4.556546 [1.0000]	1.467679 [0.9289]	2.860622 [0.9979]	4.394355 [1.0000]
Grupo PP-Estatístico	-9.183027* [0.0000]	-8.982563* [0.0000]	-10.22036* [0.0000]	-14.67832* [0.0000]	-15.99326* [0.0000]	-16.66406* [0.0000]
Grupo ADF-Estístico	-4.245021* [0.0000]	-3.266493* [0.0005]	-1.951256* [0.0255]	-7.512022* [0.0000]	-5.415153* [0.0000]	-3.156974* [0.0000]

Fonte: Elaboração própria.

Notas: p-valores entre colchetes. Hipótese nula = Não Cointegração. Especificação de tendência: Intercepto Individual.

3.3 RESULTADOS PMG

Dado que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis, apresentam-se os resultados dos modelos ARDL/PMG. Os resultados são apresentados nas Tabelas 4 e 5. A Tabela 4 traz as relações de curto e longo prazo para o grupo Geral ao passo em que a Tabela 5 apresenta os resultados para os dois subgrupos, Desenvolvidos e Não-desenvolvidos.

As relações estatisticamente significantes de longo prazo do grupo Geral apontam que existe uma relação negativa entre complexidade econômica (*ice*) e inflação (*inf*), que é a hipótese esperada. Não deve surpreender o coeficiente mais elevado dessa variável frente às demais, visto que o espaço de variação do ECI é curto. Apesar de não possuir limites estritamente definidos, os dados da amostra variam entre -2,0 e 2,8. A taxa de desemprego (*txd*) está de acordo com as observações simples⁹ da Curva de Phillips, quanto maior o desemprego, menor a inflação. O câmbio (*rec*), a depender da especificação do modelo, assume efeito negativo ou positivo, portanto o efeito da variável muda de acordo com a inclusão de outras séries em que há de saber que quanto maior o índice da taxa efetiva de câmbio, mais valorizada deve estar a moeda local. As

⁹ No sentido de existir uma troca consistente entre inflação e desemprego sem que seja feito ressalvas.

expectativas futuras de inflação (*exp*) possuem efeito positivo conforme a literatura; contudo, a taxa de juros (*txj*) apresenta impacto positivo na inflação, o que é sem significado econômico.

Tabela 4 - *Long Run e Short Run Coeficientes (ECM) Geral*

Geral			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Complexidade</i>	-0.360056* [0.0001]	-1.643748* [0.0000]	-0.48993** [0.0694]
<i>Desemprego</i>	-0.055778* [0.0220]	-0.047780* [0.0139]	-0.000148 [0.9924]
<i>Câmbio</i>	-0.007972* [0.0019]	0.024527* [0.0000]	0.007827** [0.0600]
<i>Expectativas</i>		1.008953* [0.0000]	1.086426* [0.0000]
<i>Taxa de Juros</i>			0.055643* [0.0041]
<i>Automatic Lags Input</i>	(3,2)	(4,1)	(3,1)
<i>Lags pelo Critério de Akaike</i>	(3,2,2,2)	(4,1,1,1,1)	(3,1,1,1,1,1)
ECM (-1)	-0.748036* [0.0000]	-0.808168* [0.0000]	-0.810722* [0.0000]
<i>D(Infiação(-1))</i>	-0.109906* [0.0000]	0.01626* [0.0000]	-0.025493 [0.7485]

Fonte: Elaboração própria.

Notas: p-valores <0.05 - * e p-valores <0.10 - **. Intercepto constante.

Já as relações de curto prazo, com base no *Error Correction Mechanism* (ECM) variam entre -0.74, primeiro modelo, - 0,80 no segundo modelo, e -0.81 no terceiro. Isso que dizer que 74%, 80%, e 81% das perturbações de curto prazo, nos modelos 1 a 3 respectivamente, são corrigidas no primeiro ano. Assim como o câmbio, a inflação passada possui efeito ambíguo a depender das diferentes especificações dos modelos.

A Tabela 5 traz os resultados dos modelos segmentados pelos grupos de economias. Espera-se que os coeficientes estimados sejam mais eficientes do que os presentes na Tabela 4, dado que a distância entre o corte amostral e tempo amostral é menor. Apesar das diferenças nas defasagens dos modelos entre os grupos, os coeficientes dos modelos do grupo Desenvolvidos são mais estáveis (variam menos entre os modelos) do que os do grupo Não-desenvolvidos, e não alteram sinal. Essa diferença faz sentido visto que o grupo Não-desenvolvidos possui características heterogêneas frente aos

desenvolvidos¹⁰. É preciso complementar que os valores menores desse índice pertencem ao grupo de países Não-desenvolvidos¹¹ conforme o Gráfico 3, o que implica dizer que a especialização produtiva desses países em bens não complexos contribui para níveis mais elevados de inflação.

Tabela 5 – *Long Run e Short Run Coeficientes (ECM) Subgrupos*

Desenvolvidos				Não Desenvolvidos		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Complexidade</i>	-5.519626* [0.0000]	-4.705258* [0.0000]	-0.976026 [0.1081]	-0.410223* [0.0001]	-2.184639* [0.0000]	0.171695 [0.4746]
<i>Desemprego</i>	-0.333595* [0.0000]	-0.263655* [0.0000]	-0.116476* [0.0001]	0.026005 [0.4941]	-0.055238* [0.0177]	0.038706* [0.0257]
<i>Câmbio</i>	0.046197* [0.0000]	0.045372* [0.0000]	0.051295* [0.0000]	-0.010787* [0.0005]	0.034246* [0.0000]	-0.055039* [0.0000]
<i>Expectativas</i>		2.240064* [0.0000]	2.496176* [0.0000]		1.036223* [0.0000]	0.345190* [0.0000]
<i>Taxa de Juros</i>			-0.152767* [0.0000]			0.234533* [0.0000]
<i>Automatic Lags Input</i>	(4,1)	(3,1)	(3,1)	(3,2)	(4,1)	(3,1)
<i>Lags pelo Critério de Akaike</i>	(4,1,1,1)	(3,1,1,1,1)	(3,1,1,1,1,1)	(3,2,2,2)	(4,1,1,1,1)	(4,1,1,1,1,1)
<i>ECM (-1)</i>	-0.462946* [0.0000]	-0.357514* [0.0000]	-0.37957* [0.0000]	-0.891418* [0.0000]	-0.828825* [0.0000]	-0.924403* [0.0000]
D(<i>Inflação(-1)</i>)	-0.117972 [0.3211]	-0.347839* [0.0000]	-0.342367* [0.0000]	-0.070024 [0.6781]	-0.021259 [0.8458]	0.092198 [0.4767]

Fonte: Elaboração própria.

Notas: p-valores <0.05 - * e p-valores <0.10 - **. Intercepto constante.

Outro aspecto que diferencia os grupos são as relações de curto prazo. Enquanto para o grupo Desenvolvidos o ECM varia entre -0.46 e -0.35 (média igual a -0.39), o termo para os Não-desenvolvidos varia entre -0.82 e -0.92 (média igual a -0.87). Isso quer dizer que para o primeiro segmento, 39% das perturbações são corrigidas no primeiro ano em média, enquanto que para o segundo 87% delas. Além disso, os resultados da primeira defesagem da inflação passada sugerem que apenas o grupo Desenvolvidos possuem viés *backward-looking*, e ele é negativo.

Sobre os termos de longo prazo, todos os coeficientes do grupo desenvolvido apresentados pelas variáveis dialogam com a literatura, exceto o câmbio, cujo sinal positivo indica que a apreciação cambial deve aumentar a inflação. Para este grupo,

¹⁰ Verificar histogramas na seção sobre dados e estratégia empírica, página 16.

¹¹ A relação entre nível de renda e complexidade pode ser vista em Hausmann et al. (2014).

diferente do que foi observado para Geral e Não-desenvolvidos, a taxa de juros exerce seu propósito como ferramenta de política monetária, e um aumento nela se relaciona negativamente com a inflação.

Já os resultados do grupo Não-desenvolvidos reflete uma dinâmica ambígua ou inconclusiva sobre o impacto tanto do desemprego quanto do câmbio. A complexidade econômica e expectativas futuras mantêm suas formas como nas demais segmentações e estão associadas de forma negativa e positiva respectivamente, ou seja, em todos os modelos vistos, os agentes possuem um viés *forward-looking* e a especialização produtiva importa para as variações dos níveis de preços. A taxa de juros volta a ter efeito positivo como no quadro Geral. Uma das hipóteses para esse resultado é de que talvez ela não seja a principal ferramenta de política monetária de alguns países ou ainda que exista algum problema de coleta. No caso dos Desenvolvidos, a maior parte dos dados dessa variável tem mesma métrica e origem (IMF e BIS), enquanto que para os demais, outras foram consultadas para haver uma abrangência maior dos dados.

4. TESTES DE CAUSALIDADE

Nesta seção é analisado o sentido de precedência temporal entre as séries na intenção de descobrir informações adicionais sobre a relação entre inflação e complexidade. De maneira geral, os testes de causalidade são representados por regressões bivariadas da seguinte forma,

$$y_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i}y_{i,t-1} + \dots + \alpha_{l,i}y_{i,t-1} + \beta_{1,i}x_{i,t-1} + \dots + \beta_{1,i}x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$x_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i}x_{i,t-1} + \dots + \alpha_{l,i}x_{i,t-1} + \beta_{1,i}y_{i,t-1} + \dots + \beta_{1,i}y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

onde t denota tempo da dimensão temporal do painel e i representa o *cross-section*. Em adição, $x_{i,t}$ deve ser estacionário para todo i e deve ser assumido que $\varepsilon_{i,t}$ são independentes e normalmente distribuídos entre i e t ; como $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$, $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma^2$, e $E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,s}) = 0$ para todos $i \neq j$ e $s \neq t$, isso significa que está excluída a possibilidade de dependência de corte amostral e correlação serial através do t .

Para este estudo foram feitos dois tipos de testes assumindo hipóteses distintas sobre a homogeneidade dos coeficientes através dos *cross-sections*. A primeira a ser testada trata o painel como um grande conjunto de dados empilhados e depois executa o teste de Causalidade de Granger. Esse método assume que todos os coeficientes são os mesmos através dos *cross-sections*, e a hipótese nula é de que y não Granger causa x , e vice versa. De forma geral,

$$\alpha_{0,i} = \alpha_{0,j}, \alpha_{1,i} = \alpha_{1,j}, \dots, \alpha_{l,i} = \alpha_{l,j}, \forall_{i,j}$$

$$\beta_{1,i} = \beta_{1,j}, \dots, \beta_{l,i} = \beta_{l,j} \forall_{i,j}$$

A segunda abordagem, proposta por Dumitrescu-Hurlin (2012), assume a proposição exatamente oposta, permitindo que todos os coeficientes possam variar a depender do *cross-section*,

$$\alpha_{0,i} \neq \alpha_{0,j}, \alpha_{1,i} \neq \alpha_{1,j}, \dots, \alpha_{l,i} \neq \alpha_{l,j}, \forall_{i,j}$$

$$\beta_{1,i} \neq \beta_{1,j}, \dots, \beta_{l,i} \neq \beta_{l,j} \forall_{i,j}$$

Esse teste realiza o mesmo procedimento padrão de Causalidade de Granger para cada corte amostral individualmente, para depois calcular a média dos testes estatísticos chamado de Wbar estatístico. Os autores demonstraram que a versão padronizada dessa estatística, apropriadamente balanceada, segue uma distribuição normal chamada de Zbar estatístico. Nesta segunda proposta, a hipótese nula é de que x não causa homogeneamente y , assim como o oposto de y para x .

Neste trabalho foram consideradas duas defasagens para realização dos procedimentos. As Tabelas 6 e 7 revelam os resultados, sendo que a variável câmbio foi utilizada em primeira diferença uma vez que os métodos não permitem o uso de séries não estacionárias.

Tabela 6 - Testes de Causalidade do Grupo Geral

Hipótese	Geral		
	Granger Causa	Dumitrescu-Hurlin Causa	
	F-Est.	W-Est.	Zbar-Est.
<i>Complexidade causa Inflação</i>	16.0349* [0.0000]	2.79628	0.6360 [0.5248]
<i>Desemprego causa Inflação</i>	4.15338* [0.0161]	3.55867	2.27257* [0.0231]
<i>Câmbio causa Inflação</i>	6.29509* [0.0020]	2.69055	0.23922 [0.8109]
<i>Expectativas causa Inflação</i>	264.0100* [0.0000]	14.4952	25.7493* [0.0000]
<i>Taxa de Juros causa Inflação</i>	48.6429* [0.0000]	6.14298	7.8201* [0.0000]

Fonte: Elaboração própria.

Notas: p-valores <0.05 - * e p-valores <0.10 - **. Hipóteses nulas: Não Causa no sentido do Teste.

Os resultados dos testes de causalidade são notoriamente diferentes em muitos casos. Algumas variáveis foram identificadas como causais da inflação no sentido de Dumitrescu-Hurlin, entre elas as expectativas (*exp*) e a taxa de juros (*txj*) foram significativas em todos os testes, enquanto que desemprego (*txd*) causa a inflação apenas

em Não-desenvolvidos. Já para as variáveis complexidade (*ice*) e câmbio (*rec*), não há causalidade no sentido de Dumitrescu-Hurlin. No sentido de Granger, todas as variáveis causam inflação, exceto desemprego (*txd*) e câmbio (*rec*) do grupo Desenvolvidos.

Tabela 7 - Testes de Causalidade dos Subgrupos

Hipótese	Desenvolvidos			Não-desenvolvidos		
	Granger Causa	Dumitrescu-Hurlin Causa		Granger Causa	Dumitrescu-Hurlin Causa	
	F-Est.	W-Est.	Zbar-Est.	F-Est.	W-Est.	Zbar-Est.
<i>Complexidade causa Inflação</i>	7.37843* [0.0007]	2.1082	-0.56941 [0.5691]	2.79108** [0.0626]	3.3785	1.38793 [0.1652]
<i>Desemprego causa Inflação</i>	1.77318 [0.1714]	2.3828	-0.17027 [0.8648]	2.64582** [0.0722]	4.5536	3.24444* [0.0012]
<i>Câmbio causa Inflação</i>	1.70502 [0.1835]	3.6723	1.4967 [0.1345]	5.71715* [0.0036]	1.8599	-1.05172 [0.2929]
<i>Expectativas causa Inflação</i>	111.416* [0.0000]	12.6755	14.7878* [0.0000]	131.971* [0.0000]	16.0350	21.3836* [0.0000]
<i>Taxa de Juros causa Inflação</i>	31.2509* [0.0000]	8.0919	8.12652* [0.0000]	18.2932* [0.0000]	4.4939	3.15012* [0.0016]

Fonte: Elaboração própria.

Notas: p-valores <0.05 - * e p-valores <0.10 - **. Hipóteses nulas: Não Causa no sentido do Teste.

CONCLUSÃO

Neste trabalho foi testada a hipótese de que poderia existir uma relação causal negativa entre complexidade econômica e inflação. Assim sendo, acredita-se que a especialização produtiva dos países está relacionada com as variações de preços de uma economia. A lógica econômica desta suposição é a complexidade estar estritamente ligada à produtividade, como supõe Hidalgo & Hausmann (2009). Apesar de não se terem encontrado referências que utilizam o mesmo ECI para este tipo de avaliação, a literatura sobre complexidade já identifica que países menos complexos são aqueles que estão menos propensos ao crescimento e que são mais desiguais (Hartmann et. al, 2017).

Como resultados deste trabalho, todos modelos ARDL/PMG estimados argumentam que a complexidade econômica estatisticamente significante causa negativamente inflação. Isso quer dizer que a inflação nem sempre e nem em toda parte é um fenômeno exclusivamente monetário, mas depende também das estruturas institucionais que provêm um sistema produtivo complexo capaz de ampliar constantemente sua produtividade e reduzir a dinâmica da inflação. Quanto aos testes de causalidade, apenas no grupo Desenvolvidos não foi identificado em nenhum tipo de teste

que desemprego ou câmbio causam inflação. Nos demais cenários, ao menos um teste aponta que as demais séries causam inflação, seja o efeito positivo ou negativo.

Por fim, não haveria sentido de as nações se tornarem mais complexas e consequentemente mais ricas se não houvesse o aumento de produtividade, já que é essa virtude que permite que as populações desfrutem de maior bem-estar. A riqueza das nações deve existir justamente por conta de um sistema organizacional que permite aos agentes conduzirem o maior número de negócios, sendo eles dos mais diversos e sofisticados.

BIBLIOGRAFIA

- Attiaoui, I.; Toumi, H.; Ammour, B. et al. (2017). Causality links among renewable energy consumption, CO₂ emissions, and economic growth in Africa: evidence from a panel ARDL-PMG approach. *Environ Sci Pollut Res* 24, 13036-13048. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-8850-7>
- Banco Central do Brasil. (2020). Relatório de Inflação. Brasília, Vol. 22, No 4, p. 1-83.
- Bergmeir, C.; Hyndman, R. J. and Benitez, J. M. (2016). Bagging Exponential Smoothing Methods using STL Decomposition and Box-Cox Transformation. *International Journal of Forecasting* 32, 303-312. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2015.07.002>
- Breitung, J. (2000): The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in: B. Baltagi (ed.), Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics, Vol. 15, JAI: Amsterdam, 161-178. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-6](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-6)
- Box, G. E. P.; Cox, D. R. (1964). An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 26, 211-252. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1964.tb00553.x>
- Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12 (September): 383-98. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Christopoulos, D. K.; Tsionas, E. F. (2005). Productivity growth and inflation in Europe: Evidence from panel cointegration tests. *Empirical Economics*, Springer, vol. 30(1), pages 137-150, January. <https://doi.org/10.1007/s00181-004-0227-3>
- Clarida, R.; Galí, J and Gertler, M. (1999): "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature*, vol. 37, 1661-1707. <https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1661>
- Cleveland, W. S.; Grosse, E.; Shyu, W. M. (1992). Local regression models. *Statistical Models* in S. Chapman & Hall/CRC. chapter 8.
- Dickey, D. A.; Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dumitrescu, E. I.; Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), p. 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, Vol. 58, No. 1 pp. 1-17.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and crosspectral methods. *Econometrica* 37 (3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>

Galí, J.; & Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(99\)00023-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00023-9)

Hartmann, D.; Guevara, M. R.; Jara-Figueroa, C.; Aristrán, M.; Hidalgo, C. A. (2017). Linking Economic Complexity, Institutions, and Income Inequality. *World Development*, vol. 93, pages 75-93. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.12.020>

Hausmann, R.; Hidalgo, C. A.; Bustos, S.; Coscia, M.; Simoes, A. & Yildirim, M. A. (2014). The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity. MIT Press. <https://doi.org/10.7551/mitpress/9647.001.0001>

Goldberg, P. K.; Knetter, M. M. (1996). Good prices and exchange rates: what have we learned? National Bureau of Economic Research Working Paper, n. 5862. <https://doi.org/10.3386/w5862>

Hidalgo, C. A. & Hausmann, R. (2009). "The Building Blocks of Economic Complexity". *PNAS*, v.106, n. 26, pp.10570-10575. <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>

Im, K. S., Pesaran, M. H.; Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 54, 91-115. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)

Künsh, H. R. (1989). The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. *Annals of Statistics* 17, 1217-1241. <https://doi.org/10.1214/aos/1176347265>

Levin, A.; Lin, C.; Chu, C.J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, p. 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)

Lucas, R. E. Jr. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, Volume 4, Issue 2, Pages 103-124. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90142-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90142-1)

Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, Vol. 29, No. 3. pp. 315-335. <https://doi.org/10.2307/1909635>

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), p. 653-670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.14>

Pesaran, M. H.; Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: Strom, S. (ed.). *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, p. 371-413. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>

Pesaran, M. H.; Shin, Y.; Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), p. 621-634. <https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156>

Phelps, E. S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. *Economica*, New Series, Vol. 34, No. 135, pp. 254-281. <https://doi.org/10.2307/2552025>

- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299. <https://doi.org/10.2307/2550759>
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. v. 78, p.335-46, June. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, v. 34, p.647-688.
- Romer, D. (2018). Advanced Macroeconomics. New York :McGraw-Hill/Irwin.
- Samuelson, P. A., & Solow, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Review*, 50(2), 177-194.
- Sbordone A.; Kuttner K. (1994). Does Inflation Reduce Productivity?. *Economic Perspectives* 18: 2-14.
- Steindel, C.; Stiroh, K. (2001). Productivity: What Is It, and Why Do We Care About It? *Business Economics* 36, no.4 (October 2001): 13-31. <https://doi.org/10.2139/ssrn.923421>
- Schorfheide, F. (2008). DSGE Model-Based Estimation of the New Keynesian Phillips Curve. *FRB Richmond Economic Quarterly*, Volume 94, Number 4, p.397-433.
- Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy* 88, 1-23. <https://doi.org/10.1086/260845>
- Taylor, J. B. (1993). "Discretion Versus Policy Rules in Practice." *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195-214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)
- Vieira, F. V.; da Silva, C. G. (2019). The Role of International Reserves on Real Exchange Rate: A Panel ARDL Model Approach. 47 Encontro Nacional de Economia (ANPEC 2019), Área 7: Economia Internacional.

APÊNDICE

Table 8: Lista de Países e Média ECI (2002-2018)

Desenvolvidos		Não Desenvolvidos	
Países	Média ECI	Países	Média ECI
Alemanha	1.941	África do Sul	0.079
Austrália	-0.151	Arábia Saudita	0.135
Austria	1.641	Argélia	-1.162
Canadá	0.663	Bolívia	-0.843
Coreia do Sul	1.578	Brasil	0.538
Dinamarca	1.180	Chile	-0.191
Espanha	0.918	China	0.840
Finlândia	1.637	Colômbia	0.130
França	1.429	Costa do Marfim	-0.832
Grã-Bretanha	1.667	Croácia	0.704
Hong Kong	0.747	Eslovênia	1.527
Irlanda	1.331	Filipinas	0.217
Israel	1.142	Grécia	0.246
Itália	1.344	Hungria	1.278
Japão	2.328	Índia	0.397
Noruega	0.857	Macedônia	0.824
Nova Zelândia	0.394	Malásia	0.907
Países Baixos	1.087	México	-0.028
Singapura	1.696	Papua Nova Guiné	-1.635
Suécia	1.791	Perú	-0.581
Suíça	2.014	Polônia	0.965
Estados Unidos	1.589	Portugal	0.570
		República Tcheca	1.566
		Tailândia	0.668
		Trindade e Tobago	0.668
		Tunísia	-0.007

Fonte: Elaboração Própria. Dados: Observatory of Economic Complexity.

Table 9: Estística Descritiva

Geral						
	Inflação	Complexidade	Desemprego	Câmbio	Expectativas	Juros
Média	2.67	0.73	7.76	98.87	2.61	3.38
Mediana	2.29	0.85	5.81	99.28	2.22	3
Máximo	14.71	2.47	37.25	143.31	15.86	25
Mínimo	-4.48	-1.93	0.49	57.59	-4.69	-0.5
Dev. Pad.	2.31	0.89	6.1	10.67	2.22	2.89
Skewness	1.34	-0.56	2.33	0.28	1.18	1.69
Curtose	6.63	2.88	9.05	5.43	6.65	9.1
JB	693.94	43.24	1980.65	211.24	642.36	1653.78
Obs	816	816	816	816	816	816
Desenvolvidos						
Média	1.67	1.31	6.55	100.46	1.63	1.98
Mediana	1.69	1.37	5.62	100.00	1.67	1.75
Máximo	6.63	2.47	26.09	136.22	7.30	9.10
Mínimo	-4.48	-0.38	2.40	69.42	-4.69	-0.50
Dev. Pad.	1.36	0.58	3.44	9.20	1.34	1.78
Skewness	-0.06	-0.64	2.46	0.22	-0.22	0.91
Curtose	4.45	3.32	11.63	5.23	5.89	3.41
JB	32.96	26.73	1540.34	80.55	133.26	54.13
Obs	374	374	374	374	374	374
Não-Desenvolvidos						
Média	3.51	0.23	8.78	97.52	3.43	4.56
Mediana	3.24	0.26	6.08	98.01	3.25	4.00
Máximo	14.71	1.69	37.25	143.31	15.86	25.00
Mínimo	-1.74	-1.93	0.49	57.59	-3.06	0.05
Dev. Pad.	2.60	0.80	7.51	11.61	2.47	3.11
Skewness	1.06	-0.41	1.78	0.44	0.92	1.62
Curtose	5.14	2.78	5.86	5.43	5.38	8.75
JB	166.69	13.38	383.99	122.79	166.68	800.84
Obs	442	442	442	442	442	442

Fonte: Elaboração propria. Notas: JB = Jarque-Bera, Obs = Observações.