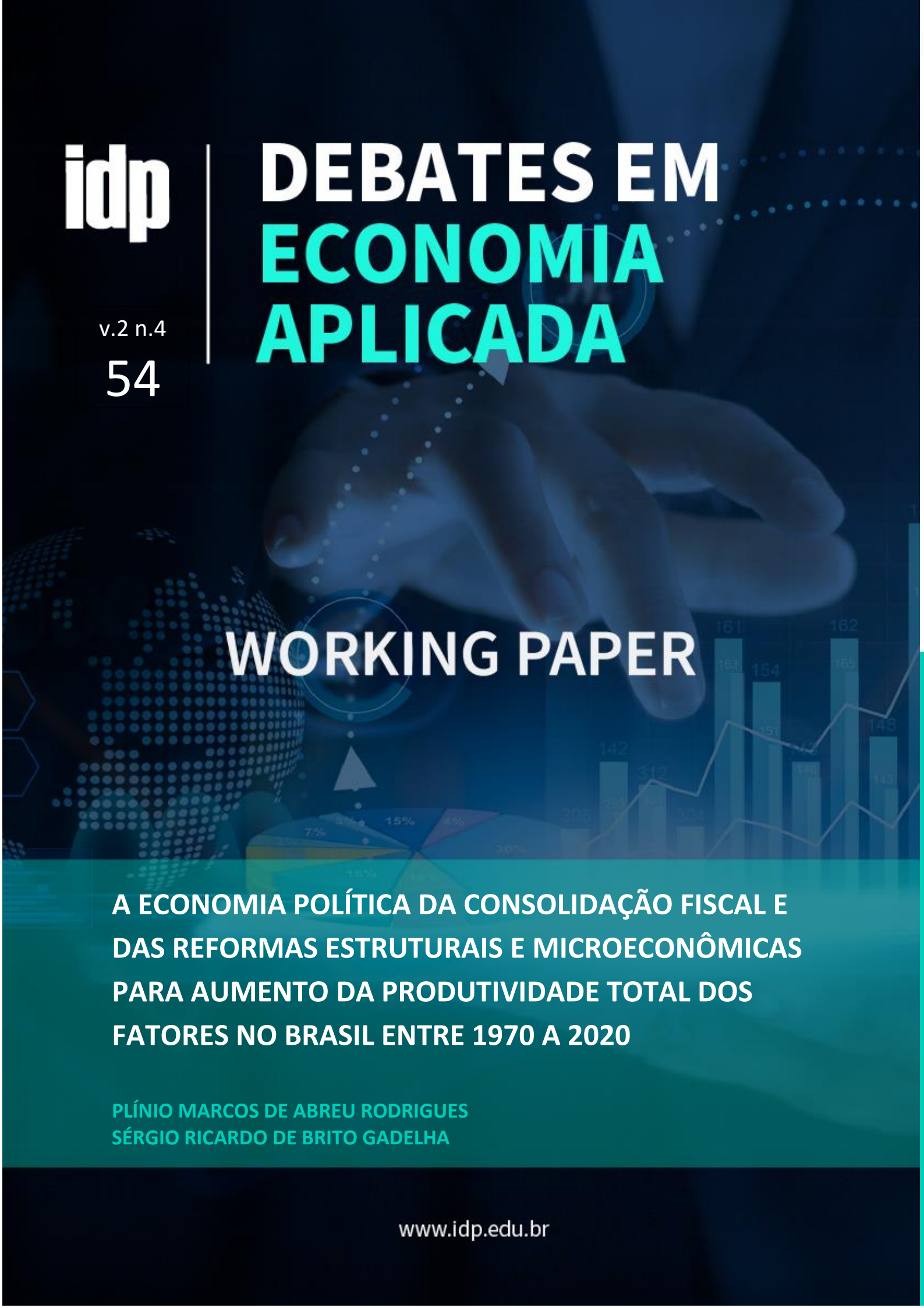




idp

v.2 n.4

54

DEBATES EM ECONOMIA APLICADA

WORKING PAPER

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

**PLÍNIO MARCOS DE ABREU RODRIGUES
SÉRGIO RICARDO DE BRITO GADELHA**

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

PLÍNIO MARCOS DE ABREU RODRIGUES¹
SÉRGIO RICARDO DE BRITO GADELHA²

¹ Plínio Marcos de Abreu Rodrigues é Mestre em Economia pelo Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP). E-mail: bsbplinio@gmail.com

² Sérgio Ricardo de Brito Gadelha é Mestre, doutor e pós doutor em Economia. Auditor-Federal de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional. Atualmente, exerce suas atividades na Subsecretaria de Política Fiscal da Secretaria de Política Econômica (Ministério da Economia), como Coordenador-Geral de Modelos e Projeções Econômico-Fiscais. Primeiro colocado no XVIII Prêmio Tesouro Nacional (2013), na área temática sobre Economia do Setor Público. Terceiro colocado no VIII Prêmio SOF de Monografias (2015), na área

IDP

O IDP é um centro de excelência no ensino, na pesquisa e na extensão nas áreas da Administração Pública, Direito e Economia. O Instituto tem como um de seus objetivos centrais a profusão e difusão do conhecimento de assuntos estratégicos nas áreas em que atua, constituindo-se um *think tank* independente que visa contribuir para as transformações sociais, políticas e econômicas do Brasil.

DIREÇÃO E COORDENAÇÃO

Diretor Geral

Francisco Schertel

Coordenador do Mestrado em Economia

José Luiz Rossi

CONSELHO EDITORIAL

Coordenação

Thiago Caldeira

Renan Holtermann

Milton Mendonça

Supervisão e Revisão

Luiz Augusto Magalhães

Mathias Tessmann

Apoio Técnico

Igor Silva

Projeto Gráfico e Diagramação

Juliana Vasconcelos

www.idp.edu.br

Revista Técnica voltada à divulgação de resultados preliminares de estudos e pesquisas aplicados em desenvolvimento

DEBATES EM ECONOMIA APLICADA

por professores, pesquisadores e estudantes de pós-graduação com o objetivo de estimular a produção e a discussão de conhecimentos técnicos relevantes na área de Economia.

Convidamos a comunidade acadêmica e profissional a enviar comentários e críticas aos autores, visando o aprimoramento dos trabalhos para futura publicação. Por seu propósito se concentrar na recepção de comentários e críticas, a Revista Debates em Economia Aplicada não possui ISSN e não fere o ineditismo dos trabalhos divulgados.

As publicações da Revista estão disponíveis para acesso e download gratuito no formato PDF. Acesse: www.idp.edu.br

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do IDP.

Qualquer citação aos trabalhos da Série só é permitida mediante autorização expressa do(s) autor(es).

SUMÁRIO

1. Introdução • • • • •	6
2. Referencial Teórico • • • • •	8
3. Metodologia • • • • •	10
3.1 Estacionariedade: Testes de Raízes Unitárias • • • • •	10
3.2 Análise Multivariada • • • • •	14
3.3 Análise Bivariada • • • • •	15
4. Descrição dos Dados • • • • •	16
5. Análise dos Resultados • • • • •	18
5.1 Análise de Estacionariedade • • • • •	18
5.2 Análise Multivariada • • • • •	20
5.3 Análise Bivariada • • • • •	25
6. Conclusão • • • • •	27
7. Referências • • • • •	28

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 em ARDL e VAR e, em seguida, calculados multiplicadores de longo prazo da PTF em relação às reformas estruturais e microeconômicas. Os resultados obtidos destacam que reformas voltadas à abertura econômica, ao mercado de trabalho e ao mercado de crédito têm impactado positivamente a PTF. 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 in the period from 1970 to 2020. Econometric models were estimated in ARDL and VAR and, then, long-term TFP multipliers were calculated. in relation to structural and microeconomic reforms. The results obtained highlight that reforms aimed at economic opening, the labor market and the credit market have had a positive impact on TFP. 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.

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.

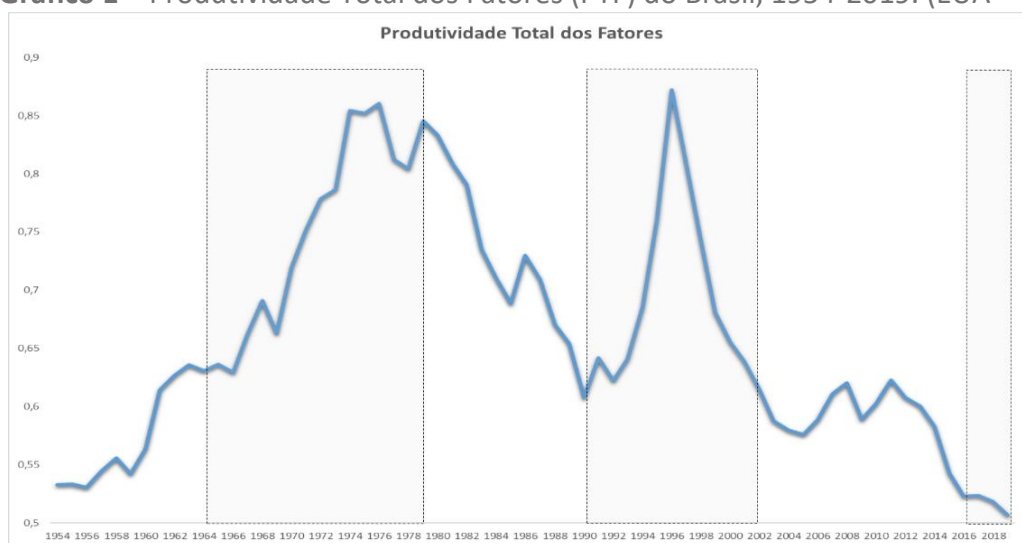
A historiografia brasileira aponta ao menos três grandes fases de reformas estruturais e microeconômicas com impactos no aumento da produtividade. A primeira fase ocorreu entre os anos de 1964 a 1967, os quais foram marcados pela implementação de um plano de estabilização de preços de inspiração ortodoxa – 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.

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.

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.

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

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 PTF. 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. Além desta introdução – primeira parte, o presente estudo encontra-se dividido da seguinte maneira: a próxima seção apresenta um referencial teórico sobre o tema aqui tratado; a terceira seção

esclarece a metodologia utilizada; a quarta seção descreve os dados, e a última reporta os resultados do modelo econométrico estimado.

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.

Resultados deste estudo corroboram, ainda, as evidências obtidas na literatura sobre a necessidade de melhorar a qualidade do ensino no Brasil. Ottoni (2017) aponta 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.

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, (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).

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 PTF – *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 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 METODOLOGIA

Este estudo terá como referência o modelo econométrico estimado por Biljanovska e Sandri (2018), em que foi analisado 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, RE representa os regressores relacionados às reformas econômicas, sendo considerada uma defasagem de 1 período ($t-1$).

3.1 Estacionariedade: Testes de Raízes Unitárias

Inicialmente 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 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, Rotemberg 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 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.

Ng e Perron (2001) sugeriram que as 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 $\underline{MZ}_t^{GLS}$, expressos 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. Essas quebras geralmente resultam de choques exógenos, como por exemplo: preços de commodities, conflitos, mudanças de política e mudanças de regime cambial ou monetário. 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.

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. 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, 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.

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).

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). 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 μ_t do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão:

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

onde 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 (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. 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). 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 que 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:

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

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.

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). 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”, fazendo 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, ela fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (ENDERS, 2010). Vale destacar que a variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, permitindo 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, 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 PTF 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, ou “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:

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

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

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. Assim pode-se calcular de forma individualizada as contribuições das reformas estruturais e microeconômicas para a PTF. Em outras palavras, em países que historicamente não apresentam produtividade total crescente – caso brasileiro –, os valores dessa elasticidade destacam qual reforma estrutural ou microeconômica tem sido insuficiente para que não ocorra esse crescimento.

A equação (11) deve atender a determinadas suposições. (i) As variáveis do modelo econométrico precisam ser estacionárias (ii) O valor médio esperado do termo de erro deve ser zero (iii) Se o termo de erro não for correlacionado serialmente, os coeficientes do modelo estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO) serão consistentes no sentido estatístico.

4. DESCRIÇÃO DOS DADOS

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 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, 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 e na tecnologia e inovação.

Por sua vez, a *proxy* para reformas no mercado de trabalho refere-se às horas médias anuais trabalhadas por pessoas empregadas (Mercado de Trabalho: mt_t), em que se captura 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).

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 PTF. Como esses indicadores são apresentados de cinco em cinco anos dentre o período de 1970 a 1999, houve a necessidade de completar os dados faltantes, usando a metodologia *cubic spline interpolation*.

A *proxy* para reformas no marco de regulamentação (mc_t) – “credit/EFW 2021” – demonstra a capacidade dos indivíduos de operarem livremente seus negócios, considerando o nível de regulação estatal. A *proxy* para reformas no sistema legal (sl_t) – “legal/EFW 2021” – indica o nível de maturidade e proteção conferida à propriedade individual. A *proxy* para consolidação fiscal (tg_t) – “sizegov/EFW 2021” – mede o tamanho da estrutura governamental, baseado na variação das despesas. A *proxy* para reformas visando a abertura econômica (ae_t) – “trade/EFW 2021” – considera 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.

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

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 abrange a segunda fase de reformas econômicas ocorridas, 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)

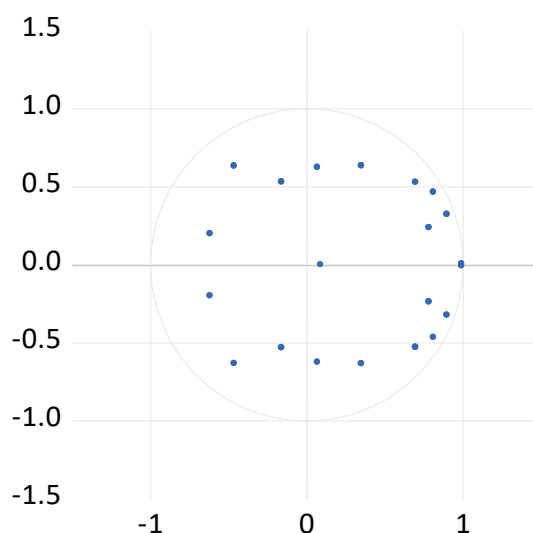
Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		ADF^{GLS}	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
ptf	C	-1,03	-1,11	1	Innovational outlier	1994	-5,72 ^(a) (7 lags)	Impulse Shift	1996	-1,07 (1 lag)
ptf	C,T	-2,01	-1,73	-	Innovational outlier	1994	-6,64 ^(a) (7 lags)	Impulse Shift	1996	-3,11 ^(b) (2 lags)
ptf	T	-	-	-	Innovational outlier	2004	-4,04 (5 lags)	-	-	-
mc_t	C	-1,57	-1,57	1	Innovational outlier	2016	-6,96 ^(a) (10 lags)	Rational Shift	2002	-2,71 ^(c) (2 lags)
mc_t	C,T	-1,71	-1,66	1	Innovational outlier	2009	-5,49 ^(b) (10 lags)	Rational Shift	2002	-3,30 ^(b) (9 lags)
mc_t	T	-	-	-	Innovational outlier	2013	-4,90 ^(b) (10 lags)	-	-	-
ae_t	C	-0,95	-0,84	2	Innovational outlier	1993	-8,28 ^(a) (1 lag)	Rational Shift	2002	-1,96 (6 lags)
ae_t	C,T	-1,34	-1,19	3	Innovational outlier	1994	-8,69 ^(a) (1 lag)	Rational Shift	2002	-2,19 (6 lags)
ae_t	T	-	-	-	Innovational outlier	1999	-5,77 ^(a) (1 lag)	-	-	-
mt_t	C	0,01	0,05	3	Innovational outlier	2000	-3,23 (7 lags)	Exponential Shift	2000	-3,73 ^(a) (0 lags)
mt_t	C,T	-1,01	-0,60	-	Innovational outlier	1988	-4,63 (4 lags)	Exponential Shift	2000	-1,06 (0 lags)
mt_t	T	-	-	-	Innovational outlier	1989	-4,63 ^(b) (4 lags)	-	-	-
ch_t	C	-0,82	-1,43	2	Innovational outlier	1987	-8,40 ^(a) (0 lags)	-	-	-
ch_t	C,T	-1,02	-1,45	1	Innovational outlier	1994	-4,28 (0 lags)	-	-	-
ch_t	T	-	-	-	Innovational outlier	1974	-6,34 ^(a) (0 lags)	-	-	-
sl_t	C	-0,73	-0,60	1	Additive outlier	2013	-4,08 (3 lags)	Rational Shift	2002	-2,71 ^(c) (2 lags)
sl_t	C,T	-0,99	-0,87	-	Additive outlier	2007	-4,22 (3 lags)	Rational Shift	2002	-2,72 (2 lags)
sl_t	T	-	-	-	Additive outlier	2017	-4,47 ^(b) (3 lags)	-	-	-
tg_t	C	-2,23 ^(b)	-1,62 ^(c)	4	Innovational outlier	2002	-6,91 ^(a) (3 lags)	Rational Shift	2002	-5,79 ^(a) (2 lags)
tg_t	C,T	-1,99	-1,81	-	Innovational outlier	2007	-6,68 ^(a) (3 lags)	Rational Shift	2002	-5,23 ^(a) (2 lags)
tg_t	T	-	-	-	Innovational outlier	2011	-6,21 ^(a) (3 lags)	-	-	-

Fonte: elaboração própria.

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 1).

Figura 1 – Raízes Inversas do Polinomial Característico AR



Observa-se a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional da PTF 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-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, 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.

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.

O indicador de reforma do sistema educacional Granger-causa 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.

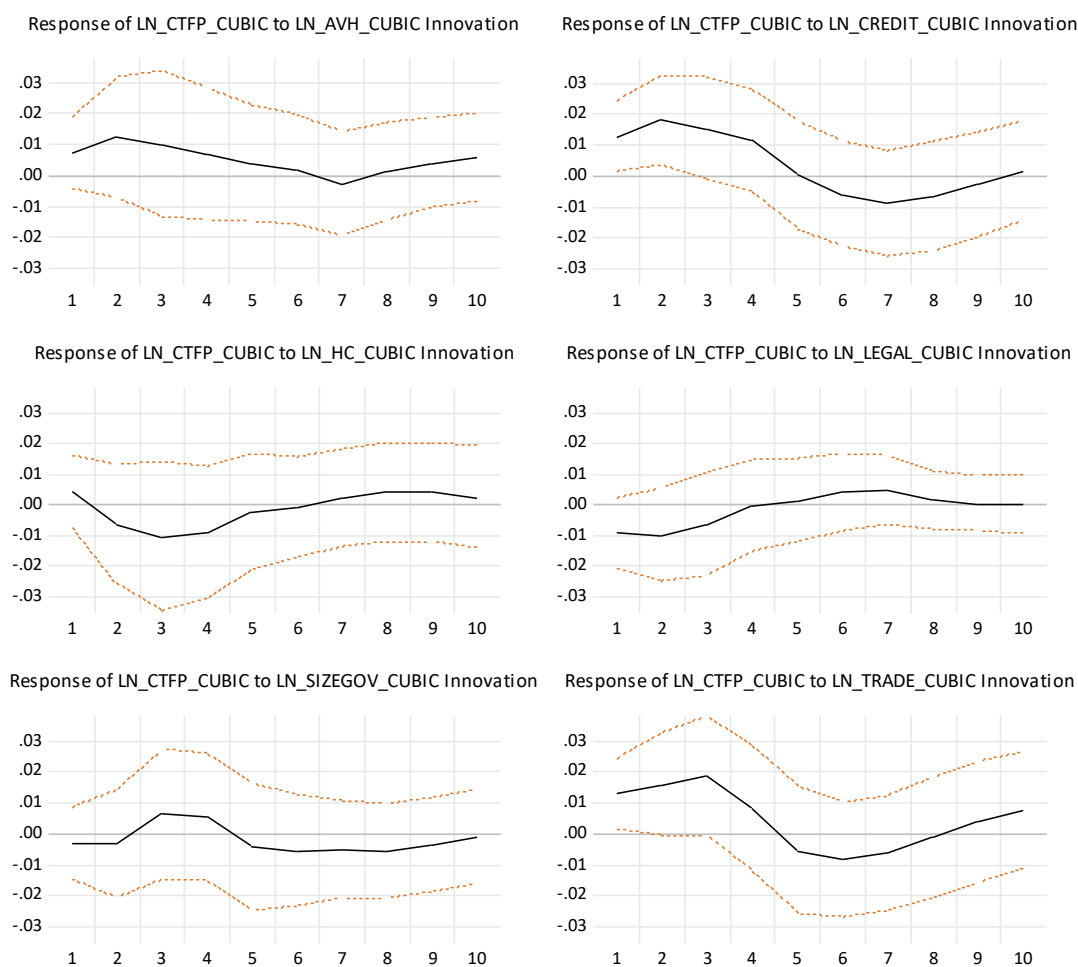
O indicador de consolidação fiscal Granger-causa unidirecionalmente o indicador de abertura econômica ao nível de significância estatística de 1%. Esse resultado evidencia que a agenda de consolidação fiscal é importante para a abertura econômica, a qual impacta positivamente na retomada em curso na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

Os resultados das funções de impulso-resposta reportados na Figura 2, apesar de não serem totalmente robustos sob o aspecto de significância estatística em face da trajetória dessas funções e do intervalo de confiança considerado, 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 PTF 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	0,5531 (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. 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).

Figura 2 – Funções de Impulso-Resposta Generalizada

Fonte: elaboração própria. Sendo “LN” os termos em logaritmos, “CTFP” a Produtividade Total dos Fatores - variável dependente, interagindo com os regressores “AVH”: mercado de trabalho; “CREDIT”: mercado de crédito e regulamentação; “HC”: sistema educacional; “LEGAL”: sistema legal; “SIZEGOV”: tamanho do governo; “TRADE”: comércio exterior, para as funções de impulso-resposta.

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 PTF, 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.

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 dentre as notas na referida tabela.

A elasticidade de longo prazo relacionada à reforma do mercado de trabalho é positiva e estatisticamente significativa, 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.

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

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 em 0,10%.

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 – 51 observações (série temporal entre 1970-2020)

2 – Variáveis “AVH”, “CREDIT”, “HC”, “LEGAL”, “SIZEGOV” e “TRADE”

3 - (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados rejeitam a hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Valores-p entre parênteses.

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

5 – A hipótese nula do Teste de White é a presença de homoscedasticidade.

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

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

Entretanto, há reformas que tem exercido um efeito negativo na PTF. 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 PTF. 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 (PISA 2018: Notas sobre o país ‘em português’).

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 demonstra a elevação em mais de 50% da escolaridade média da população nos últimos 30 anos e, por 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 (BANCO MUNDIAL, 2018).

Já com relação ao tamanho do Estado, constatou-se que um aumento de 1% da elasticidade-reforma impacta negativamente a produtividade total 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 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.

6. CONCLUSÃO

Se o Brasil tem um histórico de reformas estruturais e microeconômicas, acompanhadas do processo de consolidação fiscal, que se intensificaram no período 2017 a 2022, por outro lado a PTF ainda é muito baixa. Fatos estilizados mostram que a abertura do comércio exterior para a indústria e para o setor de serviços, por exemplo, melhoraram a produtividade, na medida em que o país incorpora tecnologias estrangeiras em seus processos e produtos.

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.

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 PTF. Todavia o Brasil ainda precisa avançar em reformas no sistema educacional, no sistema de proteção legal e na consolidação fiscal, a fim de aumentar a produtividade da economia e melhorar as condições de vida da população.

7. 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.

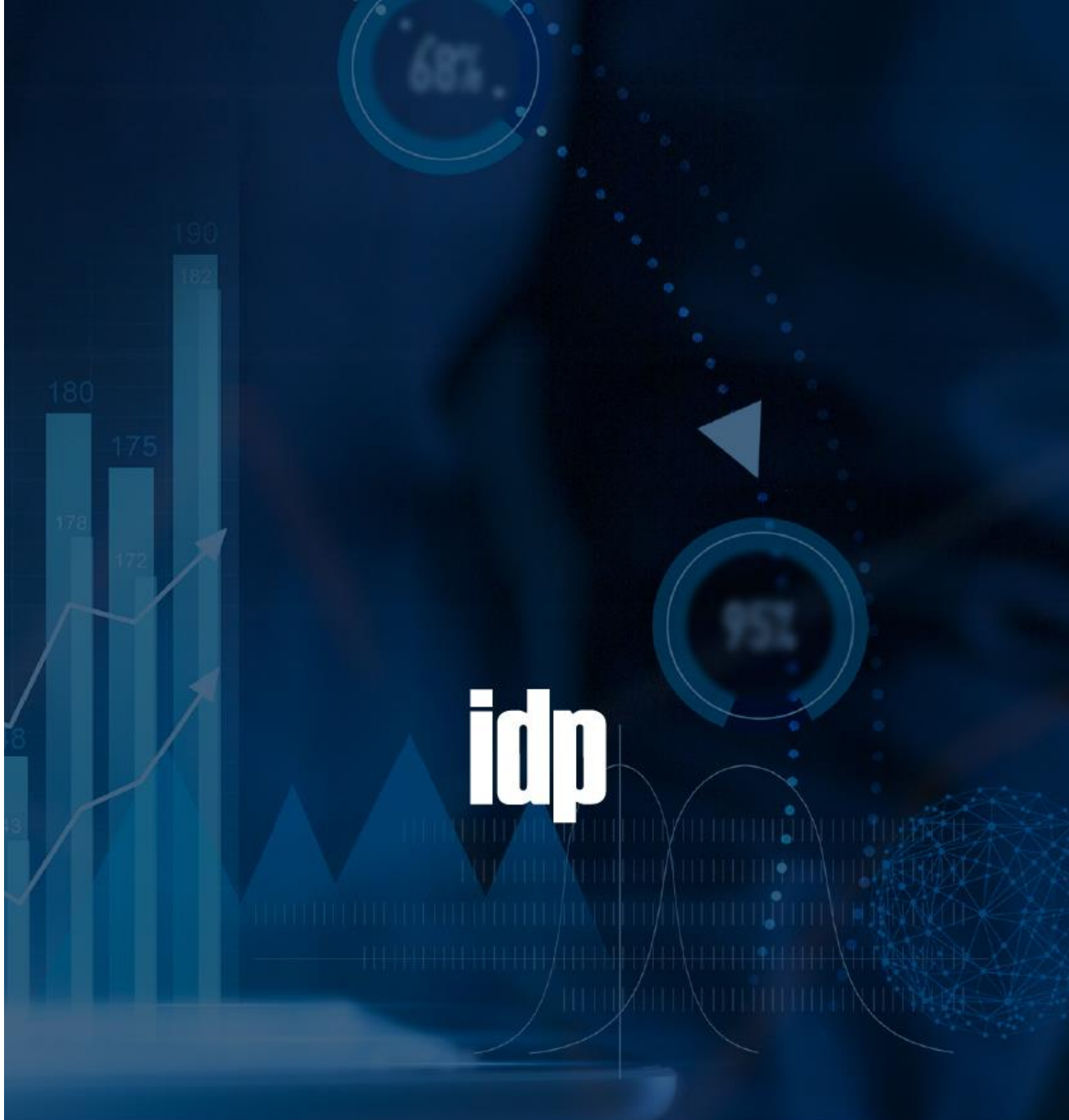
PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

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.



idp

SGAS Quadra 607 - Módulo 49
Via L2 Sul, Brasília-DF
CEP: 70200-670

  /sejaidp
 (61) 3535-6565
 idp.edu.br