



INSTITUTO
UNIVERSITÁRIO
DE LISBOA

Os efeitos dos gastos públicos no crescimento económico e na desigualdade de rendimentos: os casos do Brasil e China

Vicente Zamboni Paesi

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientadora:

Professora Doutora Sofia de Sousa Vale, Professora Auxiliar do Departamento de Economia, ISCTE-IUL - Instituto Universitário de Lisboa

Agosto, 2022

Os efeitos dos gastos públicos no crescimento económico e na desigualdade de rendimentos: os casos do Brasil e China

Departamento de Economia Política

Vicente Zamboni Paesi

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Supervisora:

Professora Doutora Sofia de Sousa Vale, Professora Auxiliar do Departamento de Economia, ISCTE-IUL - Instituto Universitário de Lisboa

Agosto, 2022

Agradecimentos

Agradeço a minha família que, mesmo longe, esteve sempre ao meu lado. Agradeço a professora Sofia de Sousa Vale por guiar-me ao longo do desenvolvimento do trabalho e pela partilha de conhecimento. Por fim, agradeço aos meus amigos pelo apoio durante essa difícil, mas recompensadora jornada.

Resumo

O debate histórico acerca do papel dos gastos públicos na economia ganhou relevância após a crise do *Subprime* em 2008 e, mais recentemente, com a pandemia da COVID-19. Posições antagônicas são adotadas por distintas correntes teóricas e os estudos sobre o tema apresentam resultados diferentes. Em relação ao crescimento económico, alguns autores demonstram que os gastos do governo o impactam de forma positiva, enquanto outros defendem o oposto. A divergência de posições está presente de forma semelhante no que tange os efeitos de tais gastos na desigualdade de rendimentos, sem um consenso a esse respeito.

O presente trabalho contribui para esse debate ao analisar os efeitos que os gastos públicos exercem sobre o crescimento económico e sobre a desigualdade de rendimentos nas economias brasileira e chinesa durante o período de 1970 a 2019. Através da elaboração de modelos VECM (*Vector Error Correction Models*) e da análise de seus resultados, identificou-se que os gastos do governo contribuem de forma positiva para o crescimento económico e são uma importante ferramenta no combate à desigualdade.

Palavras-Chave: Gastos públicos; gastos do governo; crescimento económico; desigualdade; desigualdade de rendimentos.

Classificação JEL: C51, H72

Abstract

The historical debate about the role of public spending in the economy gained relevance after the Subprime crisis in 2008 and, more recently, with the COVID-19 pandemic. Antagonistic positions are adopted by different theoretical currents and the studies on the subject present different results. Regarding economic growth, some authors demonstrate that government spending has a positive impact on it, while others defend the opposite. The divergence of positions is similarly present concerning the effects of such expenditures on income inequality, without a consensus in this regard.

The present work contributes to this debate by analyzing the effects that public spending has on economic growth and income inequality in the Brazilian and Chinese economies during the period from 1970 to 2019. Through the elaboration of VECM (Vector Error Correction Models) models and the analysis of their results, it was identified that government spending contributes positively to economic growth and are an important tool in the fight against inequality.

Keywords: Public expenditure; government spending; economic growth; inequality; income inequality.

JEL Classification: C51, H72

Índice

Agradecimentos	iii
Resumo	v
Abstract	vii
Introdução	13
Capítulo 1. Revisão de Literatura	15
1.1. Gastos Públicos e Crescimento Económico	15
1.2. Gastos Públicos e Desigualdade de Rendimentos	22
Capítulo 2. Dados e Metodologia	33
2.1. Modelos VAR e VECM	33
2.2. Dados	34
Capítulo 3. Resultados Empíricos e Discussão	37
3.1. Testes de Estacionariedade	37
3.2. Número Ótimo de Desfazamentos (<i>lags</i>)	38
3.3. Teste de Cointegração de Johansen	39
3.4. Testes dos Resíduos e Parametrização dos Modelos	39
3.4.1. Equações de Cointegração: Crescimento Económico	40
3.4.2. Equações de Cointegração: Desigualdade de Rendimentos	41
3.5. Causalidade de Granger	42
3.6. Função Impulso Resposta	43
Capítulo 4. Conclusão	45
Referências Bibliográficas	47
Anexos	55

Índice de Figuras

Figura 2.1 - Séries temporais em níveis: Brasil	36
Figura 2.2 - Séries temporais em níveis: China	36
Figura 3.1 - Função Impulso Resposta para todos os modelos	43

Índice de Tabelas

Tabela 2.1 - Resumo das séries temporais utilizadas	35
Tabela 3.1 - Resumo das séries temporais utilizadas por país e sua ordem de integração	38
Tabela 3.2 - Resumo das variáveis que compõe cada modelo	39
Tabela 3.3 - Resumo dos modelos VECM utilizados	40
Tabela 3.4 - Equações de cointegração dos modelo utilizados	41
Tabela 3.5 - Causalidade de Granger para cada modelo	42

Introdução

Através de um olhar atento ao passado recente, é possível constatar que os últimos cinquenta anos trouxeram mudanças importantes e um aumento da produtividade expressivo em diversas regiões do mundo. De acordo com dados do Banco Mundial, entre 1970 e 2019 o PIB global multiplicou-se por cerca de 4,6 vezes. Novas tecnologias surgiram e com elas novas possibilidades. Apesar disso, foi no começo deste período que o mundo vivenciou seguidas crises energéticas, com conseqüente estagnação econômica em diversos países e aumento geral de preços (Venn, 2016). Nesse contexto, ganhavam força ideias que questionavam o estado de bem estar social, com críticas a regulação do mercado e o intervencionismo do governo na economia (Harvey, 2007; Wahl, 2011). Segundo seus defensores, o excesso de políticas monetárias e, principalmente, políticas fiscais, seriam as razões centrais do desequilíbrio vivenciado ao longo das décadas de 1970 e 1980 (Friedman, 2019). Esse pensamento tornou-se hegemônico e passou a guiar modelos econômicos em diversos países. Somente após a crise do *Subprime* nos Estados Unidos, em meados de 2008, é que passou a ser questionado e perder relevância. A partir deste momento, antigas ideias keynesianas voltaram a ganhar força (Abel *et al*, 2017).

O Brasil foi fortemente impactado pelas crises energéticas, incorrendo em um aumento expressivo de sua dívida externa e um processo de hiperinflação que só seria controlado ao longo da década de 1990 (Bresser-Pereira, 1986, 2014). Do outro lado do mundo, a China vivia um período de reformas que culminariam em uma economia de mercado mista, com maior abertura econômica, porém, com um governo altamente atuante e responsável pelo planejamento do país (Brandt & Rawski, 2008). No início da década de 1970 a China possuía um PIB *per capita* cerca de 12 vezes menor que o Brasil. Em 2019 essa relação era cerca de 1,2 vezes superior em favor da China¹. Durante esse mesmo período, o Brasil aumentou seu PIB *per capita* em 2,3 vezes, enquanto os gastos gerais do governo subiram 1,8 vezes. Na outra ponta, a China viu seu PIB *per capita* aumentar 35,7 vezes e os gastos governamentais crescerem 47,6 vezes². Movimentos como esse, somados a necessidade de intervenção do Estado em momentos delicados, como na crise do *Subprime* em 2008 e na pandemia ocasionada

¹ Base de dados World Development Indicators, do Banco Mundial, acessada em 25/06/2022 (<https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=world-development-indicators>).

² Base de dados Penn World Table, da University of Groningen, acessada em 25/06/2022 (<https://febpuwt.webhosting.rug.nl/>).

pela COVID-19 em 2019, reacenderam o debate acerca da importância dos gastos públicos para o crescimento económico.

Em paralelo, caminha a discussão acerca da concentração de rendimentos na sociedade atual. Em 2020, dentre toda a população mundial, aqueles que fazem parte dos 10% do topo da pirâmide de rendimentos, receberam cerca de 55% de todos os rendimentos. Por outro lado, os 50% que compõe a base da pirâmide, receberam cerca de 7% dos rendimentos totais. Entre 1995 e 2021, as pessoas que fazem parte do seleto grupo dos 1% mais ricos capturaram 38% da riqueza gerada com o crescimento económico, enquanto os 50% mais pobres obtiveram apenas 2% da riqueza decorrente deste crescimento. Esse aumento alarmante da desigualdade acompanha a tendência de diminuição da riqueza pública em diversas economias ao redor do mundo. No Reino Unido, por exemplo, a riqueza pública³ passou de cerca de 60% dos rendimentos nacionais em 1970 para -106% em 2020 (Chancel *et al*, 2021).

Foi da junção entre este cenário desafiador, a ascensão da China como uma potência mundial e o interesse do autor pelo Brasil, que surgiu a questão que guia este trabalho: Quais os efeitos dos gastos públicos no crescimento económico e na desigualdade de renda no Brasil e na China durante o período de 1970 a 2019?

A estrutura do trabalho inicia com uma breve introdução ao tema, sua relevância e a questão central a ser respondida. No primeiro capítulo, apresenta-se a revisão de literatura sobre os dois binómios analisados na tese, começando pelo crescimento económico e gastos públicos e, em seguida, a desigualdade de renda e o gasto público. No capítulo dois destaca-se a metodologia utilizada, os dados e suas fontes. No terceiro capítulo discute-se os resultados empíricos encontrados. Por fim, no capítulo quatro apresenta-se as conclusões, as limitações e sugere-se caminhos para futuras investigações.

³ Riqueza pública é a soma de todos os ativos financeiros e não financeiros, líquidos de dívidas, detidos pelo governo (Chancel *et al*, (2021).

CAPÍTULO 1

Revisão de Literatura

O debate político-económico envolvendo o papel do Estado na economia e seus gastos é conhecido de longa data. A adoção de políticas orçamentárias para estimular o crescimento económico, principalmente em momentos recessivos, é fonte de uma das maiores divergências entre economistas desde o século XX. Para os economistas clássicos, o Estado deve concentrar sua atuação na garantia do funcionamento das leis, em especial a manutenção da propriedade privada, e impor o mínimo de regulação possível para que o mercado atue livremente (Butler, 2012). Por outro lado, Keynes e seus seguidores defendem um Estado presente, maior regulação e, principalmente, o uso de políticas fiscais e orçamentais para suavizar os ciclos económicos (Keynes, 1936). A escola estruturalista, por sua vez, defende que investimentos públicos, diante de determinadas circunstâncias, impulsionam o crescimento económico e possuem alta relevância em países menos desenvolvidos, especialmente aqueles que passaram por processos de colonização (Furtado, 1961).

Apesar da reconhecida relevância do tema na área económica, estudos empíricos relacionados a esta temática são relativamente recentes em sua maioria, o que se explica principalmente pela escassez e falta de qualidade de dados (Forbes, 2000). Este estudo pretende entender os efeitos dos gastos públicos no crescimento económico, assim como na desigualdade do rendimentos, com foco nos casos do Brasil e China.

Os gastos públicos realizados pelo Estado podem ser direcionados a diferentes setores da economia. Estes gastos são comumente classificados como produtivos ou improdutivos (Barro, 1990). Enquadram-se no primeiro grupo gastos relacionados a investimentos em infraestrutura e em capital humano, como despesas com educação, saúde, água, energia, transporte, comunicação e pesquisa e desenvolvimento (Romer, 1990). Despesas relacionadas ao aumento de bem estar social, como transferências e gastos destinados a manutenção dos serviços públicos, assim como gastos com defesa, compõem o segundo grupo (Gemmell, Kneller & Sanz, 2016). Tal distinção é particularmente importante para melhor compreender a relevância das categorias de gastos públicos que exercem maior impacto no crescimento económico e na desigualdade de renda.

1.1. Gastos Públicos e Crescimento Económico

Tema amplamente estudado no campo da ciência económica, a relação entre gastos públicos e crescimento económico possui extensa literatura. Kuznets (1977), economista agraciado com o

prêmio Nobel devido a suas descobertas acerca da relação entre crescimento econômico e desigualdade do rendimento, ao analisar a impressionante evolução da economia estadunidense nos últimos dois séculos, aponta que a industrialização e a inovação tecnológica foram cruciais para o aumento da produtividade e, conseqüentemente, para o desenvolvimento do país. Arrow & Kurz (1970), destacam que a emergência do setor público como principal agente econômico nas sociedades modernas foi um dos acontecimentos mais importantes no ramo da economia no século XX. Em seu trabalho, os autores apontam que o aumento do investimento em infraestrutura tende a aumentar o crescimento econômico.

Uma importante agenda investigativa diz respeito a validação da chamada Lei de Wagner (Wagner, 1912). Em seu estudo, o autor apresenta a ideia de que os gastos públicos são endógenos ao crescimento econômico e que é o maior crescimento que culmina no aumento dos gastos. Alguns dos motivos descritos para esse comportamento são a maior pressão social por serviços provenientes do Estado conforme o PIB aumenta, a necessidade de maiores gastos com reformas, gastos maiores com o gerenciamento de monopólios naturais, mais investimentos em inovação e tecnologia e a participação do Estado em projetos que exijam elevado capital e envolvam alto risco. Desta forma, a hipótese do uso do orçamento público como política de estímulo ao crescimento se torna inválida, já que o primeiro se torna resultado do segundo. Essa definição contrasta com a visão de keynesiana que, conforme previamente exposto, defende a utilização de ferramentas orçamentais do Estado para estimular a economia, especialmente em períodos recessivos (Keynes, 1936). Diversos estudos empíricos analisaram a hipótese levantada pela Lei de Wagner ao longo dos últimos anos, todavia não se obteve um consenso a respeito do tema.

Há ainda outra linha de investigação, relativamente recente, que apresenta as hipóteses de contrações fiscais expansionistas e expansão fiscal contracionista (Giavazzi & Pagano, 1990). Os autores apontam que, sob condições específicas, a contração dos gastos públicos pode acarretar em crescimento econômico, assim como o aumento dos gastos pode diminuir o crescimento. Diversos estudos seguiram essa abordagem, dentre eles Alesina & Perotti (1995) e Alesina & Ardagna (1998), que aprofundam a investigação acerca da tese da austeridade expansionista. Reinhart & Rogoff (2010) abordam o tema a partir dos limites que o endividamento elevado imprime ao crescimento do PIB. Apesar de alguns estudos corroborarem com os resultados por eles encontrados, críticas relevantes foram feitas acerca dessa linha de pesquisa, principalmente no que diz respeito a metodologia utilizada (Mallick, 2006; IMF, 2010; Égert, 2013; Herndon, Ash & Pollin, 2014). Isso levou à revisão da tese por alguns autores (Perotti, 2011).

Em seu estudo, Kormendi & Meguire (1985) utilizaram dados do Fundo Monetário Internacional e analisaram a relação entre crescimento económico e algumas variáveis sugeridas em pesquisas anteriores, dentre elas a média do crescimento da participação dos gastos do governo no PIB. A análise foi feita para um grupo de 47 países, escolhidos baseado no critério de disponibilidade de dados. No que se refere a relação entre gastos públicos e crescimento, os autores não encontraram significância na relação entre despesa em consumo do governo e crescimento real do PIB.

Em um estudo sobre três países africanos, nomeadamente, África do Sul, Gana e Quênia, os autores Ansari, Gordon & Akuamoah (1997) analisaram a existência de causalidade entre crescimento económico e gasto público. Após investigarem as características das variáveis e identificarem ambas como $\sim I(1)$, ou seja, estacionárias nas primeiras diferenças, os autores realizaram o teste de cointegração de Engle-Granger para avaliar a relação entre as variáveis no longo prazo, concluindo que não é possível estabelecer uma relação entre as variáveis. Em seguida, utilizaram o modelo VAR para uma análise de curto prazo, onde encontraram resultados distintos para cada país. Gana foi o único país a validar a Lei de Wagner, onde o gasto do governo teria decrescido como causa do movimento do rendimento nacional, no entanto, isso foi verificado apenas em um cenário de queda da atividade económica. Por fim, os autores não encontraram evidência de que o gasto público causa alterações no crescimento, conforme defende a teoria keynesiana. No mesmo sentido, tanto Oteng-Abay (2011) ao analisar países do oeste africano em um modelo linear simples logaritmizado para o período 1965-2007, quanto Huang (2006) em sua pesquisa com dados da China e Taiwan baseada em séries temporais para o período de 1979-2002, concluem que não há relação de cointegração ou causalidade entre crescimento económico e gasto público.

Chang (2002), examinou a relação entre gasto público e crescimento em três países asiáticos emergentes (Coreia do Sul, Taiwan e Tailândia) e outros três países desenvolvidos (Estados Unidos, Japão e Reino Unido) para os anos de 1951 a 1996. Através do uso da metodologia elaborada por Johansen (1988) para analisar a cointegração entre variáveis, os resultados encontrados apontam para a existência de relação de longo prazo entre gasto público e crescimento, assim como corroboram com a Lei de Wagner, com exceção apenas da Tailândia. Conclusões parecidas foram encontradas por Magazzino (2012) em seu estudo sobre os países europeus que compõem o grupo chamado EU-27. Ao utilizar técnicas econométricas em séries temporais para verificar a estacionaridade, correlação, cointegração e causalidade entre as variáveis, o autor encontrou evidências que alterações no crescimento causam

mudanças no gasto público, mas não o inverso. Em outras palavras, o resultado valida a Lei de Wagner e refuta a hipótese de Keynes.

Gadelha (2011), ao analisar a relação de longo prazo e causalidade entre crescimento económico e gasto público para o Brasil, optou por investigar a composição dos gastos. O autor utilizou um modelo VECM e séries temporais anuais contemplando o período 1980-2008. Seus resultados apontam que, no caso de gastos com transferências governamentais, prevalece a hipótese wagneriana. Por outro lado, para gastos com investimento público, a hipótese keynesiana é predominante, onde maiores investimentos estimulam o crescimento. É ainda identificado que políticas fiscais contracionistas nos gastos com previdência e amortização da dívida pública exercem efeitos positivos no PIB. Para as demais despesas correntes analisadas observou-se relação de bicausalidade de Granger. Por fim, no âmbito de políticas públicas, o autor evidencia que momentos recessivos devem ser enfrentados, por um lado, com o aumento do investimento público e aumento das transferências governamentais e, por outro lado, com o controle das despesas correntes, previdenciárias e da dívida pública.

Apesar da falta de consenso a respeito da existência da relação entre gastos públicos e crescimento económico e da direção da causalidade das variáveis, importa analisar os resultados descobertos por estudos que apontam a existência de tal relação. Landau (1983), destaca a divergência de expectativas entre os defensores do livre mercado e os estruturalistas. Enquanto que para os primeiros é expectável que o gasto público seja menos eficiente que o gasto privado e que seu aumento reduza o crescimento económico, para os últimos o gasto público é benéfico e, por vezes, necessário para o desenvolvimento do país. Em seu estudo considerando 96 países para o período de 1961 a 1976, utilizando o modelo de regressão *stepwise* como metodologia, o autor encontrou resultados importantes. Ele separou a análise em três painéis que representam períodos longos (10 a 16 anos), períodos curtos (7 a 8 anos) e regressões ponderadas pelo tamanho da população dos países. Dentre as variáveis utilizadas, destacam-se a participação das despesas em consumo no PIB, o PIB *per capita*, o investimento em educação e o consumo de energia *per capita*.

Os resultados encontrados apontam que o aumento das despesas em consumo do governo diminui o crescimento económico. No entanto, Landau ressalta que a não utilização das despesas públicas totais exige que os resultados sejam analisados com cautela e destaca ainda que, mesmo com a queda no crescimento, o gasto público pode ajudar a melhorar o bem estar social. Relativamente ao nível de rendimento dos países analisados, o estudo indica que países de baixo rendimento possuem um crescimento económico mais lento, fato explicado pelo menor investimento em educação e uma representatividade do gasto público no PIB maior que

a visualizada em países de médio e elevado rendimento. Por fim, o autor destaca a relação positiva e com alta significância entre investimento em educação e crescimento, reforçando a posição de autores que defendem o investimento em capital humano como Schultz (1961), Becker (1962) e, mais recentemente, Woolcock (2001).

Barro (1990), utiliza o modelo de crescimento endógeno sobre uma gama de 98 países e adiciona complexidade ao considerar os efeitos do financiamento do gasto público em infraestrutura. O autor define em seu modelo que o imposto cobrado aumenta na mesma proporção que o aumento da participação do investimento público em infraestrutura no PIB. O autor pontua que o nível de gastos produtivos que maximiza o bem estar é o mesmo que maximiza o crescimento económico e ao passar desse nível, a elevação excessiva dos impostos distorce os incentivos ao investimento privado e, conseqüentemente, reduz o crescimento. O efeito positivo que mais investimento em infraestrutura exerce na produtividade é revertido, pelo menos parcialmente, pelo aumento dos impostos utilizados para financiar tais investimentos.

Se, por um lado, a direção da relação entre gastos gerais do governo e crescimento económico não é evidente, por outro, grande parte dos autores destaca que o investimento público em infraestrutura está positivamente relacionado com o aumento da produtividade e do crescimento. Conforme Aschauer (1989) destaca em seu trabalho considerado referência nesta temática, o investimento público atua de modo a estimular movimentos na produção do setor privado, que é muito maior que os gastos do setor público. Ele atribui em larga medida a queda da produtividade nos Estados Unidos durante as décadas de 1970 e 1980 a diminuição do investimento em infraestrutura. O autor utiliza como base para sua análise a função de produção do tipo Cobb-Douglas, que contempla como fatores produtivos o estoque de capital privado (K), trabalho (L), e um indicador que remete a produtividade total dos fatores (A). A esta função é adicionada a variável estoque de capital público (G), que interage com os demais fatores. No estudo o autor estima uma versão logaritmizada de uma função Cobb-Douglas com gastos públicos.

O estudo apresenta resultados empíricos que apontam que o aumento de 1% na relação entre o estoque de capital público e privado resulta em um incremento da ordem de 0.39% na produtividade total dos fatores. Apesar da importância do estudo para as pesquisas posteriores, questionamentos foram levantados, principalmente no que diz respeito a problemas econométricos, como a falta de tratamento para a não estacionariedade das séries utilizadas e a possível relação de causalidade reversa entre o estoque de capital público e o crescimento económico (Gramlich, 1994).

Duggal *et al* (1999), avançam no tema ao elaborar um modelo que contempla a variável de infraestrutura na função de produção como parte da restrição tecnológica. Seus resultados apontam para uma elasticidade da produção em relação a infraestrutura de 0.27, validando assim os resultados encontrados por Aschauer quando considerado apenas as componentes mais relevantes da infraestrutura. Kamps (2004), ao utilizar um modelo baseado na metodologia VAR (Vector Autoregressive), corrobora com os resultados dos estudos acima mencionados no que diz respeito ao impacto positivo e significativo do estoque de capital no crescimento. No entanto, o artigo difere quanto a dimensão dos retornos do capital público. Para Kamps, o elevado retorno encontrado nos trabalhos baseados na abordagem da função de produção deve-se ao fato dessa última ignorar efeitos reversos da produção no capital público. Ao abordar o efeito da infraestrutura na produtividade em indústrias de manufaturas indianas durante os anos de 1972 e 1992, Hulten *et al* (2006) concluíram que investimentos em estradas e em capacidade de geração de energia contribuíram com cerca de metade do crescimento da produtividade residual dessas empresas.

Agénor (2013) estudou a relação entre capital público, crescimento e bem estar. Ao utilizar um modelo OLG (*Overlapping-Generations Model*) de dois períodos, o autor aprofunda a análise a respeito dos canais pelos quais o capital público afeta o crescimento económico. Os três principais agentes considerados no modelo são os indivíduos, as firmas e o governo. A função de produção utilizada é a Cobb-Douglas. Destaca-se o fato de o orçamento público ser limitado devido à impossibilidade do governo de negociar títulos, o que é mais condizente com a realidade de países menos desenvolvidos. O modelo assume ainda que uma política fiscal expansionista é acompanhada pelo aumento de impostos que devem ser utilizados em sua totalidade para cobrir os referidos gastos, definição inicialmente apresentada por Barro (1990).

O investimento em infraestrutura é apresentado como o canal direto pelo qual os gastos públicos afetam o crescimento, fato explicado principalmente pelo impacto desses gastos no aumento da produtividade. Os canais indiretos apresentados pelo autor são relacionados aos investimentos em educação, saúde, difusão de tecnologia, potencial de inovação e a eficiência com que o tempo das mulheres é alocado na economia, cada um destes contribuindo de forma particular para o desenvolvimento económico. O investimento em educação, comumente chamado de capital humano, é impulsionado por investimentos que aumentam a aderência e o nível de escolaridade, como, por exemplo, meios de transporte adequados até as escolas e acesso a água e energia elétrica. Em relação a gastos públicos em saúde, o autor explica os efeitos positivos que a elevação do nível de saúde da população exerce sobre a produtividade dos países. Relativamente a tecnologia, investimentos que aumentam a capacidade do país de

inovar e difundir tecnologias já implementadas são fortes impulsionadores de crescimento. Por fim, destaca-se o efeito que o acesso a infraestrutura exerce sobre a eficiência com que o tempo das mulheres é alocado, especialmente em países em desenvolvimento, permitindo a elas aumentar o tempo dedicado ao trabalho, cuidados próprios e dos filhos.

Baseado nos resultados encontrados, o autor sugere políticas públicas que visam o desenvolvimento económico. Uma delas diz respeito ao uso intenso de projetos de investimento público que impulsionariam uma mudança significativa na economia, principalmente no caso de países menos desenvolvidos, que passariam de um equilíbrio de baixo crescimento para um de alto crescimento. Enquanto países desenvolvidos podem optar pelo financiamento de tais investimentos através da negociação de títulos, o autor sugere que tais planos de investimento em países em desenvolvimento poderiam ser colocados em prática através do perdão de dívidas ou ajuda estrangeira, o que obviamente exige soluções nos campos das relações internacionais e político.

Li *et al* (2021) analisaram os efeitos dos gastos públicos em saúde através de um painel de dados que contemplou 31 províncias chinesas entre os anos de 2006 a 2019. Os resultados apontam para a existência de correlação positiva entre os gastos em saúde realizados pelo governo e o crescimento económico regional. Adicionalmente, os autores destacam que tais gastos são capazes de expandir os efeitos positivos no crescimento de regiões vizinhas. Toneto *et al* (2021) apresentam resultados similares ao investigarem os efeitos de diferentes políticas públicas postas em prática por 45 países no ano de 2020. Os resultados sugerem que os estímulos fiscais adotados através de gastos públicos, com especial ênfase na saúde e manutenção dos rendimentos de famílias e empresas, foram eficientes em atenuar a recessão causada pela COVID-19. Os autores visualizaram uma elevação no índice semanal de atividade económica da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico) de 1,9% a 2,1% como consequência de aumentos de 1% do gasto público em relação ao PIB.

Outro aspecto importante e menos abordado diz respeito a importância da qualidade das instituições na eficiência do gasto público. Barra *et al* (2020), analisaram a validade da Lei de Wagner e os efeitos que a qualidade das instituições exercem sobre o tamanho do governo. Dentre as variáveis consideradas pelos autores estão o nível de controle da corrupção, a eficiência do governo, a estabilidade política, o Estado de direito e a qualidade regulatória. O modelo para analisar os efeitos dinâmicos de curto e longo prazo foi o VECM. Os resultados encontrados apontam para a existência de relação positiva entre gastos públicos e renda nacional. O modelo demonstra que, no longo prazo, a convergência entre gasto público e produção demora mais em países com regimes não democráticos, de baixa renda e, em menor

grau, aos não pertencentes a OCDE. O autor sugere que instituições de qualidade incentivam o desenvolvimento do setor privado, o que reduziria o gasto público *per capita* e aumentaria sua eficiência.

Jawadi *et al* (2014), ao analisarem os efeitos macroeconômicos causados por choques fiscais para os países que compõem o grupo chamado BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), utilizaram um sistema de equações totalmente simultâneo com dados trimestrais para o período de 1990 a 2008. Foram elencadas as seguintes variáveis para o estudo: índice de preços de commodities (proxy para demanda global); PIB (proxy para atividade econômica); despesas de consumo finais do governo; receitas públicas provenientes de impostos; taxa de inflação; taxa de juro nominal definida pelo banco central; taxa de câmbio com o dólar estadunidense; índice de preço de ações; e crescimento monetário. Em relação ao aumento dos gastos públicos, os efeitos observados validam a hipótese keynesiana, com expansão do PIB, sendo a Índia a única exceção. Outro estudo similar foi realizado pelos mesmos autores (Jawadi *et al*, 2016), no qual, além da avaliação acerca dos efeitos macroeconômicos causados por choques nas políticas fiscais, também analisaram efeitos relacionados a choques nas políticas monetárias. Os autores utilizaram dados trimestrais a partir do ano 1990 até 2013 para os mesmos países mencionados no estudo anterior e um modelo *Panel Vector Auto-Regressive* (PVAR) para obter os resultados. Em relação aos gastos no governo, variável de interesse desta tese, demonstrou-se que um choque positivo nesta variável resulta em impactos expansionistas no PIB, corroborando com o resultado obtido no estudo anterior.

1.2. Gastos Públicos e Desigualdade de Rendimentos

Para além dos impactos que os gastos públicos podem exercer sobre o crescimento econômico, cabe entender os efeitos relacionados à distribuição de rendimentos. De acordo com o Banco Mundial (World Bank, 2005), todas as sociedades compartilham, em algum patamar, da preocupação com igualdade e justiça. A desigualdade, em suas mais diversas formas, historicamente presente na sociedade e seu recente aumento, são alertas que reforçam a necessidade de se aprofundar o conhecimento sobre o tema e elaborar planos de ação para reverter este quadro. Os estudos empíricos realizados até o momento acerca dos efeitos do gasto público sobre a desigualdade apresentam resultados ambíguos e a avaliação desta relação é inconclusiva (Chatterjee & Turnovsky, 2012; Turnovsky, 2015).

As definições de rendimento podem variar de acordo com os estudos analisados. Dalton (1920) destaca este ponto em seu precursor estudo acerca das medidas de desigualdade de rendimentos. Para o autor, o ponto mais importante é entender os efeitos da distribuição de

rendimento no bem estar social como um todo. A aversão a elevados níveis de desigualdade decorre do efeito negativo destes no bem estar social. Ao considerar que, para cada indivíduo, o ganho marginal do bem estar social diminui conforme o rendimento aumenta, o autor indica que, para dado nível de rendimento, o bem estar social é maximizado quanto mais igualitária for a distribuição. A partir dessa premissa, Dalton sugere que um possível indicador para medir a desigualdade é o rácio entre a hipotética distribuição totalmente igualitária do bem estar social e a distribuição realmente visualizada em determinada sociedade. Dessa forma, o rendimento seria a variável capaz de traduzir a desigualdade anteriormente definida em termos de bem estar social. O autor avança e aprofunda a explicação sobre possíveis indicadores e acaba por apontar que o uso de medidas relativas é preferível ao uso de medidas absolutas, com especial destaque ao uso do desvio padrão relativo e da diferença média relativa. Por fim, é ressaltada a necessidade de avanços em relação a disponibilidade e qualidade dos dados estatísticos.

Outro expoente na análise da dinâmica que envolve o desenvolvimento económico e a desigualdade de rendimentos foi Kuznets (1955). Uma das hipóteses levantadas pelo autor em seu estudo aponta que o nível de desigualdade é majoritariamente determinado por forças económicas inerentes ao processo de desenvolvimento. Ele explica ainda as características consideradas para conceitualizar rendimento. Destaca-se a importância em considerar o rendimento do agregado familiar como um todo e posteriormente dividi-lo pelo número de pessoas que o compõe, devido as diferenças nas relações entre receita e gastos de cada indivíduo. A preocupação em se considerar a totalidade da distribuição, assim como separar, se possível, os indivíduos que se encontram em estágios de aprendizado e aqueles cujo rendimento provém da reforma, também são ressaltadas no estudo. Outra sugestão elencada pelo autor diz respeito ao uso do conceito de rendimento nacional como aquele que melhor se aplica a esta análise, contemplando os rendimentos em espécie e excluindo os ganhos de capital. O trabalho de Kuznets toca ainda em pontos importantes, como o uso de agrupamentos ordinais fixos (percentis e decis, por exemplo) para medir a desigualdade; a contemplação de residentes e migrantes na análise; o uso de períodos amplos para evitar problemas relacionados aos ciclos económicos e distúrbios transitórios, além de possivelmente permitirem analisar a diferença de rendimentos ao longo de diferentes gerações.

Dentre as suas contribuições para o tema está sua reconhecida curva de U invertido, utilizada para explicar o comportamento da desigualdade de rendimentos em relação ao desenvolvimento económico. Em economias com baixos níveis de rendimento, a desigualdade de rendimentos tende a ser baixa, com praticamente toda população em um padrão de subsistência. Com a elevação do rendimento nacional, emerge também a desigualdade, face a

processos de urbanização, industrialização e maiores salários para aqueles que detém níveis educacionais mais elevados. Por fim, a hipótese de Kuznets indica que o processo de acumulação de capital decorrente do desenvolvimento económico leva a menores taxas de retorno sobre o capital físico, ao mesmo tempo que a diferença salarial entre os trabalhadores qualificados e os não qualificados diminui, culminando em maior equidade nos rendimentos (Kuznets, 1966). Estudos posteriores apresentaram críticas a esta hipótese, especialmente no que diz respeito a sua validação em economias desenvolvidas e em diferentes períodos temporais (Oshima, 1991; Polak & Williamson, 1991; Atkinson & Micklewright, 1992). O autor reconhece a dificuldade de encontrar dados que contenham todas essas qualidades e reforça a necessidade de um olhar crítico sobre os resultados apresentados.

Com a melhora na qualidade dos dados coletados e compilados ao longo dos anos, surgem novas metodologias e definições para medir a desigualdade de rendimentos. Em seu trabalho, Atkinson (1970), autor reconhecido por suas contribuições neste tema, com base no conhecimento acumulado por seus predecessores, desenvolve novas problemáticas acerca das medições de desigualdade utilizadas. Ao longo do trabalho, o autor relaciona conceitos como o da curva de Lorenz e o de aversão a desigualdade para demonstrar as diferenças no nível de desigualdade medido ao longo do tempo por distintos indicadores. Atkinson analisa três dos principais indicadores utilizados até então, nomeadamente, o índice de Gini, o coeficiente de variação e o desvio padrão, ilustrando, por fim, os resultados apresentados por cada um deles e reforçando o cuidado necessário ao estudar o tema.

Recentemente, novas abordagens metodológicas foram desenvolvidas, contemplando as novas normas contábeis internacionais e a evolução qualitativa e quantitativa dos dados disponíveis. A metodologia utilizada na WID (*World Inequality Database*), uma das mais relevantes bases de dados sobre desigualdade, é um exemplo dos avanços nesta temática (Alvaredo *et al*, 2016). Os autores da metodologia a nomearam como *DINA Guidelines (Distributional National Accounts)* e seu principal objetivo é apresentar os conceitos, fontes de dados e os métodos utilizados na WID. Ela organiza e define conceitos importantes relacionados a rendimentos e riqueza, destaca unidades de medida, identifica a origem dos dados utilizados, explica a utilização de dados relacionados a impostos, assim como o tratamento dado as diferentes taxas de câmbio. Por fim, são expostas as limitações identificadas pelos autores e ressaltadas as fragilidades dos métodos e a constante necessidade de revisão dos mesmos em seguimento aos avanços no conhecimento.

Com o entendimento acerca da complexidade que envolve o tema desigualdade, analisar-se-á a seguir a relação desta, mais especificamente da desigualdade de rendimentos, com os

gastos públicos. Importa ressaltar que, a despeito das restrições políticas existentes, o governo pode intervir de diversas formas de modo a buscar uma sociedade mais igualitária. Algumas dessas possibilidades são destacadas por Tanzi (1974), nomeadamente, a reforma agrária, o controle dos meios de produção através de nacionalizações, o controle de preços, como no caso do salário mínimo e de alguns serviços como energia e transportes, por exemplo. Para além delas, estão as políticas fiscais e orçamentárias, ferramentas utilizadas após a geração dos rendimentos e foco do presente trabalho.

Ao analisar a distribuição de rendimentos na América Latina, Tanzi exalta os elevados níveis de desigualdade da região. O autor destaca a estimativa feita pela Comissão Económica para a América Latina (CEPAL), em que os indivíduos que compõem os 5% do topo relativamente ao recebimento de rendimentos recebem praticamente o mesmo valor que aqueles que fazem parte dos 70% a 75% da base. O período de análise varia de acordo com a disponibilidade para cada país, contemplando desde 1950 no caso da Guatemala até 1970 no caso do Brasil. Adicionalmente, o autor analisa três estudos específicos sobre o tema, realizados na Colômbia, México e Argentina. As conclusões indicam que as políticas redistributivas adotadas nestes países, em especial as transferências sociais, gastos em educação e saúde, tendem a ser pouco eficazes para a diminuição da desigualdade. Os resultados indicam que a diminuição dos rendimentos dos indivíduos mais ricos (5% do topo) após o impacto dos impostos e gastos redistributivos é irrisória e que os benefícios, quando existentes, são incorporados majoritariamente pelos indivíduos relativamente ricos (15% abaixo dos 5% do topo) e não por aqueles mais pobres (50% da base), como seria esperado. A dificuldade em direcionar políticas públicas redistributivas para a população mais pobre, apresentada como geograficamente dispersa, em grande parte rural, socialmente alienada dos centros urbanos e que, por vezes, se comunica em idiomas distintos, é uma das explicações para o mal resultado distributivo. Soma-se a isso a elevada ineficiência do setor público na região. A hipótese da captura dos benefícios relacionados a gastos redistributivos pela classe média foi aprofundada em estudos posteriores (Le Grand, 1982; Sawyer, 1982; Davoodi *et al*, 2003).

Milanovic (1994) apresenta uma nova hipótese baseada naquela anteriormente formulada por Kuznets. O autor busca entender se, para além dos fatores previamente estabelecidos, como o nível de rendimento e a heterogeneidade do país, a dinâmica de distribuição de rendimentos é também afetada por escolhas político-sociais, como o percentual de trabalhadores empregados pelo setor público e o volume das transferências governamentais. Foram analisados 80 países durante a década de 1980 que somados contabilizam cerca de 99% do PIB mundial. Os dados utilizados foram coletados a partir de pesquisas domiciliares e o indicador utilizado para medir

o nível de desigualdade de rendimentos foi o índice de Gini. Os resultados obtidos apontam que as variáveis ligadas as chamadas “escolhas sociais” exercem um impacto significativamente relevante e negativo na desigualdade. Quanto a magnitude dos efeitos causados, Milanovic destaca que essas variáveis reduzem a desigualdade em 13 pontos do índice de Gini. No entanto, o autor acrescenta que o papel das escolhas sociais é mais relevante em economias com nível de rendimento mais elevado. Portanto, conclui, a hipótese desenvolvida por Kuznets perde validade conforme o desenvolvimento avança e isso ocorre porque as escolhas sociais feitas pela sociedade (neste caso mais empregos públicos e gastos com transferências) somam-se as forças ligadas ao desenvolvimento económico, intensificando a diminuição da desigualdade.

Alesina & Rodrik (1991) destacam a hipótese da preferência do eleitor mediano, inicialmente desenvolvida por Meltzer & Richard (1981), que considera forças sociais e políticas como determinantes do nível de gastos redistributivos realizados pelo governo. Em seu estudo, os autores argumentam que em países com elevado grau de desigualdade de rendimentos a população tende a pressionar o governo pelo aumento da carga tributária sobre o capital e por maiores gastos redistributivos, resultando em menor crescimento económico. Identifica-se, neste caso, a possível existência de causalidade reversa entre o gasto público e a desigualdade de rendimentos. Estudos subsequentes abordaram essa hipótese e encontraram resultados similares (Persson & Tabellini, 1992; Perotti, 1993; Alesina & Perotti, 1996).

Mais recentemente, Benabou (2000) questionou a hipótese acima e buscou entender como países semelhantes no que diz respeito a preferências, tecnologias e que gozam de regimes políticos democráticos podem fazer escolhas tão distintas no que diz respeito a políticas redistributivas, segurança social e educação financeira. Em um modelo de crescimento estocástico que considera mercados de crédito e seguro imperfeitos, o autor identificou que existe menos apoio social a políticas redistributivas em sociedades mais desiguais que em sociedades mais homogêneas, contrariando a hipótese do eleitor mediano. A desigualdade de rendimentos futura tende a aumentar devido as restrições de crédito e ao menor investimento em capital físico e humano. As conclusões de De Mello & Tiongson (2006) apontam na mesma direção.

Conforme identificado por Calderón & Chong (2004), investimentos públicos em infraestrutura exercem efeitos relevantes na desigualdade de rendimentos. Os autores destacam inicialmente que a provisão de melhores infraestruturas, especialmente em regiões mais pobres, ao facilitar o acesso por parte dessas pessoas a oportunidades produtivas e melhores serviços, reduz os custos de produção, aumenta o nível de especialização da força laboral e, conseqüentemente, intensifica o crescimento económico. Os autores utilizaram os métodos de

análise *cross-country* e painel de dados em seu modelo e avaliaram os dados sobre a totalidade dos países contemplados e também agrupando somente as economias em desenvolvimento. Foram escolhidas variáveis para analisar investimentos em telecomunicação, energia, rodovias e ferrovias. Os resultados encontrados apontam para a existência de relação negativa e estatisticamente significativa entre maior qualidade e quantidade de infraestrutura e distribuição de rendimentos.

Getachew (2010) abordou os efeitos que o capital público exerce na dinâmica da desigualdade de rendimentos. Para isso, utilizou um modelo de crescimento de dois setores, que considera um mercado de crédito imperfeito, agentes heterogêneos e no qual o gasto público é um fator capaz de influenciar tanto a produtividade quanto a acumulação de capital humano. O autor aponta os efeitos negativos que a desigualdade de rendimentos exerce sobre o crescimento econômico quando o mercado de crédito é imperfeito e quando o retorno para o capital privado é decrescente. Os gastos do governo, ao afetarem a representatividade dos fatores privados, afetam a dinâmica da desigualdade de rendimentos. O autor destaca que gastos com infraestrutura e serviços como água potável, educação e saúde, tendem a beneficiar a população com menores rendimentos mais que proporcionalmente. A precariedade vivida por essa parte dos indivíduos e a dificuldade de acesso a serviços de qualidade explicam essa tendência. Por fim, o estudo indica que políticas que levam em conta a execução de gastos públicos que favorecem a população mais pobre seriam uma maneira de expandir a economia e, ao mesmo tempo, redistribuir a riqueza. Zhang & Fan (2004) encontraram resultados parecidos ao estudarem o efeito de investimentos públicos no ocidente rural chinês. Apesar dos efeitos divergirem de acordo com o tipo de gasto realizado, os autores identificaram que os efeitos mais favoráveis para a redução da desigualdade regional foram aqueles direcionados a educação e pesquisa e desenvolvimento do setor agrícola. Em um estudo posterior, os autores postulam que os programas de desenvolvimento das regiões ocidentais da China contribuíram para a diminuição da desigualdade geográfica no país (Fan *et al*, 2011).

Rhee *et al* (2014) investigaram o aumento da desigualdade em diversos países asiáticos durante as últimas décadas. Os autores identificaram que os fatores que impulsionaram o forte crescimento econômico neste período – evolução tecnológica, globalização e reformas pró-mercado – foram os mesmos que impactaram significativamente a desigualdade na região. As explicações elaboradas apontam que foram basicamente quatro os canais pelos quais esses fatores afetaram a desigualdade. O primeiro deles diz respeito a crescente desigualdade geográfica que responde por cerca de 30% a 50% da desigualdade de rendimentos. As regiões urbanas e costeiras absorvem boa parte das oportunidades criadas com o crescimento

económico e o processo de urbanização dificulta o desenvolvimento das áreas rurais. Outro ponto importante identificado pelos autores refere-se ao aumento dos rendimentos dos trabalhadores mais qualificados, beneficiando os indivíduos com maior educação e habilidades. Os diferentes níveis de qualificação representam cerca de 25% a 35% da desigualdade de rendimentos nos países da região. A menor representatividade dos rendimentos ligados ao trabalho em comparação com o capital, as falhas de mercado, assim como o enfraquecimento institucional, foram outros fatores que agravaram o cenário desigual. Os autores sugerem possíveis soluções que os países asiáticos deveriam adotar para lidar com o problema. Dentre elas estão o aumento da eficiência das políticas fiscais, especialmente em relação ao direcionamento dos gastos em benefício dos mais pobres e o aumento de investimentos em infraestrutura em regiões menos desenvolvidas. As discrepâncias ligadas a relação capital-trabalho seriam combatidas através do suporte a pequenas e médias empresas, do fortalecimento de instituições trabalhistas e da criação de regimes de empregos públicos, especialmente em momentos de elevado desemprego. Por fim, destaca-se que as medidas acima descritas precisam ser acompanhadas de boa governança, participação social e combate a corrupção. Os estudos de Claus *et al* (2012) sobre a região e de Bonner *et al* (2012) sobre a Índia, contribuíram para as conclusões acima descritas.

Do outro lado do mundo, a América Latina é comumente apresentada como a região mais desigual do planeta (BID, 1998; Morley, 2001; World Bank, 2004). Lindert *et al* (2006), reconhecem a capacidade redistributiva dos programas de transferências, porém, apontam para os problemas na elaboração e execução de tais programas em países latino-americanos. Os autores sugerem que tais políticas redistributivas deveriam ser revistas pelos governos locais, de modo a adotar modelos de maior progressividade e melhor direcionamento. Goñi *et al* (2011) apontam na mesma direção e destacam que a desigualdade de rendimentos da região é agravada pela baixa progressividade do sistema tributário presente em diversos países e que a maior parte da redistribuição ocorre via políticas de transferência. Os autores reforçam que os resultados encontrados apontam para a necessidade de reformas fiscais para avançar em direção a uma maior igualdade social. Apesar disso, a região apresentou diminuição no nível de desigualdade de rendimentos, especialmente entre os anos 2000 e 2010. Gasparini & Lustig (2011) e Lustig *et al* (2013) analisaram esse movimento e destacam que os principais fatores que contribuíram para a redução da desigualdade foram a queda no prêmio relacionado a habilidade dos trabalhadores (na qual os gastos públicos ligados a educação e o fortalecimento de instituições trabalhistas assumem papel importante), programas de transferência de rendimentos e a melhora nas condições macroeconómicas que promoveram a criação de empregos. Cardoso &

Carvalho (2021) analisaram os efeitos da consolidação fiscal na desigualdade de rendimentos em países latino-americanos para o período de 1982 a 2017. Os resultados encontrados apontam que a redução dos gastos públicos resulta em aumento dos níveis de desigualdade de rendimentos em todos os casos analisados e com magnitude superior aquelas encontradas em estudos prévios realizados para países que fazem parte da OCDE.

Importa destacar que os efeitos gerados por políticas redistributivas no crescimento económico são motivos de debate no meio acadêmico e objeto de estudo de diversos pesquisadores. Berg *et al* (2018), investigaram a relação entre desigualdade, redistribuição e crescimento e encontraram resultados relevantes. Os autores utilizaram dados que os permitiram analisar o nível de desigualdade antes e após os impostos e as transferências (denominadas, respectivamente, desigualdade de mercado e desigualdade líquida). Suas conclusões apontam que o crescimento duradouro é fortemente correlacionado com baixo nível de desigualdade líquida e que políticas redistributivas, quando não assumem demasiada relevância, são benéficas para o crescimento de médio e longo prazo. Por fim, os autores identificaram que o impacto negativo da desigualdade no crescimento económico ocorre por conta dos menores níveis educacionais e da diminuição na expectativa de vida.

Por outro lado, os resultados encontrados por Chatterjee & Turnovsky (2012) indicam que o aumento dos gastos públicos aumenta a dispersão dos rendimentos no longo prazo. Os autores desenvolveram um modelo similar ao utilizado por Getachew (2010), ao qual mantiveram a heterogeneidade dos agentes como característica importante. No entanto, o foco deixou de ser o mercado de crédito e passou a ser a interação entre a distribuição inicial da riqueza, a alocação do tempo entre lazer e trabalho, o estoque de capital público e os impostos utilizados para financiar os investimentos realizados pelo governo. As conclusões apontam que os gastos do governo em capital público aumentam tanto a desigualdade de rendimentos quanto de riqueza e indicam que, apesar destes gastos elevarem o bem estar social, também aumentam sua dispersão entre a população.

Getachew & Turnovsky (2015) aprofundam a análise e abordam a influência da elasticidade entre fatores públicos e privados na relação entre crescimento económico e desigualdade. Para isso, os autores utilizaram um modelo OLG e identificaram que, ao considerar o capital público e privado como substitutos, o investimento público resulta em uma distribuição dos ganhos com o crescimento económico maior do que quando capital público e privado são considerados complementares. Os autores reforçam a complexidade do tema, a necessidade de avaliá-lo com cuidado e sob diferentes pontos de vista. Getachew (2012) utilizou um modelo similar para examinar os efeitos dos gastos do governo relacionados a investimentos públicos e a subsídios

ao setor privado nas dinâmicas da desigualdade. Os resultados apontam que, quando capital público e privado são substitutos, existe maior redistribuição com o aumento dos gastos com investimento público. Por outro lado, caso capital público e privado sejam complementares, a redistribuição é mais relevante através de subsídios ao investimento privado.

Chu *et al* (2000) estudaram a eficiência dos gastos públicos, com especial atenção aos gastos com educação e saúde, como ferramentas de redistribuição de renda em países menos desenvolvidos, países em desenvolvimento e em economias avançadas. Os dados analisados compreendem as décadas de 1970 a 1990. Os resultados apontam que, apesar das políticas redistributivas serem capazes de reduzir o nível de desigualdade, países menos desenvolvidos tem dificuldade em direcionar os benefícios gerados a população mais pobre e indicam que os efeitos redistributivos dos programas de transferência de rendimento dos países industrializados são maiores que aqueles visualizados nos países com baixo rendimento. Adicionalmente, os autores encontraram evidências que apontam para a progressividade de gastos com educação e saúde em países em desenvolvimento, no entanto, novamente, grande parte dos benefícios são mal direcionados e não atingem a base populacional mais pobre. Benerjee & Somanathan (2007) estudaram os efeitos que os gastos do governo exercem sobre o acesso a infraestrutura e serviços públicos. Os autores identificaram a existência de correlação positiva entre acesso a serviços públicos essenciais e a classe social, apontando que os benefícios decorrentes da melhora na infraestrutura são absorvidos pelas classes mais abastadas.

Em seu estudo acerca relação entre a qualidade da educação pública e a desigualdade de rendimentos, Glomm & Ravikumar (2003) utilizam um modelo OLG e encontraram resultados interessantes. Os autores explicam que, apesar dos investimentos em educação estarem negativamente relacionados com a desigualdade de rendimentos no longo prazo, no curto prazo esses gastos não apresentam grandes potenciais de diminuição da desigualdade. O estudo indica que a desigualdade pode aumentar mesmo na hipótese em que todos os indivíduos tenham acesso ao mesmo nível de qualidade educacional. Na mesma temática está o trabalho de Coady & Dizioli (2017), que avaliaram a relação entre desigualdade de rendimentos e educação, contemplando diferentes regiões geográficas e também diferenciando entre economias avançadas e emergentes. A análise foi desenvolvida sob o período de 1980 a 2010 e foram utilizadas as variáveis de anos de escolaridade para medir o nível de educação e o índice de Gini para medir o grau de desigualdade. Os autores concluem que os impactos da expansão da educação são relevantes e realizam um importante papel na diminuição da desigualdade de rendimentos a médio e longo prazo, principalmente em economias emergentes. Conforme o

desenvolvimento desses países avance, a magnitude dos efeitos na redução da desigualdade tende a diminuir.

No que diz respeito ao papel da eficiência do gasto público nos efeitos exercidos sobre a desigualdade de rendimentos, Afonso *et al* (2010), ao investigarem os dados referentes a países pertencentes a OCDE, apresentaram conclusões importantes. Os autores reforçam o potencial redistributivo dos gastos públicos e da melhora do nível educacional, no entanto, ressaltam que a diminuição da desigualdade de rendimentos não está necessariamente relacionada a maiores gastos por parte do governo. Eles argumentam que é possível atingir os mesmos resultados redistributivos com menos recursos caso haja um aumento na eficiência dos gastos. No estudo comparou-se a eficiência do setor público entre novos membros da União Europeia e países emergentes e identificou-se que maiores níveis de rendimento, elevados níveis educacionais e segurança nos direitos de propriedade minimizam as ineficiências do setor público. Afonso *et al* (2013) ampliam o estudo sobre o tema, desta vez considerando países latino-americanos e das Caraíbas durante o período de 2001 a 2010, e identificaram que, na maioria dos casos, a eficiência do setor público está inversamente correlacionada com o tamanho do governo. Os autores identificaram ainda que mais transparência e regulação contribuem para o aumento da eficiência dos gastos públicos.

Carnoy *et al* (2012) avaliaram os efeitos causados pelo aumento dos gastos em educação superior na desigualdade de rendimentos nos países do grupo dos BRICS, com exceção da África do Sul. Os autores identificaram que a expansão do ensino superior não impactou significativamente a desigualdade de rendimentos. Dentre os principais argumentos apresentados constam o aumento das taxas de retorno para o ensino superior em comparação ao ensino secundário e o aumento dos gastos públicos destinados a instituições de elite comparativamente a instituições de massa. Apesar de governos como o indiano e, em menor grau, o brasileiro atuarem de modo a subsidiar os estudantes mais pobres, grande parte das vagas de instituições de ensino superior públicas são ocupadas por estudantes provenientes de famílias com alto poder aquisitivo, contribuindo para a manutenção ou aumento dos níveis de desigualdade.

Younsi & Bechtini (2018) analisaram a relação entre desigualdade de rendimentos, crescimento econômico e desenvolvimento financeiro para os BRICS através de dados anuais disponíveis para o período de 1995 a 2015. Com base nos resultados encontrados, os autores apontam que a eficiência dos gastos públicos com educação no combate à desigualdade é maior que aquela obtida com o aumento de impostos. Segundo eles, as instituições públicas exercem um papel fundamental ao serem capazes de equilibrar a acumulação de capital humano entre

famílias de diferentes níveis de rendimento. Cabe destacar que isso não exige os governos de revisar suas políticas fiscais de modo a colocar em prática impostos mais progressivos. Os autores também mencionam a importância de políticas inclusivas para as áreas rurais e do fortalecimento da qualidade das instituições para alcançar menores níveis de desigualdade.

CAPÍTULO 2

Dados e Metodologia

No presente capítulo será abordada a metodologia utilizada para alcançar os objetivos propostos. Serão apresentados os detalhes do modelo empírico utilizado, bem como as variáveis consideradas. Como foi possível verificar na exposição feita no capítulo anterior, dentre os estudos que abordaram temáticas semelhantes à deste trabalho, há destacada heterogeneidade entre as metodologias aplicadas, tanto para a relação entre gastos públicos e crescimento económico, quanto para gastos públicos e desigualdade de rendimentos. Neste estudo, optou-se por modelos VAR ou VECM, a depender das características das variáveis escolhidas. Nas seguintes subseções, detalha-se os modelos e os dados utilizados.

2.1. Modelos VAR e VECM

A metodologia utilizada para elaboração de modelos VAR e VECM torna-os boas opções para avaliação dos efeitos de políticas e previsão. Esses modelos são extensões naturais dos modelos ARDL (*Autorregressive Distributed Lag*) e dentre as suas características destacam-se a flexibilidade de sua estrutura e a simplicidade com que seus resultados são apresentados. Ao considerarem apenas os valores passados para modelar cada variável, esses modelos são pouco restritivos. Eles também consideram todas as variáveis como endógenas, tornando desnecessário, dessa forma, o estabelecimento de critérios quanto a endogeneidade ou exogeneidade das variáveis (Mills, 2019). Os modelos VAR e VECM são estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS) e são amplamente utilizados para analisar séries temporais de variáveis macroeconómicas.

São necessários uma série de passos para avaliar a adaptabilidade das variáveis a esses modelos. O primeiro deles diz respeito a estacionaridade das séries de dados. São consideradas estacionárias séries que não possuem raiz unitária e tem como característica a convergência para uma mesma média ao longo do tempo, ou seja, não possuem tendência. Séries que apresentam determinada tendência em seu movimento (e por isso consideradas não-estacionárias) comprometem os resultados encontrados e precisam ser tratadas de modo a tornarem-se estacionárias antes de serem aplicadas ao modelo (Granger & Newbold, 1974). Testes como o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), o *Phillips-Perron* (PP) e o *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) tem como objetivo identificar o número de diferenciações necessárias para tornar a série estacionária, ou seja, a ordem de integração da série temporal.

Estabelecido o nível de integração de cada uma das variáveis, avança-se para a definição do número ideal de defasamentos (*lags*) a serem considerados no modelo. Para essa tarefa, utiliza-se os critérios de informação de Akaike (1974) e de Schwarz (1978) e o auxílio de software econométrico específico. No passo seguinte, realiza-se os testes de diagnóstico para entender se os resíduos do modelo estimado são independentes. Os testes de autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade são os escolhidos para cumprir essa função.

Em seguida, avança-se para o teste de cointegração, uma análise crucial para a escolha do modelo a ser utilizado. A existência de cointegração entre as séries indica que há relação de longo prazo entre elas. Nesses casos, abre-se mão do modelo VAR e opta-se por um modelo VECM, o qual inclui o mecanismo de correção de erros necessário para a encontrar resultados empíricos de qualidade. É importante que, caso exista cointegração, faça-se os testes de diagnósticos dos resíduos no modelo VECM. Johansen & Juselius (1990) propõe dois testes que apontam para as cointegrações existentes entre as variáveis, chamados teste do traço (*Trace Test*) e teste *Maximum Eigenvalue*, ambos estimados através da técnica de Máxima Verossimilhança (*Maximum Likelihood Estimation*).

Como esses modelos de regressão utilizam tanto observações passadas da própria variável como das outras variáveis utilizadas para explicar a observação atual, é importante analisar se existem relações causais entre elas. O teste de causalidade de Granger é utilizado para esta finalidade. Nele é avaliada a existência e a direção da causalidade, ou seja, se a variável “x” exerce alguma influência na previsão da variável “y” e vice-versa (Granger, 1969).

Por fim, analisa-se a função impulso-resposta. Ela indica como um choque aleatório em uma variável específica afeta o comportamento das demais variáveis endógenas, considerando todo o resto constante (Lütkepohl, 2005). Através dela, verifica-se os efeitos que o choque nos gastos do governo exercem nas variáveis crescimento económico e desigualdade de rendimentos.

2.2. Dados

Os estudos analisados apresentam maior convergência entre as variáveis utilizadas para medir o crescimento económico e a desigualdade de rendimentos do que aquelas utilizadas para investigar os gastos públicos. Para representar o crescimento económico, as pesquisas frequentemente utilizam a variável PIB *per capita*. A desigualdade de rendimentos é comumente medida através do índice de Gini, com alguns estudos específicos adicionalmente utilizando a representatividade dos rendimentos absorvidos pelos diferentes percentis da população.

Para os gastos públicos, há autores que optam por variáveis mais amplas como o total das despesas públicas, enquanto outros discriminam os gastos públicos com investimentos e formação de capital, por exemplo. Existem ainda estudos que utilizam variáveis ainda mais específicas para analisar fatores pontuais da sociedade, como o nível de educação, saúde, saneamento básico ou mesmo para medir a eficiência e a integridade do governo e das instituições públicas.

No presente trabalho, optou-se por analisar os efeitos dos gastos públicos de maneira ampla. Para isso, utilizou-se como base a variável denominada despesas gerais em consumo do governo, formulada conforme diretrizes estabelecidas pelo Sistema Nacional de Contas (SNA) de 2008. Dividiu-se essa variável pela população do país em questão para obter o valor *per capita*, posteriormente logaritimizado. Quanto ao crescimento económico, optou-se por seguir o caminho comumente utilizado nos estudos anteriores e considerou-se o PIB *per capita*, posteriormente logaritimizado. Adicionalmente e em convergência com os trabalhos de Barro (1990), Getachew (2010), Agénor (2013) e Younsi & Bechtini (2018), inclui-se no estudo a variável índice de capital humano, sendo esta uma *proxy* de gastos em educação, já que é calculada com base na média dos anos de escolaridade. Por fim, utilizou-se a variável denominada grau de abertura económica, considerada uma *proxy* para a globalização, calculada através da soma das importações e exportações em relação ao PIB. Todas as séries acima mencionadas foram retiradas da base de dados *Penn World Table* (PWT), fornecidas pelo *Groningen Growth and Development Centre*.

No que tange a análise da desigualdade de rendimentos, foram analisadas três versões do índice de Gini, encontradas nas seguintes bases de dados: *World Inequality Database* (WID), do *World Inequality Lab* (WIL); *World Development Indicators* (WDI), do Banco Mundial; e *World Income Inequality Database* (WIID), essa última fornecida pela Universidade das Nações Unidas. Este índice mede o nível de desigualdade de rendimentos em uma escala de 0 a 1, onde 0 representa igualdade total e 1 o mais elevado nível de desigualdade. Através do critério de maior disponibilidade de dados, optou-se por selecionar o índice de Gini da WIID. A tabela 2.1 apresenta o resumo das séries utilizadas para cada um dos países.

O período analisado contempla os anos de 1970 a 2019, totalizando 49 observações. Especificamente para o índice de Gini, nos anos em que não há informação disponível, utilizou-se o método estatístico da interpolação linear para completar a série temporal. Como já destacado em outras secções, os países analisados serão Brasil e China.

Tabela 2.1 – Resumo das séries temporais utilizadas

Variáveis Utilizadas
Log PIB per capita (PWT)
Log Gastos do Governo per capita (PWT)
Gini WIID (Universidade das Nações Unidas)
Índice de Capital Humano (PWT)
Índice de Abertura Económica (PWT)

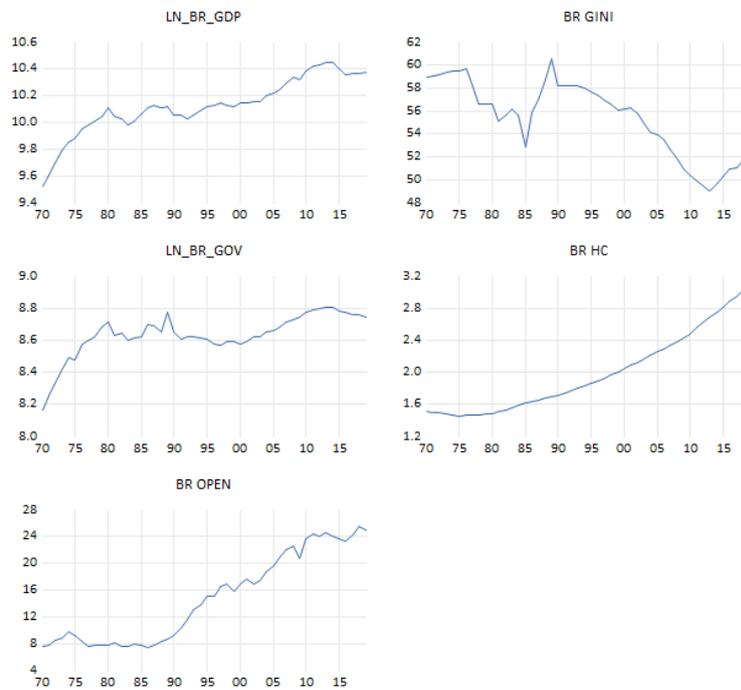


Figura 2.1 – Séries temporais em níveis: Brasil

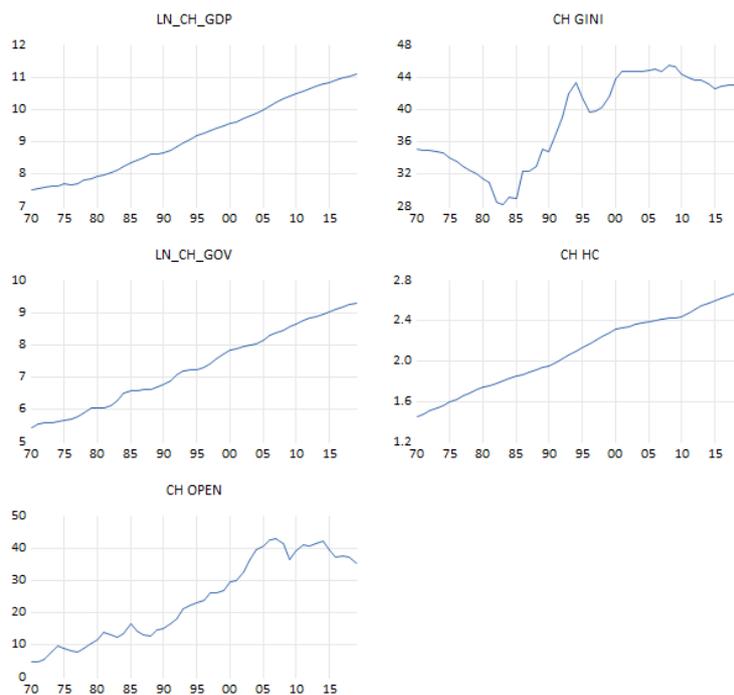


Figura 2.2 – Séries temporais em níveis: China

CAPÍTULO 3

Resultados Empíricos e Discussão

A seguir serão apresentados os detalhes dos modelos elaborados e os resultados encontrados. Como o objetivo do trabalho é analisar separadamente os efeitos dos gastos públicos no crescimento económico e na desigualdade de rendimentos, optou-se pela elaboração de dois modelos para cada país. Dessa forma, para o primeiro modelo, a variável dependente será o PIB *per capita* logaritmizado, enquanto que para o segundo modelo será o índice de Gini. Os modelos serão pormenorizados mais a frente.

Inicia-se com a discussão acerca da estacionariedade das variáveis e os tratamentos realizados para torna-las adequadas aos modelos. No passo seguinte será feita a identificação do número ótimo de defasamentos (*lags*) para cada um dos modelos. O teste de cointegração de Johansen busca avaliar se existe cointegração entre as variáveis e é o passo seguinte a ser apresentado, possibilitando definir qual o modelo ideal a ser utilizado. O objetivo inicial é analisar a relação de longo prazo através de um modelo VECM, porém, caso essa relação não exista, opta-se pelo modelo VAR para analisar as relações de curto prazo. Com a escolha feita, analisa-se os principais resultados encontrados em cada modelo, a começar pelas equações de longo prazo (se existentes), onde será possível verificar as associações entre cada variável. Em seguida, discute-se a relação causal entre as variáveis através do teste de causalidade de Granger. Por fim, discorre-se sobre os resultados encontrados na função impulso resposta, mais especificamente, acerca das respostas do crescimento económico e da desigualdade de rendimentos aos choques nos gastos públicos.

3.1. Testes de Estacionariedade

Conforme previamente mencionado, cada uma das variáveis escolhidas contém 49 observações, sendo o conjunto dessas observações denominado série temporal. Faz-se necessário analisar a estacionariedade de cada uma dessas séries temporais. Para isso, utilizou-se a análise gráfica das variáveis e três testes de estacionariedade mencionados no capítulo anterior, nomeadamente, ADF, PP e KPSS. Nos dois primeiros testes, as componentes determinísticas escolhidas podem ser *intercept* (constante), *trend and intercept* (constante e tendência) ou *none* (nenhuma), enquanto que para o KPSS as opções existentes contemplam apenas *intercept* e *trend and intercept*. Além disso, a hipótese nula considerada pelo ADF e PP indica a existência de raiz unitária, ou seja, caso essa hipótese seja refutada, o teste sugere que a série é estacionária.

Já para o KPSS, a validação da hipótese nula aponta para a estacionariedade da série temporal. Considerou-se o nível de significância para rejeição da hipótese nula de 5%.

Para as séries temporais utilizadas nos modelos de ambos os países, com exceção da série Capital Humano, todas as demais são integradas de ordem 1 (I(1)), o que quer dizer que tornam-se estacionárias após um processo de diferenciação. A série Capital Humano torna-se estacionária nas segundas diferenças, sendo assim considerada uma variável integrada de ordem 2 (I(2)). Como o objetivo inicial é analisar a elaboração de um modelo VECM, transformou-se a variável Capital Humano em I(1) através de um processo de diferenciação. A tabela 3.1 resume os dados acima descritos. Os resultados dos testes de estacionariedade estão compilados no Anexo A, ao final do trabalho.

Tabela 3.1 – Resumo das séries temporais utilizadas por país e sua ordem de integração.

Séries Temporais	Brasil	China
Log PIB per capita (PWT)	I(1)	I(1)
Log Gastos do Governo per capita (PWT)	I(1)	I(1)
Gini WIID (Universidade das Nações Unidas)	I(1)	I(1)
Índice de Capital Humano (PWT)	I(2)	I(2)
Índice de Abertura Económica (PWT)	I(1)	I(1)

3.2. Número Ótimo de Desfazamentos (*lags*)

Após a análise de estacionariedade e o devido tratamento das variáveis, avançou-se para a estimação do número ideal de *lags* dos modelos. Os detalhes de cada modelo são apresentados na tabela 3.2. Para os modelos 1 de ambos os países, onde a variável dependente é o PIB *per capita*, o número de desfazamentos ideal sugerido pelo teste é de 3 *lags*. Já para os modelos 2, o teste sugere que 2 *lags* é o número ideal para ambos os países. Os *outputs* dos testes podem ser encontrados no Anexo B do trabalho.

Tabela 3.2 – Resumo das variáveis que compõe cada modelo

Modelo 1 - Brasil
Log PIB per capita (LN BR GDP) - Variável Dependente
Log Gastos do Governo per capita (LN BR GOV) - Variável Independente
Índice de Capital Humano (BR D HC) - Variável Independente
Índice de Abertura Económica (BR OPEN) - Variável Independente
Modelo 2 - Brasil
Gini WIID (BR GINI) - Variável Dependente
Log Gastos do Governo per capita (LN BR GOV) - Variável Independente
Índice de Capital Humano (BR D HC) - Variável Independente
Índice de Abertura Económica (BR OPEN) - Variável Independente
Modelo 1 - China
Log PIB per capita (LN CH GDP) - Variável Dependente
Log Gastos do Governo per capita (LN CH GOV) - Variável Independente
Índice de Capital Humano (CH D HC) - Variável Independente
Índice de Abertura Económica (CH OPEN) - Variável Independente
Modelo 2 - China
Gini WIID (CH GINI) - Variável Dependente
Log Gastos do Governo per capita (LN CH GOV) - Variável Independente
Índice de Capital Humano (CH D HC) - Variável Independente
Índice de Abertura Económica (CH OPEN) - Variável Independente

3.3. Teste de Cointegração de Johansen

Com a definição do número ótimo de *lags* para cada um dos modelos, realizou-se o teste de cointegração de Johansen para verificar a existência ou não de relação de longo prazo entre as variáveis. O teste apresenta os resultados de acordo com três critérios distintos, nomeadamente, *Log Likelihood*, *Akaike* e *Schwarz*. Optou-se por seguir a indicação do critério de *Akaike*, estabelecendo assim um padrão decisório, o qual sugere a existência de cointegração para todos os modelos, conseqüentemente avançando-se com modelos VECM. Além disso, a opção indicada para elaboração do modelo VECM foi a que considera como características determinísticas as componentes constante e tendência linear, opção esta adotada em todos os modelos. O Anexo C apresenta os detalhes dos testes de cointegração de Johansen realizados e no Anexo D estão presentes os detalhes dos modelos VECM.

3.4. Testes dos Resíduos e Parametrização dos Modelos

Para garantir que os modelos VECM estão devidamente parametrizados e para buscar otimizar os resultados obtidos, faz-se necessária a realização de testes nos resíduos com o objetivo de verificar a existência ou não de autocorrelação, se a distribuição possui padrão normal e se há indícios de heterocedasticidade. Os resultados detalhados de todos os testes podem ser encontrados nos Anexos G, H e I do trabalho.

Iniciou-se por verificar a autocorrelação das variáveis através do teste de autocorrelação LM. Os resultados encontrados apontam para a inexistência de autocorrelação nos resíduos para todos os modelos analisados. O teste seguinte diz respeito a normalidade dos resíduos. Para ambos os modelos do Brasil e para o modelo 2 da China, verificou-se que os resíduos não são normalmente distribuídos, enquanto que para o modelo 1 da China, após aumentar o número de *lags* para dois, o modelo passou a apresentar distribuição normal dos resíduos. Por fim, ao realizar o teste de heterocedasticidade, verificou-se que os modelos 1 de ambos os países não apresentam indícios de heterocedasticidade nos resíduos. Para os modelos 2 de ambos os países, o teste apontou para a existência de heterocedasticidade, porém, o problema foi resolvido com a utilização de três *lags*. Os testes foram repetidos nos modelos que incorreram em inclusão de desfazamentos, garantindo a estabilidade dos resultados. A tabela 3.3 resume os modelos VECM parametrizados de acordo com os melhores resultados encontrados.

Tabela 3.3 – Resumo dos modelos VECM utilizados

Modelo 1 - Brasil: Ln PIB <i>per capita</i>	VECM	Constante e Tendência Linear	1 lag
Modelo 2 - Brasil: Índice de Gini	VECM	Constante e Tendência Linear	3 lags
Modelo 1 - China: Ln PIB <i>per capita</i>	VECM	Constante e Tendência Linear	2 lags
Modelo 2 - China: Índice de Gini	VECM	Constante e Tendência Linear	3 lags

3.4.1. Equações de Cointegração: Crescimento Económico

As equações de cointegração podem ser visualizadas na tabela 3.3. Para os modelos 1 de ambos os países, onde o PIB *per capita* é a variável dependente, os gastos do governo estão positivamente relacionados com o crescimento económico, corroborando os resultados encontrados por estudos previamente citados, como os de Agénor (2013) e Turnovsky (2015). Relativamente a variável capital humano, esta também apresenta uma relação positiva com o crescimento económico, em consonância com o que defendem autores como Schultz (1961), Becker (1962), Woolcock (2001) e Agénor (2013). Um dos argumentos apresentados é que o capital humano está fortemente relacionado a produtividade, potencialmente impulsionando o desenvolvimento económico. Por fim, no caso do modelo 1 do Brasil, a variável relacionada a abertura económica não é significativa. Para o modelo 1 chinês, a mesma está positivamente relacionada com o crescimento económico, o que faz sentido tendo em conta a relevância do setor exportador chinês, principalmente em anos mais recentes.

Tabela 3.4 – Equações de cointegração dos modelos utilizados

M1 Brasil: PIB	=	0,66931	Gastos Gov.	+	2,071787	Capital Humano	-	0,000915	Abertura Econ.*	
t-value []			[-7,13174]			[-2,11241]			[0,23761]	
M1 China: PIB	=	0,596701	Gastos Gov.	+	2,976451	Capital Humano	+	0,010971	Abertura Econ.	
t-value []			[-6,24283]			[-4,12457]			[-5,65020]	
M2 Brasil: Gini	=	-	11,63614	Gastos Gov.	-	209,0589	Capital Humano	+	0,432692	Abertura Econ.
t-value []				[2,32209]			[3,48458]			[-1,93132]
M2 China: Gini	=	-	98,49838	Gastos Gov.	+	646,4035	Capital Humano	+	2,479200	Abertura Econ.
t-value []				[4,58175]			[-4,91897]			[-4,20905]

* Variável não significativa: *t-value* = 0,23761

3.4.2. Equações de Cointegração: Desigualdade de Rendimentos

Os modelos 2 de ambos os países direcionam o foco na desigualdade de rendimentos, sendo o índice de Gini a variável dependente nestes modelos. Verifica-se que para ambos os países, os gastos do governo estão negativamente relacionados com a desigualdade. Esse resultado aponta para a mesma direção daqueles encontrados por Calderón & Chong (2004) e Li *et al* (2021) em seus estudos. A explicação estaria relacionada ao direcionamento dos gastos públicos para investimentos em infraestrutura, educação e saúde, assim como em gastos com redistribuição de renda. A melhoria do acesso a transportes públicos, serviços de saúde e educação de qualidade tende a aumentar a produtividade de uma ampla parcela da população que compõe os grupos que recebem baixos rendimentos (Getachew, 2010).

Quanto a relação do capital humano com a desigualdade de rendimentos, devido a complexidade do tema, é difícil estabelecer uma provável razão para a divergência de resultados entre os países. A desigualdade no Brasil apresenta uma tendência de queda após a redemocratização e o controle inflacionário, diminuindo ainda mais a partir da virada do século com a ampliação de políticas públicas que visavam a inclusão da parte mais pobre da população no sistema educacional. Essas podem ser possíveis explicações para a relação positiva entre o capital humano e a desigualdade de rendimentos. No caso chinês, a grande dispersão geográfica da população e a dificuldade de execução de políticas públicas a ela atrelada (Tanzi, 1974) e o aumento dos rendimentos dos trabalhadores urbanos qualificados (Rhee *et al*, 2014), são possíveis fatores explicativos da relação positiva entre capital humano e desigualdade de rendimentos. Por fim, constata-se que a abertura económica está positivamente relacionada com a desigualdade de rendimentos em ambos os países. Rhee *et al* (2014) apontam na mesma direção ao analisarem os efeitos da globalização e reformas relacionadas a abertura comercial, argumentando que a concentração da atividade económica em cidades e regiões específicas

somam-se ao já relatado aumento dos rendimentos dos trabalhadores qualificados, aumentando a desigualdade de rendimentos.

3.5. Causalidade de Granger

Os testes de causalidade de Granger foram realizados para os quatro modelos e os resultados detalhados podem ser encontrados no Anexo E. Os resultados apontados pelo teste para o modelo 1 do Brasil indicam que não há causalidade entre as variáveis PIB *per capita* e gastos do governo *per capita*. A única causalidade visualizada é unidirecional entre a abertura económica e o capital humano, o que indica que os valores passados do índice de abertura económica explicam de maneira mais eficiente o valor atual do índice de capital humano. Para o modelo 1 chinês, destaca-se a presença de causalidade unidirecional entre os gastos do governo *per capita* e PIB *per capita*, assim como entre o grau de abertura económica e o PIB *per capita*. Dessa forma, os valores passados dos gastos públicos e do grau de abertura económica, auxiliam na explicação do valor atual do PIB *per capita*.

No que diz respeito ao modelo 2, para ambos os países visualiza-se a existência de causalidade unidirecional entre gastos do governo *per capita* e o índice de Gini, ou seja, os valores passados dos gastos públicos explicam mais eficientemente o valor atual do nível de desigualdade de rendimentos. Adicionalmente, para o Brasil há ainda a presença de causalidade unidirecional entre o nível de abertura económica e o índice de capital humano, enquanto para a China percebe-se a presença de causalidade unidirecional entre o nível de abertura económica e os gastos públicos *per capita*. A tabela 3.5 resume as relações de causalidade acima descritas para cada modelo.

Tabela 3.5 – Causalidade de Granger para cada modelo

	Variável Dependente	H0	Probabilidade
Modelo 1 - Brasil	Capital Humano	Abertura Económica	0,0092
Modelo 1 - China	PIB	Gastos do Governo	0,0011
	PIB	Abertura Económica	0,0095
Modelo 2 - Brasil	Índice de Gini	Gastos do Governo	0,0157
	Capital Humano	Abertura Económica	0,0024
Modelo 2 - China	Índice de Gini	Gastos do Governo	0,0005
	Gastos do Governo	Abertura Económica	0,0420

3.6. Função Impulso Resposta

A figura 3.1 apresenta os resultados obtidos através da função impulso resposta para os modelos do Brasil e da China e possibilita visualizar os movimentos nas variáveis que representam o crescimento económico e a desigualdade de rendimentos decorrentes de choques nos gastos do governo. É possível perceber que os efeitos que o choque nos gastos públicos exerce no crescimento económico é positivo para ambos os países, tanto no curto prazo quanto no longo prazo. Relativamente aos movimentos na desigualdade de rendimentos decorrentes de um choque nos gastos públicos, observa-se que para o Brasil a tendência é de queda na desigualdade tanto no curto prazo quanto no longo prazo. Já para a China, é possível ver um aumento no curto prazo (períodos 3 e 4, principalmente), seguido de diminuição no longo prazo.

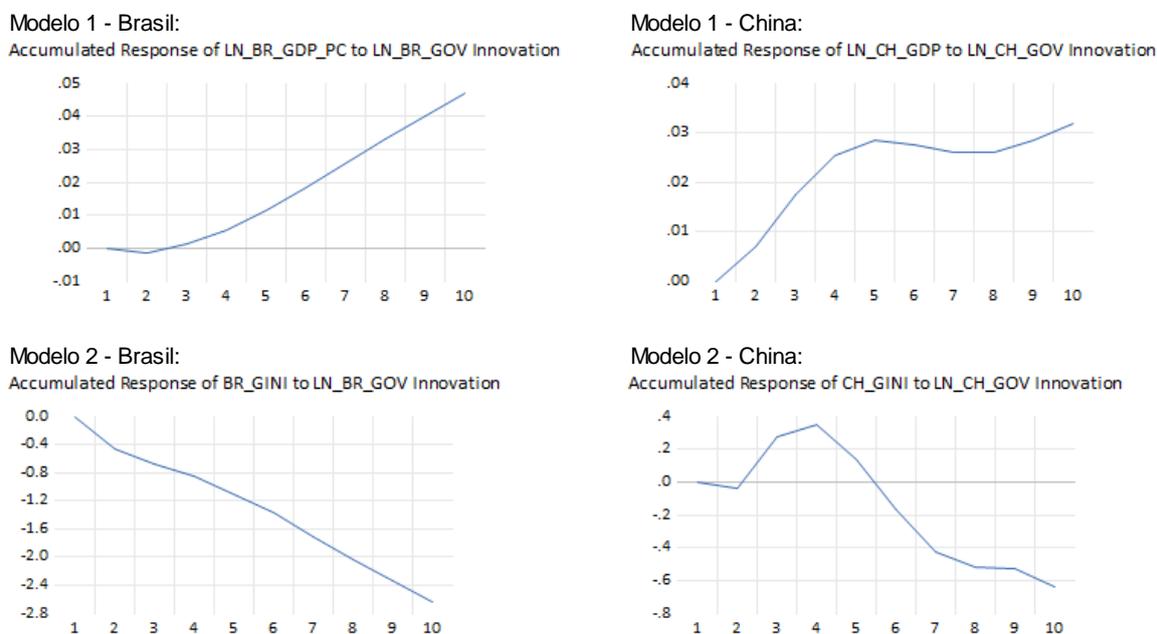


Figura 3.1 – Função Impulso Resposta para todos os modelos

CAPÍTULO 4

Conclusão

O objetivo inicial do presente trabalho era analisar, de um lado, a relação entre os gastos do governo e o crescimento económico e, de outro lado, a relação destes mesmos gastos com a desigualdade de rendimentos entre os anos 1970 e 2019 para as economias brasileira e chinesa. As séries temporais escolhidas foram o PIB *per capita*, índice de Gini, gastos do governo *per capita*, índice de capital humano e nível de abertura económica, obtidas através das bases de dados PWT e WIID. A metodologia utilizada foi a de vetores autorregressivos, mais especificamente modelos VECM, possibilitando focar na relação de longo prazo entre as variáveis.

Quanto ao primeiro binómio analisado, crescimento económico e gastos do governo, os resultados obtidos indicam que os gastos do governo são uma ferramenta importante para impulsionar o crescimento económico, contribuindo positivamente para o mesmo em ambos os países analisados. Tais resultados apontam na mesma direção que os encontrados por Agénor (2013) e Turnovsky (2015). Cabe destacar que no presente trabalho não foram consideradas variáveis capazes de representar o método de financiamento dos gastos, assim como sua eficiência e a qualidade das instituições, fatores importantes de acordo com a literatura sobre o tema. Sobre a relação entre desigualdade de rendimentos e gastos do governo, o segundo binómio analisado, os modelos analisados apontam que os gastos públicos podem amenizar as desigualdades tanto no país latino americano quanto no país asiático. Os investimentos públicos e políticas de redistribuição tendem a melhorar a qualidade de vida da parte mais pobre da população, diminuindo a desigualdade (Calderón & Chong, 2004; Li *et al*, 2021).

O presente estudo sofre com algumas limitações. A inexistência de dados do índice de Gini para determinados anos para os países analisados é uma delas. A técnica de interpolação linear foi utilizada para amenizar o problema, no entanto, investigações futuras com dados de maior qualidade contribuirão para a discussão acerca da desigualdade. Adicionalmente, estudos que analisem as relações aqui discutidas, com foco estratégico no período da pandemia da COVID-19, serão de suma importância. Por fim, sugere-se a elaboração de pesquisas que aprofundem o entendimento sobre quais gastos são mais eficientes no combate a desigualdade e no fomento da atividade económica. O maior conhecimento acerca destas indagações seria de grande valia para todos, em especial para os responsáveis pela elaboração de políticas públicas em países menos desenvolvidos. Esse é um debate necessário e de extrema importância na sociedade em que vivemos.

Referências Bibliográficas

- Abel, A. B., Blanchard, O. J., Bernanke, B., & Croushore, D. (2017). *Macroeconomics*. Pearson UK.
- Afonso, A., Romero-Barrutieta, A., & Monsalve, E. (2013). Public sector efficiency: evidence for Latin America. *SSRN Electronic Journal*.
- Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2010). Income distribution determinants and public spending efficiency. *The Journal of Economic Inequality*, 8(3), 367-389.
- Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2010). Public sector efficiency: evidence for new EU member states and emerging markets. *Applied economics*, 42(17), 2147-2164.
- Agénor, P. R. (2013). *Public Capital, Growth and Welfare: Analytical Foundations for Public Policy*. Princeton: Princeton University Press.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723.
- Alesina, A., & Ardagna, S. (1998). Tales of fiscal adjustment. *Economic policy*, 13(27), 488-545.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1995). Fiscal expansions and adjustments in OECD countries. *Economic policy*, 10(21), 205-248.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European economic review*, 40(6), 1203-1228.
- Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *The quarterly journal of economics*, 109(2), 465-490.
- Alvaredo, F., Atkinson, A., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., & Zucman, G. (2016). *Distributional National Accounts (DINA) guidelines: Concepts and methods used in WID world*.
- Ansari, M. I., Gordon, D. V., & Akuamoah, C. (1997). Keynes versus Wagner: public expenditure and national income for three African countries. *Applied Economics*, 29(4), 543-550.
- Arrow, K. J., & Kurz, M. (1970). *Public investment, the rate of return, and optimal fiscal policy*. The Johns Hopkins University Press.
- Asawanuchit, S. S., Davoodi, M. H. R., & Tiongson, M. E. (2003). *How useful are benefit incidence analyses of public education and health spending*. International Monetary Fund.
- Aschauer, D. A. (1989). Is public expenditure productive?. *Journal of monetary economics*, 23(2), 177-200.

- Atkinson, A. B. (1970). On the measurement of inequality. *Journal of economic theory*, 2(3), 244-263.
- Atkinson, A. B., Micklewright, J., & Micklewright, M. (1992). *Economic transformation in Eastern Europe and the distribution of income*. Cambridge University Press.
- Banco Interamericano de Desarrollo. (1998). *América Latina frente a la desigualdad*. IDB.
- Banerjee, A., & Somanathan, R. (2007). The political economy of public goods: Some evidence from India. *Journal of development Economics*, 82(2), 287-314.
- Barra, C., Ruggiero, N., & Zotti, R. (2020). Short-and long-term relation between economic development and government spending: the role of quality of institutions. *Applied Economics*, 52(9), 987-1009.
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogeneous growth. *Journal of political economy*, 98(5, Part 2), S103-S125.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of political economy*, 70(5, Part 2), 9-49.
- Benabou, R. (2000). Unequal societies: Income distribution and the social contract. *American Economic Review*, 90(1), 96-129.
- Berg, A., Ostry, J. D., Tsangarides, C. G., & Yakhshilikov, Y. (2018). Redistribution, inequality, and growth: new evidence. *Journal of Economic Growth*, 23(3), 259-305.
- Blanchard, O. J., Fischer, S. (1989). *Lectures on macroeconomics*. MIT press.
- Bonner, K., Daum, J., Duncan, J., Dinsmore, E., Fuglesten, K., Lai, L., ... & Quinn, R. (2012). MGNREGA Implementation: A Cross State Comparison. *Woodrow Wilson School, Princeton University*.
- Brandt, L., & Rawski, T. G. (2008). *China's great economic transformation*. Cambridge university press.
- Bresser-Pereira, L. C. (1986). *Economia brasileira: uma introdução crítica*. Editora Brasiliense.
- Bresser-Pereira, L. C. (2014). *A construção política do Brasil: sociedade, economia e Estado desde a Independência*. Editora 34.
- Butler, E. (2012). *Friedrich Hayek: The ideas and influence of the libertarian economist*. Harriman House Limited.
- Calderón, C., & Chong, A. (2004). Volume and quality of infrastructure and the distribution of income: an empirical investigation. *Review of Income and Wealth*, 50(1), 87-106.
- Cardoso, D., & Carvalho, L. (2021). *Effects of fiscal consolidation on income inequality: Narrative evidence from South America* (No. 69). FMM Working paper.

- Carnoy, M., Loyalka, P., & Androuschak, G. (2012). Does Expanding Higher Education Equalize Income Distribution? The Case of the BRIC Countries. *WP REAR, University of Stanford*.
- Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., & Zucman, G. (2021). World inequality report 2022.
- Chang, T. (2002). An econometric test of Wagner's law for six countries based on cointegration and error-correction modelling techniques. *Applied economics*, 34(9), 1157-1169.
- Chatterjee, S., & Turnovsky, S. J. (2012). Infrastructure and inequality. *European Economic Review*, 56(8), 1730-1745.
- Chu, K. Y., Davoodi, H., & Gupta, S. (2000). *Income distribution and tax, and government social spending policies in developing countries*. International Monetary Fund.
- Coady, D., & Dizioli, A. (2018). Income inequality and education revisited: persistence, endogeneity and heterogeneity. *Applied Economics*, 50(25), 2747-2761.
- Dalton, H. (1920). The measurement of the inequality of incomes. *The Economic Journal*, 30(119), 348-361.
- De Mello, L., & Tiongson, E. R. (2006). Income inequality and redistributive government spending. *Public finance review*, 34(3), 282-305.
- Duggal, V. G., Saltzman, C., & Klein, L. R. (1999). Infrastructure and productivity: a nonlinear approach. *Journal of econometrics*, 92(1), 47-74.
- Égert, B. (2015). The 90% public debt threshold: the rise and fall of a stylized fact. *Applied Economics*, 47(34-35), 3756-3770.
- Fan, S., Kanbur, R., & Zhang, X. (2011). China's regional disparities: Experience and policy. *Review of Development Finance*, 1(1), 47-56.
- Fasano, U., & Wang, Q. (2001). Fiscal expenditure policy and non-oil economic growth: Evidence from GCC countries. *IMF Working Paper n° 195*, 2001. Available at SSRN 880314.
- Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American economic review*, 105(10), 3150-82.
- Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American economic review*, 90(4), 869-887.
- Friedman, M. (2019). *Capitalismo e liberdade*. Leya.
- Furtado, C. (1961). *Desenvolvimento e subdesenvolvimento*. Editora Fundo de Cultura.
- Gadelha, S. R. D. B. (2011). Política fiscal anticíclica, crise financeira internacional e crescimento econômico no Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, 31, 794-812.

- Ghali, K. H. (1997). Government spending and economic growth in Saudi Arabia. *Journal of Economic Development*, 22(2), 165-172.
- Gasparini, L., & Lustig, N. (2011). *The rise and fall of income inequality in Latin America* (No. 118). Documento de Trabajo.
- Gemmell, N., Kneller, R., & Sanz, I. (2016). Does the composition of government expenditure matter for long-run GDP levels?. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(4), 522-547.
- Getachew, Y. Y. (2010). Public capital and distributional dynamics in a two-sector growth model. *Journal of Macroeconomics*, 32(2), 606-616.
- Getachew, Y. Y. (2012). Distributional effects of public policy choices. *Economics Letters*, 115(1), 56-59.
- Getachew, Y. Y., & Turnovsky, S. J. (2015). Productive government spending and its consequences for the growth–inequality tradeoff. *Research in Economics*, 69(4), 621-640.
- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1990). Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries. *NBER macroeconomics annual*, 5, 75-111.
- Glomm, G., & Ravikumar, B. (2003). Public education and income inequality. *European Journal of Political Economy*, 19(2), 289-300.
- Goñi, E., López, J. H., & Servén, L. (2011). Fiscal redistribution and income inequality in Latin America. *World development*, 39(9), 1558-1569.
- Gramlich, E. M. (1994). Infrastructure investment: A review essay. *Journal of economic literature*, 32(3), 1176-1196.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
- Harvey, D. (2007). *A brief history of neoliberalism*. Oxford University Press, USA.
- Herndon, T., Ash, M., & Pollin, R. (2014). Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff. *Cambridge journal of economics*, 38(2), 257-279.
- Huang, C. J. (2006). Government expenditures in china and taiwan: do they follow wagner's law?. *Journal of economic development*, 31(2), 139.
- Hulten, C. R., Bennathan, E., & Srinivasan, S. (2006). Infrastructure, externalities, and economic development: a study of the Indian manufacturing industry. *The World Bank Economic Review*, 20(2), 291-308.

- International Monetary Fund. Research Department. (2010). *World Economic Outlook, October 2010: Recovery, Risk, and Rebalancing*. International Monetary Fund.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (2000). Modelling of cointegration in the vector autoregressive model. *Economic modelling*, 17(3), 359-373.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Kamps, C. (2005). The dynamic effects of public capital: VAR evidence for 22 OECD countries. *International Tax and Public Finance*, 12(4), 533-558.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London, Palgrave Macmillan.
- Kormendi, R. C., & Meguire, P. G. (1985). Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence. *Journal of Monetary economics*, 16(2), 141-163.
- Kuznets, S. (1955). *Economic growth and income inequality* (pp. 25-37). Routledge.
- Kuznets, S. (1977). Two centuries of economic growth: reflections on US experience. *The American Economic Review*, 67(1), 1-14.
- Kuznets, S., & Murphy, J. T. (1966). *Modern economic growth: Rate, structure, and spread* (Vol. 2). New Haven: Yale University Press.
- Landau, D. (1983). Government expenditure and economic growth: a cross-country study. *Southern economic journal*, 783-792.
- Li, X., Chen, F., & Hu, S. (2021). Spatial Spillover Effect of Government Public Health Spending on Regional Economic Growth during the COVID-19 Pandemic: An Evidence from China. *Complexity*, 2021.
- Lindert, K., Skoufias, E., & Shapiro, J. (2006). Redistributing income to the poor and the rich: Public transfers in Latin America and the Caribbean. *Social Safety Nets Primer Series*, 203.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Lustig, N., Lopez-Calva, L. F., & Ortiz-Juarez, E. (2013). Declining inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico. *World development*, 44, 129-141.

- Magazzino, C. (2012). Wagner's Law and Augmented Wagner's Law in EU-27-A Time-Series Analysis on Stationarity, Cointegration and Causality. *International Research Journal of Finance and Economics*, 89, 205-220.
- Mallick, S. K. (2006). Policy instruments to avoid output collapse: an optimal control model for India. *Applied Financial Economics*, 16(10), 761-776.
- Martinez-Vazquez, J., & Vulovic, V. (2012). *Government Fiscal Policies and Redistribution in Asian Countries*. ADB Economics Working Paper Series. 310.
- Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of political Economy*, 89(5), 914-927.
- Milanović, B. (2000). Determinants of cross-country income inequality: An 'augmented' Kuznets hypothesis. In *Equality, participation, transition* (pp. 48-79). Palgrave Macmillan, London.
- Mills, T. C. (2019). *Applied time series analysis: A practical guide to modeling and forecasting*. Academic press.
- Morley, S. A. (2001). *The income distribution problem in Latin America and the Caribbean*. ECLAC.
- Oshima, H. T. (1992). Kuznets' Curve and Asian Income Distribution Trends. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 95-111.
- Oteng-Abayie, E. F. (2011). Government expenditure and economic growth in five ECOWAS countries: a panel econometric estimation. *Journal of Economic Theory*, 5(1), 11-14.
- Perotti, R. (1993). Political equilibrium, income distribution, and growth. *The Review of Economic Studies*, 60(4), 755-776.
- Perotti, R. (2012). The "Austerity Myth": Gain without Pain?. *NBER Chapters, in: Fiscal Policy after the Financial Crisis*, (307-354).
- Persson, T., & Tabellini, G. (1992). Growth, distribution and politics. *European Economic Review*, 36(2-3), 593-602.
- Polak, B., & Williamson, J. G. (1991). *Poverty, policy, and industrialization: lessons from the distant past* (No. 645). The World Bank.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a Time of Debt. *American economic review*, 100(2), 573-78.
- Rhee, C., Zhuang, J., Kanbur, R., & Felipe, J. (2014). Confronting Asia's rising inequality: policy options. In *Inequality in Asia and the Pacific* (pp. 103-124). Routledge.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, 98(5, Part 2), S71-S102.

- Sawyer, M. (1982). Income distribution and the welfare state. *The European Economy*, 206.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51(1), 1-17.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 461-464.
- Shenggen, F. A. N., & Zhang, X. (2004). Infrastructure and regional economic development in rural China. *China economic review*, 15(2), 203-214.
- Tanzi, V. (1974). Redistributing income through the budget in Latin America. *PSL Quarterly Review*, 26(108).
- Toneto, R., Cardomingo, M., & Carvalho, L. Salvando vidas e a economia: a importância dos gastos públicos na crise causada pela Covid-19 (Nota de Política Econômica nº 009). *MADE/USP*.
- Venn, F. (2016). *The oil crisis*. Routledge.
- Wagner, A. (1909). *Les fondements de l'économie politique*. Girard & E. Brière.
- Wahl, A. (2011). *The rise and fall of the welfare state*. Pluto press.
- Wiseman, M. (1982). *The Strategy of Equality: Redistribution and the Social Services*. Routledge.
- Woolcock, M. (2001). The place of social capital in understanding social and economic outcomes. *Canadian journal of policy research*, 2(1), 11-17.
- World Bank. (2005). *World development report 2006: Equity and development*. The World Bank.
- World development indicators. Washington, D.C. : The World Bank.
- Younsi, M., & Bechtini, M. (2018). Economic growth, financial development and income inequality in BRICS countries: Evidence from panel granger causality tests. *Munich Personal RePEc Archive*.

Websites consultados

- <https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=world-development-indicators>
- <https://febplt.webhosting.rug.nl/>

Anexo A: Resumo dos resultados dos testes de estacionariedade

Teste de Estacionariedade Níveis		ADF			PP			KPSS (5%)		
		Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	
Brasil	Log PIB per capita (PWT)	0,0034	0,0395	0,9994	0,0188	0,0349	0,9933	0,858 0,463	0,095 0,146	
	Log Gastos do Governo per capita (PWT)	0,0008	0,0161	0,9817	0,0011	0,0192	0,9657	0,613 0,463	0,105 0,146	
	Gini WIID (Universidade das Nações Unidas)	0,7597	0,6675	0,2223	0,7413	0,5962	0,2332	0,697 0,463	0,135 0,146	
	Human Capital Index (PWT)	1,0000	0,9567	0,9968	1,0000	0,9657	1,0000	0,893 0,463	0,242 0,146	
	Abertura Económica (PWT)	0,9759	0,6217	0,9985	0,9742	0,6104	0,9981	0,878 0,463	0,167 0,146	
China	Log PIB per capita (PWT)	0,9731	0,0431	0,9991	0,9985	0,0473	1,0000	0,933 0,463	0,177 0,146	
	Log Gastos do Governo per capita (PWT)	0,9868	0,0002	1,0000	0,9933	0,3076	1,0000	0,937 0,463	0,177 0,146	
	Gini WIID (Universidade das Nações Unidas)	0,7459	0,6555	0,8205	0,7873	0,7198	0,8449	0,724 0,463	0,113 0,146	
	Human Capital Index (PWT)	0,8532	0,1591	0,9746	0,7696	0,7076	1,0000	0,942 0,463	0,130 0,146	
	Abertura Económica (PWT)	0,6525	0,9754	0,9692	0,6648	0,9429	0,9375	0,882 0,463	0,106 0,146	

Teste de Estacionariedade Primeiras Diferenças		ADF			PP			KPSS (5%)		
		Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	
Brasil	Log PIB per capita (PWT)	0,0006	0,0021	0,0001	0,0007	0,0026	0,0001	0,323 0,463	0,135 0,146	
	Log Gastos do Governo per capita (PWT)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,345 0,463	0,158 0,146	
	Gini WIID (Universidade das Nações Unidas)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,077 0,463	0,074 0,146	
	Human Capital Index (PWT)	0,7187	0,0065	0,9117	0,7530	0,0069	0,9261	0,882 0,463	0,086 0,146	
	Abertura Económica (PWT)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,220 0,463	0,121 0,146	
China	Log PIB per capita (PWT)	0,0229	0,1096	0,1607	0,0036	0,0147	0,2661	0,340 0,463	0,171 0,146	
	Log Gastos do Governo per capita (PWT)	0,0000	0,0002	0,6256	0,0030	0,0122	0,0206	0,215 0,463	0,164 0,146	
	Gini WIID (Universidade das Nações Unidas)	0,0005	0,0034	0,0000	0,0004	0,0028	0,0000	0,145 0,463	0,144 0,146	
	Human Capital Index (PWT)	0,8797	0,8279	0,3882	0,1726	0,4142	0,3822	0,125 0,463	0,060 0,146	
	Abertura Económica (PWT)	0,0001	0,0006	0,0000	0,0001	0,0005	0,0000	0,215 0,463	0,155 0,146	

Teste de Estacionariedade Segundas Diferenças		ADF			PP		
		Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None
Brasil	Log PIB per capita (PWT)						
	Log Gastos do Governo per capita (PWT)						
	Gini WIID (Universidade das Nações Unidas)						
	Human Capital Index (PWT)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	Abertura Económica (PWT)						
China	Log PIB per capita (PWT)						
	Log Gastos do Governo per capita (PWT)						
	Gini WIID (Universidade das Nações Unidas)						
	Human Capital Index (PWT)	0,0000	0,0004	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	Abertura Económica (PWT)						

Anexo B: Resultados dos diagnósticos do número ótimo de lags

Modelo 1 - Brasil:

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LN_BR_GDP_PC LN_BR_GOV D_BR_HC BR_OPEN
 Exogenous variables: C
 Date: 06/18/22 Time: 14:18
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 45

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	164.2502	NA	9.48e-09	-7.122229	-6.961637	-7.062362
1	305.4342	250.9939	3.65e-11	-12.68597	-11.88300*	-12.38663*
2	320.4564	24.03546	3.88e-11	-12.64251	-11.19718	-12.10370
3	340.8139	28.95292*	3.35e-11*	-12.83617*	-10.74847	-12.05790
4	351.3970	13.17012	4.66e-11	-12.59542	-9.865356	-11.57768

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Modelo 1 - China:

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LN_CH_GDP LN_CH_GOV D_CH_HC CH_OPEN
 Exogenous variables: C
 Date: 06/18/22 Time: 14:53
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 45

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	28.54462	NA	3.95e-06	-1.090872	-0.930280	-1.031005
1	274.8095	437.8043	1.42e-10	-11.32487	-10.52191*	-11.02553*
2	293.2361	29.48244	1.30e-10	-11.43271	-9.987383	-10.89391
3	313.8022	29.24961*	1.11e-10*	-11.63565*	-9.547954	-10.85738
4	323.2477	11.75438	1.63e-10	-11.34434	-8.614273	-10.32660

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Modelo 2 - Brasil:

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: BR_GINI LN_BR_GOV D_BR_HC BR_OPEN
 Exogenous variables: C
 Date: 06/18/22 Time: 14:31
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 45

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-21.08821	NA	3.58e-05	1.115032	1.275624	1.174899
1	137.0202	281.0816	6.50e-08	-5.200896	-4.397935*	-4.901561*
2	155.7809	30.01718*	5.86e-08*	-5.323596*	-3.878266	-4.784791
3	166.2140	14.83813	7.85e-08	-5.076176	-2.988477	-4.297903
4	175.9379	12.10095	1.14e-07	-4.797242	-2.067174	-3.779500

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Modelo 2 - China:

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: CH_GINI LN_CH_GOV D_CH_HC CH_OPEN
 Exogenous variables: C
 Date: 06/18/22 Time: 15:05
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 45

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-140.9470	NA	0.007377	6.442091	6.602683	6.501958
1	97.44019	423.7995	3.78e-07	-3.441786	-2.638825*	-3.142450
2	119.7931	35.76466*	2.90e-07*	-3.724138*	-2.278808	-3.185333*
3	135.0247	21.66270	3.14e-07	-3.689986	-1.602287	-2.911713
4	149.3857	17.87151	3.69e-07	-3.617143	-0.887076	-2.599401

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Anexo C: Resultados dos testes de cointegração de Johansen

Modelo 1 - Brasil:

Date: 06/18/22 Time: 14:34
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 45
 Series: LN_BR_GDP_PC LN_BR_GOV_D_BR_HC BR_OPEN
 Lags interval: 1 to 3

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	2	4
Max-Eig	0	1	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	319.7722	319.7722	324.6790	324.6790	325.9068
1	330.1570	335.2900	338.2846	340.6721	341.0685
2	335.7291	344.6676	347.3224	351.6401	352.0356
3	338.7781	348.7578	351.3916	359.8014	359.8967
4	338.9789	351.3970	351.3970	363.8543	363.8543

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-12.07877	-12.07877	-12.11907	-12.11907	-11.99586
1	-12.18476	-12.36844	-12.36820	-12.42987	-12.31416
2	-12.07685	-12.38523	-12.41433	-12.51734*	-12.44603
3	-11.85680	-12.16701	-12.23963	-12.48006	-12.43985
4	-11.51017	-11.88431	-11.88431	-12.26019	-12.26019

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-10.15166*	-10.15166*	-10.03137	-10.03137	-9.747566
1	-9.936464	-10.08001	-9.959321	-9.980839	-9.744681
2	-9.507373	-9.735456	-9.684259	-9.706976	-9.555366
3	-8.966144	-9.155909	-9.188375	-9.308364	-9.228008
4	-8.298327	-8.511876	-8.511876	-8.727163	-8.727163

Modelo 1 - China:

Date: 06/18/22 Time: 14:54
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 45
 Series: LN_CH_GDP LN_CH_GOV_D_CH_HC CH_OPEN
 Lags interval: 1 to 3

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	2	2
Max-Eig	0	1	1	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	291.8367	291.8367	299.0628	299.0628	300.3347
1	300.6698	308.5850	315.4209	319.4766	320.0549
2	306.1054	316.8909	321.4733	335.8131	336.3668
3	308.0027	322.0288	323.1866	341.4412	341.8927
4	308.3033	323.2477	323.2477	342.8161	342.8161

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-10.83719	-10.83719	-10.98057	-10.98057	-10.85932
1	-10.87421	-11.18156	-11.35204	-11.48785	-11.38022
2	-10.76024	-11.15071	-11.26548	-11.81392*	-11.74963
3	-10.48901	-10.97906	-10.98607	-11.66406	-11.63968
4	-10.14681	-10.63323	-10.63323	-11.32516	-11.32516

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-8.910080	-8.910080	-8.892868	-8.892868	-8.611028
1	-8.625922	-8.893117	-8.943158	-9.038817*	-8.810744
2	-8.190766	-8.500934	-8.535412	-9.003554	-8.858975
3	-7.598351	-7.967954	-7.934819	-8.492359	-8.427832
4	-6.934968	-7.260793	-7.260793	-7.792133	-7.792133

Modelo 2 - Brasil:

Date: 06/18/22 Time: 14:32
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 46
 Series: BR_GINI LN_BR_GOV_D_BR_HC BR_OPEN
 Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	4
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	137.2497	137.2497	142.8820	142.8820	143.7796
1	152.8403	153.1909	157.4958	159.2156	159.8197
2	158.0513	162.4754	165.7197	168.6676	168.8262
3	160.7215	166.6311	169.2952	176.7989	176.8398
4	160.8717	169.2953	169.2953	180.2855	180.2855

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-4.576075	-4.576075	-4.647043	-4.647043	-4.512155
1	-4.906099	-4.877863	-4.934601	-4.965895	-4.861724
2	-4.784841	-4.890235	-4.944334	-4.985550*	-4.905488
3	-4.553109	-4.679615	-4.751965	-4.947779	-4.906077
4	-4.211814	-4.404142	-4.404142	-4.708064	-4.708064

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-3.303977	-3.303977	-3.215932	-3.215932	-2.922033
1	-3.315976*	-3.247987	-3.185466	-3.177007	-2.953577
2	-2.876693	-2.902581	-2.877175	-2.838884	-2.679316
3	-2.326937	-2.334184	-2.366781	-2.443335	-2.361880
4	-1.667617	-1.700933	-1.700933	-1.845843	-1.845843

Modelo 2 - China:

Date: 06/19/22 Time: 13:24
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 45
 Series: CH_GINI LN_CH_GOV_D_CH_HC CH_OPEN
 Lags interval: 1 to 3

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	0	1	2
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	120.6627	120.6627	129.0452	129.0452	130.0548
1	129.6677	134.0093	142.1284	143.1276	143.4922
2	135.3261	142.9678	147.0485	155.7415	156.1001
3	139.6775	147.5667	149.2422	160.6320	160.9858
4	140.5086	149.3857	149.3857	162.7112	162.7112

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-3.229455	-3.229455	-3.424232	-3.424232	-3.291323
1	-3.274119	-3.422638	-3.650150	-3.650115	-3.532987
2	-3.170050	-3.420793	-3.513266	-3.810731*	-3.737784
3	-3.007889	-3.225186	-3.255207	-3.628088	-3.599369
4	-2.689273	-2.906032	-2.906032	-3.204099	-3.320499

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-1.302348	-1.302348	-1.336533*	-1.336533*	-1.043031
1	-1.025828	-1.134198	-1.241266	-1.201084	-0.963512
2	-0.600574	-0.771021	-0.783198	-1.000368	-0.847124
3	-0.117229	-0.214082	-0.203954	-0.456392	-0.387525
4	0.522571	0.466404	0.466404	0.212530	0.212530

Anexo D: Modelos

Modelo 1 - Brasil:

Vector Error Correction Estimates
Date: 06/18/22 Time: 14:20
Sample (adjusted): 1973 2019
Included observations: 47 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LN_BR_GDP_PC(-1)	1.000000
LN_BR_GOV(-1)	-0.669310 (0.09385) [-7.13174]
D_BR_HC(-1)	-2.071787 (0.98077) [-2.11241]
BR_OPEN(-1)	0.000915 (0.00385) [0.23761]
@TREND(70)	-0.006270 (0.00276) [-2.27239]
C	-4.136447

Error Correction:	D(LN_BR_G...)	D(LN_BR_G...)	D(D_BR_HC)	D(BR_OPEN)
CointEq1	-0.279417 (0.16774) [-1.66582]	0.107437 (0.20981) [0.51207]	0.100969 (0.03604) [2.80153]	-10.55676 (4.12341) [-2.56020]
D(LN_BR_GDP_PC(-1))	0.761906 (0.24979) [3.05019]	0.584179 (0.31244) [1.86971]	-0.041567 (0.05367) [-0.77447]	7.197073 (6.14054) [1.17206]
D(LN_BR_GOV(-1))	-0.288894 (0.18491) [-1.56239]	-0.435797 (0.23129) [-1.88424]	-0.003603 (0.03973) [-0.09068]	-5.479629 (4.54551) [-1.20550]
D(D_BR_HC(-1))	-0.469708 (0.58471) [-0.80332]	0.204118 (0.73137) [0.27909]	-0.380065 (0.12563) [-3.02518]	-24.51843 (14.3738) [-1.70578]
D(BR_OPEN(-1))	-0.007297 (0.00670) [-1.08970]	-0.006279 (0.00838) [-0.74964]	0.003745 (0.00144) [2.60292]	-0.108270 (0.16462) [-0.65770]
C	0.008699 (0.00572) [1.51996]	0.005956 (0.00716) [0.83202]	0.001726 (0.00123) [1.40397]	0.376009 (0.14069) [2.67265]
R-squared	0.224372	0.153847	0.371305	0.185431
Adj. R-squared	0.129783	0.050658	0.294635	0.086093
Sum sq. resids	0.045421	0.071064	0.002097	27.44873
S.E. equation	0.033284	0.041633	0.007152	0.818218
F-statistic	2.372081	1.490921	4.842898	1.866669
Log likelihood	96.44518	85.92630	168.7190	-54.05116
Akaike AIC	-3.848731	-3.401119	-6.924211	2.555369
Schwarz SC	-3.612542	-3.184930	-6.688022	2.791558
Mean dependent	0.014420	0.008768	0.001762	0.351149
S.D. dependent	0.035680	0.042729	0.008515	0.855891

Determinant resid covariance (dof adj.)	2.44E-11
Determinant resid covariance	1.41E-11
Log likelihood	320.3319
Akaike information criterion	-12.39710
Schwarz criterion	-11.25552
Number of coefficients	29

Modelo 2 - Brasil:

Vector Error Correction Estimates
Date: 06/18/22 Time: 14:39
Sample (adjusted): 1975 2019
Included observations: 45 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
BR_GINI(-1)	1.000000
LN_BR_GOV(-1)	11.63614 (5.01105) [2.32209]
D_BR_HC(-1)	209.0589 (59.9955) [3.48458]
BR_OPEN(-1)	-0.432692 (0.22404) [-1.93132]
@TREND(70)	0.079628 (0.15987) [0.49808]
C	-158.7255

Error Correction:	D(BR_GINI)	D(LN_BR_G...)	D(D_BR_HC)	D(BR_OPEN)
CointEq1	-0.036579 (0.12055) [-0.30342]	-0.011621 (0.00465) [-2.49883]	-0.001761 (0.00083) [-2.11963]	0.258026 (0.10515) [2.45380]
D(BR_GINI(-1))	0.286270 (0.22081) [1.29647]	0.003325 (0.00852) [0.39038]	0.001282 (0.00152) [0.84263]	-0.281807 (0.19260) [-1.46317]
D(BR_GINI(-2))	-0.261852 (0.20497) [-1.27753]	-0.003806 (0.00791) [-0.48127]	0.000965 (0.00141) [0.68348]	-0.182215 (0.17878) [-1.01919]
D(BR_GINI(-3))	-0.003921 (0.20311) [-0.01930]	0.010836 (0.00784) [1.38294]	4.55E-05 (0.03247) [0.03247]	-0.235699 (0.17716) [-1.33043]
D(LN_BR_GOV(-1))	-13.33664 (4.33616) [-3.07568]	-0.326091 (0.16728) [-1.94937]	-0.030544 (0.02988) [-1.02214]	-0.746844 (3.78224) [-0.19746]
D(LN_BR_GOV(-2))	2.671726 (5.24359) [0.50952]	-0.185623 (0.20229) [-0.91763]	-0.023099 (0.03614) [-0.63922]	2.140621 (4.57376) [0.46802]
D(LN_BR_GOV(-3))	-1.610182 (5.34238) [-0.30140]	-0.099321 (0.20610) [-0.48191]	-0.021856 (0.03682) [-0.59363]	3.212336 (4.65993) [0.68935]
D(D_BR_HC(-1))	-21.58404 (26.4538) [-0.81591]	0.476045 (1.02053) [0.46647]	-0.123004 (0.18231) [-0.67471]	-33.86478 (23.0746) [-1.46762]
D(D_BR_HC(-2))	-23.68012 (22.7933) [-1.03891]	0.317208 (0.87932) [0.36074]	-0.081594 (0.15708) [-0.51944]	-19.11047 (19.8817) [-0.96121]
D(D_BR_HC(-3))	-11.10669 (20.5327) [-0.54093]	0.332091 (0.79211) [0.41925]	-0.193730 (0.14150) [-1.36911]	-19.63009 (17.9098) [-1.09605]
D(BR_OPEN(-1))	-0.115033 (0.18181) [-0.63272]	-0.000697 (0.00701) [-0.09932]	0.003086 (0.00125) [2.46287]	-0.028383 (0.15858) [-0.17898]
D(BR_OPEN(-2))	0.010856 (0.19936) [0.05446]	0.005979 (0.00769) [0.77738]	-0.003956 (0.00137) [-2.87939]	-0.190591 (0.17389) [-1.09603]
D(BR_OPEN(-3))	-0.191793 (0.21334) [-0.89902]	-0.009784 (0.00823) [-1.18883]	0.001648 (0.00147) [1.12111]	0.238796 (0.18608) [1.28328]
C	0.120090 (0.23530) [0.51037]	0.012325 (0.00908) [1.35778]	0.003324 (0.00162) [2.04961]	0.286774 (0.20524) [1.39724]
R-squared	0.303691	0.370792	0.557946	0.292628
Adj. R-squared	0.011691	0.106930	0.372568	-0.003997
Sum sq. resids	30.99081	0.046122	0.001472	23.57882
S.E. equation	0.999852	0.038572	0.006890	0.872128
F-statistic	1.040037	1.405250	3.009779	0.986525
Log likelihood	-55.46037	91.01809	168.5257	-49.31018
Akaike AIC	3.087128	-3.423026	-6.867811	2.813786
Schwarz SC	3.649200	-2.860953	-6.305738	3.375858
Mean dependent	-0.176963	0.005621	0.001837	0.338477
S.D. dependent	1.005748	0.040816	0.008899	0.870390

Determinant resid covariance (dof adj.)	3.64E-08
Determinant resid covariance	8.21E-09
Log likelihood	163.5036
Akaike information criterion	-4.555715
Schwarz criterion	-2.106684
Number of coefficients	61

Modelo 1 - China:

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/18/22 Time: 14:56

Sample (adjusted): 1974 2019

Included observations: 46 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LN_CH_GDP(-1)	1.000000
LN_CH_GOV(-1)	-0.596701 (0.09558) [-6.24283]
D_CH_HC(-1)	-2.976451 (0.72164) [-4.12457]
CH_OPEN(-1)	-0.010971 (0.00194) [-5.65020]
@TREND(70)	-0.022148 (0.00722) [-3.06650]
C	-3.899275

Error Correction:	D(LN_CH_G...)	D(LN_CH_G...)	D(D_CH_HC)	D(CH_OPEN)
CointEq1	-0.471900 (0.09248) [-5.10252]	-0.115249 (0.17188) [-0.67052]	0.055092 (0.02374) [2.32103]	-8.351692 (7.53854) [-1.10787]
D(LN_CH_GDP(-1))	0.357638 (0.12695) [2.81706]	0.436911 (0.23594) [1.85175]	0.004145 (0.03258) [0.12722]	14.85721 (10.3483) [1.43571]
D(LN_CH_GDP(-2))	0.172968 (0.11442) [1.51166]	-0.434701 (0.21265) [-2.04417]	0.002444 (0.02937) [0.08323]	-14.54656 (9.32680) [-1.55965]
D(LN_CH_GOV(-1))	0.037692 (0.08854) [0.42570]	0.549733 (0.16455) [3.34073]	0.024087 (0.02272) [1.05997]	5.148917 (7.21722) [0.71342]
D(LN_CH_GOV(-2))	-0.325798 (0.08868) [-3.67404]	-0.549329 (0.16480) [-3.33322]	0.001247 (0.02276) [0.05478]	-10.73730 (7.22815) [-1.48548]
D(D_CH_HC(-1))	0.153042 (0.59838) [0.25576]	-0.084234 (1.11209) [-0.07574]	-0.049614 (0.15357) [-0.32306]	-53.04620 (48.7751) [-1.08757]
D(D_CH_HC(-2))	0.491824 (0.60051) [0.81900]	0.936638 (1.11606) [0.83924]	0.012198 (0.15412) [0.07915]	38.83585 (48.9492) [0.79339]
D(CH_OPEN(-1))	-0.004363 (0.00207) [-2.10281]	-0.001885 (0.00385) [-0.48873]	0.000929 (0.00053) [1.74389]	0.249470 (0.16914) [1.47497]
D(CH_OPEN(-2))	-0.005357 (0.00231) [-2.31715]	-0.000833 (0.00430) [-0.19385]	-0.000301 (0.00059) [-0.50734]	-0.236832 (0.18843) [-1.25685]
C	0.064924 (0.01205) [5.38714]	0.081208 (0.02240) [3.62570]	-0.003004 (0.00309) [-0.97112]	0.993846 (0.98235) [1.01170]

R-squared	0.639152	0.500714	0.253992	0.276422
Adj. R-squared	0.548940	0.375893	0.067489	0.095528
Sum sq. resids	0.015774	0.054483	0.001039	104.8034
S.E. equation	0.020932	0.038903	0.005372	1.706226
F-statistic	7.084998	4.011442	1.361889	1.528084
Log likelihood	118.2242	89.71467	180.7959	-84.21041
Akaike AIC	-4.705399	-3.465855	-7.425474	4.096105
Schwarz SC	-4.307868	-3.068325	-7.027943	4.493636
Mean dependent	0.075330	0.080490	-7.52E-05	0.604841
S.D. dependent	0.031167	0.049243	0.005563	1.794068

Determinant resid covariance (dof adj.)	3.42E-11
Determinant resid covariance	1.28E-11
Log likelihood	315.7148
Akaike information criterion	-11.77021
Schwarz criterion	-9.981318
Number of coefficients	45

Modelo 2 - China:

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/18/22 Time: 15:15

Sample (adjusted): 1975 2019

Included observations: 45 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
CH_GINI(-1)	1.000000
LN_CH_GOV(-1)	98.49838 (21.4980) [4.58175]
D_CH_HC(-1)	-646.4035 (156.348) [-4.13438]
CH_OPEN(-1)	-2.479200 (0.50401) [-4.91897]
@TREND(70)	-6.588576 (1.56533) [-4.20905]
C	-511.5432

Error Correction:	D(CH_GINI)	D(LN_CH_G...)	D(D_CH_HC)	D(CH_OPEN)
CointEq1	-0.039416 (0.03959) [-0.99567]	-0.005032 (0.00138) [-3.63418]	0.000220 (0.00023) [0.94412]	0.107465 (0.06827) [1.57404]
D(CH_GINI(-1))	0.385023 (0.17682) [2.17745]	0.007966 (0.00618) [1.28801]	-0.001105 (0.00104) [-1.06094]	-0.192151 (0.30496) [-0.63009]
D(CH_GINI(-2))	0.165925 (0.17377) [0.95487]	-0.000598 (0.00608) [-0.09844]	0.000172 (0.00102) [0.16843]	-0.096581 (0.29968) [-0.32228]
D(CH_GINI(-3))	0.219215 (0.16111) [1.36063]	0.007520 (0.00564) [1.33438]	0.000443 (0.00095) [0.46666]	0.463593 (0.27786) [1.66843]
D(LN_CH_GOV(-1))	0.960837 (4.66493) [0.20597]	0.658224 (0.16317) [4.03400]	0.003056 (0.02747) [0.11125]	15.92745 (8.04535) [1.97971]
D(LN_CH_GOV(-2))	14.40867 (4.75307) [3.03145]	-0.162685 (0.16625) [-0.97855]	-0.022503 (0.02799) [-0.80397]	-11.29323 (8.19736) [-1.37767]
D(LN_CH_GOV(-3))	-13.08254 (4.54198) [-2.88036]	-0.114698 (0.15887) [-0.72197]	-0.005586 (0.02675) [-0.20885]	-1.562310 (7.83330) [-0.19944]
D(D_CH_HC(-1))	-0.151732 (32.9255) [-0.00461]	-1.701909 (1.15166) [-1.47779]	0.048904 (0.19389) [0.25223]	-22.86885 (56.7847) [-0.40273]
D(D_CH_HC(-2))	-11.14163 (29.9259) [-0.37231]	-0.128122 (0.10467) [-1.22240]	0.135285 (0.17623) [0.76768]	52.93719 (51.6115) [1.02569]
D(D_CH_HC(-3))	-13.48749 (28.9115) [-0.46651]	-1.489803 (1.01126) [-1.47321]	-0.079409 (0.17025) [-0.46642]	11.17336 (49.8621) [0.22409]
D(CH_OPEN(-1))	-0.111679 (0.11437) [-0.97651]	-0.008572 (0.00400) [-2.14277]	0.000646 (0.00067) [0.95936]	0.442901 (0.19724) [2.24549]
D(CH_OPEN(-2))	-0.058700 (0.11503) [-0.51029]	-0.008278 (0.00402) [-2.05729]	-0.000581 (0.00068) [-0.85742]	0.000428 (0.19339) [0.00216]
D(CH_OPEN(-3))	-0.056089 (0.11213) [-0.50022]	-0.003432 (0.00392) [-0.87496]	-0.000182 (0.00066) [-0.27573]	0.250767 (0.19338) [1.29675]
C	0.002215 (0.49773) [0.00445]	0.060851 (0.01741) [3.49528]	0.002114 (0.00293) [0.72117]	-0.195519 (0.85840) [-0.22777]

R-squared	0.480888	0.648953	0.226860	0.353590
Adj. R-squared	0.263196	0.501740	-0.097360	0.082515
Sum sq. resids	31.04276	0.037979	0.001076	92.33354
S.E. equation	1.000689	0.035002	0.005893	1.725834
F-statistic	2.209029	4.408252	0.699711	1.304401
Log likelihood	-55.49805	95.38888	175.5640	-80.02400
Akaike AIC	3.088802	-3.617283	-7.180620	4.178844
Schwarz SC	3.650875	-3.055211	-6.618548	4.740917
Mean dependent	0.182889	0.081162	-8.92E-05	0.573758
S.D. dependent	1.165798	0.049586	0.005625	1.801771

Determinant resid covariance (dof adj.)	9.01E-08
Determinant resid covariance	2.03E-08
Log likelihood	143.1276
Akaike information criterion	-3.650115
Schwarz criterion	-1.201084
Number of coefficients	61

Anexo E: Causalidade de Granger

Modelo 1 - Brasil:

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 06/18/22 Time: 14:21

Sample: 1970 2019

Included observations: 47

Dependent variable: D(LN_BR_GDP_PC)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_BR_GOV)	2.441048	1	0.1182
D(D_BR_HC)	0.645326	1	0.4218
D(BR_OPEN)	1.187436	1	0.2758
All	3.124631	3	0.3728

Dependent variable: D(LN_BR_GOV)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_BR_GDP_PC)	3.495819	1	0.0615
D(D_BR_HC)	0.077892	1	0.7802
D(BR_OPEN)	0.561963	1	0.4535
All	3.697939	3	0.2960

Dependent variable: D(D_BR_HC)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_BR_GDP_PC)	0.599811	1	0.4387
D(LN_BR_GOV)	0.008223	1	0.9277
D(BR_OPEN)	6.775203	1	0.0092
All	8.791934	3	0.0322

Dependent variable: D(BR_OPEN)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_BR_GDP_PC)	1.373721	1	0.2412
D(LN_BR_GOV)	1.453236	1	0.2280
D(D_BR_HC)	2.909671	1	0.0880
All	4.135161	3	0.2472

Modelo 2 - Brasil:

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 06/18/22 Time: 14:42

Sample: 1970 2019

Included observations: 45

Dependent variable: D(BR_GINI)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_BR_GOV)	10.36825	3	0.0157
D(D_BR_HC)	1.283674	3	0.7330
D(BR_OPEN)	1.232301	3	0.7453
All	13.12337	9	0.1571

Dependent variable: D(LN_BR_GOV)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(BR_GINI)	2.038419	3	0.5645
D(D_BR_HC)	0.352440	3	0.9499
D(BR_OPEN)	1.730760	3	0.6301
All	4.673099	9	0.8618

Dependent variable: D(D_BR_HC)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(BR_GINI)	1.376421	3	0.7111
D(LN_BR_GOV)	1.484685	3	0.6858
D(BR_OPEN)	14.39052	3	0.0024
All	18.78224	9	0.0271

Dependent variable: D(BR_OPEN)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(BR_GINI)	4.474454	3	0.2146
D(LN_BR_GOV)	0.730893	3	0.8659
D(D_BR_HC)	3.012087	3	0.3898
All	5.714199	9	0.7681

Modelo 1 - China:

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 06/18/22 Time: 15:00

Sample: 1970 2019

Included observations: 46

Dependent variable: D(LN_CH_GDP)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_CH_GOV)	13.56963	2	0.0011
D(D_CH_HC)	0.737038	2	0.6918
D(CH_OPEN)	9.305780	2	0.0095
All	21.71528	6	0.0014

Dependent variable: D(LN_CH_GOV)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_CH_GDP)	5.641753	2	0.0596
D(D_CH_HC)	0.709802	2	0.7012
D(CH_OPEN)	0.267237	2	0.8749
All	6.439230	6	0.3758

Dependent variable: D(D_CH_HC)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_CH_GDP)	0.034890	2	0.9827
D(LN_CH_GOV)	1.133702	2	0.5673
D(CH_OPEN)	3.400664	2	0.1826
All	4.958852	6	0.5491

Dependent variable: D(CH_OPEN)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_CH_GDP)	3.329948	2	0.1892
D(LN_CH_GOV)	2.628634	2	0.2687
D(D_CH_HC)	1.808771	2	0.4048
All	7.470648	6	0.2795

Modelo 2 - China:

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 06/18/22 Time: 15:16

Sample: 1970 2019

Included observations: 45

Dependent variable: D(CH_GINI)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LN_CH_GOV)	17.70585	3	0.0005
D(D_CH_HC)	0.358727	3	0.9486
D(CH_OPEN)	1.163715	3	0.7617
All	20.58102	9	0.0146

Dependent variable: D(LN_CH_GOV)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(CH_GINI)	4.098673	3	0.2510
D(D_CH_HC)	4.224845	3	0.2382
D(CH_OPEN)	8.205461	3	0.0420
All	11.59456	9	0.2371

Dependent variable: D(D_CH_HC)

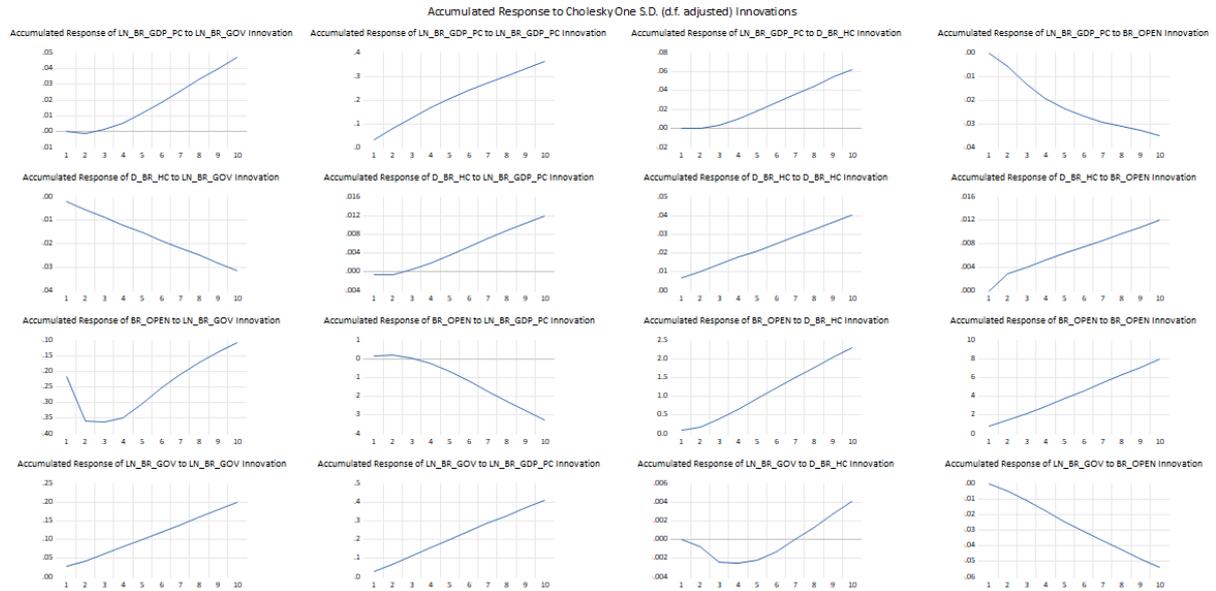
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(CH_GINI)	1.265215	3	0.7374
D(LN_CH_GOV)	1.230633	3	0.7457
D(CH_OPEN)	2.211703	3	0.5296
All	6.937367	9	0.6436

Dependent variable: D(CH_OPEN)

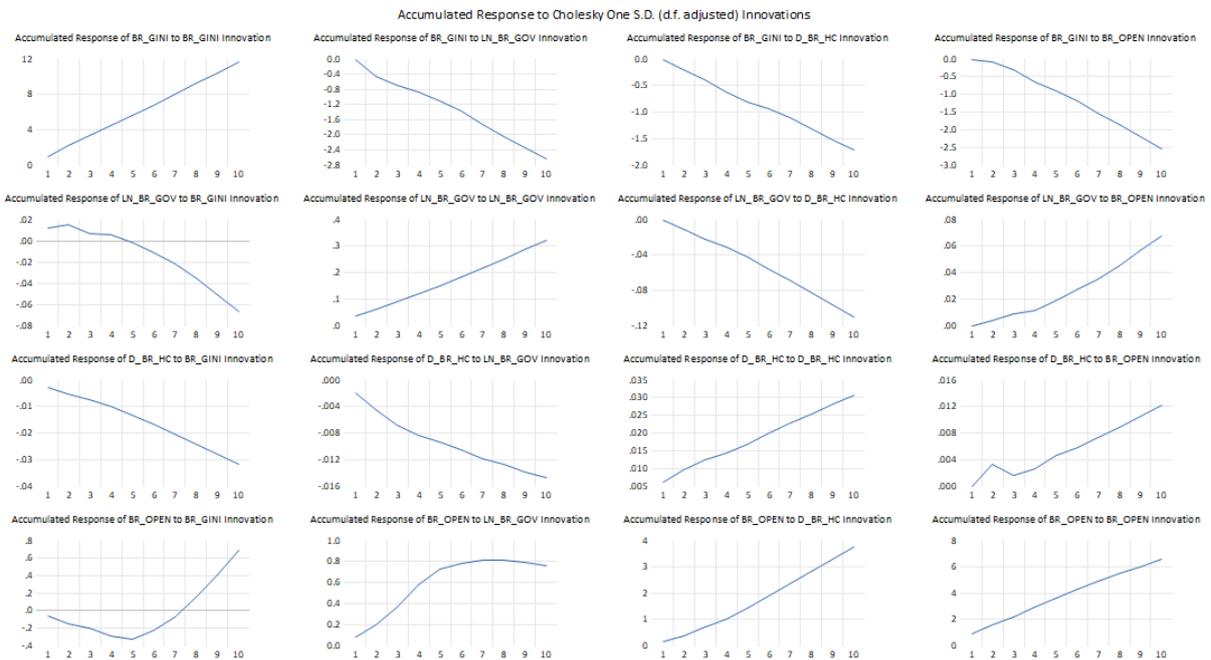
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(CH_GINI)	2.939673	3	0.4010
D(LN_CH_GOV)	6.894659	3	0.0753
D(D_CH_HC)	1.307248	3	0.7274
All	8.876320	9	0.4488

Anexo F: Função Impulso Resposta

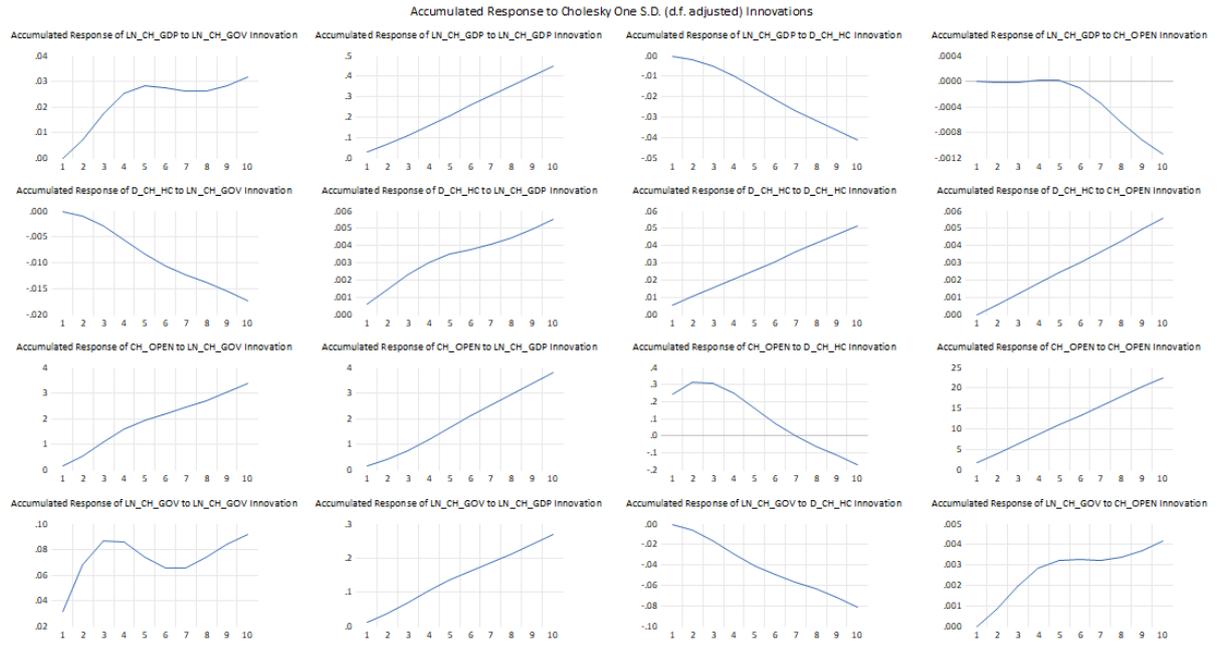
Modelo 1 - Brasil:



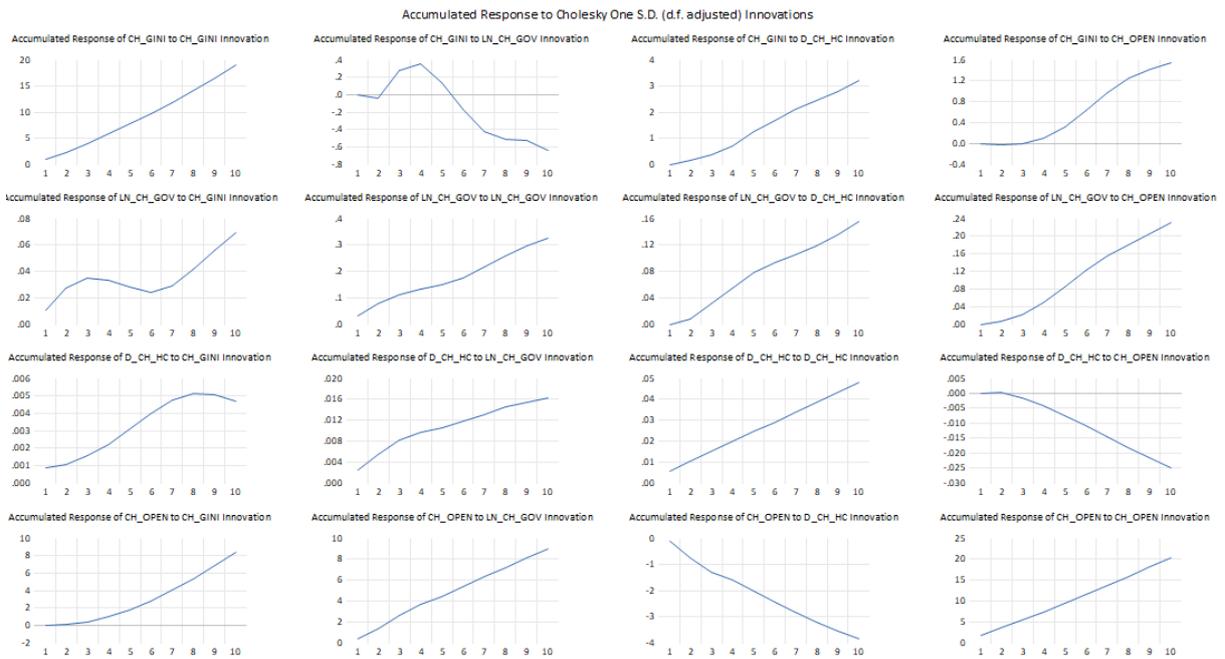
Modelo 2 - Brasil:



Modelo 1 - China:



Modelo 2 - China:



Anexo G: Testes dos Resíduos: Autocorrelação

Modelo 1 - Brasil: Autocorrelação LM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 06/18/22 Time: 14:29

Sample: 1970 2019

Included observations: 47

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	19.83635	16	0.2277	1.271705	(16, 104.5)	0.2293

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	19.83635	16	0.2277	1.271705	(16, 104.5)	0.2293

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Modelo 1 - China: Autocorrelação LM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 06/18/22 Time: 15:01

Sample: 1970 2019

Included observations: 46

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	11.28100	16	0.7918	0.693639	(16, 89.2)	0.7931
2	22.51012	16	0.1275	1.469746	(16, 89.2)	0.1292

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	11.28100	16	0.7918	0.693639	(16, 89.2)	0.7931
2	44.84865	32	0.0653	1.495397	(32, 93.8)	0.0702

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Modelo 2 - Brasil: Autocorrelação LM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 06/18/22 Time: 14:43

Sample: 1970 2019

Included observations: 45

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	20.87662	16	0.1833	1.359765	(16, 74.0)	0.1862
2	12.19715	16	0.7303	0.751605	(16, 74.0)	0.7326
3	14.33264	16	0.5739	0.895245	(16, 74.0)	0.5770

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	20.87662	16	0.1833	1.359765	(16, 74.0)	0.1862
2	30.64475	32	0.5351	0.950808	(32, 75.4)	0.5507
3	47.72023	48	0.4842	0.974004	(48, 63.7)	0.5336

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Modelo 2 - China: Autocorrelação LM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 06/18/22 Time: 15:17

Sample: 1970 2019

Included observations: 45

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	16.76113	16	0.4012	1.063264	(16, 74.0)	0.4046
2	13.65786	16	0.6242	0.849447	(16, 74.0)	0.6270
3	7.496082	16	0.9625	0.448437	(16, 74.0)	0.9629

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	16.76113	16	0.4012	1.063264	(16, 74.0)	0.4046
2	26.31857	32	0.7493	0.796262	(32, 75.4)	0.7603
3	40.40915	48	0.7736	0.787908	(48, 63.7)	0.8049

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Anexo H: Testes dos Resíduos: Normalidade

Modelo 1 - Brasil: Normalidade

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 06/18/22 Time: 14:29
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 47

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.439277	1.511556	1	0.2189
2	0.792014	4.913743	1	0.0266
3	1.488392	17.35326	1	0.0000
4	0.081363	0.051856	1	0.8199
Joint		23.83042	4	0.0001

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.638142	0.797481	1	0.3718
2	5.108668	8.707695	1	0.0032
3	7.892372	46.87331	1	0.0000
4	3.498050	0.485772	1	0.4858
Joint		56.86425	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.309038	2	0.3152
2	13.62144	2	0.0011
3	64.22657	2	0.0000
4	0.537628	2	0.7643
Joint	80.69467	8	0.0000

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Modelo 2 - Brasil: Normalidade

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 06/18/22 Time: 14:44
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 45

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	1.065077	8.507918	1	0.0035
2	-0.233146	0.407677	1	0.5232
3	0.853781	5.467063	1	0.0194
4	0.251648	0.474952	1	0.4907
Joint		14.85761	4	0.0050

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	7.855069	44.19693	1	0.0000
2	4.227486	2.825103	1	0.0928
3	6.059155	17.54705	1	0.0000
4	4.760696	5.812594	1	0.0159
Joint		70.38168	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	52.70485	2	0.0000
2	3.232780	2	0.1986
3	23.01412	2	0.0000
4	6.287546	2	0.0431
Joint	85.23929	8	0.0000

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Modelo 1 - China: Normalidade

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 06/18/22 Time: 15:02
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 46

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.227069	0.395296	1	0.5295
2	-0.281097	0.605788	1	0.4364
3	0.276957	0.588075	1	0.4432
4	-0.036076	0.009978	1	0.9204
Joint		1.599136	4	0.8089

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.780074	1.166322	1	0.2802
2	3.813889	1.269631	1	0.2598
3	4.691469	5.483714	1	0.0192
4	3.438249	0.368119	1	0.5440
Joint		8.287786	4	0.0816

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.561618	2	0.4580
2	1.875418	2	0.3915
3	6.071790	2	0.0480
4	0.378097	2	0.8277
Joint	9.886922	8	0.2731

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Modelo 2 - China: Normalidade

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 06/18/22 Time: 15:17
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 45

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.075840	0.043138	1	0.8355
2	0.045105	0.015258	1	0.9017
3	-0.497714	1.857897	1	0.1729
4	-0.371132	1.033045	1	0.3094
Joint		2.949338	4	0.5663

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.104305	2.286544	1	0.1305
2	2.842808	0.046330	1	0.8296
3	7.275133	34.26894	1	0.0000
4	4.308805	3.211822	1	0.0731
Joint		39.81363	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.329682	2	0.3120
2	0.061589	2	0.9697
3	36.12683	2	0.0000
4	4.244866	2	0.1197
Joint	42.76297	8	0.0000

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Anexo I: Testes dos Resíduos: Heterocedasticidade

Modelo 1 - Brasil: Heterocedasticidade

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 06/18/22 Time: 14:30
Sample: 1970 2019
Included observations: 47

Joint test					
Chi-sq	df	Prob.			
121.1979	100	0.0734			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(10,36)	Prob.	Chi-sq(10)	Prob.
res1*res1	0.347396	1.916365	0.0751	16.32763	0.0906
res2*res2	0.295642	1.511038	0.1756	13.89518	0.1778
res3*res3	0.783149	13.00130	0.0000	36.80803	0.0001
res4*res4	0.311010	1.625037	0.1389	14.61745	0.1466
res2*res1	0.380884	2.214746	0.0396	17.90157	0.0566
res3*res1	0.240903	1.142480	0.3597	11.32246	0.3330
res3*res2	0.168954	0.731891	0.6898	7.940843	0.6346
res4*res1	0.455253	3.008574	0.0073	21.39690	0.0185
res4*res2	0.273290	1.353830	0.2407	12.84461	0.2325
res4*res3	0.533380	4.115053	0.0008	25.06885	0.0052

Modelo 2 - Brasil: Heterocedasticidade

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 06/18/22 Time: 14:44
Sample: 1970 2019
Included observations: 45

Joint test					
Chi-sq	df	Prob.			
295.8280	260	0.0626			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(26,18)	Prob.	Chi-sq(26)	Prob.
res1*res1	0.795515	2.693313	0.0166	35.79819	0.0954
res2*res2	0.827367	3.317969	0.0054	37.23150	0.0712
res3*res3	0.670700	1.410057	0.2275	30.18152	0.2602
res4*res4	0.480573	0.640521	0.8535	21.62577	0.7090
res2*res1	0.759670	2.188348	0.0447	34.18516	0.1304
res3*res1	0.580260	0.957067	0.5504	26.11172	0.4570
res3*res2	0.536244	0.800518	0.7042	24.13096	0.5685
res4*res1	0.548595	0.841366	0.6635	24.68679	0.5368
res4*res2	0.657018	1.326190	0.2707	29.56583	0.2860
res4*res3	0.666551	1.383897	0.2402	29.99481	0.2678

Modelo 1 - China: Heterocedasticidade

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 06/18/22 Time: 15:02
Sample: 1970 2019
Included observations: 46

Joint test					
Chi-sq	df	Prob.			
188.0152	180	0.3259			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(18,27)	Prob.	Chi-sq(18)	Prob.
res1*res1	0.417300	1.074222	0.4232	19.19578	0.3799
res2*res2	0.453631	1.245395	0.2959	20.86701	0.2862
res3*res3	0.564955	1.947921	0.0569	25.98794	0.1000
res4*res4	0.496621	1.479863	0.1740	22.84457	0.1966
res2*res1	0.275054	0.569120	0.8916	12.65249	0.8118
res3*res1	0.383409	0.932731	0.5520	17.63681	0.4798
res3*res2	0.580158	2.072775	0.0421	26.68728	0.0851
res4*res1	0.373345	0.893663	0.5903	17.17389	0.5112
res4*res2	0.504117	1.524907	0.1566	23.18938	0.1834
res4*res3	0.458041	1.267738	0.2817	21.06990	0.2759

Modelo 2 - China: Heterocedasticidade

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 06/18/22 Time: 15:18
Sample: 1970 2019
Included observations: 45

Joint test					
Chi-sq	df	Prob.			
261.3014	260	0.4657			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(26,18)	Prob.	Chi-sq(26)	Prob.
res1*res1	0.742946	2.000932	0.0657	33.43257	0.1499
res2*res2	0.593676	1.011525	0.5001	26.71543	0.4244
res3*res3	0.572900	0.928640	0.5775	25.78048	0.4752
res4*res4	0.533861	0.792887	0.7118	24.02373	0.5746
res2*res1	0.531335	0.784884	0.7197	23.91008	0.5811
res3*res1	0.382934	0.429626	0.9758	17.23202	0.9019
res3*res2	0.555767	0.866125	0.6389	25.00951	0.5184
res4*res1	0.626178	1.159665	0.3784	28.17802	0.3498
res4*res2	0.708784	1.684991	0.1274	31.89527	0.1966
res4*res3	0.537377	0.804177	0.7006	24.18198	0.5656