

idp

idp

MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

**A ECONOMIA POLÍTICA DA CONSOLIDAÇÃO FISCAL E DAS
REFORMAS ESTRUTURAIS E MICROECONÔMICAS PARA
AUMENTO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NO
BRASIL DURANTE O PERÍODO 1970 A 2020**

PLÍNIO MARCOS DE ABREU RODRIGUES

Brasília-DF, 2022

PLÍNIO MARCOS DE ABREU RODRIGUES

**A ECONOMIA POLÍTICA DA CONSOLIDAÇÃO FISCAL
E DAS REFORMAS ESTRUTURAIS E
MICROECONÔMICAS PARA AUMENTO DA
PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NO BRASIL
DURANTE O PERÍODO 1970 A 2020**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Orientador

Professor Doutor Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Brasília-DF 2022

PLÍNIO MARCOS DE ABREU RODRIGUES

**A ECONOMIA POLÍTICA DA CONSOLIDAÇÃO FISCAL
E DAS REFORMAS ESTRUTURAIS E
MICROECONÔMICAS PARA AUMENTO DA
PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NO BRASIL
DURANTE O PERÍODO 1970 A 2020**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovado em 15 / 08 / 2022

Banca Examinadora

Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha - Orientador

Prof. Dr. Mathias Schneid Tessmann

Prof. Dr. André Maranhão

R696e Rodrigues, Plínio Marcos de Abreu
A economia política da consolidação fiscal e das reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade total dos fatores no Brasil durante o período 1970 a 2020 / Plínio Marcos de Abreu Rodrigues. – Brasília: IDP, 2022.

86 p.: il. Color
Inclui bibliografia.

Trabalho de Conclusão de Curso (Dissertação) – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP, Mestrado Profissional em Economia, Brasília, 2022.
Orientador: Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha.

1. Consolidação fiscal. 2. Produtividade. 3. Reformas estruturais e microeconômicas. I. Título.

CDD: 330



Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa



RESUMO

O presente estudo tem por objetivo geral analisar os impactos das reformas estruturais e microeconômicas sobre a produtividade total dos fatores no Brasil no período de 1970 a 2020. Foram estimados modelos econométricos dinâmicos e, em seguida, calculados multiplicadores de longo prazo da produtividade total dos fatores em relação às reformas estruturais e microeconômicas. Os resultados obtidos destacam que reformas voltadas à abertura econômica e ao mercado de trabalho têm impactado positivamente a produtividade total dos fatores. Todavia o Brasil precisa avançar em reformas no sistema educacional, no sistema de proteção legal, no ambiente regulatório e na consolidação fiscal, a fim de aumentar a produtividade da economia.

Palavras-chaves: Consolidação Fiscal; Produtividade; Reformas Estruturais e Microeconômicas.

ABSTRACT

The present study has the general objective of analyzing the impacts of structural and microeconomic reforms on total factor productivity in Brazil from 1970 to 2020. Dynamic econometric models were estimated and then long-term multipliers of total factor productivity were calculated. in relation to structural and microeconomic reforms. The results obtained highlight that reforms aimed at economic opening and the labor market have had a positive impact on total factor productivity. However, Brazil needs to advance in reforms in the educational system, in the legal protection system, in the regulatory environment and in fiscal consolidation, in order to increase the productivity of the economy.

Keywords: Fiscal Consolidation; Productivity; Structural and Microeconomic Reforms.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1

Funções de Impulso-Resposta Generalizada

42

LISTA DE TABELAS

Tabela 1

Resultado dos testes de raízes unitárias (1990 a 2021)

.....36

Tabela 2

Resultados da Causalidade de Granger Multivariada

.....40

Tabela 3

Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da produtividade total dos fatores (ptf_t).

.....43

Tabela 4

Impacto das Reformas Estruturais e Microeconômicas na Produtividade Total dos Fatores (PTF)

.....46

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
1.1	Contextualização do Tema	10
1.2	Problema de Pesquisa	14
1.3	Hipóteses de Pesquisa	14
1.4	Objetivos Gerais e Específicos	15
1.5	Delimitação do Escopo do Estudo	15
1.6	Justificativa do Tema	15
1.7	Organização do Estudo	16
2	REFERENCIAL TEÓRICO	18
3	METODOLOGIA	21
3.1	Estacionaridade: Testes de Raízes Unitárias	21
3.2	Análise Mulltifacetada	26
3.3	Análise Bivariada	28
4	DESCRIÇÃO DOS DADOS	32
5	ANÁLISE DOS RESULTADOS CONSIDERAÇÕES FINAIS	36
5.1	Análise de Estacionaridade	36
5.2	Análise Multivariada	39
5.3	Análise Bivariada	44
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA	51
	Referências	53
	Apêndices	57



1

INTRODUÇÃO

1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO DO TEMA

As reformas estruturais e microeconômicas referem-se a políticas que alteram a forma como a economia está organizada. Essas reformas incluem (i) a abertura da economia ao comércio internacional, (ii) ao aumento da concorrência internacional, (iii) ao investimento estrangeiro direto, (iv) a transferência de ativos estatais para o setor privado (por meio de privatizações), (v) a desregulamentação do mercado de produtos e serviços, além de (vi) medidas destinadas a flexibilizar o mercado de trabalho. Em suma, são políticas que visam aumentar a participação e integração dos mercados na organização da economia.

O processo de consolidação fiscal, por sua vez, contribui para um crescimento econômico que seja sustentável, a partir de uma macroeconomia estável, trazendo estabilidade no médio e longo prazos. Ainda assim, vale considerar que, no curto prazo, a consolidação fiscal poderia gerar um efeito expansionista em relação à atividade econômica. Além disso, o aumento da confiança nas contas públicas colabora para a redução da “percepção de risco” em relação ao país, podendo contribuir para a diminuição das taxas de juros de longo prazo.

Gadelha (2011) destaca que sob determinadas circunstâncias, uma política fiscal contracionista pode ter efeitos expansionistas sobre o consumo, o investimento e o produto da economia. A literatura econômica denomina essa situação como efeito não keynesianos da política fiscal. Tal efeito baseia-se em evidências de contrações fiscais expansionistas, tanto quanto como expansões fiscais contracionistas, que resultam do impacto da política fiscal corrente, levando em conta a expectativa e a confiança dos agentes privados nas mudanças futuras de políticas econômicas, e, em particular, na resposta do consumo privado a maiores mudanças fiscais. Por exemplo, ajustes fiscais baseados em cortes de gastos podem gerar crescimento econômico ao invés de recessão, por meio do aumento do investimento privado e maior confiança dos agentes econômicos.

A historiografia brasileira aponta ao menos três grandes fases de reformas estruturais e microeconômicas com impactos no aumento da produtividade. A primeira fase ocorreu entre os anos de 1964 a 1967, os quais foram marcados pela implementação de um plano de estabilização de preços de inspiração ortodoxa – Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG) – e de importantes reformas estruturais, dentre as quais a do sistema financeiro, da estrutura tributária e do mercado de trabalho. Foi um período caracterizado por uma fase de ajuste conjuntural e estrutural da economia, visando ao enfrentamento do processo inflacionário, do desequilíbrio externo e do quadro de estagnação econômica naquele período.

Os efeitos do PAEG tiveram maiores reflexos no período posterior, que ficou conhecido como “Milagre Econômico” (1968-1974), e caracterizou-se pelas altas taxas de crescimento do produto interno bruto brasileiro, com relativa estabilidade de preços. Foi um período beneficiado por elevadas taxas de crescimento econômico, com destaque aos setores de bens de consumo duráveis e da construção civil, que foram os mais importantes em termos de crescimento econômico para o período. A taxa média de crescimento do produto alcançou percentuais acima dos 10% a.a., com destaque ao produto industrial, enquanto a taxa de inflação permaneceu entre 15% a 20% a.a. (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO Jr., 2010, p. 384).

Pode-se afirmar que os anos entre de 1975 a 1979 também sentiram os efeitos do impacto do PAEG, com o seu sucessor, o Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND). Seu principal objetivo era reeditar o milagre econômico, adotando uma política que visasse ampliar a capacidade da indústria nacional por meio da substituição da importação, expansão da atividade exportadora e introdução de uma mudança da matriz energética para outra que fosse menos dependente do petróleo.

A segunda fase de reformas econômicas teve início na década de 1990, momento de ebulição das discussões sobre uma nova linha de pensamento que trazia teses neoliberais e que levaram à implementação reformas no sistema econômico de diversos países emergentes e economias em desenvolvimento, incluindo o Brasil. Esse conjunto de idéias, no início, ficou conhecido como “Consenso de Washington” por ser defendida por altos funcionários da área

econômica dos Estados Unidos da América (EUA), além de importantes agentes de crédito lá sediados, tais como Banco Mundial, Banco Interamericano de Desenvolvimento, e Fundo Monetário Internacional.

Em resumo, aquelas teses tinham raízes nas seguintes diretrizes: disciplina fiscal; redirecionamento das prioridades de gastos públicos para as áreas de saúde, educação e infraestrutura; reforma fiscal (ampliando a base fiscal e reduzindo impostos marginais); estabelecimento de taxas de câmbio competitivas; garantia dos direitos de propriedade; desregulamentação; liberalização comercial; privatização; eliminação de barreiras ao investimento estrangeiro; e liberalização financeira, dentre os países integrantes da organização. No tocante à disciplina fiscal, o Consenso de Washington defendia a austeridade fiscal como condição essencial ao sucesso dos programas de estabilização monetária, ações envolvendo cortes de gastos públicos, junto a reformas administrativas, previdenciárias e fiscais.

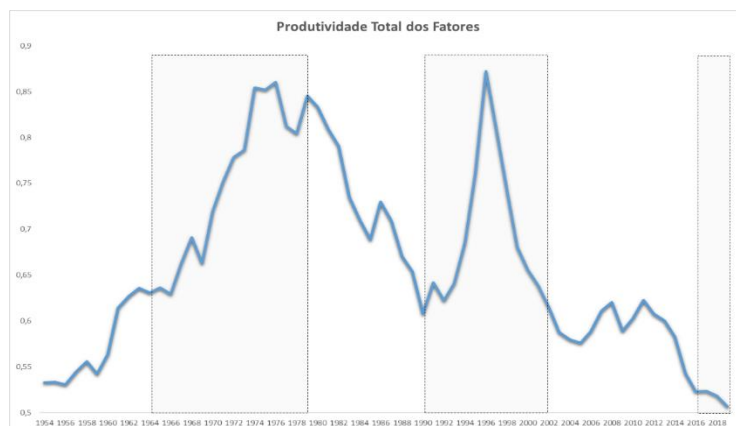
Por fim, a terceira e última fase de reformas econômicas teve início a partir de 2016, e ainda permanece em vigor. Dentre elas, se destacam: o Novo Regime Fiscal que instituiu o Teto dos Gastos; a Nova Previdência; o Novo Ensino Médio; a Declaração de Direitos de Liberdade Econômica; a Reforma Trabalhista, entre outras.

Todavia, embora tenham sido implementadas tais reformas estruturais e microeconômicas no Brasil, seus benefícios não têm proporcionado aumentos de produtividade total dos fatores (PTF).

Dados extraídos do Penn World Table mostram que o momento de melhor performance da produtividade no Brasil ocorreu durante a década de 1970, como pode ser verificado no Gráfico 1. Além disso, observa-se que a produtividade total dos fatores no período atual retornou aos níveis da década de 1950.

A PTF permite avaliar o grau de eficiência com que são utilizados os recursos produtivos, levando em consideração não somente a produtividade da mão de obra, mas também a eficiência do uso de capital.

Gráfico 1 – Produtividade Total dos Fatores (PTF) do Brasil, 1954-2019. (EUA = 1)



Fonte: Penn World Table. Série “ctfp”, a preços correntes, paridade do poder de compra

Alguns autores destacam que a produtividade total dos fatores pode ser contaminada por fatores pró-cíclicos. De tal modo o aumento observado entre os anos de 2004 a 2012 na PTF brasileira, pode ser explicado pelo aumento dos preços das *commodities* no mercado internacional no mesmo período. O país, como grande exportador destas matérias primas, se beneficiaria então de tais externalidades, sem, contudo, ter uma melhoria efetiva dos fatores de produção.

Canuto (2019) antecipa que a situação brasileira é de uma “*anemia da produtividade*”, associada à “*obesidade do setor público*”. A “*anemia*” pode ser interpretada como três décadas de estagnação da produção, diante de uma massa populacional que está envelhecendo, além de um ambiente de negócios que não é favorável e aumentam os custos de transação. Enquanto a “*obesidade*” pode ser traduzida como um governo com a maioria dos gastos vinculados, que crescem constantemente, lastreados em direitos e garantias de diversos grupos sociais. Acrescente os baixos níveis de escolaridade da população, e então o cenário se torna ainda mais desafiador para o longo prazo.

No caso brasileiro, conforme consta no Anexo de Metas Fiscais Anuais do Projeto de Lei de Diretrizes Orçamentárias para 2023 encaminhado ao Congresso Nacional pelo Poder Executivo Federal, a economia brasileira tem apresentado dois problemas principais que comprometem as perspectivas de crescimento do país e o bem-estar da população: (i) a crise fiscal, causada pela deterioração do resultado primário do setor público consolidado e pelo crescimento da dívida

bruta do governo geral, em proporção do Produto Interno Bruto (PIB), cujos reflexos no aumento da incerteza macroeconômica estiveram na raiz da recessão econômica do período 2014-2016; (ii) produtividade baixa e estagnada dos fatores de produção, fruto de um amplo conjunto de distorções alocativas, que tem representado obstáculo significativo ao crescimento mais robusto do PIB per capita ao longo das últimas décadas. Típico caso de má alocação (*misallocation*), que decorre da ineficácia na alocação de seus fatores de produção.

Conforme descreve Mendes (2019), as reformas que levarão o Brasil a um novo patamar econômico, em relação aos demais países, devem estar focadas em três dimensões: aumento da produtividade, ajuste fiscal do Estado e reforma no mercado de crédito. Neste sentido, Izquierdo, Pessino e Vuletin (2017) pontuam que a confiança nas ações do governo são fundamentais para que investimentos de médio/longo prazo sejam executados. Um ajuste fiscal bem executado pode fortalecer a economia, abrindo oportunidades de negócios, uma vez que a dívida pública não se torna um custo para a execução de empreendimentos. Além disso, com o uso eficiente da alocação entre capital e trabalho, melhora-se a produtividade, gerando melhor distribuição da renda e do consumo.

1.2 PROBLEMA DE PESQUISA

Se, por um lado, o Brasil tem um histórico de reformas estruturais e microeconômicas, acompanhadas do processo de consolidação fiscal, que se intensificaram no período 2017 a 2021, por outro lado a produtividade total dos fatores ainda é muito baixa. Em vista disso, questiona-se: quais são os grupos de reformas econômicas que o Brasil precisa intensificar para se ter um impacto positivo em termos de ganhos de produtividade na economia?

1.3 HIPÓTESE DE PESQUISA

A hipótese a ser testada nesta pesquisa reside no argumento de que o foco em alguns grupos de reformas estruturais e microeconômicas têm sido insuficientes para estimular o aumento da produtividade total dos fatores. E, por essa razão, é necessário que haja a continuidade da atual agenda de reformas (estruturais e microeconômicas) e do processo de consolidação fiscal, os quais irão impactar positivamente a economia brasileira no médio e longo prazo.

1.4 OBJETIVOS GERAIS E ESPECÍFICOS

Esse estudo tem por objetivo geral analisar as contribuições das reformas estruturais e microeconômicas ocorridas no Brasil sobre a trajetória da produtividade total dos fatores. Em vista disso, propõe-se como objetivos específicos o cálculo de multiplicadores de longo prazo da produtividade total dos fatores em relação às reformas estruturais e microeconômicas, sendo obtidos a partir da estimação de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ARDL).

1.5 DELIMITAÇÃO DO ESCOPO DO ESTUDO

O foco desta pesquisa é verificar o impacto das reformas estruturais e microeconômicas ocorridas no Brasil de 1970 a 2020, na produtividade total dos fatores.

1.6 JUSTIFICATIVA DO TEMA

A relevância deste estudo provém de sua aplicabilidade na discussão econômica atual. Desde 2016, a agenda pública brasileira tem demonstrado interesse na ampliação das reformas promovidas pelo Estado, com vistas ao crescimento econômico sustentável de longo prazo; dessa maneira, se torna oportuna a apresentação de pesquisas acadêmicas neste sentido.

Reformas econômicas tendem a ser impopulares, pois, na maior parte das vezes, apresenta resultados favoráveis apenas no longo prazo. Portanto, quanto maior a pesquisa nesta área – o qual restará demonstrado os benefícios da aplicabilidade de determinadas medidas econômicas –, melhores serão as decisões tomadas pelos formuladores de políticas públicas.

Torna-se necessária então a ampliação das discussões acadêmicas, de modo a conscientizar a sociedade em prol de mudanças que criem um ambiente favorável ao crescimento econômico sustentável.

1.7 ORGANIZAÇÃO DO ESTUDO

Além desta introdução – *primeira parte*, o presente estudo encontra-se dividido da seguinte maneira: a próxima seção apresenta um referencial teórico breve sobre o tema aqui tratado; a terceira seção descreve os dados e o tratamento feito nas variáveis; a quarta seção reporta os resultados do modelo econométrico estimado, além de comentários sobre os principais resultados obtidos; por fim, a quinta seção apresenta as considerações finais e implicações de políticas acerca dos resultados aqui obtidos, bem como apresenta sugestões de pesquisas futuras.



2

REFERENCIAL TEÓRICO

A pesquisa no caso brasileiro em relação a reformas econômicas é recente. Os primeiros estudos surgem a partir da década de 1980 – momento em que o país passava por forte aperto monetário, associado a um cenário de hiperinflação. Desde então a agenda do governo tem se voltado a reformas que modernizaram o Estado, garantindo estabilidade econômica.

Ter-Minassian (2012) apresenta uma ampla discussão sobre as reformas estruturais ocorridas no Brasil a partir da década de 1990. Em sua pesquisa relata os avanços ocorridos em relação à política fiscal e políticas sociais, além de explorar a melhoria no acesso, ocorrida desde então, ao crédito entre famílias de baixa renda. Como resultado, busca entender se tal crescimento é sustentável a longo prazo, vez que as condições macroeconômicas e internas são distintas àquela época.

Biljanovska e Sandri (2018) verificaram a relação entre as reformas estruturais adotadas pelo país, em diversos setores, na Produtividade Total dos Fatores – *reformas no setor bancário seriam as que trariam melhor retorno relativo, segundo o estudo*. Dadas as circunstâncias de recuperação econômica, além do apoio popular, concluem ser este um momento ideal para a realização de mudanças.

Cardoso *et al.* (2021) projetam, ainda, a melhoria da produtividade, considerando os aspectos regionais do Brasil. Os resultados de sua pesquisa demonstram a necessidade de medidas que levem em consideração a heterogeneidade do país. Efeitos contracionistas na economia como um todo prejudicaria regiões que já possuem historicamente baixo crescimento econômico, com elevado desemprego e baixo consumo familiar, tornando-se necessária a ampliação dos benefícios sociais nessas regiões, mesmo em situação de aperto econômico.

O presente estudo terá como referência o modelo econométrico estimado por Biljanovska e Sandri (2018), em que analisaram a efetividade das medidas reformistas nas principais áreas econômicas e sociais, e seus efeitos na produtividade total da economia brasileira:

$$\ln(PTF_t) = \alpha + \beta \ln(PTF_{t-1}) + \gamma \ln(RE_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde PTF representa a produtividade total dos fatores, e RE representa os regressores relacionados às reformas econômicas (estruturais e microeconômicas). A defasagem de um período ($t-1$) procura traduzir os impactos futuros das reformas, uma vez que elas não têm efeito imediato nos índices. Entretanto, ao fazer uso de apenas uma defasagem para a variável relacionada às reformas econômicas, o modelo de Biljanovska e Sandri (2018) pode estar incorrendo em omissão de defasagens relevantes, prejudicando assim a possibilidade de compreender de forma mais ampla a dinâmica do sistema em modelagem.

O presente estudo contribui à literatura sobre o tema no Brasil em quatro aspectos. Em primeiro lugar, visando superar a limitação do modelo de Biljanovska e Sandri (2018), serão estimados modelos dinâmicos de duas classes distintas: (i) modelo autorregressivo e de defasagem distribuída (ARDL), que assume a prevalência da hipótese de exogeneidade estrita; (ii) modelo vetorial autorregressivo (VAR), que flexibilizam a hipótese de exogeneidade estrita. Em segundo lugar, a partir da estimação dos modelos ARDL, será possível analisar a relação de longo prazo entre as variáveis por meio do multiplicador “elasticidade-reforma”. Terceiro, a exogeneidade estrita será investigada por meio do Teste de Causalidade de Granger. Por fim, o modelo VAR estimado permitirá que se analise a função de impulso resposta generalizada e a decomposição da variância dos erros de previsão.



3

3.1 ESTACIONARIEDADE: TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

Inicialmente, para obter adequadamente o processo de geração das séries, utilizou-se um conjunto de testes de estacionariedade, tanto lineares quanto com quebras estruturais. Foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MZ_{α}^{GLS}), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996), assim como Ng e Perron (2001), os quais superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988).

As modificações no teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente, e; (b) a importância de uma seleção apropriada à ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

Para o primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Para isso, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$, de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa $H_A: \beta_0 < 0$, de que a série é estacionária. A regressão estimada por mínimos quadrados ordinários é determinada por:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (2)$$

na Equação (2), \tilde{y}_t define a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ o operador de primeiras diferenças e e_{tk} o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores à defasagem k , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a importantes distorções.

Esta situação motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) à seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na Equação (2). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste ADF^{GLS} usa a estatística t (mínimos quadrados ordinários) correspondente a β_0 na referida equação.

Ng e Perron (2001) sugeriram que as mesmas modificações propostas também fossem aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Particularmente, as versões modificadas definem os testes $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$, \underline{MSB} e \underline{MZ}_t^{GLS} , os quais baseiam-se em:

$$\underline{MZ}_\alpha^{GLS} = (T^{-1}y_T^d - \hat{\lambda}^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d \right)^{-1} \quad (3)$$

$$\underline{MSB} = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d / \hat{\lambda}^2 \right)^{1/2} \quad (4)$$

$$\underline{MZ}_t^{GLS} = \underline{MZ}_\alpha^{GLS} \times \underline{MSB} \quad (5)$$

Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostraram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais de *Augmented* Dickey e Fuller e Phillips-Perron. Os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$ estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 1.

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e MZ_a^{GLS}, MSB e MZ_t^{GLS} possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. Ao lidar com dados de séries temporais, os pesquisadores devem estar atentos a possíveis quebras estruturais. Uma quebra estrutural ocorre quando o comportamento de uma série muda abruptamente em um determinado ponto no tempo. Essas quebras geralmente resultam de choques exógenos, por exemplo, choques de preços de commodities, conflitos, mudanças de política e mudanças de regime cambial e/ou monetário.

Na análise econométrica, uma das principais premissas é que estatísticas descritivas (parâmetros), como a média e o desvio padrão, são relativamente estáveis ao longo do tempo. No entanto, quebras estruturais geralmente distorcem essas estatísticas. Como resultado, os parâmetros podem não mais caracterizar com precisão as propriedades das séries e os métodos econométricos podem gerar estimativas enviesadas e inconsistentes e, como resultado, previsões e estimativas ruins. Além disso, Maddala e Kim (1999) explicam que mudanças estruturais afetam os resultados dos testes de raízes unitárias, cointegração e causalidade. Em vista disso, na análise de estacionariedade serão considerados dois testes de raízes unitárias que consideram a presença de quebra estrutural.

O estudo de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias ao mostrar que, um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural. Foram considerados inicialmente três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. E o Modelo C, que é conhecido como o modelo *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Especificamente, a quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja τ o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série y_t segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no

período $t = \tau + 1$, contra a hipótese alternativa de que y_t é estacionária. Em sua forma geral, o denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que a variável *dummy* de impulso $D_P = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível $D_L = 1$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência $D_T = t - \tau$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; a_0 é o intercepto; a_2 é o coeficiente da tendência determinística t ; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico, $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$; k é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens. μ_1 , μ_2 , μ_3 e β são parâmetros a serem estimados¹. Os resíduos obtidos na equação em (6) são usados para estimar a equação por meio mínimo quadrados ordinários:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de a_1 é unitário. Sendo os resíduos independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de a_1 dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por $\lambda = \tau/T$, em que T é o número total de observações.

Assim sendo, o termo “ λ ” determina a fração de quebra no teste de Perron (1989), representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutural, em relação ao número total de observações.

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a Equação (6) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem do geral para o específico, conforme sugerido por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe *a priori* um número máximo de defasagens ($p_{\text{máximo}}$), as quais vão sendo eliminadas uma a uma, caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo.

¹ A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (5): $a_1 = 1$, $\mu_1 \neq 0$, $\mu_2 \neq 0$ e $a_2 = \mu_3 = 0$, ao passo que a hipótese alternativa, tem-se: $|a_1| < 1$, $a_2 \neq 0$, $\mu_1 = 0$, $\mu_2 \neq 0$ e $\mu_3 \neq 0$. Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).

Todavia, Christiano (1992) criticou a abordagem de Perron (1989) sob o fundamento de que os pontos de quebra não devem ser tratados como exógenos uma vez que a imposição de uma data de quebra envolve uma questão de *data-mining*. Para Christiano (1992), a escolha da data da quebra estrutural está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento proposto por Perron (1989) de seleção exógena da quebra. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

Vogelsang e Perron (1998) desenvolveram um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos *Innovation Outlier* (IO) e *Additive Outlier* (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (*crash model*), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais. Assim, os dois modelos são usados para verificar a hipótese de estacionariedade: quebra no intercepto, quebra no intercepto e na tendência, ambas em nível e em primeira diferença. O modelo geral é expresso na forma da seguinte equação:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 t + \beta_1 D_l + \beta_2 D_p + \beta_3 D_t + \sum_{i=1}^j \rho_t \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Em que y_t é a série de dados, μ_0 o intercepto, μ_2 o coeficiente de tendência determinística; β_1 , β_2 e β_3 são parâmetros de quebra a serem estimados; D_l , D_p e D_t são variáveis *dummies* para a quebra no intercepto, quebra no nível e quebra na tendência, respectivamente; ρ_t e μ_1 são parâmetros desconhecidos, Δ é o operador de primeira diferença, j é a melhor defasagem selecionada pelo critério de informação Akaike; e ε_t são inovações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d).

Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos como também a uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral $f_t(\theta)' \gamma$, é acrescentada ao termo determinístico μ_t do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão (8):

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (9)$$

em que θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, t é uma tendência temporal e v_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária.

Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função $f_t(\theta)' \gamma$ pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*).

Operacionalmente, o teste de raiz unitária proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) está baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e na subtração dessa tendência da série original, seguida de um teste ADF desenvolvido às séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC).

3.2 ANÁLISE MULTIVARIADA

A análise de causalidade inicia-se pela estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis, assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de x_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-causa x_t (GRANGER, 1969). A causalidade de Granger da variável x_t para a variável y_t é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável x_t em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente

iguais a zero na equação em que y_t é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x_t Granger-cause a variável y_t .

O modelo VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + \zeta_t \quad (10)$$

onde, X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é um vetor de interceptos, A_i são matrizes de coeficientes, e ζ_t é um vetor de resíduos não-autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (9).

Além da causalidade de Granger, nessa etapa duas outras técnicas econométricas serão utilizadas na análise multivariada: as funções impulso-resposta (FIR) e a análise de decomposição de variância do erro de previsão (ADV).

As funções de impulso-resposta permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Desta forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos.

Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (ENDERS, 2010).

Com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, a função de impulso-resposta generalizada (FIRG) é utilizada. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no

VAR. Conforme apontado por Lutkepohl (1991), o método convencional para a análise da função de impulso-resposta aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, por conseguinte, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no modelo VAR estimado.

Koop, Pesaran e Potter (1996), assim como Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função de impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (EWING, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

A análise de decomposição de variância (ADV) é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por este método, é possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. A ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (ENDERS, 2010).

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

3.3 ANÁLISE BIVARIADA

Considere Y_t como sendo a produtividade total dos fatores, X_t^j é o vetor de regressores relacionados às reformas estruturais e microeconômicas, e o termo de erro independente e identicamente distribuído $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$. Um modelo autorregressivo e de defasagens distribuídas (ARDL) é dado por:

$$\underbrace{Y_t}_{PTF} = C + \underbrace{\alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_k Y_{t-k}}_{PTF} + \underbrace{\beta_0 X_t^j + \beta_1 X_{t-1}^j + \dots + \beta_n X_{t-n}^j}_{Reformas} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Assim, a produtividade total dos fatores corrente está relacionada com seus valores defasados, bem como com os valores contemporâneos e defasados das reformas estruturais e microeconômicas. Uma das características da equação (11) é possibilitar encontrar os efeitos dinâmicos de uma variação nas reformas estruturais e microeconômicas em valores corrente e futuro da produtividade total dos fatores. O efeito imediato, chamado de multiplicador de impacto, de uma unidade de variação nas reformas estruturais e microeconômicas é dado pelo coeficiente β_0 .

A equação (11) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$A(L)Y_t = B(L)X_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde:

$$A(L) = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_k L^k) \quad (13)$$

$$B(L) = (\beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_n L^n) \quad (14)$$

Se a unidade de variação das reformas estruturais e microeconômicas for sustentada, pode-se obter uma expressão para multiplicador de longo prazo. Supondo que as variáveis sejam estacionárias e estejam na forma de logaritmos naturais, pode-se definir o equilíbrio estático como a situação em que Y e X encontram-se em seus valores esperados de longo prazo:

$$Y^* = \left(\frac{\overbrace{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_n}^{Reformas}}{\underbrace{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_k}_{PTF}} \right) X^* \quad (15)$$

O termo entre parênteses na equação (15) é conhecido como elasticidade-reformas de longo prazo da produtividade total dos fatores, também conhecida como multiplicador de longo prazo da

produtividade total dos fatores em relação às reformas estruturais e microeconômicas.

Assim, a princípio, pode-se calcular de forma individualizada as contribuições das reformas estruturais e microeconômicas para a produtividade total dos fatores. Em outras palavras, em um país que tem apresentado crescimento da produtividade total dos fatores, o multiplicador indicará qual parcela de reforma estrutural e/ou microeconômica contribui para esse crescimento. Mas, em países que, historicamente, não apresentam produtividade total dos fatores crescente, como é o caso do Brasil, os valores dessa elasticidade destacaram que a reforma estrutural e/ou microeconômica tem sido insuficiente para que não ocorra esse crescimento.

A equação (11) deve atender a determinadas suposições. Em primeiro lugar, as variáveis do modelo econométrico precisam ser estacionárias. Em segundo lugar, o valor médio esperado do termo de erro deve ser zero. Em terceiro lugar, se o termo de erro não for correlacionado serialmente, os coeficientes do modelo estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO) serão consistentes no sentido estatístico. Por fim, é importante que sejam válidas as hipóteses de normalidade e de homoscedasticidade do termo de erro.



4

4

DESCRIÇÃO DOS DADOS

O presente estudo utiliza dados anuais de *proxies* de reformas econômicas e de produtividade, cobrindo o período de 1970 a 2020, abrangendo os três principais períodos de reformas econômicas, totalizando 51 observações. No sítio eletrônico do *Penn World Table*², foram obtidas séries temporais de três variáveis, a seguir comentadas. A produtividade total dos fatores (ptf_t), que em termos econômicos representa a razão do produto em relação a todos os insumos no processo de produção (mão-de-obra e capital), é um importante indicador que demonstra o grau de eficiência da alocação dos recursos produtivos na economia de um país. Esse indicador é o resultado da combinação de aumentos na eficiência (menos insumos são necessários para uma dada quantidade de produto) e na tecnologia e inovação (mais produto é alcançado para dada quantidade de insumo).

Por sua vez, a *proxy* para reformas no mercado de trabalho se refere às horas médias anuais trabalhadas por pessoas empregadas (Mercado de Trabalho: mt_t), em que se captura a facilidade que o mercado de trabalho se desenvolve, por meio das relações de trabalho, bem como se mensura o bem-estar econômico e os níveis de produção individual ao longo do tempo. Por fim, a *proxy* para reformas no sistema educacional é o índice de capital humano (Sistema Educacional: ch_t), que se refere aos anos de escolaridade média *versus* retorno da educação (BARRO; LEE, 2013). Combina-se, a partir dos censos públicos, informações sobre quantidades de matrículas escolares no período.

No sítio eletrônico do *Fraser Institute* foram obtidas as séries temporais de indicadores relacionados a: mercado de crédito, sistema legal, tamanho do governo e abertura econômica. O uso desses indicadores como regressores se justifica tendo em vista verificar o poder de influência das reformas realizadas no país sobre a produtividade total dos fatores. Como esses indicadores são apresentados de cinco em cinco anos dentre o período de 1970 a 1999,

² Disponível em: <<<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>>> Acesso em 03 de agosto de 2022.

houve a necessidade de se fazer uma interpolação dos dados faltantes usando a metodologia *cubic spline interpolation*. Essas variáveis encontram-se descritas a seguir.

A *proxy* para reformas no marco de regulamentação (mc_t) – indicador “credit/EFW 2021” – evidencia o tamanho dos mercados de crédito e financiamento, como também a qualidade do crédito emprestado, além de demonstrar a capacidade dos indivíduos de operarem livremente seus negócios, considerando o nível de regulação estatal. A *proxy* para reformas no sistema legal (sl_t) – indicador “legal/EFW 2021” – demonstra o nível de maturidade das instituições jurídicas, bem como a proteção conferida à propriedade individual. A *proxy* para consolidação fiscal (tg_t) – indicador “sizegov/EFW 2021” – mede o tamanho da estrutura governamental, baseado na variação das despesas ao longo do tempo, dissociado dos efeitos inflacionários. Índices maiores indicam um controle maior do Governo sobre a economia e as empresas, diminuindo os níveis de liberdade individual. A *proxy* para reformas visando a abertura econômica (ae_t) – “trade/EFW 2021” – demonstra as restrições a pagamentos no comércio internacional de bens e serviços, baseado nos níveis de sua abertura econômica. Em sentido amplo, consideram-se as compras, vendas ou contratos de bens ou serviços, realizados entre as nações.

Por fim, todas as variáveis foram convertidas em termos de logaritmos naturais, a fim de que seus coeficientes possam ser interpretados como elasticidades.



5



5

ANÁLISE DOS RESULTADOS**5.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE**

A Tabela 1 a seguir reporta os resultados realizados quanto à análise de estacionariedade das séries aqui analisadas, utilizando-se dois grupos de testes: testes de raízes unitárias que não consideram a presença de mudanças estruturais, e testes de raízes unitárias em que as quebras estruturais são identificadas endogenamente. Em linhas gerais, os resultados dos 4 testes de raízes unitárias indicam que as séries analisadas são estacionárias em nível, isto é, trata-se de séries integradas de ordem zero: $I(0)$.

Observa-se que as datas selecionadas de quebras estruturais tem relação com cada uma das três grandes fases de reformas econômicas ocorridas no Brasil. Por exemplo, o ano de 1974 está relacionado às reformas econômicas promovidas pelo PAEG, e que tiveram reflexos no período posterior relacionado ao milagre econômico e ao início do Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND). Por sua vez, as quebras estruturais selecionadas no intervalo entre os anos 1993 a 2002 abrange a segunda fase de reformas econômicas ocorridas sob a égide do Consenso de Washington, incluindo também a implantação do Plano Real e de medidas econômicas posteriores, tais como: metas de superávit primário, metas de inflação e regime de taxa de câmbio flutuante. Por fim, os anos de 2016 e 2017 estão relacionados à terceira fase de reformas estruturais e microeconômicas, bem como ao processo de consolidação fiscal iniciado com o Novo Regime Fiscal. A regra do Teto dos Gastos instituída pela Emenda Constitucional nº 95/2016 representa um elemento essencial na atual estratégia de ajuste fiscal, pois disciplina a expansão das despesas primárias e induz a canalização dos recursos públicos para os programas governamentais com maior retorno para a sociedade. Além disso, em 2017 ocorreu a reforma trabalhista, a qual significou uma mudança significativa na Consolidação das Leis do Trabalho instrumentalizada pela Lei nº 13.467/2017. Foram flexibilizadas regras no mercado de trabalho – por exemplo, regras relativas à remuneração, plano de

carreira e jornada de trabalho, bem como simplificadas as relações entre trabalhadores e empregadores, no intuito de se gerar empregos.

Com base nos resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais identificados na Tabela 1, serão construídas as seguintes variáveis dummies que serão testadas nas estimações econométricas bivariadas e multivariadas: (i) DREFORMA_1 = 1 entre os anos de 1970 a 1978, e zero nos demais anos; (ii) DREFORMA_2 = 1 entre os anos de 1993 a 2006, e zero nos demais casos; (iii) DREFORMA_3 = 1 nos anos 2013, 2015, e entre os anos 2017 e 2020, e zero nos demais anos; (iv) D1995 = 1 entre os anos 1995 a 2020, e zero nos demais anos.

Tabela 1 – Resultado dos testes de raízes unitárias (1990 a 2021)

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		ADF ^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
<i>ptf</i>	C	-1,03	-1,11	1	<i>Innovational outlier</i>	1994	-5,72 ^(a) (7 lags)	<i>Impulse Shift</i>	1996	-1,07 (1 lag)
<i>ptf</i>	C,T	-2,01	-1,73	-	<i>Innovational outlier</i>	1994	-6,64 ^(a) (7 lags)	<i>Impulse Shift</i>	1996	-3,11 ^(b) (2 lags)
<i>ptf</i>	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2004	-4,04 (5 lags)	-	-	-
<i>mc_t</i>	C	-1,57	-1,57	1	<i>Innovational outlier</i>	2016	-6,96 ^(a) (10 lags)	<i>Rational Shift</i>	2002	-2,71 ^(c) (2 lags)
<i>mc_t</i>	C,T	-1,71	-1,66	1	<i>Innovational outlier</i>	2009	-5,49 ^(b) (10 lags)	<i>Rational Shift</i>	2002	-3,30 ^(b) (9 lags)
<i>mc_t</i>	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2013	-4,90 ^(b) (10 lags)	-	-	-
<i>ae_t</i>	C	-0,95	-0,84	2	<i>Innovational outlier</i>	1993	-8,28 ^(a) (1 lag)	<i>Rational Shift</i>	2002	-1,96 (6 lags)
<i>ae_t</i>	C,T	-1,34	-1,19	3	<i>Innovational outlier</i>	1994	-8,69 ^(a) (1 lag)	<i>Rational Shift</i>	2002	-2,19 (6 lags)
<i>ae_t</i>	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	1999	-5,77 ^(a) (1 lag)	-	-	-
<i>mt_t</i>	C	0,01	0,05	3	<i>Innovational outlier</i>	2000	-3,23 (7 lags)	<i>Exponential Shift</i>	2000	-3,73 ^(a) (0 lags)
<i>mt_t</i>	C,T	-1,01	-0,60	-	<i>Innovational outlier</i>	1988	-4,63 (4 lags)	<i>Exponential Shift</i>	2000	-1,06 (0 lags)
<i>mt_t</i>	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	1989	-4,63 ^(b) (4 lags)	-	-	-
<i>ch_t</i>	C	-0,82	-1,43	2	<i>Innovational outlier</i>	1987	-8,40 ^(a) (0 lags)	-	-	-
<i>ch_t</i>	C,T	-1,02	-1,45	1	<i>Innovational outlier</i>	1994	-4,28 (0 lags)	-	-	-

ch_t	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	1974	-6,34 ^(a) (0 lags)	-	-	-
sl_t	C	-0,73	-0,60	1	<i>Additive outlier</i>	2013	-4,08 (3 lags)	<i>Rational Shift</i>	2002	-2,71 ^(c) (2 lags)
sl_t	C,T	-0,99	-0,87	-	<i>Additive outlier</i>	2007	-4,22 (3 lags)	<i>Rational Shift</i>	2002	-2,72 (2 lags)
sl_t	T	-	-	-	<i>Additive outlier</i>	2017	-4,47 ^(b) (3 lags)	-	-	-
tg_t	C	-2,23 ^(b)	-1,62 ^(c)	4	<i>Innovational outlier</i>	2002	-6,91 ^(a) (3 lags)	<i>Rational Shift</i>	2002	-5,79 ^(a) (2 lags)
tg_t	C,T	-1,99	-1,81	-	<i>Innovational outlier</i>	2007	-6,68 ^(a) (3 lags)	<i>Rational Shift</i>	2002	-5,23 ^(a) (2 lags)
tg_t	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2011	-6,21 ^(a) (3 lags)	-	-	-

Fonte: elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTI.

Nota:

1 – “Lags” significa defasagens. Tipos de modelo: “C” significa constante; “T” significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 10 defasagens. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações anuais incluídas: 51 (amostra: 1970 a 2020).

2 – Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,61 (1%), -1,95 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,77 (1%), -3,19 (5%) e -2,89 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

3 – Os valores críticos assintóticos do teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98(5%) e -1,62 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10)

Método de estimação espectral: AR GLS-*detrended*. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

4 – Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). (iii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de tendência: -5,06 (1%), -4,52 (5%), e -4,26 (10%). Tipos de quebra: *innovational outlier* e *additive outlier*. Seleção da quebra estrutural: estatística t de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike.

5 – Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne *et al.*, 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: - 3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). Tipos de quebra estrutural: *Rational Shift*, *Exponential Shift* e *Impulse Shift*.

5.2 ANÁLISE MULTIVARIADA

A Tabela 2 a seguir reporta os resultados do teste de causalidade de Granger/Bloco Exogeneidade a partir da estimação de um modelo VAR. O apêndice A reporta os coeficientes estimados, bem como os resultados que comprovam que esse modelo VAR atende às condições de estabilidade.

Observa-se a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional da produtividade total dos fatores para reforma no sistema educacional ao nível de significância estatística de 10%. A princípio, esse resultado é contra-intuitivo, uma vez que o capital humano é um dos insumos que afeta o crescimento econômico de um país. Entretanto, estudos recentes apontam a existência de um *puzzle* no caso brasileiro, em que se constata aumento da escolaridade média e baixos ganhos de produtividade dos trabalhadores nas últimas décadas (BANCO MUNDIAL, 2018; OTTONI, 2017).

Constata-se uma relação de bi-causalidade de Granger entre os indicadores de reformas do mercado de crédito e de abertura econômica ao nível de significância estatística de 5%. Por um lado, reformas nos instrumentos de crédito estimulam um mercado mais transparente, aumentando a informação e a segurança nas transações comerciais. Por outro lado, a abertura econômica possibilita um maior fluxo de investimentos diretos estrangeiros no país, o que exige um mercado de crédito bem estruturado, integrado e globalizado.

O indicador de reforma do mercado de crédito Granger-cause unidirecionalmente o indicador de reforma do sistema legal ao nível de significância estatística de 1%. Esse resultado evidencia que reformas no mercado de crédito resultam em mudanças em normativos que trazem segurança jurídica.

Constata-se a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre os indicadores de reformas de abertura econômica e do sistema legal, ao nível de significância estatística de 1%. Por um lado, o processo de abertura econômica, como resultado do fenômeno da globalização, provoca profundas modificações na economia, o que exige uma integração cada vez maior do sistema judiciário de diversos países. Esse resultado é consistente com as evidências obtidas por

Celso Jr. (2012) de que economias com maior grau de abertura econômica possuem uma maior preocupação com respeito à qualidade de suas instituições devido à maior potencialidade causada pela maior abertura comercial. Por outro lado, instituições jurídicas sólidas possibilitam uma maior integração no comércio entre os países, uma vez que a maior competitividade na economia global depende da capacidade das instituições jurídicas para contribuir na estratégia de crescimento desses países, decorrendo daí a importância das reformas necessárias para se obter eficiência no sistema judicial.

O indicador de reforma do mercado de trabalho Granger-causea unidirecionalmente os indicadores de reformas do tamanho do governo e de abertura econômica aos níveis de significância estatística de 1% e 5%, respectivamente. Regras flexíveis de mercado de trabalho permitem maior geração de empregos e renda, e conseqüentemente reduz os gastos governamentais em benefícios sociais, como o seguro-desemprego. Além disso, reformas trabalhistas tendem a beneficiar o setor de serviços, que é um importante gerador ou absorvedor de mão-de-obra, impactando na necessidade de um maior nível de abertura econômica uma vez que esse setor também é dependente de insumos importados.

O indicador de reforma do sistema educacional Granger-causea unidirecionalmente os indicadores de reformas do mercado de crédito e do sistema legal, ao nível de significância estatística de 10%. Esse resultado evidencia que, para se garantir maior segurança jurídica e mercado de crédito bem estruturado, é necessário que haja um capital humano bem capacitado.

Tabela 2 – Resultados da Causalidade de Granger Multivariada

Regressores	Variável Dependente							Direção da Causalidade
	ptf_t	mc_t	ae_t	mt_t	ch_t	sl_t	tg_t	
ptf_t	-	0,79 (0,8528)	1,96 (0,5795)	1,47 (0,6888)	6,75 ^(c) (0,0802)	5,24 (0,1553)	2,14 (0,5440)	$ptf_t \Rightarrow ch_t$
mc_t	0,5531 (0,9071)	-	8,27 ^(b) (0,0408)	3,16 (0,3672)	6,00 (0,1116)	13,61 ^(a) (0,0035)	10,31 ^(b) (0,0161)	$mc_t \Rightarrow ae_t$ $mc_t \Rightarrow sl_t$ $mc_t \Rightarrow tg_t$
ae_t	4,14 (0,2468)	8,08 ^(b) (0,0444)	-	1,30 (0,7288)	6,14 (0,1048)	20,52 ^(a) (0,0001)	5,90 (0,1167)	$ae_t \Rightarrow mc_t$ $ae_t \Rightarrow sl_t$
mt_t	0,7316 (0,8658)	9,48 (0,0235)	8,66 ^(b) (0,0342)	-	3,55 (0,3149)	33,42 (0,0000)	17,78 ^(a) (0,0005)	$mt_t \Rightarrow ae_t$ $mt_t \Rightarrow tg_t$
ch_t	2,06 (0,5602)	6,41 ^(c) (0,0932)	0,6023 (0,8959)	1,44 (0,6952)	-	6,37 ^(c) (0,0946)	3,13 (0,3714)	$ch_t \Rightarrow mc_t$ $ch_t \Rightarrow sl_t$
sl_t	4,08 (0,2530)	4,72 (0,1935)	13,21 ^(a) (0,0042)	0,8389 (0,8401)	1,40 (0,7055)	-	16,11 ^(a) (0,0011)	$sl_t \Rightarrow ae_t$ $sl_t \Rightarrow tg_t$
tg_t	5,12 (0,1628)	8,01 ^(b) (0,0457)	9,57 ^(b) (0,0226)	1,30 (0,7293)	5,74 (0,1247)	23,44 ^(a) (0,0000)	-	$tg_t \Rightarrow mc_t$ $tg_t \Rightarrow ae_t$ $tg_t \Rightarrow sl_t$
Todos	25,69 (0,1070)	62,86 ^(a) (0,0000)	90,92 ^(a) (0,0000)	10,8022 (0,9026)	35,25 ^(a) (0,0088)	113,56 ^(a) (0,0000)	81,07 ^(a) (0,0000)	

Fonte: VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Uso do software econométrico Eviews. Observações anuais incluídas: 32 (amostra: 1990 a 2021). Foram selecionadas 8 defasagens ótimas pelos critérios AIC (Critério de Informação de Akaike) e HQ (Critério de Informação de Hannan-Quinn) (ver Apêndice A).

Nota: 1 - Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são estatísticas χ^2 da Causalidade de Granger. 2 - Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. 3 - Inclusão de variáveis *dummies* para os períodos identificados nos testes de raízes unitárias com quebra estrutural endógena: 1999 e 2007

Constata-se a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre os indicadores de consolidação fiscal e de reforma no mercado de crédito, ao nível de significância estatística de 5%. Esse resultado evidencia que o processo de consolidação fiscal tem contribuído para o desenvolvimento do mercado de crédito.

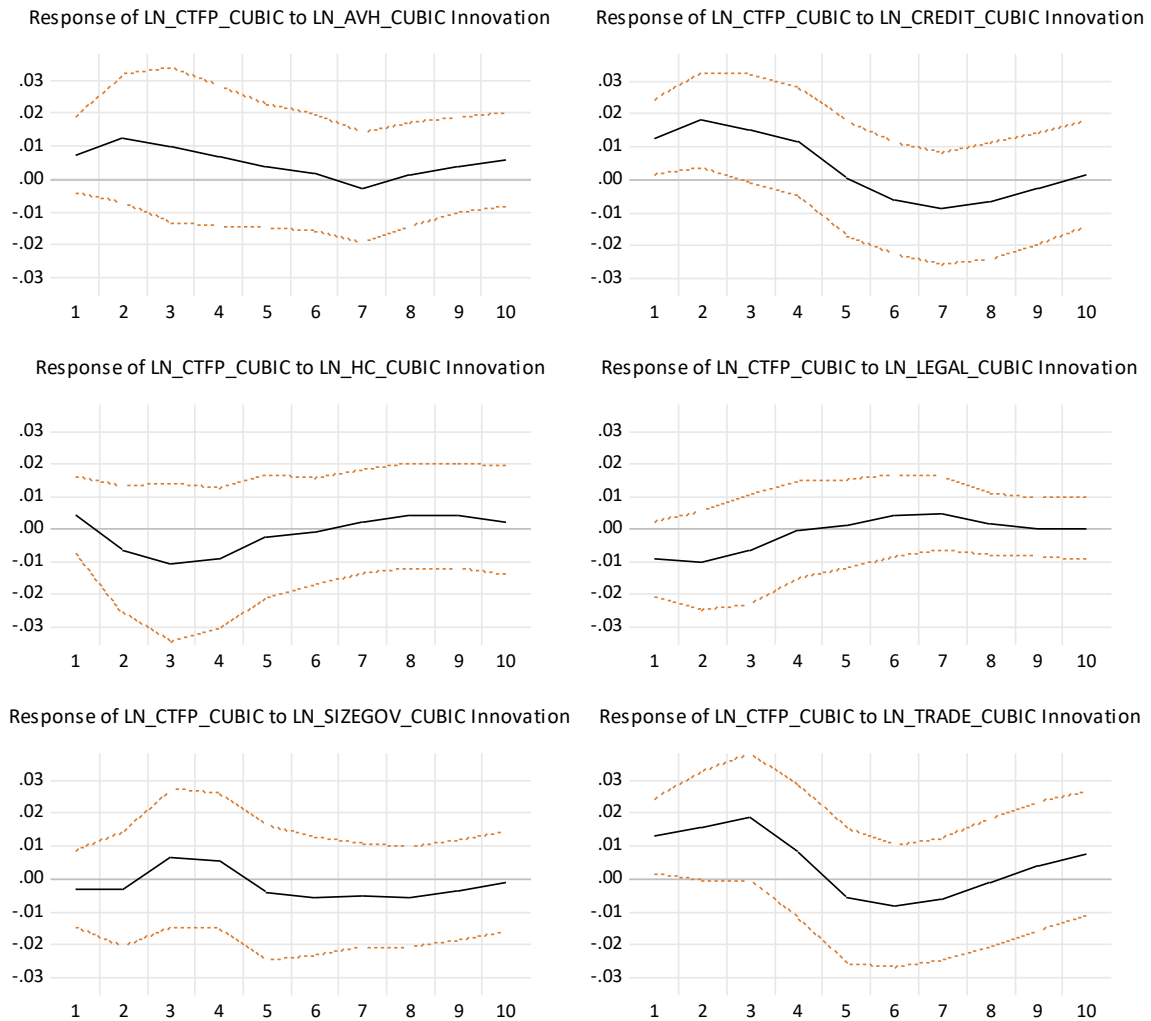
Constata-se a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre os indicadores de consolidação fiscal e de sistema legal, ao nível de significância estatística de 1%. Por um lado, o processo de consolidação fiscal permite uma maior estabilidade econômica ao ancorar as expectativas dos agentes econômicos em relação à condução fiscal, de modo que a redução da incerteza traz segurança jurídica. Por outro lado, a segurança jurídica está relacionada a instituições democráticas sólidas e à condução de políticas públicas com responsabilidade fiscal.

O indicador de consolidação fiscal Granger-cause unidirecionalmente o indicador de abertura econômica ao nível de significância estatística de 1%. Esse resultado evidencia que a agenda de consolidação fiscal é importante para a abertura econômica, a qual impacta positivamente na retomada em curso na economia brasileira.

Em um contexto de modelagem VAR, é interessante também verificar como uma variável responde a um impulso (isto é, inovações) em outra variável *ceteris paribus*, ou seja, em um exercício de estática comparativa. Isso é chamado de análise da função impulso-resposta. Nessa análise, é possível verificar o sentido dos efeitos de cada variável (impulso) sobre as outras variáveis (resposta). O efeito nesse caso pode ser positivo ou negativo.

Os resultados das funções de impulso-resposta reportados na Figura 1, apesar de não serem totalmente robustos sob o aspecto de significância estatística em face da trajetória dessas funções e do intervalo de confiança considerado, esses resultados sinalizam causalidade e merecem ser comentados. Em linhas gerais, verifica-se que choques de um desvio-padrão das *proxies* de abertura econômica e de reforma no mercado de crédito provocam uma resposta positiva e estatisticamente significativa da produtividade total dos fatores nos dois anos iniciais.

Figura 1 – Funções de Impulso-Resposta Generalizada
 Response to Generalized One S.D. Innovations
 ± 2 analytic asymptotic S.E.s



Fonte: elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews. “LN_CTFP_CUBIC” significa produtividade total dos fatores (ptf_t); “LN_AVH_CUBIC” significa *proxy* para reforma no mercado de trabalho (mt_t); “LN_CREDIT_CUBIC” significa *proxy* para reforma no mercado de crédito (mc_t); “LN_HC_CUBIC” significa *proxy* para reforma no sistema educacional (ch_t); “LN_LEGAL_CUBIC” significa *proxy* de reforma no sistema legal (sl_t); “LN_SIZEGOV_CUBIC” significa *proxy* para reforma no tamanho do governo (tg_t); “LN_TRADE_CUBIC” significa *proxy* de reforma voltada para a abertura econômica (ae_t).

Outra ferramenta que pode ser utilizada para interpretar os resultados obtidos de modelos VAR é a decomposição da variância do erro de previsão, a qual fornece informação sobre o percentual de variação de uma dada variável que pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e por outras variáveis. Essa ferramenta é utilizada para avaliar a importância relativa sobre os erros de previsão para uma determinada variável, fornecendo a proporção de

movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra os choques de outras variáveis. A Tabela 3 reporta os resultados para a análise de decomposição da variância dos erros de previsão em relação às duas variáveis em análise.

Decorridos 10 anos após um choque não antecipado na produtividade total dos fatores, aproximadamente 54,88% de seu comportamento decorre dela própria, seguido por reforma no mercado de crédito (16,04%) e em reforma voltada para a abertura econômica.

Tabela 3 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da produtividade total dos fatores (ptf_t).

Período	S.E.	mt_t	mc_t	ptf_t	ch_t	sl_t	tg_t	ae_t
1	0,004525	3,472925	7,783104	88,74397	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,005340	7,318134	12,71103	76,30891	2,721671	0,025370	0,460927	0,453960
3	0,005993	8,640714	14,86725	67,58418	5,967187	0,020998	1,866057	1,053610
4	0,006416	9,464592	16,61814	63,79112	7,100320	0,174435	1,846215	1,005179
5	0,006701	9,489380	15,99108	63,08339	6,928567	0,271448	3,206897	1,029239
6	0,006875	8,932474	15,93938	62,24846	6,527340	0,639667	4,744267	0,968412
7	0,006992	8,566485	16,66985	60,49522	6,185959	0,894290	5,741529	1,446666
8	0,007071	8,310134	17,13776	58,33099	6,012350	1,102168	6,094169	3,012422
9	0,007213	8,317332	16,74910	56,40352	5,803183	1,359383	6,015139	5,352336
10	0,007417	8,638414	16,04561	54,88526	5,558929	1,726328	5,776920	7,368538

Fonte: elaboração própria. Uso do *software* econométrico Eviews.

5.3 ANÁLISE BIVARIADA

A Tabela 4 a seguir reporta os resultados das estimativas do multiplicador de longo prazo da produtividade total dos fatores em relação às reformas estruturais e microeconômicas. No Apêndice A encontram-se reportados os modelos econométricos estimados, bem como os testes de diagnósticos dos resíduos e de especificação do modelo. Todos os coeficientes de cada um modelo ARDL estimado são estatisticamente significativos aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

A elasticidade de longo prazo relacionada à reforma do mercado de trabalho é positiva e estatisticamente significativa, apresentando o maior impacto na produtividade total dos fatores, em comparação com as elasticidades relacionadas às outras reformas econômicas. Por

exemplo, o aumento de 1% nessa elasticidade pode resultar em um aumento de 2,37% na produtividade total dos fatores no longo prazo. Portanto, reformas trabalhistas geram efeitos positivos na produtividade total dos fatores no longo prazo.

É possível verificar também que um aumento de 1% na elasticidade de longo prazo relacionada às reformas no mercado de crédito impactam positivamente a produtividade total dos fatores em 0,07%. Cabe lembrar importantes conquistas nesse mercado, tais como a Lei de Liberdade Econômica nº 13.874/2019, além de outras reformas microeconômicas descritas no apêndice C deste estudo.

Observa-se que um aumento de 1% na elasticidade de longo prazo relacionada às reformas voltadas para a abertura econômica impacta positivamente a produtividade total dos fatores em 0,10%. Fatos estilizados mostram que a abertura do comércio exterior para a indústria e para o setor de serviços, por exemplo, melhora a produtividade, na medida em que o país incorpora tecnologias estrangeiras em seus processos e produtos.

O acesso ao mercado internacional é fundamental para que o país se insira nas cadeias globais de suprimento, concorrendo com aquilo que é mais produtivo e fortalecendo seu mercado consumidor. Embora a participação brasileira no mercado internacional ainda seja pequena, comparada a outros países emergentes, de acordo com Corseuil (2003), desde a década de 1990 o Brasil tem experimentado uma abertura econômica, por meio da adoção de mecanismos político-tarifários que aumentam sua competitividade.

Entretanto, há reformas que tem exercido um efeito negativo na produtividade total dos fatores. Por exemplo, em relação ao sistema educacional, um aumento de 1% na elasticidade-reforma de longo prazo resulta em uma redução de 0,79% na produtividade total dos fatores. Esse resultado corrobora as evidências obtidas na literatura sobre a necessidade de melhorar a qualidade do ensino no Brasil. Dados do PISA³ mostram que o Brasil não tem melhorado no aspecto educacional, mantendo-se a mesma média de pontuação no exame,

³ Programa Internacional de Avaliação de Estudantes, realizado de 3 em 3 anos entre aqueles países “parceiros” do programa e os integrantes da OCDE. Relatório disponível em:

https://download.inep.gov.br/publicacoes/institucionais/avaliacoes_e_exames_da_educacao_basica/relatorio_brasil_no_pisa_2018.pdf

de 2000 a 2018, em quase todas as séries – com destaque negativo ao Ensino Médio, que oscilou para baixo (p. 132, 140).

O relatório do Banco Mundial de 2018, avaliando os principais desafios que os jovens brasileiros enfrentam para alcançar índices mais altos de empregabilidade e produtividade no mercado de trabalho, revelou a existência de um puzzle em que, de um lado, destaca-se a elevação em mais de 50% da escolaridade média da população nos últimos 30 anos e, de outro lado, baixos ganhos agregados de produtividade dos trabalhadores nesse período. Seria de se esperar que trabalhadores com mais anos de estudo fossem mais produtivos em seus postos de trabalho, mas, o que se observa de fato é que a baixa produtividade limita não apenas o crescimento econômico, mas também afeta a capacidade de redistribuição de renda no Brasil. Esse puzzle seria motivado por três fatos: uma demanda por mão-de-obra distorcida e com um viés para procurar mão-de-obra não qualificada, a baixa qualidade do sistema educacional e percepções incorretas sobre o real retorno da educação (BANCO MUNDIAL, 2018).

Otoni (2017), corrobora tal informação ao apontar que, entre os anos 1992 a 2014, a escolaridade média nacional avançou de 5,3 para 8,8 anos de estudo, enquanto que a produtividade do trabalho se manteve estagnada, passando de 10,17 para 10,41. Tal contradição pode ser explicada (i) pela baixa qualidade de ensino que faz com que adicionais anos de ensino não impliquem necessariamente em aumento significativo de qualificação, (ii) pelo movimento de substituição de mão-de-obra por tecnologia em setores que poderiam agregar maior produtividade ou (iii) pela diferença entre as produtividades dos diferentes setores da economia, vez que a maior alocação de mão-de-obra nos setores menos produtivos reduz a eficácia e o alcance do aumento de anos de estudo. Em resumo, trabalhadores com maior nível educacional estão sendo empregados majoritariamente em serviços tradicionais, o que no longo prazo faz com que anos de estudo não se convertam em produtividade.

Já com relação ao tamanho do Estado, constatou-se que um aumento de 1% da elasticidade-reforma impacta negativamente a produtividade total dos fatores em 0,60%. O que, de fato, corrobora com a hipótese de que é necessário que se intensifique o processo de consolidação fiscal visando a redução do tamanho do Estado, para que

bens e serviços públicos sejam ofertados com mais eficiência e possam impactar positivamente a produtividade da economia.

Porém, o maior efeito negativo identificado para com a produtividade foi sistema de proteção legal brasileiro. Um aumento de 1% na elasticidade-reforma de longo prazo do sistema legal resulta em uma redução da produtividade total dos fatores em 1,34%.

O Frase Institute concorda que um país com um sistema legal confiável e sólido deve prover aos cidadãos: (i) segurança aos direitos de propriedade; (ii) poder judiciário independente; (iii) mínima interferência militar nas decisões políticas; (iv) baixos custos regulatórios; (v) aplicação efetiva da lei e dos contratos.

A sanção da Lei nº 13.874/2019, que institui a Declaração de Direitos de Liberdade Econômica, na tentativa de estabelecer garantias de livre mercado, revela existirem intuitos em melhorar tal sistema. Contudo, o Brasil ainda figura entre as nações com maior complexidade tributária, além de possuir altos níveis de medidas protecionistas, que inibem o crescimento e frustram a concorrência.

Tabela 4 – Impacto das Reformas Estruturais e Microeconômicas na Produtividade Total dos Fatores (PTF)

Regressores	ARDL (2,1)	ARDL (6,4)	ARDL (2,1)	ARDL (4,2)	ARDL (7,2)	ARDL (3,5)
Variável Dependente: ptf_t						
mt_t	2,3726					
mc_t	0,0730					
ch_t	-0,7923					
sl_t	-1,3444					
tg_t	-0,6019					
ae_t	0,1039					
R ² Ajustado	0,94	0,95	0,94	0,96	0,95	0,95
Normalidade [Teste de Jarque- Bera]	0,97 (0,6165)	0,11 (0,9466)	0,5234 (0,7697)	1,44 (0,4863)	1,31 (0,5194)	2,68 (0,2620)
Heterocedasticidade [Teste de White]	8,67 (0,1228)	11,60 (0,4780)	7,41 (0,2848)	7,96 (0,5379)	18,01 0,1570	10,57 (0,3060)
Correlação Serial [Teste de Breusch-	2,36 (0,3066)	1,64 (0,2130)	5,76 ^(c) (0,0562)	7,29 ^(b) (0,0262)	9,57 ^(a) (0,0084)	2,38 (0,1107)

Godfrey]							
Especificação							
[Teste RESET	de	0,76	1,03	0,01	0,04	0,26	0,9359
Ramsey]		(0,3867)	(0,3189)	(0,9327)	(0,8422)	(0,6172)	(0,3413)

Nota:

1 - (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Valores-p entre parênteses.

2 - A hipótese nula do Teste de Jarque-Bera é a presença de normalidade.

3 - A hipótese nula do Teste de White é a presença de homoscedasticidade.

4 - A hipótese nula do Teste LM de Breusch-Godfrey é a ausência de correlação serial.

5 - A hipótese nula do Teste RESET de Ramsey é que o modelo se encontra corretamente especificado em termos de forma funcional.

Diante do fato de que o Brasil passou por três grandes fases de reformas estruturais e microeconômicas, o que a literatura econômica informa acerca de a maior parte das reformas não terem tido o efeito esperado sobre a produtividade total dos fatores? Entre as questões fundamentais da agenda de pesquisa em *political economics*, deve-se destacar que os governos muitas vezes não adotam reformas em que se acreditam melhorar o bem-estar dos cidadãos, mas aquelas em que as condições de adoção são mais prováveis.

Ilustrando melhor, enquanto uma linha da literatura econômica admite que promover a competição no mercado de produtos, fornecer acesso livre aos mercados, e reduzir a dívida pública são muitas vezes medidas necessárias para estimular o crescimento econômico, a extensão e o ambiente político-jurídico em que tais medidas são passíveis de serem adotadas varia enormemente entre os países.

Várias explicações para o viés antirreformista já foram abordadas na literatura, e a maioria delas coloca os conflitos distributivos como o cerne dos problemas. Nesse contexto, são frequentes (i) o uso de influências políticas e poder econômico para bloqueá-las, nos ditos lobbies, feitos por grupos que possam perder com uma determinada reforma, (GROSSMAN; HELPMAN, 2001).

Alternativamente, outros pontos antirreformistas seriam (ii) a incerteza sobre se os custos necessários realmente poderiam gerar os possíveis benefícios, o que frequentemente leva à manutenção do status quo (FERNANDEZ; RODRIK, 1991) ou (iii) a guerra de atrito entre



as partes resultando em grandes atrasos que tornam ineficiente a implementação das referidas reformas (ALESINA; DRAZEN, 1991)





6

6

CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA

Muitos países precisam de reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade total dos fatores, visando tornar suas economias mais produtivas e elevar os padrões de vida no longo prazo. As reformas estruturais ajudam a aumentar o emprego, incentivam a criação de empresas e aumentam a produtividade. Por exemplo, reformas nos mercados de produtos, como a desregulamentação em setores como energia e transporte, podem aumentar a concorrência entre as empresas. Reformas no mercado de trabalho, como desoneração da folha de pagamentos e mudanças nos benefícios de desemprego, podem ajudar os trabalhadores a ingressar na força de trabalho e encontrar empregos.

O presente estudo teve por objetivo geral analisar os impactos das reformas estruturais e microeconômicas sobre a produtividade total dos fatores no Brasil considerando-se o período de 1970 a 2021. Visando alcançar esse objetivo, foram estimados modelos econométricos dinâmicos e, em seguida, foram calculados multiplicadores de longo prazo da produtividade total dos fatores em relação às reformas estruturais e microeconômicas.

De modo geral, os resultados obtidos destacaram que reformas voltadas à abertura econômica, ao mercado de trabalho e ao mercado de crédito impactam positivamente a produtividade total dos fatores. Todavia o Brasil precisa avançar em reformas no sistema educacional, no sistema de proteção legal e na consolidação fiscal, a fim de aumentar a produtividade da economia.



REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; DRAZEN, A. Why are Stabilizations Delayed? *American Economic Review*, v. 81, p. 1170-1188, 1991.

BANCO MUNDIAL. **Competências e empregos: uma agenda para a juventude. Síntese de constatações, conclusões e recomendações de políticas.** Washington DC, 2018.

BILJANOVSKA, Nina. SANDRI, Damiano. **Structural Reform Priorities for Brazil.** Fundo Monetário Internacional, 2018.

BRASIL. **Projeto de Lei de Diretrizes Orçamentárias de 2023.** Brasília: Senado Federal, 2023. Disponível em: <<<https://www25.senado.leg.br/web/congresso/pldo-2023>>> Acesso em 22 de abril de 2022.

CARDOSO, Guilherme Silva. SIMONATO, Thiago Cavalcante. CARDOSO, Débora Freire. DOMINGUES, Edson Paulo. **Austeridade Fiscal, Impactos Regionais e Ganhos de Produtividade: Projeções para a Economia Brasileira.** Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos. v.15, n. 1, p. 1-27, 2021.

CARRASCO, Vinicius. MELLO, João M P de. DUARTE, Isabela. **A Década Perdida: 2003-2012.** Texto para discussão, Departamento de Economia/PUC Rio, 2013.

COSTA Jr, C. J. Abertura comercial e o impacto de reformas institucionais no produto dos países. **Economia e Desenvolvimento**, Recife (PE), v. 11, nº 2, 2012.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, nº 4, 1981.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometric time series** – third edition. New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 2010.

EWING, B.T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 43, p. 261-272, 2003.

FERNANDEZ, R.; RODRIK, D. Resistance to reform: status quo bias in the presence of individual-specific uncertainty. **American Economic Review**, v. 81, n. 5, p. 1146-1155, 1991.

IZQUIERDO, Alejandro. PESSINO, Carola. VULETIN, Guillermo. **Melhores gastos para melhores vidas: como a América Latina e o Caribe podem fazer mais com menos**. Banco Interamericano de Desenvolvimento, 2018.

GIAMBIAGI, Fábio. **18 anos de política fiscal no Brasil: 1991/2008**. São Paulo: Economia Aplicada, 2008.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods». **Econometrica**. v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GREENIDGE, Kevin. MCINTYRE, Meredith Arnold. YUN, Hanlei. **Structural Reform and Growth: What Really Matters? Evidence from the Caribbean**. Fundo Monetário Internacional, 2018.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO Jr., R. **Economia brasileira contemporânea**. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2010.

GROSSMAN, G.; HELPMAN, E. **Special Interest Politics**. MIT Press, Cambridge MA and London UK, 2001.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

_____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, 23, p. 667-685, 2002.

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. Unit roots, cointegration, and structural change. **Themes in modern econometrics**. Cambridge University Press, Cambridge, 1999.

MENDES, Marcos. **Por que é difícil fazer reformas econômicas no Brasil?** Rio de Janeiro: Elsevier, 2019.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

OTTONI, B. Educação, setores de atividade e produtividade. In: **Anatomia da Produtividade no Brasil**. BONELLI, R; VELOSO, F; PINHEIRO, A. (Orgs.). Rio de Janeiro: Elsevier: FGV/IBRE, 2017.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.

_____ Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, p. 313-348, 2002.

TER-MINASSIAN, Teresa. **Structural Reforms in Brazil: Progress and Unfinished Agenda**. Inter-American Development Bank, 2012.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, 1998.



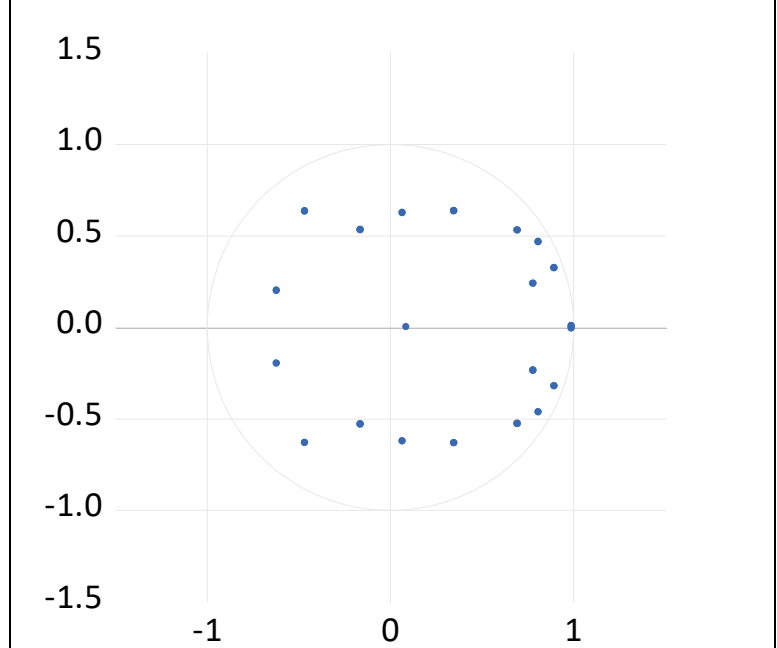
APÊNDICES

APÊNDICES

APÊNDICE A – Modelo Vetorial Autorregressivo

Roots of Characteristic Polynomial Endogenous variables: LN_AVH_CUBIC LN_CREDIT_CUBIC LN_CTFP_CUBIC LN_HC_CUBIC LN_LEGAL_CUBIC LN_SIZEGOV_CUBIC LN_TRADE_CUBIC Exogenous variables: C DUMMY_REFORM_1 DUMMY_REFORM_2 DUMMY_REFORM_3 DREFORMAS Lag specification: 1 3 Date: 08/03/22 Time: 19:28	
Root	Modulus
0.991149 - 0.005752i	0.991166
0.991149 + 0.005752i	0.991166
0.897285 - 0.323803i	0.953923
0.897285 + 0.323803i	0.953923
0.810692 - 0.465126i	0.934646
0.810692 + 0.465126i	0.934646
0.695753 - 0.528043i	0.873442
0.695753 + 0.528043i	0.873442
0.781953 - 0.236995i	0.817079
0.781953 + 0.236995i	0.817079
-0.464828 - 0.632808i	0.785183
-0.464828 + 0.632808i	0.785183
0.350003 - 0.634286i	0.724446
0.350003 + 0.634286i	0.724446
-0.618236 - 0.199211i	0.649539
-0.618236 + 0.199211i	0.649539
0.068856 + 0.624703i	0.628486
0.068856 - 0.624703i	0.628486
-0.162146 + 0.531795i	0.555965
-0.162146 - 0.531795i	0.555965
0.089378	0.089378
No root lies outside the unit circle. VAR satisfies the stability condition.	

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



VAR Residual Serial Correlation LM Tests						
Date: 08/03/22 Time: 19:29						
Sample: 1970 2020						
Included observations: 48						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	80.42697	49	0.0031	2.026925	(49, 50.1)	0.0071
2	76.02346	49	0.0080	1.849847	(49, 50.1)	0.0161
3	73.51046	49	0.0133	1.753439	(49, 50.1)	0.0252
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	80.42697	49	0.0031	2.026925	(49, 50.1)	0.0071
2	183.8171	98	0.0000	2.870992	(98, 21.6)	0.0034
3	NA	147	NA	NA	(147, NA)	NA
*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.						

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Date: 08/03/22 Time: 19:29				
Sample: 1970 2020				
Included observations: 48				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.227883	0.415444	1	0.5192
2	0.989570	7.833984	1	0.0051
3	0.898023	6.451559	1	0.0111
4	0.065466	0.034286	1	0.8531
5	0.133747	0.143106	1	0.7052
6	0.162180	0.210420	1	0.6464
7	-0.240236	0.461708	1	0.4968
Joint		15.55051	7	0.0296
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	8.011186	50.22397	1	0.0000
2	5.650475	14.05004	1	0.0002
3	4.260833	3.179399	1	0.0746
4	2.480924	0.538880	1	0.4629
5	2.241440	1.150828	1	0.2834
6	3.809264	1.309817	1	0.2524
7	2.649108	0.246250	1	0.6197
Joint		70.69919	7	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	50.63942	2	0.0000	
2	21.88402	2	0.0000	
3	9.630958	2	0.0081	
4	0.573166	2	0.7508	
5	1.293934	2	0.5236	
6	1.520237	2	0.4676	
7	0.707959	2	0.7019	
Joint		86.24969	14	0.0000
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation				

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)					
Date: 08/03/22 Time: 19:30					
Sample: 1970 2020					
Included observations: 48					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
1323.654	1288	0.2391			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(46,1)	Prob.	Chi-sq(46)	Prob.
res1*res1	0.998010	10.90273	0.2366	47.90448	0.3954
res2*res2	0.999853	147.9536	0.0652	47.99295	0.3920
res3*res3	0.999695	71.19526	0.0938	47.98535	0.3923
res4*res4	0.994960	4.291915	0.3684	47.75810	0.4012
res5*res5	0.999734	81.74821	0.0876	47.98724	0.3922
res6*res6	0.995606	4.925784	0.3456	47.78909	0.3999
res7*res7	0.999930	309.2087	0.0451	47.99663	0.3918
res2*res1	0.992037	2.708237	0.4536	47.61777	0.4067
res3*res1	0.984594	1.389366	0.5994	47.26052	0.4209
res3*res2	0.989821	2.113871	0.5050	47.51139	0.4109
res4*res1	0.997251	7.885891	0.2766	47.86804	0.3968
res4*res2	0.999935	336.7926	0.0432	47.99690	0.3918
res4*res3	0.934742	0.311387	0.9203	44.86762	0.5197
res5*res1	0.999991	2340.843	0.0164	47.99955	0.3917
res5*res2	0.999291	30.62227	0.1426	47.96595	0.3930
res5*res3	0.993875	3.527344	0.4030	47.70599	0.4032
res5*res4	0.994631	4.027531	0.3793	47.74230	0.4018
res6*res1	0.998881	19.40510	0.1786	47.94629	0.3938
res6*res2	0.999854	149.3100	0.0649	47.99301	0.3920
res6*res3	0.999297	30.89627	0.1420	47.96625	0.3930
res6*res4	0.993638	3.395143	0.4101	47.69461	0.4036
res6*res5	0.995605	4.924964	0.3456	47.78906	0.3999
res7*res1	0.990430	2.249826	0.4917	47.54063	0.4097
res7*res2	0.999451	39.57896	0.1256	47.97365	0.3927
res7*res3	0.999959	534.8324	0.0343	47.99805	0.3918
res7*res4	0.994124	3.678195	0.3954	47.71797	0.4027
res7*res5	0.993187	3.169205	0.4230	47.67299	0.4045
res7*res6	0.999135	25.11141	0.1573	47.95848	0.3933

Vector Autoregression Estimates							
Date: 08/03/22 Time: 19:27							
Sample (adjusted): 1973 2020							
Included observations: 48 after adjustments							
Standard errors in () & t-statistics in []							
	LN_AVH_CU	LN_CREDIT_CU	LN_CTFP_CU	LN_HC_CU	LN_LEGAL_CU	LN_SIZEGOV_CU	LN_TRADE_CU
	BIC	BIC	BIC	BIC	BIC	BIC	BIC
LN_AVH_CUBIC(-1)	0.550324 (0.22460) [2.45027]	1.807245 (2.21313) [0.81660]	1.578035 (2.02185) [0.78049]	0.031862 (0.15327) [0.20788]	0.308984 (0.94249) [0.32784]	0.008817 (0.65711) [0.01342]	0.950570 (1.19025) [0.79863]
LN_AVH_CUBIC(-2)	0.147768 (0.24405) [0.60548]	2.055580 (2.40481) [0.85478]	-0.169358 (2.19697) [-0.07709]	-0.084219 (0.16654) [-0.50568]	3.116512 (1.02412) [3.04311]	1.047617 (0.71402) [1.46720]	1.449190 (1.29334) [1.12051]
LN_AVH_CUBIC(-3)	0.056732 (0.21531) [0.26349]	-6.154318 (2.12162) [-2.90076]	-0.685532 (1.93825) [-0.35369]	-0.129498 (0.14693) [-0.88134]	-5.054114 (0.90352) [-5.59379]	-2.331264 (0.62994) [-3.70076]	-3.291474 (1.14103) [-2.88464]
LN_CREDIT_CUBIC(-1)	0.018077 (0.01808) [0.99990]	0.742825 (0.17815) [4.16975]	0.083867 (0.16275) [0.51532]	0.007045 (0.01234) [0.57100]	-0.045618 (0.07587) [-0.60130]	0.039462 (0.05289) [0.74606]	-0.157693 (0.09581) [-1.64591]
LN_CREDIT_CUBIC(-2)	0.000174 (0.02197) [0.00790]	0.112811 (0.21646) [0.52116]	-0.113663 (0.19775) [-0.57478]	-0.031095 (0.01499) [-2.07424]	-0.050744 (0.09218) [-0.55047]	-0.055467 (0.06427) [-0.86303]	0.297045 (0.11641) [2.55161]
LN_CREDIT_CUBIC(-3)	-0.017388 (0.01490) [-1.16694]	-0.137948 (0.14683) [-0.93952]	0.009567 (0.13414) [0.07132]	0.021844 (0.01017) [2.14824]	0.185634 (0.06253) [2.96879]	0.107517 (0.04360) [2.46625]	-0.081815 (0.07897) [-1.03608]
LN_CTFP_CUBIC(-1)	-0.006676 (0.02167) [-0.30809]	-0.038701 (0.21350) [-0.18127]	0.705057 (0.19505) [3.61471]	0.004463 (0.01479) [0.30186]	-0.043707 (0.09092) [-0.48070]	-0.048689 (0.06339) [-0.76805]	0.087967 (0.11483) [0.76609]
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.004648 (0.02727) [-0.17045]	-0.108380 (0.26869) [-0.40336]	-0.085326 (0.24547) [-0.34760]	0.008739 (0.01861) [0.46961]	0.121572 (0.11443) [1.06243]	0.075635 (0.07978) [0.94805]	6.45E-06 (0.14451) [4.5e-05]
LN_CTFP_CUBIC(-3)	-0.006738 (0.02161) [-0.31175]	0.158697 (0.21299) [0.74511]	-0.105081 (0.19458) [-0.54004]	0.012604 (0.01475) [0.85448]	-0.194164 (0.09070) [-2.14066]	-0.083964 (0.06324) [-1.32774]	-0.103619 (0.11455) [-0.90460]
LN_HC_CUBIC(-1)	-0.017558 (0.32121) [-0.05466]	-2.472413 (3.16513) [-0.78114]	-3.057151 (2.89157) [-1.05726]	0.930713 (0.21920) [4.24594]	1.169270 (1.34791) [0.86747]	-0.223919 (0.93977) [-0.23827]	0.838294 (1.70224) [0.49246]
LN_HC_CUBIC(-2)	-0.214977 (0.45590) [-0.47154]	-3.816787 (4.49233) [-0.84962]	1.345755 (4.10406) [0.32791]	-0.092600 (0.31112) [-0.29764]	-3.920766 (1.91312) [-2.04941]	-1.012964 (1.33384) [-0.75943]	-1.852720 (2.41603) [-0.76685]
LN_HC_CUBIC(-3)	0.190850	5.711186	1.473615	0.181569	2.469041	1.084449	0.960516

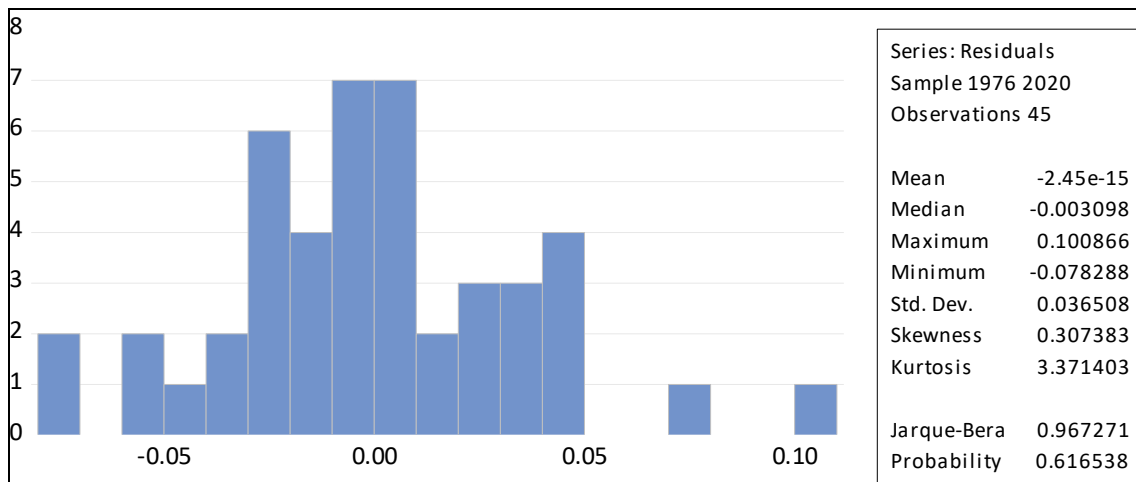
	(0.29758)	(2.93224)	(2.67882)	(0.20307)	(1.24874)	(0.87063)	(1.57700)
	[0.64135]	[1.94772]	[0.55010]	[0.89411]	[1.97723]	[1.24559]	[0.60908]
LN_LEGAL_CUBIC							
(-1)	-0.018270	0.584571	0.147386	-0.021855	0.602075	-0.374561	-0.524930
	(0.04864)	(0.47931)	(0.43788)	(0.03319)	(0.20412)	(0.14231)	(0.25778)
	[-0.37559]	[1.21961]	[0.33659]	[-0.65840]	[2.94961]	[-2.63193]	[-2.03636]
LN_LEGAL_CUBIC							
(-2)	-0.004547	-0.455950	-0.657643	0.030106	0.421238	0.171523	1.484626
	(0.08526)	(0.84015)	(0.76754)	(0.05818)	(0.35779)	(0.24945)	(0.45184)
	[-0.05332]	[-0.54270]	[-0.85682]	[0.51742]	[1.17733]	[0.68760]	[3.28571]
LN_LEGAL_CUBIC							
(-3)	-5.53E-06	-0.232858	0.781542	0.001837	-0.522927	0.009899	-0.842516
	(0.05356)	(0.52773)	(0.48212)	(0.03655)	(0.22474)	(0.15669)	(0.28382)
	[-0.00010]	[-0.44125]	[1.62106]	[0.05027]	[-2.32679]	[0.06318]	[-2.96849]
LN_SIZEGOV_CU							
BIC(-1)	0.016677	-1.822732	-0.674720	0.104825	-0.043051	1.006726	0.164238
	(0.08310)	(0.81881)	(0.74804)	(0.05671)	(0.34870)	(0.24312)	(0.44036)
	[0.20069]	[-2.22608]	[-0.90198]	[1.84855]	[-0.12346]	[4.14092]	[0.37296]
LN_SIZEGOV_CU							
BIC(-2)	0.032451	3.684135	1.997318	-0.077254	-0.807844	-0.260372	-1.390989
	(0.13546)	(1.33482)	(1.21945)	(0.09244)	(0.56845)	(0.39633)	(0.71788)
	[0.23956]	[2.76003]	[1.63788]	[-0.83570]	[-1.42113]	[-0.65696]	[-1.93763]
LN_SIZEGOV_CU							
BIC(-3)	-0.050902	-1.595379	-1.461396	0.048421	1.079583	-0.042723	0.740333
	(0.07739)	(0.76263)	(0.69671)	(0.05282)	(0.32478)	(0.22644)	(0.41015)
	[-0.65770]	[-2.09195]	[-2.09755]	[0.91679]	[3.32409]	[-0.18868]	[1.80503]
LN_TRADE_CUBI							
C(-1)	-0.005835	0.899927	0.254768	-0.052400	0.386391	0.052859	2.252622
	(0.03323)	(0.32744)	(0.29914)	(0.02268)	(0.13944)	(0.09722)	(0.17610)
	[-0.17559]	[2.74838]	[0.85167]	[-2.31072]	[2.77092]	[0.54369]	[12.7916]
LN_TRADE_CUBI							
C(-2)	-0.002561	-1.557181	-0.647018	0.087582	-0.536259	-0.028189	-1.966895
	(0.05591)	(0.55091)	(0.50329)	(0.03815)	(0.23461)	(0.16357)	(0.29628)
	[-0.04581]	[-2.82658]	[-1.28557]	[2.29555]	[-2.28573]	[-0.17233]	[-6.63853]
LN_TRADE_CUBI							
C(-3)	0.009751	0.840784	0.433052	-0.049848	0.178034	-0.035752	0.623392
	(0.03165)	(0.31184)	(0.28489)	(0.02160)	(0.13280)	(0.09259)	(0.16771)
	[0.30811]	[2.69622]	[1.52008]	[-2.30819]	[1.34061]	[-0.38613]	[3.71707]
C	1.899130	17.65242	-5.587759	1.249676	12.61935	10.45280	7.542041
	(1.23855)	(12.2044)	(11.1496)	(0.84522)	(5.19742)	(3.62368)	(6.56368)
	[1.53334]	[1.44640]	[-0.50116]	[1.47853]	[2.42800]	[2.88458]	[1.14906]
DUMMY_REFOR							
M_1	0.004869	0.074820	-0.042380	0.007664	-0.016927	-0.002918	-0.006105
	(0.00830)	(0.08176)	(0.07469)	(0.00566)	(0.03482)	(0.02428)	(0.04397)
	[0.58687]	[0.91513]	[-0.56740]	[1.35358]	[-0.48615]	[-0.12020]	[-0.13885]
DUMMY_REFOR							
M_2	-0.001803	-0.016694	-0.009439	0.005415	-0.016936	-0.010152	0.034084
	(0.00420)	(0.04141)	(0.03783)	(0.00287)	(0.01764)	(0.01230)	(0.02227)
	[-0.42892]	[-0.40309]	[-0.24948]	[1.88801]	[-0.96026]	[-0.82559]	[1.53030]
DUMMY_REFOR							
M_3	-0.000116	0.088632	-0.010186	-0.002295	-0.035712	-0.028958	-0.006211
	(0.00465)	(0.04581)	(0.04185)	(0.00317)	(0.01951)	(0.01360)	(0.02464)

	[-0.02499]	[1.93457]	[-0.24336]	[-0.72320]	[-1.83038]	[-2.12879]	[-0.25208]
DREFORMAS	0.001900 (0.00182) [1.04354]	-0.015497 (0.01795) [-0.86357]	0.028631 (0.01639) [1.74635]	-0.000288 (0.00124) [-0.23193]	-0.004567 (0.00764) [-0.59763]	-0.003987 (0.00533) [-0.74822]	0.002179 (0.00965) [0.22577]
R-squared	0.997136	0.978453	0.969400	0.999924	0.992695	0.976299	0.999286
Adj. R-squared	0.993881	0.953968	0.934628	0.999838	0.984393	0.949366	0.998474
Sum sq. resids	0.000451	0.043748	0.036513	0.000210	0.007934	0.003857	0.012654
S.E. equation	0.004525	0.044593	0.040739	0.003088	0.018991	0.013240	0.023983
F-statistic	306.3744	39.96106	27.87839	11594.70	119.5806	36.24898	1230.967
Log likelihood	209.7202	99.90331	104.2422	228.0614	140.8778	158.1901	129.6751
Akaike AIC	-7.655010	-3.079305	-3.260090	-8.419225	-4.786574	-5.507920	-4.319795
Schwarz SC	-6.641442	-2.065737	-2.246523	-7.405658	-3.773007	-4.494353	-3.306228
Mean dependent	7.526488	1.670931	-0.405647	0.685844	1.563247	1.908813	1.442629
S.D. dependent	0.057854	0.207843	0.159336	0.242541	0.152013	0.058841	0.613899
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.91E-27					
Determinant resid covariance		8.10E-30					
Log likelihood		1130.888					
Akaike information criterion		-39.53701					
Schwarz criterion		-32.44204					
Number of coefficients		182					

APÊNDICE B - Modelos Autorregressivos e de Defasagem Distribuída

B.1 Mercado de Trabalho (Horas Trabalhadas)

Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 11:45				
Sample (adjusted): 1976 2020				
Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	1.008969	0.138974	7.260109	0.0000
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.431307	0.130220	-3.312136	0.0020
LN_CTFP_CUBIC(-6)	-0.210976	0.077373	-2.726739	0.0095
LN_AVH_CUBIC(-1)	1.502591	0.345659	4.347036	0.0001
DUMMY_REFORM_2	0.034423	0.013654	2.521006	0.0159
C	-11.57114	2.654052	-4.359803	0.0001
R-squared	0.943302	Mean dependent var	-0.420297	
Adjusted R-squared	0.936033	S.D. dependent var	0.153321	
S.E. of regression	0.038777	Akaike info criterion	-3.538397	
Sum squared resid	0.058644	Schwarz criterion	-3.297508	
Log likelihood	85.61392	Hannan-Quinn criter.	-3.448596	
F-statistic	129.7716	Durbin-Watson stat	2.123474	
Prob(F-statistic)	0.000000			



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	1.025885	Prob. F(2,37)	0.3685	
Obs*R-squared	2.364287	Prob. Chi-Square(2)	0.3066	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:21				
Sample: 1976 2020				
Included observations: 45				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.434424	0.342061	1.270018	0.2120
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.263014	0.242230	-1.085805	0.2846
LN_CTFP_CUBIC(-6)	0.110440	0.109971	1.004261	0.3218
LN_AVH_CUBIC(-1)	-0.673151	0.583297	-1.154046	0.2559
DUMMY_REFORM_2	-0.014979	0.017233	-0.869190	0.3903
C	5.182614	4.486546	1.155146	0.2554
RESID(-1)	-0.537836	0.394972	-1.361706	0.1815
RESID(-2)	-0.214998	0.208077	-1.033260	0.3082
R-squared	0.052540	Mean dependent var	-2.45E-15	
Adjusted R-squared	-0.126710	S.D. dependent var	0.036508	
S.E. of regression	0.038752	Akaike info criterion	-3.503478	
Sum squared resid	0.055562	Schwarz criterion	-3.182293	
Log likelihood	86.82825	Hannan-Quinn criter.	-3.383744	
F-statistic	0.293110	Durbin-Watson stat	2.104413	
Prob(F-statistic)	0.952378			

Heteroskedasticity Test: White				
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	1.862739	Prob. F(5,39)	0.1233	
Obs*R-squared	8.674898	Prob. Chi-Square(5)	0.1228	
Scaled explained SS	7.725807	Prob. Chi-Square(5)	0.1720	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:21				
Sample: 1976 2020				
Included observations: 45				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.082889	0.068783	-1.205069	0.2354
LN_CTFP_CUBIC(-1)^2	-0.013957	0.009727	-1.434881	0.1593
LN_CTFP_CUBIC(-2)^2	0.015547	0.009360	1.660976	0.1047
LN_CTFP_CUBIC(-6)^2	0.008769	0.005824	1.505617	0.1402
LN_AVH_CUBIC(-1)^2	0.001459	0.001186	1.230556	0.2259
DUMMY_REFORM_2^2	0.000468	0.000734	0.638088	0.5271
R-squared	0.192776	Mean dependent var	0.001303	
Adjusted R-squared	0.089285	S.D. dependent var	0.002030	
S.E. of regression	0.001937	Akaike info criterion	-9.532009	
Sum squared resid	0.000146	Schwarz criterion	-9.291120	
Log likelihood	220.4702	Hannan-Quinn criter.	-9.442208	
F-statistic	1.862739	Durbin-Watson stat	2.166374	
Prob(F-statistic)	0.123291			

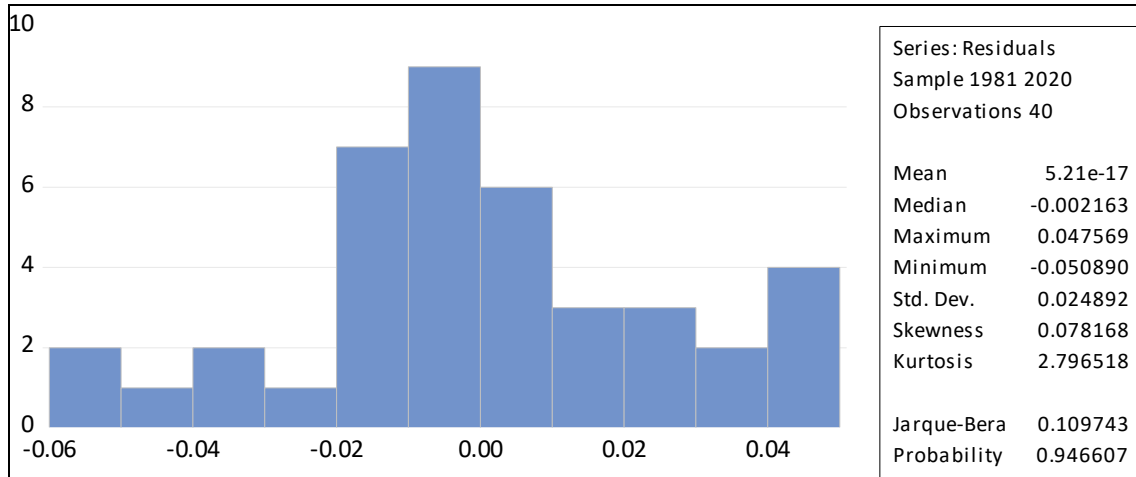
Ramsey RESET Test			
Equation: ARDL_MERCADO_TRABALHO			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
Specification: LN_CTFP_CUBIC LN_CTFP_CUBIC(-1) LN_CTFP_CUBIC(-2) LN_CTFP_CUBIC(-6) LN_AVH_CUBIC(-1) DUMMY_REFORM_2 C			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.875692	38	0.3867
F-statistic	0.766836	(1, 38)	0.3867
Likelihood ratio	0.899054	1	0.3430
F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.001160	1	0.001160
Restricted SSR	0.058644	39	0.001504
Unrestricted SSR	0.057484	38	0.001513

LR test summary:				
	Value			
Restricted LogL	85.61392			
Unrestricted LogL	86.06345			
Unrestricted Test Equation: Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC Method: Least Squares Date: 08/09/22 Time: 16:21 Sample: 1976 2020 Included observations: 45				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.835592	0.242135	3.450927	0.0014
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.362702	0.152305	-2.381416	0.0224
LN_CTFP_CUBIC(-6)	-0.185940	0.082704	-2.248266	0.0304
LN_AVH_CUBIC(-1)	1.227814	0.467609	2.625727	0.0124
DUMMY_REFORM_2	0.024693	0.017636	1.400167	0.1696
C	-9.489379	3.569009	-2.658827	0.0114
FITTED^2	-0.232020	0.264956	-0.875692	0.3867
R-squared	0.944424	Mean dependent var	-0.420297	
Adjusted R-squared	0.935649	S.D. dependent var	0.153321	
S.E. of regression	0.038894	Akaike info criterion	-3.513931	
Sum squared resid	0.057484	Schwarz criterion	-3.232895	
Log likelihood	86.06345	Hannan-Quinn criter.	-3.409164	
F-statistic	107.6243	Durbin-Watson stat	2.163881	
Prob(F-statistic)	0.000000			

B.2 Mercado de Crédito (Regulação)

Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC Method: Least Squares Date: 07/14/22 Time: 13:28 Sample (adjusted): 1981 2020 Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.757674	0.130522	5.804944	0.0000
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.685011	0.126207	-5.427690	0.0000
LN_CTFP_CUBIC(-6)	-0.428087	0.122055	-3.507316	0.0016
LN_CTFP_CUBIC(-7)	0.371952	0.171836	2.164574	0.0394
LN_CTFP_CUBIC(-8)	-0.542803	0.134712	-4.029344	0.0004
LN_CTFP_CUBIC(-11)	-0.295570	0.086776	-3.406112	0.0021
LN_CREDIT_CUBIC	0.296929	0.087216	3.404518	0.0021
LN_CREDIT_CUBIC(-1)	-0.225087	0.078237	-2.876979	0.0078
LN_CREDIT_CUBIC(-8)	0.277278	0.103779	2.671812	0.0126
LN_CREDIT_CUBIC(-9)	0.263723	0.134799	1.956413	0.0608
LN_CREDIT_CUBIC(-10)	-0.479802	0.104439	-4.594089	0.0001
C	-0.373350	0.102941	-3.626828	0.0012

@TREND	-0.019021	0.002982	-6.378970	0.0000
R-squared	0.966449	Mean dependent var	-0.449688	
Adjusted R-squared	0.951538	S.D. dependent var	0.135897	
S.E. of regression	0.029917	Akaike info criterion	-3.923855	
Sum squared resid	0.024165	Schwarz criterion	-3.374970	
Log likelihood	91.47711	Hannan-Quinn criter.	-3.725396	
F-statistic	64.81283	Durbin-Watson stat	2.388773	
Prob(F-statistic)	0.000000			



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	1.646076	Prob. F(2,25)	0.2130	
Obs*R-squared	4.654509	Prob. Chi-Square(2)	0.0976	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:23				
Sample: 1981 2020				
Included observations: 40				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.151994	0.163864	0.927558	0.3625
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.110963	0.138161	-0.803141	0.4295
LN_CTFP_CUBIC(-6)	0.009146	0.119348	0.076631	0.9395
LN_CTFP_CUBIC(-7)	0.018529	0.168947	0.109672	0.9135
LN_CTFP_CUBIC(-8)	0.010988	0.134105	0.081933	0.9354
LN_CTFP_CUBIC(-11)	0.001986	0.087127	0.022796	0.9820
LN_CREDIT_CUBIC	-0.013003	0.085819	-0.151522	0.8808
LN_CREDIT_CUBIC(-1)	0.012760	0.076821	0.166105	0.8694
LN_CREDIT_CUBIC(-8)	-0.020835	0.104150	-0.200048	0.8431

LN_CREDIT_CUBIC(-9)	-0.013715	0.131930	-0.103955	0.9180
LN_CREDIT_CUBIC(-10)	0.035765	0.105786	0.338093	0.7381
C	0.007541	0.105681	0.071357	0.9437
@TREND	0.000822	0.003292	0.249766	0.8048
RESID(-1)	-0.355447	0.254616	-1.396016	0.1750
RESID(-2)	0.148757	0.229980	0.646828	0.5236
R-squared	0.116363	Mean dependent var	5.21E-17	
Adjusted R-squared	-0.378474	S.D. dependent var	0.024892	
S.E. of regression	0.029225	Akaike info criterion	-3.947564	
Sum squared resid	0.021353	Schwarz criterion	-3.314234	
Log likelihood	93.95128	Hannan-Quinn criter.	-3.718572	
F-statistic	0.235154	Durbin-Watson stat	1.802264	
Prob(F-statistic)	0.996578			

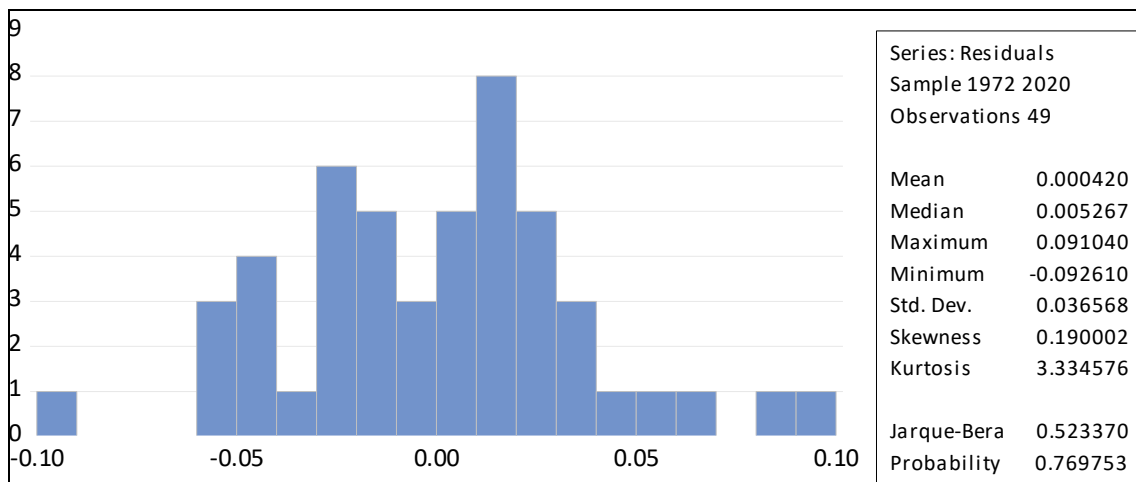
Heteroskedasticity Test: White				
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	0.919472	Prob. F(12,27)	0.5416	
Obs*R-squared	11.60410	Prob. Chi-Square(12)	0.4780	
Scaled explained SS	4.749201	Prob. Chi-Square(12)	0.9658	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:24				
Sample: 1981 2020				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001439	0.001829	-0.786375	0.4385
LN_CTFP_CUBIC(-1)^2	-0.003387	0.005011	-0.675958	0.5048
LN_CTFP_CUBIC(-2)^2	0.010676	0.005266	2.027149	0.0526
LN_CTFP_CUBIC(-6)^2	0.004475	0.005308	0.843008	0.4066
LN_CTFP_CUBIC(-7)^2	-0.002488	0.007028	-0.354046	0.7261
LN_CTFP_CUBIC(-8)^2	0.004397	0.005838	0.753166	0.4579
LN_CTFP_CUBIC(-11)^2	0.006698	0.004581	1.462213	0.1552
LN_CREDIT_CUBIC^2	-0.000292	0.000705	-0.414667	0.6817
LN_CREDIT_CUBIC(-1)^2	0.000413	0.000642	0.642706	0.5258
LN_CREDIT_CUBIC(-8)^2	-0.000402	0.000865	-0.464346	0.6461
LN_CREDIT_CUBIC(-9)^2	0.000788	0.001053	0.748030	0.4609
LN_CREDIT_CUBIC(-10)^2	8.48E-05	0.000816	0.103990	0.9179
@TREND^2	-2.74E-06	1.72E-06	-1.596405	0.1220
R-squared	0.290102	Mean dependent var	0.000604	
Adjusted R-squared	-0.025408	S.D. dependent var	0.000820	
S.E. of regression	0.000830	Akaike info criterion	-11.09237	
Sum squared resid	1.86E-05	Schwarz criterion	-10.54349	
Log likelihood	234.8474	Hannan-Quinn criter.	-10.89391	
F-statistic	0.919472	Durbin-Watson stat	2.005901	
Prob(F-statistic)	0.541596			

<p>Ramsey RESET Test Equation: ARDL_MERCADO_CREDITO Omitted Variables: Squares of fitted values Specification: LN_CTFP_CUBIC LN_CTFP_CUBIC(-1) LN_CTFP_CUBIC(-2)LN_CTFP_CUBIC(-6) LN_CTFP_CUBIC(-7)LN_CTFP_CUBIC(-8) LN_CTFP_CUBIC(-11)LN_CREDIT_CUBICLN_CREDIT_CUBI C(-1)LN_CREDIT_CUBIC(-8) LN_CREDIT_CUBIC(-9)LN_CREDIT_CUBIC(-10)C @TREND</p>				
	Value	df	Probability	
t-statistic	1.016254	26	0.3189	
F-statistic	1.032773	(1, 26)	0.3189	
Likelihood ratio	1.558136	1	0.2119	
F-test summary:				
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	
Test SSR	0.000923	1	0.000923	
Restricted SSR	0.024165	27	0.000895	
Unrestricted SSR	0.023242	26	0.000894	
LR test summary:				
	Value			
Restricted LogL	91.47711			
Unrestricted LogL	92.25618			
Unrestricted Test Equation:				
Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:24				
Sample: 1981 2020				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.567735	0.227920	2.490938	0.0195
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.525356	0.201469	-2.607626	0.0149
LN_CTFP_CUBIC(-6)	-0.328374	0.156546	-2.097616	0.0458
LN_CTFP_CUBIC(-7)	0.289924	0.189755	1.527888	0.1386
LN_CTFP_CUBIC(-8)	-0.395578	0.197769	-2.000202	0.0560
LN_CTFP_CUBIC(-11)	-0.255382	0.095314	-2.679370	0.0126
LN_CREDIT_CUBIC	0.206288	0.124710	1.654136	0.1101
LN_CREDIT_CUBIC(-1)	-0.174843	0.092509	-1.890013	0.0700
LN_CREDIT_CUBIC(-8)	0.216770	0.119591	1.812591	0.0815
LN_CREDIT_CUBIC(-9)	0.193280	0.151505	1.275732	0.2133
LN_CREDIT_CUBIC(-10)	-0.354385	0.161631	-2.192559	0.0375
C	-0.326019	0.112930	-2.886900	0.0077
@TREND	-0.013485	0.006209	-2.171681	0.0392
FITTED^2	-0.368850	0.362951	-1.016254	0.3189
R-squared	0.967731	Mean dependent var	-0.449688	

Adjusted R-squared	0.951597	S.D. dependent var	0.135897
S.E. of regression	0.029898	Akaike info criterion	-3.912809
Sum squared resid	0.023242	Schwarz criterion	-3.321701
Log likelihood	92.25618	Hannan-Quinn criter.	-3.699083
F-statistic	59.97929	Durbin-Watson stat	2.641480
Prob(F-statistic)	0.000000		

B.3 Sistema Educativo (Capital Humano)

Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 11:15				
Sample (adjusted): 1972 2020				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	1.072443	0.131350	8.164764	0.0000
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.448768	0.120623	-3.720412	0.0006
LN_HC_CUBIC(-1)	-0.298170	0.065380	-4.560608	0.0000
DUMMY_1995	0.054033	0.020950	2.579144	0.0134
DREFORMAS	0.028383	0.012266	2.314035	0.0255
DUMMY_REFORM_1	0.040022	0.017925	2.232805	0.0308
R-squared	0.947248	Mean dependent var	-0.402474	
Adjusted R-squared	0.941114	S.D. dependent var	0.159224	
S.E. of regression	0.038638	Akaike info criterion	-3.554877	
Sum squared resid	0.064195	Schwarz criterion	-3.323225	
Log likelihood	93.09448	Hannan-Quinn criter.	-3.466988	
Durbin-Watson stat	2.355540			



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	2.729946	Prob. F(2,41)	0.0771	
Obs*R-squared	5.758401	Prob. Chi-Square(2)	0.0562	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:26				
Sample: 1972 2020				
Included observations: 49				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.431179	0.309523	1.393041	0.1711
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.319200	0.204564	-1.560389	0.1264
LN_HC_CUBIC(-1)	0.085837	0.108613	0.790304	0.4339
DUMMY_1995	-0.017125	0.024779	-0.691088	0.4934
DREFORMAS	0.002652	0.011970	0.221544	0.8258
DUMMY_REFORM_1	-0.016986	0.020578	-0.825477	0.4139
RESID(-1)	-0.599631	0.362786	-1.652850	0.1060
RESID(-2)	0.046527	0.222268	0.209330	0.8352
R-squared	0.117400	Mean dependent var	0.000420	
Adjusted R-squared	-0.033288	S.D. dependent var	0.036568	
S.E. of regression	0.037172	Akaike info criterion	-3.598261	
Sum squared resid	0.056651	Schwarz criterion	-3.289393	
Log likelihood	96.15740	Hannan-Quinn criter.	-3.481077	
Durbin-Watson stat	1.918802			

Heteroskedasticity Test: White				
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	1.246778	Prob. F(6,42)	0.3025	
Obs*R-squared	7.408001	Prob. Chi-Square(6)	0.2848	
Scaled explained SS	6.684105	Prob. Chi-Square(6)	0.3511	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:27				
Sample: 1972 2020				
Included observations: 49				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002101	0.000670	3.134764	0.0031

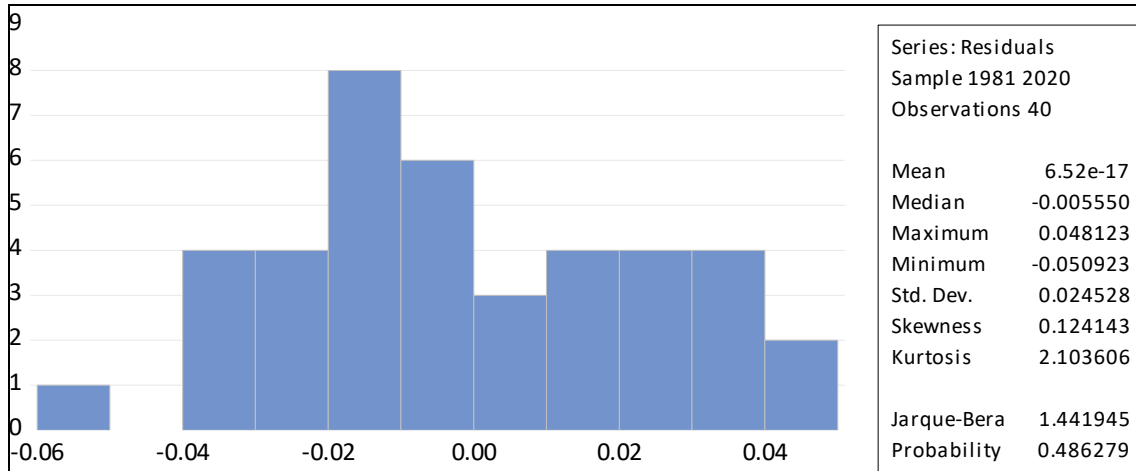
LN_CTFP_CUBIC(-1)^2	-0.012207	0.009705	-1.257785	0.2154
LN_CTFP_CUBIC(-2)^2	0.011012	0.009125	1.206737	0.2343
LN_HC_CUBIC(-1)^2	-0.001515	0.002727	-0.555721	0.5814
DUMMY_1995^2	0.000116	0.001079	0.107650	0.9148
DREFORMAS^2	0.000878	0.000637	1.377886	0.1755
DUMMY_REFORM_1^2	-0.000783	0.000985	-0.794659	0.4313
R-squared	0.151184	Mean dependent var		0.001310
Adjusted R-squared	0.029924	S.D. dependent var		0.002026
S.E. of regression	0.001996	Akaike info criterion		-9.464065
Sum squared resid	0.000167	Schwarz criterion		-9.193805
Log likelihood	238.8696	Hannan-Quinn criter.		-9.361529
F-statistic	1.246778	Durbin-Watson stat		2.405838
Prob(F-statistic)	0.302508			

Ramsey RESET Test				
Equation: ARDL_SISTEMA_EDUCACIONAL				
Omitted Variables: Squares of fitted values				
Specification: LN_CTFP_CUBIC LN_CTFP_CUBIC(-1) LN_CTFP_CUBIC(-2) LN_HC_CUBIC(-1) DUMMY_1995 DREFORMAS DUMMY_REFORM_1				
	Value	df	Probability	
t-statistic	0.084940	42	0.9327	
F-statistic	0.007215	(1, 42)	0.9327	
Likelihood ratio	0.008416	1	0.9269	
F-test summary:				
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	
Test SSR	1.10E-05	1	1.10E-05	
Restricted SSR	0.064195	43	0.001493	
Unrestricted SSR	0.064184	42	0.001528	
LR test summary:				
	Value			
Restricted LogL	93.09448			
Unrestricted LogL	93.09869			
Unrestricted Test Equation:				
Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:27				
Sample: 1972 2020				
Included observations: 49				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	1.064423	0.163024	6.529244	0.0000
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.445610	0.127575	-3.492922	0.0011
LN_HC_CUBIC(-1)	-0.298076	0.066157	-4.505603	0.0001
DUMMY_1995	0.054324	0.021471	2.530114	0.0152

DREFORMAS	0.028061	0.012974	2.162850	0.0363
DUMMY_REFORM_1	0.039437	0.019399	2.032898	0.0484
FITTED^2	-0.010027	0.118044	-0.084940	0.9327
R-squared	0.947257	Mean dependent var	-0.402474	
Adjusted R-squared	0.939722	S.D. dependent var	0.159224	
S.E. of regression	0.039092	Akaike info criterion	-3.514232	
Sum squared resid	0.064184	Schwarz criterion	-3.243972	
Log likelihood	93.09869	Hannan-Quinn criter.	-3.411696	
Durbin-Watson stat	2.352913			

B.4 Sistema Legal (Proteção e Direitos de Propriedade)

Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 11:35				
Sample (adjusted): 1981 2020				
Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.567719	0.081876	6.933924	0.0000
LN_CTFP_CUBIC(-4)	-0.392866	0.111785	-3.514486	0.0014
LN_CTFP_CUBIC(-5)	0.400657	0.116524	3.438420	0.0017
LN_CTFP_CUBIC(-8)	-0.153837	0.065454	-2.350314	0.0255
LN_LEGAL_CUBIC(-1)	-0.188971	0.081290	-2.324642	0.0270
LN_LEGAL_CUBIC(-11)	-0.588540	0.093442	-6.298434	0.0000
DUMMY_REFORM_3	-0.038232	0.019735	-1.937314	0.0622
DUMMY_1995	0.130624	0.024167	5.405047	0.0000
DREFORMAS	0.038051	0.010520	3.617072	0.0011
C	0.831131	0.138969	5.980676	0.0000
R-squared	0.967422	Mean dependent var	-0.449688	
Adjusted R-squared	0.957649	S.D. dependent var	0.135897	
S.E. of regression	0.027967	Akaike info criterion	-4.103282	
Sum squared resid	0.023464	Schwarz criterion	-3.681063	
Log likelihood	92.06565	Hannan-Quinn criter.	-3.950621	
F-statistic	98.98609	Durbin-Watson stat	2.481533	
Prob(F-statistic)	0.000000			



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	3.118795	Prob. F(2,28)	0.0599
Obs*R-squared	7.287417	Prob. Chi-Square(2)	0.0262

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/09/22 Time: 16:28
Sample: 1981 2020
Included observations: 40
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.069220	0.081511	0.849208	0.4030
LN_CTFP_CUBIC(-4)	-0.061992	0.108254	-0.572651	0.5715
LN_CTFP_CUBIC(-5)	0.038106	0.110663	0.344338	0.7332
LN_CTFP_CUBIC(-8)	0.007130	0.061537	0.115856	0.9086
LN_LEGAL_CUBIC(-1)	0.024366	0.076763	0.317424	0.7533
LN_LEGAL_CUBIC(-11)	0.040245	0.088951	0.452438	0.6544
DUMMY_REFORM_3	-0.008582	0.018873	-0.454738	0.6528
DUMMY_1995	-0.005191	0.022726	-0.228429	0.8210
DREFORMAS	0.001793	0.009915	0.180891	0.8578
C	-0.072671	0.133301	-0.545164	0.5900
RESID(-1)	-0.429047	0.193834	-2.213475	0.0352
RESID(-2)	-0.362563	0.195547	-1.854099	0.0743

R-squared	0.182185	Mean dependent var	6.52E-17
Adjusted R-squared	-0.139099	S.D. dependent var	0.024528
S.E. of regression	0.026179	Akaike info criterion	-4.204402
Sum squared resid	0.019189	Schwarz criterion	-3.697738
Log likelihood	96.08804	Hannan-Quinn criter.	-4.021208
F-statistic	0.567054	Durbin-Watson stat	2.104532
Prob(F-statistic)	0.838689		

Heteroskedasticity Test: White				
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	0.828549	Prob. F(9,30)	0.5954	
Obs*R-squared	7.963214	Prob. Chi-Square(9)	0.5379	
Scaled explained SS	2.471696	Prob. Chi-Square(9)	0.9816	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:29				
Sample: 1981 2020				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000388	0.001479	0.262624	0.7946
LN_CTFP_CUBIC(-1)^2	-9.03E-06	0.002465	-0.003662	0.9971
LN_CTFP_CUBIC(-4)^2	0.003315	0.003735	0.887633	0.3818
LN_CTFP_CUBIC(-5)^2	-0.003067	0.004108	-0.746649	0.4611
LN_CTFP_CUBIC(-8)^2	0.002513	0.002359	1.065044	0.2954
LN_LEGAL_CUBIC(-1)^2	-0.000303	0.000514	-0.590206	0.5595
LN_LEGAL_CUBIC(-11)^2	0.000222	0.000738	0.300329	0.7660
DUMMY_REFORM_3^2	-0.000483	0.000473	-1.019457	0.3161
DUMMY_1995^2	-0.000154	0.000547	-0.281767	0.7801
DREFORMAS^2	0.000505	0.000231	2.188510	0.0366
R-squared	0.199080	Mean dependent var	0.000587	
Adjusted R-squared	-0.041196	S.D. dependent var	0.000624	
S.E. of regression	0.000637	Akaike info criterion	-11.66785	
Sum squared resid	1.22E-05	Schwarz criterion	-11.24563	
Log likelihood	243.3571	Hannan-Quinn criter.	-11.51519	
F-statistic	0.828549	Durbin-Watson stat	2.205114	
Prob(F-statistic)	0.595432			

Ramsey RESET Test			
Equation: ARDL_SISTEMA_LEGAL			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
Specification: LN_CTFP_CUBIC LN_CTFP_CUBIC(-1)			
LN_CTFP_CUBIC(-4) LN_CTFP_CUBIC(-5) LN_CTFP_CUBIC(-8)			
LN_LEGAL_CUBIC(-1) LN_LEGAL_CUBIC(-11)			
DUMMY_REFORM_3 DUMMY_1995 DREFORMAS C			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.200850	29	0.8422
F-statistic	0.040341	(1, 29)	0.8422
Likelihood ratio	0.055604	1	0.8136

F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	3.26E-05	1	3.26E-05
Restricted SSR	0.023464	30	0.000782
Unrestricted SSR	0.023432	29	0.000808

LR test summary:	
	Value
Restricted LogL	92.06565
Unrestricted LogL	92.09345

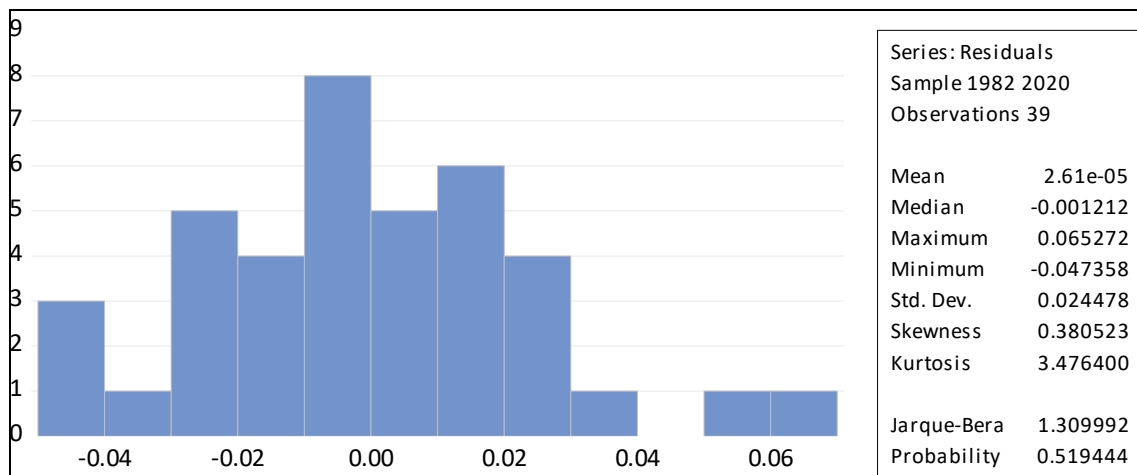
Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC
 Method: Least Squares
 Date: 08/09/22 Time: 16:29
 Sample: 1981 2020
 Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.601596	0.188079	3.198633	0.0033
LN_CTFP_CUBIC(-4)	-0.410813	0.144547	-2.842073	0.0081
LN_CTFP_CUBIC(-5)	0.426088	0.173373	2.457633	0.0202
LN_CTFP_CUBIC(-8)	-0.161570	0.076865	-2.102004	0.0444
LN_LEGAL_CUBIC(-1)	-0.190605	0.083022	-2.295832	0.0291
LN_LEGAL_CUBIC(-11)	-0.620789	0.186551	-3.327718	0.0024
DUMMY_REFORM_3	-0.042733	0.030072	-1.421017	0.1660
DUMMY_1995	0.137091	0.040498	3.385168	0.0021
DREFORMAS	0.040644	0.016762	2.424754	0.0218
C	0.876891	0.268066	3.271180	0.0028
FITTED^2	0.069797	0.347510	0.200850	0.8422

R-squared	0.967468	Mean dependent var	-0.449688
Adjusted R-squared	0.956249	S.D. dependent var	0.135897
S.E. of regression	0.028425	Akaike info criterion	-4.054672
Sum squared resid	0.023432	Schwarz criterion	-3.590231
Log likelihood	92.09345	Hannan-Quinn criter.	-3.886745
F-statistic	86.24173	Durbin-Watson stat	2.458872
Prob(F-statistic)	0.000000		

B.5 Tamanho do Governo (Política Fiscal)

Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 11:40				
Sample (adjusted): 1982 2020				
Included observations: 39 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	1.316483	0.111676	11.78840	0.0000
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.584774	0.112358	-5.204545	0.0000
LN_CTFP_CUBIC(-7)	0.420425	0.122553	3.430573	0.0020
LN_CTFP_CUBIC(-8)	-0.559749	0.148038	-3.781119	0.0008
LN_CTFP_CUBIC(-10)	0.703893	0.149403	4.711378	0.0001
LN_CTFP_CUBIC(-11)	-0.651206	0.176119	-3.697523	0.0010
LN_CTFP_CUBIC(-12)	0.277681	0.108927	2.549246	0.0170
LN_SIZEGOV_CUBIC	0.695636	0.259233	2.683440	0.0125
LN_SIZEGOV_CUBIC(-1)	-0.980578	0.364692	-2.688781	0.0123
LN_SIZEGOV_CUBIC(-2)	1.551430	0.388030	3.998224	0.0005
LN_SIZEGOV_CUBIC(-3)	-0.935826	0.251931	-3.714618	0.0010
LN_SIZEGOV_CUBIC(-10)	-0.377160	0.101858	-3.702818	0.0010
DREFORMAS	0.063007	0.011133	5.659717	0.0000
R-squared	0.965625	Mean dependent var	-0.455780	
Adjusted R-squared	0.949760	S.D. dependent var	0.132025	
S.E. of regression	0.029592	Akaike info criterion	-3.941405	
Sum squared resid	0.022768	Schwarz criterion	-3.386884	
Log likelihood	89.85740	Hannan-Quinn criter.	-3.742448	
Durbin-Watson stat	2.755843			



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags	

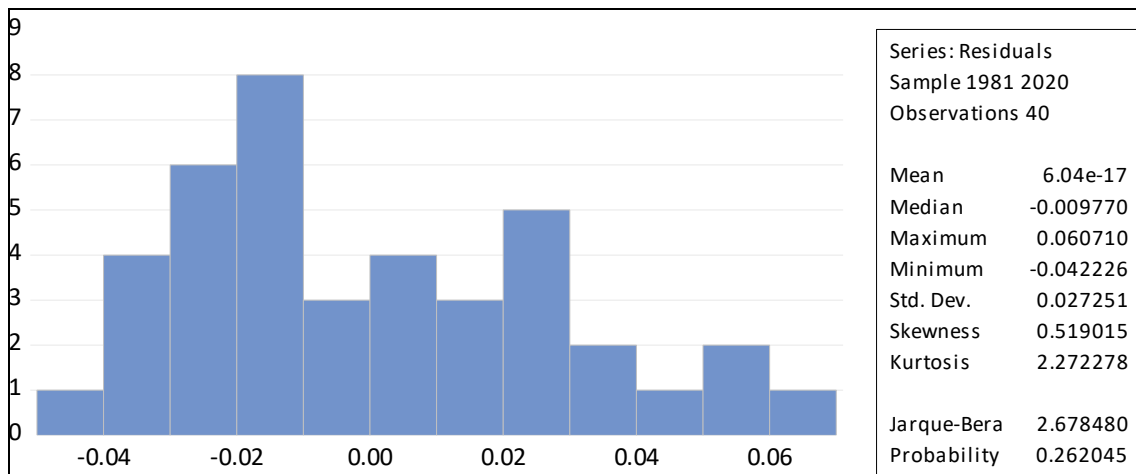
F-statistic	3.900009	Prob. F(2,24)	0.0342	
Obs*R-squared	9.566055	Prob. Chi-Square(2)	0.0084	
<p>Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 08/09/22 Time: 16:31 Sample: 1982 2020 Included observations: 39 Presample missing value lagged residuals set to zero.</p>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.182675	0.132754	1.376044	0.1815
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.162917	0.120577	-1.351151	0.1892
LN_CTFP_CUBIC(-7)	0.001478	0.110887	0.013328	0.9895
LN_CTFP_CUBIC(-8)	-0.001426	0.135592	-0.010520	0.9917
LN_CTFP_CUBIC(-10)	0.080545	0.140613	0.572818	0.5721
LN_CTFP_CUBIC(-11)	-0.117444	0.164855	-0.712405	0.4831
LN_CTFP_CUBIC(-12)	0.031273	0.100925	0.309863	0.7593
LN_SIZEGOV_CUBIC	-0.006778	0.259764	-0.026094	0.9794
LN_SIZEGOV_CUBIC(-1)	-0.089331	0.353124	-0.252974	0.8024
LN_SIZEGOV_CUBIC(-2)	0.111658	0.353441	0.315916	0.7548
LN_SIZEGOV_CUBIC(-3)	-0.017383	0.227902	-0.076274	0.9398
LN_SIZEGOV_CUBIC(-10)	0.005302	0.092136	0.057546	0.9546
DREFORMAS	0.005866	0.010290	0.570041	0.5739
RESID(-1)	-0.595484	0.273344	-2.178512	0.0394
RESID(-2)	0.043374	0.253455	0.171131	0.8656
R-squared	0.245283	Mean dependent var	2.61E-05	
Adjusted R-squared	-0.194969	S.D. dependent var	0.024478	
S.E. of regression	0.026758	Akaike info criterion	-4.120254	
Sum squared resid	0.017184	Schwarz criterion	-3.480423	
Log likelihood	95.34495	Hannan-Quinn criter.	-3.890688	
Durbin-Watson stat	1.986083			

<p>Ramsey RESET Test Equation: ARDL_TAMANHO_GOVERNO Omitted Variables: Squares of fitted values Specification: LN_CTFP_CUBIC LN_CTFP_CUBIC(-1) LN_CTFP_CUBIC(-2) LN_CTFP_CUBIC(-7) LN_CTFP_CUBIC(-8) LN_CTFP_CUBIC(-10) LN_CTFP_CUBIC(-11) LN_CTFP_CUBIC(-12) LN_SIZEGOV_CUBIC LN_SIZEGOV_CUBIC(-1) LN_SIZEGOV_CUBIC(-2) LN_SIZEGOV_CUBIC(-3) LN_SIZEGOV_CUBIC(-10) DREFORMAS</p>				
	Value	df	Probability	
t-statistic	0.506127	25	0.6172	
F-statistic	0.256165	(1, 25)	0.6172	
Likelihood ratio	0.397584	1	0.5283	
F-test summary:				
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	
Test SSR	0.000231	1	0.000231	
Restricted SSR	0.022768	26	0.000876	
Unrestricted SSR	0.022537	25	0.000901	
LR test summary:				
	Value			
Restricted LogL	89.85740			
Unrestricted LogL	90.05619			
<p>Unrestricted Test Equation: Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC Method: Least Squares Date: 08/09/22 Time: 16:31 Sample: 1982 2020 Included observations: 39</p>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	1.467055	0.318345	4.608373	0.0001
LN_CTFP_CUBIC(-2)	-0.641842	0.160342	-4.002962	0.0005
LN_CTFP_CUBIC(-7)	0.486018	0.179602	2.706083	0.0121
LN_CTFP_CUBIC(-8)	-0.639126	0.217156	-2.943164	0.0069
LN_CTFP_CUBIC(-10)	0.785236	0.220926	3.554288	0.0015
LN_CTFP_CUBIC(-11)	-0.725398	0.231126	-3.138531	0.0043
LN_CTFP_CUBIC(-12)	0.328290	0.149040	2.202694	0.0371
LN_SIZEGOV_CUBIC	0.792442	0.325215	2.436672	0.0223
LN_SIZEGOV_CUBIC(-1)	-1.102628	0.441666	-2.496521	0.0195
LN_SIZEGOV_CUBIC(-2)	1.771411	0.586439	3.020623	0.0057
LN_SIZEGOV_CUBIC(-3)	-1.066198	0.362890	-2.938072	0.0070
LN_SIZEGOV_CUBIC(-10)	-0.431709	0.149319	-2.891178	0.0078
DREFORMAS	0.071241	0.019805	3.597074	0.0014
FITTED^2	0.153082	0.302458	0.506127	0.6172
R-squared	0.965974	Mean dependent var	-0.455780	

Adjusted R-squared	0.948281	S.D. dependent var	0.132025
S.E. of regression	0.030025	Akaike info criterion	-3.900317
Sum squared resid	0.022537	Schwarz criterion	-3.303141
Log likelihood	90.05619	Hannan-Quinn criter.	-3.686056
Durbin-Watson stat	2.747945		

B.6 Abertura Econômica

Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC				
Method: Least Squares				
Date: 08/08/22 Time: 17:19				
Sample (adjusted): 1981 2020				
Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.806945	0.072813	11.08244	0.0000
LN_CTFP_CUBIC(-5)	0.466700	0.135776	3.437287	0.0017
LN_CTFP_CUBIC(-6)	-0.380618	0.126176	-3.016573	0.0052
LN_TRADE_CUBIC(-2)	0.464512	0.117139	3.965475	0.0004
LN_TRADE_CUBIC(-3)	-0.628759	0.151374	-4.153671	0.0002
LN_TRADE_CUBIC(-6)	0.333044	0.070923	4.695849	0.0001
LN_TRADE_CUBIC(-10)	-0.636459	0.116822	-5.448128	0.0000
LN_TRADE_CUBIC(-11)	0.478775	0.098957	4.838215	0.0000
C	-0.074660	0.021134	-3.532775	0.0014
DUMMY_REFORM_3	-0.040318	0.017414	-2.315237	0.0276
R-squared	0.959789	Mean dependent var	-0.449688	
Adjusted R-squared	0.947726	S.D. dependent var	0.135897	
S.E. of regression	0.031071	Akaike info criterion	-3.892775	
Sum squared resid	0.028962	Schwarz criterion	-3.470555	
Log likelihood	87.85550	Hannan-Quinn criter.	-3.740114	
F-statistic	79.56310	Durbin-Watson stat	2.283453	
Prob(F-statistic)	0.000000			



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	2.383761	Prob. F(2,28)	0.1107	
Obs*R-squared	5.819813	Prob. Chi-Square(2)	0.0545	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:33				
Sample: 1981 2020				
Included observations: 40				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	0.083878	0.080359	1.043794	0.3055
LN_CTFP_CUBIC(-5)	-0.016014	0.131374	-0.121894	0.9039
LN_CTFP_CUBIC(-6)	-0.006240	0.122251	-0.051041	0.9597
LN_TRADE_CUBIC(-2)	0.017044	0.113415	0.150278	0.8816
LN_TRADE_CUBIC(-3)	-0.020149	0.146571	-0.137468	0.8916
LN_TRADE_CUBIC(-6)	0.006971	0.068583	0.101648	0.9198
LN_TRADE_CUBIC(-10)	-0.018036	0.113255	-0.159250	0.8746
LN_TRADE_CUBIC(-11)	0.027732	0.096718	0.286726	0.7764
C	0.010325	0.020776	0.496943	0.6231
DUMMY_REFORM_3	-0.003528	0.016862	-0.209208	0.8358
RESID(-1)	-0.328749	0.208899	-1.573725	0.1268
RESID(-2)	-0.375598	0.197582	-1.900974	0.0676
R-squared	0.145495	Mean dependent var	6.04E-17	
Adjusted R-squared	-0.190203	S.D. dependent var	0.027251	
S.E. of regression	0.029730	Akaike info criterion	-3.950008	
Sum squared resid	0.024748	Schwarz criterion	-3.443344	
Log likelihood	91.00016	Hannan-Quinn criter.	-3.766815	
F-statistic	0.433411	Durbin-Watson stat	2.190533	
Prob(F-statistic)	0.927376			

Heteroskedasticity Test: White			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	1.197904	Prob. F(9,30)	0.3323
Obs*R-squared	10.57463	Prob. Chi-Square(9)	0.3060
Scaled explained SS	3.783899	Prob. Chi-Square(9)	0.9251
Test Equation:			
Dependent Variable: RESID^2			
Method: Least Squares			

Date: 08/09/22 Time: 16:33				
Sample: 1981 2020				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000823	0.000336	2.447840	0.0204
LN_CTFP_CUBIC(-1)^2	0.003522	0.002625	1.341875	0.1897
LN_CTFP_CUBIC(-5)^2	-0.006036	0.004334	-1.392574	0.1740
LN_CTFP_CUBIC(-6)^2	0.006123	0.004371	1.400683	0.1716
LN_TRADE_CUBIC(-2)^2	-5.84E-05	0.000703	-0.083005	0.9344
LN_TRADE_CUBIC(-3)^2	-0.000153	0.000844	-0.181811	0.8570
LN_TRADE_CUBIC(-6)^2	0.000396	0.000381	1.040698	0.3063
LN_TRADE_CUBIC(-10)^2	-0.001403	0.000671	-2.090656	0.0451
LN_TRADE_CUBIC(-11)^2	0.000880	0.000587	1.499654	0.1442
DUMMY_REFORM_3^2	-0.000387	0.000497	-0.777435	0.4430
R-squared	0.264366	Mean dependent var		0.000724
Adjusted R-squared	0.043675	S.D. dependent var		0.000827
S.E. of regression	0.000809	Akaike info criterion		-11.18964
Sum squared resid	1.96E-05	Schwarz criterion		-10.76742
Log likelihood	233.7928	Hannan-Quinn criter.		-11.03698
F-statistic	1.197904	Durbin-Watson stat		2.306611
Prob(F-statistic)	0.332322			

Ramsey RESET Test			
Equation: ARDL_COMERCIO_EXTERIOR			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
Specification: LN_CTFP_CUBIC LN_CTFP_CUBIC(-1) LN_CTFP_CUBIC(-5) LN_CTFP_CUBIC(-6) LN_TRADE_CUBIC(-2) LN_TRADE_CUBIC(-3) LN_TRADE_CUBIC(-6) LN_TRADE_CUBIC(-10) LN_TRADE_CUBIC(-11) C DUMMY_REFORM_3			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.967428	29	0.3413
F-statistic	0.935917	(1, 29)	0.3413
Likelihood ratio	1.270527	1	0.2597
F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000905	1	0.000905
Restricted SSR	0.028962	30	0.000965
Unrestricted SSR	0.028056	29	0.000967
LR test summary:			
	Value		
Restricted LogL	87.85550		
Unrestricted LogL	88.49076		
Unrestricted Test Equation:			

Dependent Variable: LN_CTFP_CUBIC				
Method: Least Squares				
Date: 08/09/22 Time: 16:34				
Sample: 1981 2020				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_CTFP_CUBIC(-1)	1.008865	0.221080	4.563348	0.0001
LN_CTFP_CUBIC(-5)	0.625251	0.212918	2.936584	0.0064
LN_CTFP_CUBIC(-6)	-0.505620	0.180692	-2.798236	0.0090
LN_TRADE_CUBIC(-2)	0.600649	0.183175	3.279092	0.0027
LN_TRADE_CUBIC(-3)	-0.813555	0.243826	-3.336620	0.0023
LN_TRADE_CUBIC(-6)	0.427484	0.120708	3.541468	0.0014
LN_TRADE_CUBIC(-10)	-0.815353	0.218794	-3.726583	0.0008
LN_TRADE_CUBIC(-11)	0.615376	0.172484	3.567718	0.0013
C	-0.043284	0.038723	-1.117780	0.2728
DUMMY_REFORM_3	-0.063951	0.030011	-2.130910	0.0417
FITTED^2	0.312761	0.323291	0.967428	0.3413
R-squared	0.961046	Mean dependent var	-0.449688	
Adjusted R-squared	0.947614	S.D. dependent var	0.135897	
S.E. of regression	0.031104	Akaike info criterion	-3.874538	
Sum squared resid	0.028056	Schwarz criterion	-3.410096	
Log likelihood	88.49076	Hannan-Quinn criter.	-3.706611	
F-statistic	71.54743	Durbin-Watson stat	2.390223	
Prob(F-statistic)	0.000000			

idn



idp

A ESCOLHA QUE
TRANSFORMA
O SEU CONHECIMENTO