

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

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha¹

Plínio Marcos de Abreu Rodrigues²

Recebido em: 17/08/2022

Aprovado em: 06/12/2022

The political economy of fiscal consolidation and structural and microeconomic reforms to increase the total productivity of factors in Brazil during the period 1970 to 2020

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, ao mercado de trabalho e ao

¹ Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília

² Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento pelo Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa - IDP

mercado de crédito 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-chave: 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, labor market and credit 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.

Resumen: El presente estudio tiene como objetivo general analizar los impactos de las reformas estructurales y microeconómicas sobre la productividad total de los factores en Brasil desde 1970 hasta 2020. Se estimaron modelos econométricos dinámicos y luego se calcularon multiplicadores de largo plazo de la productividad total de los factores en relación con la productividad total de los factores. reformas microeconómicas. Los resultados obtenidos destacan que las reformas encaminadas a la apertura económica, el mercado laboral y el mercado crediticio han impactado positivamente la productividad total de los factores. Sin embargo, Brasil necesita avanzar en reformas en el sistema educativo, en el sistema de protección legal, en el entorno regulatorio y en la consolidación fiscal, para aumentar la productividad de la economía.

Palabras clave: Consolidación fiscal; Productividad; Reformas Estructurales y Microeconómicas.

Classificação JEL: C32, E02, E60

1 Introdução

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.

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 ideias, 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.

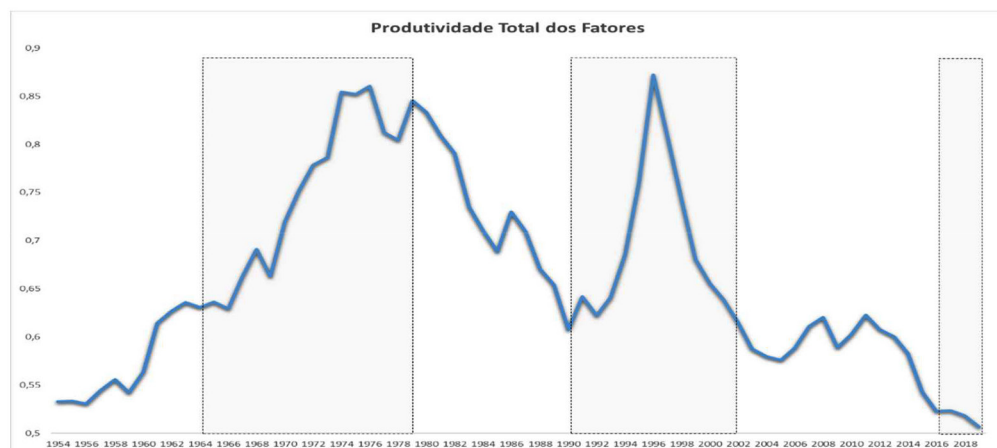
Em resumo, aquelas teses tinham raízes nas seguintes diretrizes: disciplina fiscal; redirecionamento das prioridades de gastos públicos para as áreas de saúde, educação e infraestrutura; reforma fiscal (am-

pliando 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 (PTF) 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.

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.

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? A hipótese a ser abordada neste estudo reside no argumento de que as reformas econômicas implementadas no Brasil entre os anos 1970 e 2020 não geraram efeitos positivos esperados na produtividade total dos fatores porque não vieram acompanhadas de um processo de disciplina fiscal. E, por essa razão, é necessário que se intensifique a atual agenda caracterizada pelo binômio reformas (estruturais e microeconômicas) e processo de consolidação fiscal, cujo foco é a estabilidade macroeconômica, melhor alocação e uso dos recursos públicos e fomento à produtividade da economia brasileira, preservando-se, precipuamente, o equilíbrio das contas públicas, a expansão da renda e do emprego, assim como a superação

dos problemas sociais. Além disso, esse binômico não apenas garante a recuperação econômica no cenário pós-pandemia, mas também atrai investimentos estrangeiros, os quais irão contribuir para o crescimento econômico sustentável.

Portanto, 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 – do termo em língua inglesa: *Autoregressive Distributed Lag Models*).

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.

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

No Brasil, vários gargalos estruturais levaram o país a registrar um fraco crescimento médio do PIB ao longo das últimas décadas, apesar das condições demográficas favoráveis. A produtividade cresceu pouco devido a uma série de fatores, tais como: o sistema tributário complexo, um ambiente de negócios que desencorajava o empreendedorismo; a lenta acumulação de capital humano; políticas setoriais ineficazes de intervenção estatal; baixos níveis de poupança e compressão do investimento público para acomodar altos gastos correntes e crescentes despesas previdenciárias.

Portanto, a queda substancial da produtividade total dos fatores, aliada a um quadro de descontrole e deterioração fiscal, levaram o Brasil nos *últimos anos a um crescimento potencial baixo*. Assim, a retomada do crescimento econômico deverá passar por um conjunto de reformas estruturais visando à consolidação do quadro de austeridade e sustentabilidade fiscal pretendidas, bem como reformas microeconômicas que estimulem um ambiente no qual o investimento possa ser guiado pelas melhores oportunidades de mercado, ampliando a produtividade e contribuindo desse modo para a estabilidade macroeconômica.

A pesquisa no caso brasileiro em relação a reformas econômicas e consolidação fiscal 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. As reformas da década de 1990 incluíram a contenção da inflação, a adoção de uma Lei de Responsabilidade Fiscal abrangente, um bem-sucedido programa de reestruturação da dívida dos governos subnacionais, a redução das barreiras comerciais, uma onda de privatizações e a ex-

pansão dos programas de saúde e educação. As reformas dos anos 2000 incluíram o fortalecimento dos programas de bem-estar, o aumento rápido do salário-mínimo e a reforma do setor financeiro para aumentar o acesso ao crédito entre os grupos de renda mais baixa. A oposição política e outros fatores, no entanto, impediram reformas nos sistemas tributário e previdenciário e no mercado de trabalho. O desempenho econômico do Brasil se deveu mais a uma gestão macroeconômica geralmente sólida e a um ambiente externo favorável do que a um esforço de reforma estrutural abrangente e sustentado. Dúvidas permaneceram sobre a capacidade do país de sustentar altas taxas de crescimento enquanto mantinha a inflação baixa.

Utilizando índices de reformas estruturais cobrindo o período de 1980 a 2015, Biljanovska e Sandri (2018) procuraram analisar as prioridades de reformas econômicas do Brasil, estimando o impacto que diferentes reformas tiveram sobre a produtividade total dos fatores e analisando dados de pesquisas para avaliar a extensão do apoio público a essas reformas. Esses índices representam setores específicos das reformas estruturais: setor bancário, mercado de trabalho, sistema legal, mercado do produto e abertura comercial. A partir da análise de estatística descritiva e de estimação de modelo econométrico dinâmico por meio do método dos mínimos quadrados ordinários, os resultados obtidos mostraram as reformas do setor bancário gerariam os maiores ganhos de produtividade e teriam o maior nível de apoio público.

Cardoso *et al.* (2021) tiveram como objetivo projetar qual deveria ser a variação da produtividade do trabalho, em resposta à atual agenda de reformas estruturais no Brasil, para compensar os impactos contracionistas da austeridade fiscal, considerando a heterogeneidade regional do país. Para isso, utilizou-se um modelo de equilíbrio geral inter-regional dinâmico para 27 Unidades da Federação brasileiras, permitindo uma análise *bottom-up*. Os principais resultados mostraram que o aumento da produtividade do trabalho necessário para atenuar os efeitos contracionistas da consolidação fiscal variava consideravelmente entre as Unidades da Federação, sendo relativamente mais one-

roso para a região Nordeste. Os resultados macroeconômicos também seguiram o mesmo padrão de heterogeneidade regional. O aumento da produtividade do trabalho nos estados mais afetados pelos impactos contracionistas da austeridade era pouco factível devido à baixa perspectiva de crescimento do consumo das famílias, do investimento e ao alto desemprego em economias cuja composição setorial é pouco beneficiada com a agenda de austeridade e reformas. Os resultados de sua pesquisa demonstraram a necessidade de medidas que levassem 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 dos fatores 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. Conforme será visto adiante, 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 total dos fatores da economia.

3 Metodologia

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, Rotemberg e Stock (1996), assim como Ng e Perron (2001), os quais superaram 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, 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 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 $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$, $\underline{MSB}$ e $\underline{MZ}_t^{GLS}$ 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 estimados³. 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 (7) 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, con-

³ A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (6): $a_1 = 1$, $\mu_1 \neq 0$, $\mu_2 \neq 0$ 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).

forme 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.

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:

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

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; p_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 do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão (9):

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

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-causa 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 (10).

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 (ENDERS, 2010).

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 (ENDERS, 2010).

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 microeconômi-

cas 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:

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

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 Descrição dos Dados e Tratamento das Variáveis

O 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*⁴, 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.

⁴ Disponível em: <<<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>>> Acesso em 03 de agosto de 2022.

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, 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 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. Por sua vez, as quebras estruturais selecionadas no intervalo entre os anos 1993 a 2002 abrangem a segunda fase de reformas econômicas ocorridas sob a égide do Con-

senso 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.

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	Innovational outlier	1994	-5,72 ^(a) (7 lags)	Impulse Shift	1996	-1,07 (1 lag)
<i>ptf</i>	C,T	-2,01	-1,73	-	Innovational outlier	1994	-6,64 ^(a) (7 lags)	Impulse Shift	1996	-3,11 ^(b) (2 lags)
<i>ptf</i>	T	-	-	-	Innovational outlier	2004	-4,04 (5 lags)	-	-	-
<i>mc_t</i>	C	-1,57	-1,57	1	Innovational outlier	2016	-6,96 ^(a) (10 lags)	Rational Shift	2002	-2,71 ^(c) (2 lags)
<i>mc_t</i>	C,T	-1,71	-1,66	1	Innovational outlier	2009	-5,49 ^(b) (10 lags)	Rational Shift	2002	-3,30 ^(b) (9 lags)
<i>mc_t</i>	T	-	-	-	Innovational outlier	2013	-4,90 ^(b) (10 lags)	-	-	-
<i>ae_t</i>	C	-0,95	-0,84	2	Innovational outlier	1993	-8,28 ^(a) (1 lag)	Rational Shift	2002	-1,96 (6 lags)
<i>ae_t</i>	C,T	-1,34	-1,19	3	Innovational outlier	1994	-8,69 ^(a) (1 lag)	Rational Shift	2002	-2,19 (6 lags)
<i>ae_t</i>	T	-	-	-	Innovational outlier	1999	-5,77 ^(a) (1 lag)	-	-	-
<i>mt_t</i>	C	0,01	0,05	3	Innovational outlier	2000	-3,23 (7 lags)	Exponential Shift	2000	-3,73 ^(a) (0 lags)
<i>mt_t</i>	C,T	-1,01	-0,60	-	Innovational outlier	1988	-4,63 (4 lags)	Exponential Shift	2000	-1,06 (0 lags)
<i>mt_t</i>	T	-	-	-	Innovational outlier	1989	-4,63 ^(b) (4 lags)	-	-	-
<i>ch_t</i>	C	-0,82	-1,43	2	Innovational outlier	1987	-8,40 ^(a) (0 lags)	-	-	-
<i>ch_t</i>	C,T	-1,02	-1,45	1	Innovational outlier	1994	-4,28 (0 lags)	-	-	-
<i>ch_t</i>	T	-	-	-	Innovational outlier	1974	-6,34 ^(a) (0 lags)	-	-	-
<i>sl_t</i>	C	-0,73	-0,60	1	Additive outlier	2013	-4,08 (3 lags)	Rational Shift	2002	-2,71 ^(c) (2 lags)
<i>sl_t</i>	C,T	-0,99	-0,87	-	Additive outlier	2007	-4,22 (3 lags)	Rational Shift	2002	-2,72 (2 lags)
<i>sl_t</i>	T	-	-	-	Additive outlier	2017	-4,47 ^(b) (3 lags)	-	-	-
<i>tg_t</i>	C	-2,23 ^(b)	- 1,62 ^(c)	4	Innovational outlier	2002	-6,91 ^(a) (3 lags)	Rational Shift	2002	-5,79 ^(a) (2 lags)
<i>tg_t</i>	C,T	-1,99	-1,81	-	Innovational outlier	2007	-6,68 ^(a) (3 lags)	Rational Shift	2002	-5,23 ^(a) (2 lags)
<i>tg_t</i>	T	-	-	-	Innovational outlier	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.

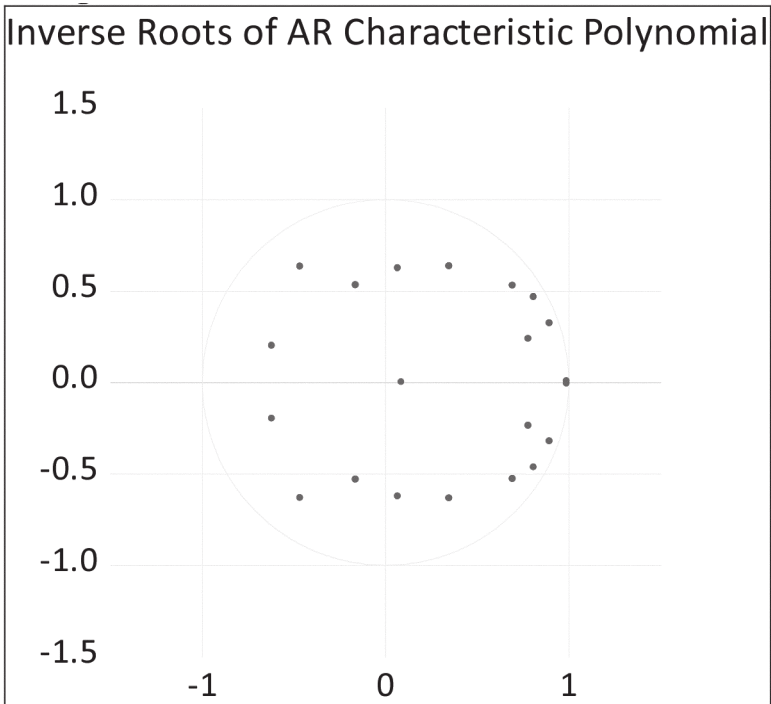
4 – Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). (iii) modelo com constante 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 que atende às condições de estabilidade (Figura 2).

Figura 2 – Raízes Inversas do Polinomial Característico AR



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 contraintuitivo, 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-causa 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 Costa 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-causa 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 consequentemente 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-cause 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.

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 positiva-

mente 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 3, 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.

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	0,531 (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)	

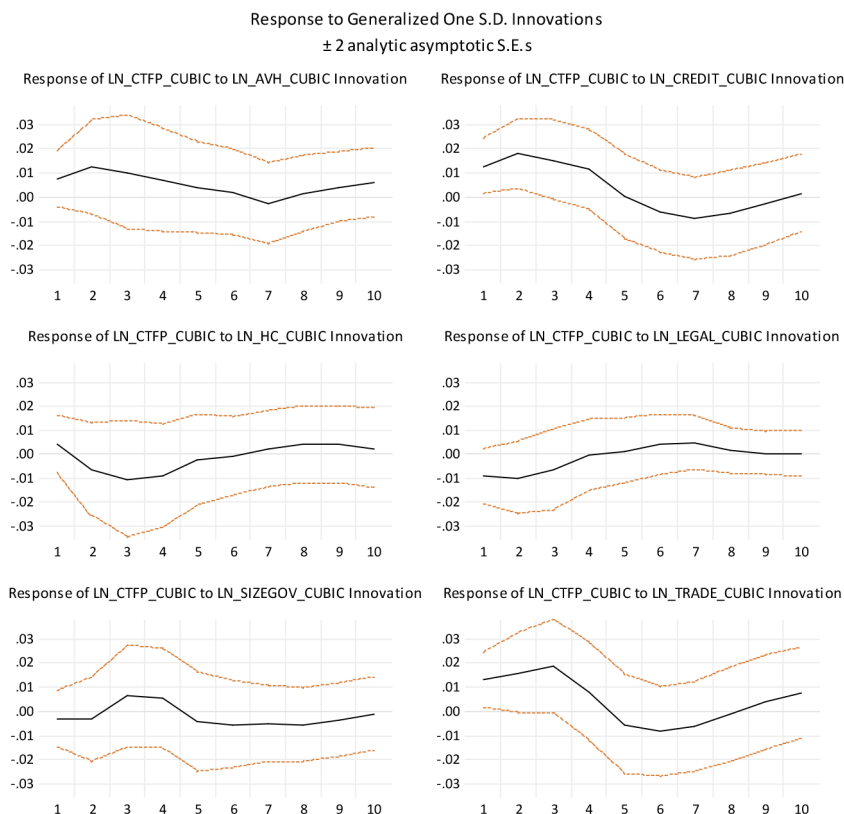
Fonte: VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Uso do software econométrico Eviews. Observações anuais incluídas: 32 (amostra: 1990 a 2021). Foram selecionadas 8 defasagens ótimas pelos critérios AIC (Critério de Informação de Akaike) e HQ (Critério de Informação de Hannan-Quinn).

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.

A economia política da consolidação fiscal e das reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade... (GADELHA, Sérgio Ricardo de Brito; RODRIGUES, Plínio Marcos de Abreu)

Figura 3 – Funções de Impulso-Resposta Generalizada



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; “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 a partir da estimação de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ARDL). Foram

feitos testes de diagnósticos dos resíduos e de especificação do modelo, que se encontram reportados na referida tabela. 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%.

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.

Embora a participação brasileira no mercado internacional ainda seja pequena, comparada a outros países emergentes, de acordo com Corseuil e Kume (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 PISA mostram que o Brasil não tem melhorado no aspecto educacional, mantendo-se a mesma média de pontuação no exame, 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).

Ottoni (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. No que se refere ao campo do sistema tributário, em seu Anexo de Metas Fiscais Anuais, a Lei nº 14.436, de 9 de agosto de 2022 (Lei de Diretrizes Orçamentárias - LDO 2023) destaca que:

A elevada complexidade tributária gera distorções alocativas pelos altos custos de conformidade e de transição, assim como potencial de litígio por causa da enorme insegurança jurídica. Essa complexidade tem reflexos na produtividade, no incentivo ao investimento e consequentemente, no crescimento econômico. A reforma tributária visa a eliminação de redundâncias e ineficiências, no intuito de minimizar esses custos e melhorar o ambiente de negócios. Ao simplificar e modernizar o sistema tributário brasileiro, essa reforma irá gerar efeitos positivos na produtividade e no crescimento econômico. Esse maior crescimento permitirá ao país realizar um menor esforço fiscal para estabilizar a sua dívida pública como proporção do PIB. Um sistema tributário bem desenhado está, em geral, ligado a maior criação de novas empresas e formalização da economia e, portanto, a maior crescimento econômico nos médio e longo prazos.

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 *Fraser 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 intuítos 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.

Entre as questões fundamentais da agenda de pesquisa em Economia Política Positiva (*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.

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	0,97	0,11	0,5234	1,44	1,31	2,68
[Teste de Jarque-Bera]	(0,6165)	(0,9466)	(0,7697)	(0,4863)	(0,5194)	(0,2620)
Heterocedasticidade	8,67	11,60	7,41	7,96	18,01	10,57
[Teste de White]	(0,1228)	(0,4780)	(0,2848)	(0,5379)	0,1570	(0,3060)
Correlação Serial	2,36	1,64	5,76 ^(c)	7,29 ^(b)	9,57 ^(a)	2,38
[Teste de Breusch-Godfrey]	(0,3066)	(0,2130)	(0,0562)	(0,0262)	(0,0084)	(0,1107)
Especificação	0,76	1,03	0,01	0,04	0,26	0,9359
[Teste RESET de 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.

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 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 total dos fatores da economia.

Sobre o processo de consolidação fiscal em curso no período 2016-2022, o Anexo de Metas Fiscais Anuais da Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) de 2023 tem destacado que a regra do Teto de Gastos instituída pela Emenda Constitucional nº 95 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. A manutenção do Teto de Gastos segue como uma premissa fundamental de regime fiscal crível de médio e longo prazos, pois não apenas proporciona a ancoragem para a trajetória das despesas como também força o debate acerca da alocação orçamentária dos recursos. A EC nº 95 estabeleceu limite para as despesas primárias por um período de vinte exercícios financeiros, corrigido pela taxa de inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Além disso, a LDO 2023 destacou a Nova Previdência instituída pela Emenda Constitucional nº 103 (EC nº 103), de 12 de novembro de 2019, que trouxe uma série de modificações no sistema previdenciário brasileiro, reduzindo as insuficiências geradas pelo modelo de repartição e tornando esse sistema mais progressivo do que no passado. As despesas com benefícios previdenciários representam, no orçamento, a maior parcela das despesas primárias, e dado o envelhecimento populacional esperado para as próximas décadas, o crescimento projetado dessas despesas sob as regras anteriores à Nova Previdência apontava para uma trajetória insustentável. A EC nº 103/2019 foi crucial não apenas para reduzir o ritmo de crescimento dessas despesas, resultando em menor pressão sobre as contas públicas e contribuindo para o planejamento fiscal, como também redução da desigualdade entre beneficiários com maiores salários e os trabalhadores mais pobres.

E dentre as reformas que precisam ser implementadas e que terão impactos diretos, duas se destacam de acordo com a LDO 2023. Primeiro, a Reforma Tributária avançará na direção de um sistema tributário mais simplificado, neutro do ponto de vista da receita total, com menores custos de fornecimento de informações às autoridades fiscais por parte das empresas e diminuição dos litígios tributários. Segundo, a Reforma Administrativa, tendo por objetivo modernizar a administração pública, contribuir para o equilíbrio fiscal e oferecer serviços de qualidade para a população, visando promover importantes transformações na economia brasileira por meio do aumento da produtividade e a consequente promoção do crescimento econômico. A situação fiscal atual e o cenário de contração dos gastos discricionários demandam uma revisão no funcionamento da administração pública. A dinâmica das relações de trabalho no âmbito da administração pública federal e a forma como as carreiras estão organizadas atualmente contribuem, sobremaneira, para distorções e ineficiências na atuação do setor público.

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.

BARRO, J. R.; LEE, J. W. A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. **Journal of Development Economics**, v. 104, p. 184-198, 2013.

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.

CAMPBELL, John Y.; PERRON, Pierre. **Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots**. In: NBER Macroeconomics Annual 1991, Volume 6. MIT press, 1991. p. 141-220.

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.

CORSEUIL, C. H; KUME, H. (Org.). **A abertura comercial brasileira**

nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário. 1 ed. Rio de Janeiro: Ipea, 2003. v. 1, p. 228.

CHRISTIANO, L. J. Searching for a break in GNP. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 237-250, jul., 1992.

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, n° 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. **Struc-**

tural Reform and Growth: What Really Matters? Evidence from the Caribbean. Fundo Monetário Internacional, 2018.

GRAMAUD, 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.

LUTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis.** Berlin: Springer, 1991.

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 hy-

pothesis. **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.