



UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

THALLYSON EDUARDO ALVES MARTINS

A contribuição da abertura comercial para ganhos de produtividade da
economia brasileira: 1982-2019

ALAGOAS

2021



UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

THALLYSON EDUARDO ALVES MARTINS

A contribuição da abertura comercial para ganhos de produtividade da
economia brasileira: 1982-2019

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado para
obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas,
Faculdade de Ciências Econômicas, Faculdade de
Economia, Administração e Contabilidade, Universidade
Federal de Alagoas.

Orientadora: Prof^ª. Dra. Camila do Carmo Hermida

ALAGOAS

2021

Catálogo na fonte
Universidade Federal de Alagoas
Biblioteca Central
Divisão de Tratamento Técnico
Bibliotecária: Lívia Silva dos Santos – CRB-4 – 1670

M379c Martins, Thallyson Eduardo Alves.

A contribuição da abertura comercial para ganhos de produtividade da economia brasileira: 1982-2019 / Thallyson Eduardo Alves Martins. – 2021.
59 f.:il.

Orientadora: Camila do Carmo Hermida.

Monografia (Trabalho de Conclusão de Curso em Ciências Econômicas) –
Universidade Federal de Alagoas. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade.
Maceió, 2021.

Bibliografia: f. 57-59

1. Economia brasileira. 2. Abertura comercial - Brasil. 3. Política comercial – Brasil.
3. Modelo ARDL. I. Título.

CDU: 330(82)



ANEXO II

REGULAMENTO PARA TCC DO CURSO DE ECONOMIA

ATA de Sessão Pública de Defesa de Monografia

Aos 10(dez) dias do mês de setembro, do ano 2021 às 14horas, realizou-se de forma virtual: <https://meet.google.com/iqo-fcuq-xzf>, a sessão de defesa pública da monografia: “A contribuição do grau de abertura comercial para ganhos de produtividade da economia brasileira: 1982-2019”, elaborada pelo(a) aluno(a) THALLYSON EDUARDO ALVES MARTINS de matrícula 16110543.

A banca examinadora foi composta pelos professores: Camila do Carmo Hermida (Orientador); Anderson Moreira Aristides dos Santos(Avaliador 1); Keuler Hissa Teixeira (Avaliador 2); deu início ao trabalho às 14 horas e 07 minutos. Após o aluno ter apresentado e respondido às questões formuladas, por cada um dos membros da banca, estes reuniram-se reservadamente para fazer o julgamento.

O presidente anunciou aos presentes o seguinte parecer:

- Aprovado (x)
- Aprovado com Revisão ()
- Reprovado ()

Com as notas apresentadas pela banca: 10; 10; 10, com a média de 10.

Nada mais havendo a discutir, a sessão de defesa de monografia foi encerrada e lavrada a presente Ata, sendo assinada pelos representantes da banca.

Maceió, 10 de setembro de 2021.

Camila do Carmo Hermida

(Orientador);

Anderson Moreira Aristides dos Santos

(Avaliador 1);

Keuler Hissa Teixeira

(Avaliador 2);

Roberto R. Simião
Prof. Dr. Roberto R. Simião
Coordenador de Graduação em Administração

Stape 3143125
BAC UFEAL
Coordenador do Curso de Economia

AGRADECIMENTOS

Em seu “Tratado sobre a Gratidão”, São Tomás de Aquino estabelece três níveis de gratidão. Indo desde o mero reconhecimento, advindo da atividade intelectual, passando pelo agradecimento, o ato de dar graças a alguém por algo que fez por nós, até culminar no mais profundo agradecimento, aquele que institui o sentimento de vínculo e comprometimento entre as pessoas. E, citando esse grande filósofo e doutor, reservo este espaço para exercer essa sublime virtude.

Dada a minha introspecção, eu tenho que exercer um esforço tremendo para fazer algo que para muitos é realizado de forma natural, como o simples ato de falar para as pessoas o quão grato você é por elas fazerem parte da sua vida. É por isso que aproveito a oportunidade para dizer com todas as letras de que sou GRATO...

Aos meus familiares, em especial a minha avó, Maria Leusa, e a minha mãe, Maria Elivânia, que certamente são as mulheres mais importantes da minha vida. Elas que sempre fizeram esforços para me dar tudo aquilo que elas gostariam de ter tido quando jovens, e que influenciaram diretamente na minha educação, não com teorias e conceitos complexos, mas com as conversas e reflexões pouco elaboradas do dia a dia, afinal, é na simplicidade que reside a verdadeira sofisticação. E, por isso, serei eternamente grato.

Ao meu tio, Adalberto Alves, que foi para mim o exemplo concreto de que o estudo, regado a esforço e dedicação, acompanhado de saudável curiosidade a respeito do mundo, é capaz de nos levar a lugares antes impensáveis de se chegar. Que algum dia eu possa chegar ao seu brilhantismo acadêmico.

Aos meus amigos, sejam os que estão comigo desde o ensino médio e me acompanham até hoje, até os amigos que fiz na faculdade. Que bem precioso a amizade, não? A vida seria menos graciosa e divertida sem vocês, meus caros amigos.

Ao professor Edson Crisóstomo, por sua genuína preocupação com seus alunos e por todos os conselhos dados durante o ensino médio, que só pude compreendê-los, em sua totalidade, anos mais tarde.

A todo o corpo docente da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEAC-UFAL), em especial aos professores Anderson Aristides e Keuler Hissa que desempenham suas atividades acadêmicas com excelência, além do mais, suas aulas fizeram-me querer ir ainda mais longe na ciência econômica.

À professora Camila Hermida, com quem tive a honra de trabalhar e que sem as suas valiosas orientações esse trabalho de conclusão de curso não existiria, tal como é apresentado. Que outros discentes possam ter a honra e o prazer de realizar produções acadêmicas ao seu lado, como eu tive.

À Universidade Federal de Alagoas por me abrigar nesse começo de vida acadêmica.

Por fim, mas certamente não menos importante, a Deus, a causa primeira e finalidade última de tudo.

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar a relação de causalidade do processo de abertura comercial sobre os ganhos de produtividade da economia brasileira no período de 1982 a 2019, utilizando modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL). Os resultados indicam que no curto prazo o grau de abertura comercial é estaticamente significativo para o crescimento da produtividade da economia brasileira, no entanto, apresentou efeito negativo, o que difere dos resultados encontrados na literatura empírica. Por outro lado, o grau de abertura comercial não apresentou significância estatística na determinação de ganhos de produtividade no longo prazo. Embora tenha sido um exercício válido, faz-se necessário analisar possíveis quebras estruturais, testar a relação de causalidade entre abertura comercial e produtividade, considerando a produtividade total dos fatores (PTF) e, por fim, realizar uma análise desagregada, levando em conta os três grandes setores da economia.

PALAVRAS-CHAVE: Produtividade do trabalho; Modelo ARDL; Brasil; Abertura comercial.

ABSTRACT

The aim of this work is to analyze the relation of causality of the trade liberalization process on the productivity gains of the Brazilian economy in the period from 1982 to 2019, using Autoregressive Distributed Lag Models (ARDL). The results indicate that in the short term the degree of trade openness is statistically significant for the growth of productivity in the Brazilian economy, however, it had a negative effect, which differs from the results found in the empirical literature. On the other hand, the degree of trade openness is not statistically significant in determining long-run productivity gains. Although it was a valid exercise, it is necessary to analyze the possible structural breaks, test the causal relationship between trade opening and productivity, considering the total factor productivity (TFP) and, finally, carry out a disaggregated analysis, taking into account the three major sectors of the economy.

KEYWORDS: Labour productivity; ARDL model; Brazil; Trade openness.

Lista de Quadros

Quadro 1: Survey da relação abertura comercial -produtividade para a economia brasileira	25
Quadro 2: Resumo das variáveis	38

Lista de tabelas

Tabela 1: Estatísticas descritivas.....	44
Tabela 2: Matriz de correlação entre as variáveis dos modelos	44
Tabela 3: Testes de Estacionariedade.....	46
Tabela 4: Critérios de seleção das defasagens das variáveis.....	47
Tabela 5: Resultados das estimações ARDL de curto prazo para os modelos prod1 e prod2.....	50
Tabela 6: Matriz das defasagens significativas dos modelos prod1 e prod2 ...	51
Tabela 7: Teste de Cointegração.....	52
Tabela 8: Coeficientes de curto prazo dos modelos ECM -ARDL.....	52
Tabela 9: Coeficientes de longo prazo dos modelos ECM – ARDL.....	53

Lista de figuras

Figura 1: Tendência determinística versus tendência estocástica.....	28
---	----

Lista de gráficos

Gráfico 1: Produtividade por horas trabalhadas (variação percentual%).....	40
Gráfico 2: Produtividade por pessoal ocupado (variação percentual %)	41
Gráfico 3: Grau de abertura comercial (% do PIB)	42
Gráfico 4: Horas trabalhadas (nível e variação percentual %)	42
Gráfico 5: Pessoal ocupado (variação percentual %).....	43
Gráfico 6: Gráfico de dispersão entre produtividade por horas trabalhadas (prod1) e o grau de abertura comercial	45
Gráfico 7: Gráfico de dispersão por pessoal ocupado (prod2) e grau de abertura comercial.....	45

Gráfico 8: Teste Cusum Square do modelo ARDL prod1.....	48
Gráfico 9: Teste Cusum Square do modelo ARDL prod2.....	49

Sumário

INTRODUÇÃO	10
CAPÍTULO 1 - A RELAÇÃO ENTRE ABERTURA COMERCIAL E PRODUTIVIDADE	15
1.1 O surgimento da relação entre abertura comercial e ganhos de produtividade	15
1.2 Revisão de literatura no âmbito internacional	16
1.3 A política comercial brasileira a partir da segunda metade do século XX19	
1.4 Revisão de literatura empírica para o caso brasileiro.....	21
CAPÍTULO 2 – METODOLOGIA.....	26
2.1 Discussão sobre Séries Temporais.....	27
2.1.1 Métodos de identificação da estacionariedade da série.....	28
2.1.2 Métodos de correção da não estacionariedade da série.....	31
2.2 O modelo Autoregressivo com defasagens distribuídas	31
2.3 Especificação dos modelos e descrição das variáveis.....	36
CAPÍTULO 3 – RESULTADOS	39
3.1 Estatísticas descritivas.....	39
3.2 Estimação dos modelos ARDL.....	45
3.2.1 Testes de estacionariedade, critérios de seleção de defasagem e testes de diagnóstico	45
3.2.3 Estimação dos modelos autorregressivos com defasagens distribuídas	49
CONSIDERAÇÕES FINAIS	54
REFERÊNCIAS.....	57

INTRODUÇÃO

O comércio internacional e a produtividade sempre estiveram ligados no debate essencialmente econômico. Adam Smith, em “A Riqueza das Nações” (1776), desenvolve a teoria das vantagens absolutas, por meio da qual explica que por intermédio do comércio internacional, o país exportará os produtos que consegue produzir a um menor custo que os demais países, e importará aquelas mercadorias que produz a um maior custo de produção. Desta forma, o país se especializará naquelas mercadorias que possui maior eficiência de produção e ao trocar bens no mercado internacional acabará obtendo um maior bem-estar social do que se tentasse produzir tudo internamente (GONTIJO, 2007).

Posteriormente, David Ricardo argumentou que o país não seria levado a especializar-se nas produções em que teria vantagens absolutas, mas sim naquelas em que possuía maior vantagem relativa. Sendo assim, o país irá se especializar naquilo que melhor sabe produzir, tendo custos de produção menores e importando as mercadorias que tivessem um maior ônus para produzir internamente. A teoria das vantagens comparativas, de David Ricardo, servirá de base para outros desenvolvimentos teóricos no campo da economia internacional, como por exemplo a teoria neoclássica do comércio internacional. A contribuição central desta vertente, desenvolvida por Heckscher e Ohlin, consiste em explicar o comércio internacional com base na abundância ou escassez relativa dos fatores de produção, nomeadamente capital e trabalho, de que são dotados os países (BADO, 2004).

Por outro lado, autores como List e Prebisch defendiam a tese de que a teoria das vantagens comparativas não contemplava uma dimensão histórica, e por isso não deveria ser adotada por todos os países de forma indiscriminada, fazendo-se necessário contemplar os casos de países atrasados no processo de industrialização. Surgem assim as teorias das indústrias nascentes, deterioração dos termos de troca e substituição de importações, que tem como ponto de convergência a necessidade de um protecionismo, visando dar ao país retardatário a capacidade de recuperação do atraso e possibilidade de competir de forma semelhante com o país já industrializado (BADO, 2004).

O debate teórico em torno do comércio internacional e sua relação com a produtividade transborda para o campo de formulação de políticas do comércio

exterior. Há aqueles, com base nas ideias liberalizantes e nos modelos teóricos do *mainstream*, que destacam as políticas de abertura comercial e estratégias globalizantes como forma de obter maiores níveis de produtividade e crescimento. Contudo, há os que, influenciados pelas ideias estruturalistas de Prebisch, Furtado e outros, enfatizam políticas de proteção das indústrias nascentes que tendem a reduzir a inserção internacional das economias e a promover a substituição de importações.

Neste sentido, a discussão entre Eugênio Gudim e Ricardo Simonsen na década de 1940 é um caso emblemático entre o debate teórico e a formulação de políticas econômicas. O primeiro deles adotaria uma posição mais liberal, criticando excessivas intervenções estatais e defendendo com muita ênfase a agricultura, opondo-se a ideia de que agricultura seria sinônimo de pobreza e a indústria de riqueza. Já Simonsen argumentava que a industrialização seria a única forma de se promover o aumento da renda nacional brasileira e de melhorar sua distribuição por meio do planejamento do Estado (RODRIGUES, 2018).

Dessa forma, o Brasil caracterizou-se como um país primário-exportador, explorando as suas vantagens comparativas neste setor, até os anos de 1930. Quando, por ímpetus industrializantes, o país passou a adotar a substituição de importações como estratégia de desenvolvimento econômico, estratégia esta que passou a ser adotada também nas décadas de 1950 e 1970. No final dos anos de 1980 e na década de 1990, o país passou por um processo de abertura comercial que tinha como um dos objetivos o aumento da produtividade. Veloso, Matos e Peruchetti (2019) encontram que entre o período de 1981-2018, a renda per capita e a produtividade por hora trabalhada cresceram 0,9% e 0,4% ao ano, respectivamente. O baixo crescimento da produtividade foi compensado pelo bônus demográfico que correspondeu ao acréscimo de 0,5% ao ano no período. No entanto, a sociedade brasileira vem passando por mudanças demográficas, no sentido de redução da taxa de natalidade. Nesse contexto, muito se argumenta que o crescimento de renda per capita no Brasil estará cada vez mais condicionado a ganhos de produtividade.

A produtividade mensura o quão eficiente um país é em converter seus insumos em produtos, consistindo num dos elementos cruciais para o crescimento de longo prazo. Dessa forma, a produtividade gera não apenas um

aumento do produto com a mesma quantidade de trabalho e outros insumos, como também incentivos para que mais investimentos sejam feitos, ocorrendo um “efeito transbordamento” para toda a economia (SILVA, FILHO e KOMATSU, 2016).

Cavalcante e Negri (2014) mostram que, no Brasil, algo entre 30% e 50% do crescimento do PIB per capita na última década pode ser creditado ao aumento das taxas de ocupação e de participação no mercado de trabalho. Contudo, como dito, nos próximos anos não é esperado que esse aumento continue, e só será possível manter taxas de crescimento do PIB per capita no futuro se houver também um crescimento da produtividade do trabalho. Boneli e Fontes (2013) também analisaram as restrições ao aumento da força de trabalho e chegaram à conclusão de que o crescimento no longo prazo será cada vez mais dependente dos ganhos de produtividade. Isto posto, faz-se a seguinte pergunta norteadora deste trabalho: em que medida um aumento da abertura comercial pode contribuir para ganhos de produtividade na economia brasileira?

Dado que há uma extensa literatura, tanto a nível internacional como nacional, acerca da relação causal entre a liberalização comercial e ganhos de produtividade (Silva, 2004), e que esta é considerada uma variável central no debate acerca do crescimento econômico, o presente trabalho tem por objetivo analisar o processo de abertura comercial no Brasil, bem como investigar e mensurar os impactos de tal processo sobre o comportamento da produtividade da economia brasileira no período entre 1982 e 2019.

Para além, após uma densa produção acadêmica sobre o tema no pós-abertura comercial da economia brasileira, não há mais trabalhos empíricos recentes buscando explicar os impactos do grau de abertura comercial para sua produtividade. Logo, uma das contribuições desse trabalho é atualizar a análise dessa relação considerando um período mais recente. Outra contribuição importante é a aplicação de uma metodologia distinta daquelas até então aplicadas na literatura para investigar tal relação. Optou-se neste trabalho pela utilização de uma abordagem baseada em Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), propostos nos trabalhos de Pesaran e Shin (2004), Pesaran et al. (1999) e Pesaran et al. (2001). Essa abordagem permitirá verificar a relação de longo prazo entre a *proxy* de grau de abertura comercial e

as *proxies* de produtividade para a economia brasileira. Tal escolha metodológica se justifica por vários motivos: 1) a técnica de cointegração pode ser aplicada para variáveis com diferentes ordens de integração; 2) o teste de cointegração em modelos ARDL tendem a ser mais eficientes para captar relações de longo prazo, especialmente em amostras pequenas; 3) é possível definir um nível ótimo de defasagens para cada uma das variáveis do modelo, por meio de um critério de seleção previamente determinado. Enfim, essas características da metodologia ARDL permitem algumas vantagens em relação a outros métodos como por exemplo os modelos de vetores autorregressivos (VAR). Além disso, não encontramos na literatura a aplicação deste método, o qual é relativamente novo, para a questão que este trabalho se propõe a responder. Dessa forma, contribuímos com a literatura ao buscar trazer relações mais robustas do que os métodos tradicionais já empregados.

Nesse sentido, essa pesquisa possui caráter quantitativo de acordo com sua abordagem e explicativa de acordo com seus objetivos. Destaca-se sua contribuição em verificar a importância de continuarmos presentes no mercado internacional se quisermos atingir níveis mais altos de crescimento econômico, num momento de inflexão do comércio internacional em meio à crise sanitária, social e econômica da Covid-19.

Inicialmente, no capítulo 1 será realizada uma discussão teórica acerca da relação entre abertura comercial e produtividade, seguida de uma revisão de literatura a âmbito internacional. Num terceiro momento deste capítulo será realizada uma breve descrição da política de comércio exterior do Brasil a partir da segunda metade do século XX e esta é seguida de uma revisão de literatura a âmbito nacional. No capítulo 2 será apresentada a metodologia aplicada nesta pesquisa, fazendo uma discussão acerca das séries temporais, a importância de sua estacionariedade, os modos de identificá-la e como corrigi-la no cenário de não estacionariedade destas. Em seguida, serão abordados os modelos autorregressivos com defasagens distribuídas, os métodos de especificação e a importância da causalidade na economia. Por último, serão apresentados os modelos funcionais, bem como as variáveis utilizadas e as bases de dados. Por fim, no último capítulo serão apresentados os resultados e a subsequente análise destes, num primeiro momento serão apresentadas as estatísticas descritivas das

variáveis consideradas neste trabalho e posteriormente serão apresentadas as estimações dos modelos aqui utilizados. Por fim segue as considerações finais, que sintetizam o que foi apresentado nessa pesquisa, como seus objetivos, a metodologia aplicada, os principais resultados encontrados e as limitações do trabalho.

CAPÍTULO 1 - A RELAÇÃO ENTRE ABERTURA COMERCIAL E PRODUTIVIDADE

O presente capítulo está dividido em quatro seções. Na primeira discute-se teoricamente a relação de causalidade entre abertura comercial e ganhos de produtividade por meio dos estudos de Solow e dos modelos de crescimento endógeno. Num segundo momento, apresenta-se uma breve revisão de literatura, em âmbito internacional, sobre a relação causal apresentada na seção anterior. Na terceira seção dar-se início a discussão sobre inserção no comércio internacional e ganhos de produtividade para o caso brasileiro, descrevendo brevemente a política comercial do Brasil a partir da segunda metade do século XX. Por fim, na quarta e última seção deste capítulo apresenta-se também uma revisão de literatura empírica sobre o tema aqui abordado, especificamente para o caso brasileiro.

1.1 O surgimento da relação entre abertura comercial e ganhos de produtividade

O debate acerca do livre comércio perdura desde a gênese da ciência econômica, uma vez que Adam Smith em sua principal obra “A riqueza das nações” (1776) já o defendia. No entanto, o fortalecimento da teoria neoclássica de crescimento no século XX impossibilitou uma ligação entre abertura comercial e crescimento econômico, já que nos modelos fundamentais desta tradição, as alterações tecnológicas eram exógenas. Desse modo, tais alterações não eram afetadas por políticas macroeconômicas, dentre elas, as políticas comerciais (SCHMIDT, 2008).

A partir dos estudos de Solow (1956) e Swan (1956), a produtividade passou a ser mensurada em modelos de crescimento. Eles partiram do uso de uma função de produção que buscava explicar o crescimento econômico com base no capital, no trabalho e num resíduo. Este resíduo foi denominado de progresso técnico, e posteriormente, foi chamado de Produtividade Total dos Fatores (SOUZA, SANTOS e CUNHA, 2020).

De acordo com Romer (2012) *apud* Souza, Santos e Cunha (2020), o modelo de Solow é composto por quatro variáveis: produto (Y), capital (K), trabalho (L) e conhecimento/produtividade (A):

$$Y(t) = F[K(t); A(t); L(t)] \quad (1.1)$$

Neste modelo de crescimento, o conhecimento (A) era o fator principal e, portanto, a acumulação de capital não teria influência significativa no produto. A partir do modelo de Solow surgiram os modelos de crescimento endógenos, na qual mantinham a ideia de que o conhecimento (A) era o fator determinante da taxa de crescimento da economia. Dessa forma, tais modelos procuraram endogenizar essa variável para explicar seu comportamento e os determinantes do crescimento econômico. Uma dificuldade encontrada pelo modelo de Solow foi que este não conseguiu explicar o vasto crescimento do produto por trabalho efetivo ao longo dos anos ou a grande diferença existente nas taxas de crescimento de diferentes países (SOUZA, SANTOS e CUNHA, 2020).

Dessa forma, Schmidt (2008) destaca que as novas teorias de crescimento endógeno, surgidas durante os anos de 1980 baseadas nos estudos de Paul Romer (1983, 1986, 1990) e Robert Lucas (1988), estabelecem que execução de políticas, dentre elas as comerciais, podem exercer algum efeito no crescimento econômico através de mudanças tecnológicas.

Com a introdução da produtividade, como variável explicativa, nos modelos de crescimento endógenos, foi possível estabelecer uma relação entre abertura comercial e produtividade. De acordo com Pereira (2018), tal relação de causalidade pode ser feita através de três canais. O primeiro deles está associado à teoria das vantagens comparativas, que considera o efeito de realocação dos recursos promovido pela mudança nos preços relativos com a reforma tarifária. O segundo destaca a pressão externa, uma vez que a abertura comercial torna o ambiente mais competitivo, pois força as empresas a procurarem métodos de produção mais eficientes e inovadores. Por fim, o terceiro canal associa a redução nas tarifas de importações ao acesso a insumos e bens de capital com tecnologias mais modernas que podem contribuir para o aumento da produtividade.

1.2 Revisão de literatura no âmbito internacional

Srenivasan e Bhagwati (2000 *apud* Silva, 2004) argumentam que uma abertura comercial pode afetar positivamente a produtividade através de uma

alocação mais eficiente de recursos, redução de atividades de *rent-seeking* e um maior retorno social do investimento direto estrangeiro.

Já Lee (1993 *apud* Silva, 2004) e Romer (1996 *apud* Silva, 2004), discutindo o impacto da liberalização sobre a produtividade, levando em consideração o efeito positivo da maior disponibilidade de insumos para as economias domésticas, chegaram à conclusão de que uma política comercial protecionista pode diminuir a quantidade de insumos importados necessários ao processo produtivo, afetando negativamente a taxa de crescimento do produto de curto prazo.

Por sua vez, Edwards (1992,1998) argumenta que a evolução da produtividade de uma economia em desenvolvimento depende das inovações domésticas e da imitação de novas tecnologias do resto mundo, corroborando assim com os trabalhos de Lee e Romer, uma vez que uma política comercial protecionista reduziria a quantidade de insumos necessários ao desenvolvimento das inovações domésticas, e, por conseguinte a imitação das novas tecnologias estrangeiras. Contudo, seu estudo teve sua conclusão comprometida devido a problemas metodológicos (EDWARDS, 1992, 1998).

Por outro lado, utilizando modelos de crescimento endógeno sustentados por um processo de *learning by doing* de aprendizado ilimitado, os autores Rodríguez e Rodrick (2000) concluíram que o fechamento da economia ao comércio exterior não exerce necessariamente uma pressão negativa sobre o crescimento do produto. Young (1991 *apud* Silva, 2004) chegou à mesma conclusão dos autores anteriormente citados, contudo este autor utilizou o modelo sob a hipótese de *learning by doing* de aprendizado limitado.

Em contraste, com o mesmo modelo de crescimento endógeno sustentado por um processo de *learning by doing*, Chuang (1998 *apud* Silva, 2004) conclui que, sob certas condições, abrir a economia doméstica significa aumentar a taxa de crescimento do produto através da transmissão de conhecimento via comércio.

No campo microeconômico, a relação entre abertura comercial e produtividade é realizada através de dados desagregados, em geral dados de indústrias, e buscam analisar os efeitos da abertura nas escolhas dos agentes

das firmas, identificando-se variáveis que mais influenciam na evolução da produtividade (FILHO, 2001).

Nesse sentido, Tybout *et alli* (1989 *apud* Filho, 2001) realizam um estudo para o Chile com a finalidade de verificar se as proteções de comércio reduzem a eficiência da indústria, com dados de plantas industriais que datam de 1967 e 1979, anos pré e pós a abertura comercial chilena. Os principais resultados obtidos foram que não houve evidência de uma melhoria de eficiência do setor manufatureiro como um todo. Contudo, aquelas indústrias que sofreram maior redução de tarifas foram as que apresentaram um maior aumento de produtividade. Para além, pôde-se observar que as plantas pequenas ganham eficiência quando a proteção é retirada, evidenciando o fato de que o processo de abertura comercial proporciona ganhos de eficiência para indústrias com plantas pequenas, relativamente àquelas que utilizam plantas grandes.

Em estudo semelhante, Tybout e Westbrook (1994 *apud* Filho, 2001) realizaram uma análise para verificar os efeitos da abertura comercial mexicana no custo médio e na produtividade industrial para o período de 1984 a 1990. Os dados obtidos para o estudo são de plantas industriais obtidas da pesquisa industrial anual mexicana que cobre o período de 1984-1990. Para além, os dados observados foram produção, insumos, investimentos, inventários e custos. Já os dados referentes aos índices de preços e deflatores setoriais para máquinas, equipamentos e instalações foram da Secretaria de Comércio e Desenvolvimento Industrial do México (SECOFI). Por fim, os autores utilizaram o método de custo médio e de produto, o que permite um certo grau de robustez (Tybout e Westbrook, 1994 *apud* Filho, 2001).

Os resultados mostraram que 16 dos 19 setores apresentaram queda dos custos no período, devido a ganhos de eficiência e um pequeno aumento nos retornos de escala. Para além, as reduções do custo médio foram maiores para aqueles setores mais abertos, uma vez que houve uma maior realocação para plantas mais produtivas. A principal causa de ganhos são os resíduos, ou seja, a redução do desperdício da eliminação de lixo, o aumento da utilização da capacidade, economias de escopo e economias externas (Tybout e Westbrook, 1994 *apud* Filho, 2001).

De modo geral, a literatura econômica evidencia uma relação positiva entre abertura comercial e produtividade, tanto no campo macroeconômico, como também no microeconômico. Sendo assim, o trabalho fará uma breve revisão de literatura para o caso brasileiro, buscando identificar preliminarmente se a relação de causalidade entre abertura comercial e ganhos de produtividade também ocorre no país.

1.3 A política comercial brasileira a partir da segunda metade do século XX

De meados da década de 1950 a 1979, o Brasil adotou uma política industrial e comercial orientada pelo processo de substituição de importações. Desse modo, o governo definiu algumas indústrias como prioridades da política industrial e combinou altas tarifas, licenças de importação e subsídios à exportação com o intuito de proteger o setor manufatureiro brasileiro, e conseqüentemente impulsionar as exportações das manufaturas do país (NASSIF, MORANDI, ARAÚJO e FEIJÓ, 2020).

Há uma peculiaridade da política industrial brasileira, neste período, pois, ao invés de concentrar-se na transferência e *spillovers* tecnológicos, as políticas de atração de empresas multinacionais para o Brasil visaram à implementação da substituição de importações e, desse modo, reduzir a dependência de tecnologia e importação relacionadas ao balanço de pagamentos. Tal estratégia difere das de alguns países asiáticos, como Cingapura e China, que eram tradicionalmente abertos às entradas de investimento estrangeiro direto, contudo os condicionava a transferências de tecnologia para as empresas locais por meio de *joint-ventures*, colaboração em pesquisa e desenvolvimento (P&D), entre outros acordos (NASSIF, MORANDI, ARAÚJO e FEIJÓ, 2020).

Assim como boa parte dos países latino-americanos, os meios de promover o desenvolvimento econômico no Brasil eram excessivamente dependentes da poupança externa, essencialmente via empréstimos estrangeiros de longo prazo. Com a eclosão da crise da dívida externa em 1980, levando a um colapso dos fluxos internacionais de capital privado para os países latino-americanos em 1982, há uma total desconexão entre as políticas industrial,

comercial e macroeconômica no Brasil (NASSIF, MORANDI, ARAÚJO e FEIJÓ, 2020).

Investigando o processo de abertura comercial brasileiro, nota-se que a partir de 1988 o Brasil passou por um processo gradual de abertura comercial (Schmidt, 2008). A tarifa média de 130% vigente em 1987 foi para menos de 15% em 1994, a partir de 1990 houve também uma diminuição das barreiras não-tarifárias. Desde então, os mecanismos de proteção ficaram principalmente por conta da taxa de câmbio e a proteção tarifária (SCHMIDT, 2008).

De 1987 a 1989, o processo de liberalização comercial brasileiro tratou de eliminar a redundância tarifária e reduzir a tarifa nominal média de 57,5% para 32%. A partir de 1990 aprofundou-se o processo de liberalização unilateral e eliminou uma série de barreiras quantitativas e regimes especiais de importações, o que tornava a proteção comercial pouco transparente (Kume e outros, 2003 *apud* Pereira, 2018). Ademais, a reforma estabeleceu que as alíquotas de importações poderiam variar no intervalo de zero a 40%, com uma moda de 20% (tarifa com maior número de registros nas linhas tarifárias) e uma tarifa média de 14,8% que iria vigorar a partir de 1994 (PEREIRA, 2018).

Em paralelo à implementação da reforma tarifária, ocorria as negociações referente à tarifa externa comum do Mercosul. Em dezembro de 1994 foi fechada a negociação da tarifa comum que estabeleceu uma tarifa máxima de 20%, moda de 10% e uma média de 12%. O Mercosul consolida e avança no processo de liberalização comercial. Contudo, em 1995 a liberalização recua, pois houve um receio de que o contágio da crise mexicana poderia provocar fuga de capital que dificultaria a sustentação das âncoras cambiais associadas aos planos de estabilização da Argentina e do Brasil (PEREIRA, 2018).

Com a sua nova orientação de política comercial, o Brasil se expôs à concorrência internacional, e assim, o processo de desenvolvimento do país passou a depender de sua capacidade de competir interna e externamente com os bens produzidos nos demais países inseridos no comércio internacional. Desse modo, a próxima seção busca fazer uma breve revisão de literatura a respeito da abertura comercial e ganhos de produtividade para o caso brasileiro.

1.4 Revisão de literatura empírica para o caso brasileiro

Hidalgo (2002) teve como objetivo examinar a relação existente entre o aumento da produtividade e o processo de abertura comercial brasileiro iniciado em 1988. O autor utiliza como medida de produção o indicador de produção física da PIM- PF, como medida de trabalho utiliza o nível de emprego na indústria de transformação da PIM-DG e como medida de capital o consumo industrial de energia elétrica da Eletrobrás, sendo analisado o período entre 1976 e 1998 (Hidalgo, 2002). O trabalho aponta uma relação positiva entre a abertura comercial e a produtividade a partir do início dos anos 90, por meio do acesso a insumos de maior qualidade e implementação de programas de qualidade e produtividade nas empresas (HIDALGO, 2002).

Já o artigo de Bonelli e Fonseca (1998) teve como objetivo desenvolver uma metodologia para estimar a Produtividade Total dos Fatores, estudar os indicadores usuais de produtividade e analisar a evolução da produtividade industrial brasileira. A metodologia utilizada no estudo foi o da contabilidade do crescimento, que parte da identidade existente em cada ponto do tempo entre o valor da produção gerado e a soma dos valores dos pagamentos a fatores de produção.

A expressão utilizada para o cálculo da PTF em taxas de crescimento para as variáveis é:

$$Ptf = y - a.l - b.k \quad (1.2)$$

Onde y é a taxa de variação do produto real, l é a taxa de variação dos estoques de mão de obra e k é a taxa de variação dos estoques de capital. Foram utilizadas variações estimadas do produto potencial, além da variação do estoque de máquinas e equipamentos como *proxy* para o estoque de capital, e a evolução da PEA como *proxy* do estoque de mão-de-obra, sendo que essa última série foi corrigida devido à questão de informalidade do mercado. O período analisado é o de 1970 a 1997 (BONELLI e FONSECA, 1998).

Em um segundo momento, é calculado o aumento da produtividade no setor agrícola com uma nova expressão para o cálculo da PTF agrícola:

$$ptf = y - a.t - b.k - c.f - d.l \quad (4)$$

Onde t é a taxa de variação da área colhida, *proxy* para os serviços do fator terra; k é a taxa de variação do estoque de capital, *proxy* para os serviços do fator capital; f é a taxa de variação do consumo aparente de fertilizantes, *proxy* para os insumos materiais utilizados na produção; e l é a taxa de variação do emprego agrícola (BONELLI e FONSECA, 1998).

Nos dois casos observados, os resultados obtidos são de uma elevação da produtividade causada possivelmente por elevação tecnológica e possíveis alterações nas estruturas das empresas (BONELLI e FONSECA, 1998).

No trabalho de Lisboa et al (2002), o objetivo foi investigar em que medida a alteração nos preços relativos causada pela queda de barreiras tarifárias resultou na adoção de novas tecnologias nas empresas que favoreceram à produtividade. É feito um estudo utilizando dados de 1700 firmas de diversos setores da economia num modelo de Hall e Harrison com algumas inovações implementadas. Os dados tiveram como origem a Pesquisa Industrial Anual – PIA do IBGE, e foram usados dados que representassem estoque de capital, número de trabalhadores, produção, tarifa sobre produtos e tarifas sobre insumos. O período abrangido foi o de 1988 a 1998.

Os resultados sugerem que houve um aumento efetivo da produtividade na economia como um todo. O trabalho de Lisboa mostra também que a queda das tarifas dos insumos foi a principal causa do aumento da produtividade (LISBOA ET AL, 2002).

Já no trabalho de Rossi Júnior e Ferreira (1999), a relação abertura-produtividade foi feita em dois passos. Num primeiro momento foi mensurado, através de algumas medidas de produtividade, a magnitude dos ganhos de produtividade do trabalho e total dos fatores e se os ganhos foram resultados de mudanças estruturais ou de ciclo econômico. Num segundo momento, os autores estimaram econometricamente os impactos da abertura econômica sobre o crescimento da produtividade em 16 setores da economia.

A produtividade do trabalho foi calculada através de dados de produção, pessoal ocupado na produção e horas trabalhadas na produção, obtidos na pesquisa industrial mensal do IBGE, sendo abordado o período entre 1985 e 1997. E a mensuração da produtividade total dos fatores foi feita através do método da contabilidade do crescimento, sendo estimada a seguinte expressão:

$$d\log Y_{it} = \alpha d\log K_{it} + \gamma d\log L_{it} + \beta d\log H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.3)$$

Onde Y_{it} representa o valor adicionado; K_{it} representa o capital fixo; L_{it} representa o trabalho; e H_{it} representa o capital humano. Os dados foram obtidos na Pesquisa Industrial Mensal do IBGE (ROSSI JÚNIOR e FERREIRA, 1999).

O estudo mostra que o desempenho positivo da produtividade não foi resultado de questões cíclicas e que o impacto da abertura sobre a produtividade é passado principalmente pela importação de insumos de maior qualidade, e pela maior concorrência nos setores que forçam as empresas se manterem cada vez mais eficientes em troca da permanência no mercado (ROSSI JÚNIOR e FERREIRA, 1999).

Ferreira e Guillén (2004) buscaram verificar se o processo de abertura gerou um aumento da produtividade média da indústria de transformação. Ademais, investigaram a existência de um deslocamento do nível de produtividade causado exclusivamente por estas reformas, bem como estimaram o *mark-up* de diferentes setores industriais e se estes se modificaram após a abertura comercial.

Para tal análise foram utilizados dados de produção, mão de obra e capital de dezesseis setores da indústria de transformação brasileira correspondente ao período de 1985-1997. O valor da participação da mão de obra no produto total utilizado foi estimado para cada setor da indústria a partir de dados da matriz insumo-produto, frequentemente utilizados na literatura internacional. Por fim, o modelo econométrico empregado seguiu aquele proposto por Harrison (1994), onde é permitido especificar parâmetros associados com a produtividade média, saltos de produtividade relacionados somente com o processo de abertura comercial e a escala de cada setor (FERREIRA e GUILLÉN, 2004).

Os resultados obtidos indicam a existência de um significativo aumento na produtividade industrial na maior parte dos setores que foram estudados após a abertura comercial. Contudo, não houve evidência estatística de redução de *mark-up*, o que leva a supor que o canal para este aumento de produtividade não foi o aumento da concorrência. Desse modo, o acesso a insumos

importados e uso de novas tecnologias podem ter sido possíveis canais de aumento da produtividade (FERREIRA e GUILLÉN, 2004).

Hidalgo e Mata (2009) buscaram mostrar as diferenças de produtividade para as firmas exportadoras e não exportadoras dos setores da indústria da transformação para o período pós-abertura comercial, mais especificamente de 1997 a 2003.

Desse modo, os autores procuraram comparar a função de distribuição cumulativa da produtividade total dos fatores, e de forma alternativa para a produtividade do trabalho, para quatro grupos distintos de firmas, a seguir: exportadoras, não exportadoras, exportadoras entrando no mercado internacional (no primeiro ano da amostra) e exportadoras saindo do mercado internacional. Seguindo o procedimento desenvolvido por Delgado, Fariñas e Ruano (2002), as distribuições cumulativas de produtividade foram ordenadas, utilizando o princípio de dominância estocástica de primeira ordem, e as diferenças estatisticamente testadas utilizando os testes não paramétricos de Kolmogorov – Smirnov (HIDALGO e MATA, 2009).

Foi necessária a combinação e compatibilização de três fontes distintas de dados, a seguir: microdados da “Pesquisa Industrial Anual” (PIA) da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE), a base de dados da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) e a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho (MTE). Ademais, foram selecionadas as firmas pertencentes à Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE). Por fim, o período em análise corresponde aos de 1997 a 2003 (Hidalgo e Mata, 2009). Os resultados obtidos pela pesquisa mostraram maiores níveis de produtividade para as firmas exportadoras do que para as firmas não exportadoras no Brasil. Tal evidência empírica encontrada parece ser mais contundente para o grupo de firmas de pequeno porte; neste grupo, as empresas exportadoras têm claramente maior nível de produtividade do que as não exportadoras (HIDALGO e MATA, 2009).

Conclui-se, de forma preliminar com base nas leituras realizadas que o processo de abertura comercial vivenciado pelo Brasil, a partir da década de 1980, impactou positivamente na produtividade e, por consequência, no crescimento econômico do país. Segue abaixo a tabela síntese da revisão de literatura empírica realizada para o caso brasileiro.

Quadro 1: Survey da relação abertura comercial -produtividade para a economia brasileira

Autor	Ano	Objetivo	Base de dados	Amostra	Período	Método de estimação	Variável dependente	Variáveis explicativas
Hidalgo	2002	abertura comercial/aumento de produtividade	indicador de produção física da PIM- PF medida de trabalho o nível de emprego na indústria de transformação da PIM-DG medida de capital o consumo industrial de energia elétrica da Eletrobrás		1976 a 1998	$dq_{ijt} + dk_{ijt} = a_1j + a_2(d_{lijt}) + a_3 Dt + a_4 dk_{ijt} + eit$	taxa de crescimento da relação Q/K taxa de crescimento do estoque de capital da empresa	taxa de crescimento da relação L/K Dt é uma variável dummy taxa de crescimento do estoque de capital da empresa
Bonelli e Fonseca	1998	estimar a Produtividade Total dos Fatores	variações estimadas do produto potencial variação do estoque de máquinas e equipamentos evolução da PEA		1970 a 1997	contabilidade do crescimento	Produtividade Total dos Fatores	taxa de variação do produto real taxa de variação dos estoques de mão de obra taxa de variação dos estoques de capital
Bonelli e Fonseca	1998	estimar a Produtividade Total dos Fatores			1970 a 1997	contabilidade do crescimento	Produtividade Total dos Fatores Agrícola	taxa de variação do produto real taxa de variação da área colhida taxa de variação do estoque de capital taxa de variação do consumo aparente de fertilizantes a taxa de variação do emprego agrícola
Rossi Júnior e Ferreira	1999	Estimar a PTF e produtividade do trabalho	pesquisa industrial mensal do IBGE	16 setores da indústria	1985 a 1997	contabilidade do crescimento	Valor adicionado na produção	Capital fixo Trabalho Capital Humano
Hidalgo e Mata	2009	analisar diferenças de produtividades entre firmas exportadoras e não exportadoras	“Pesquisa Industrial Anual” (PIA) a base de dados da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)	(CNAE)	1997 a 2003	teste Kolmogorov - Smirnov		
Lisboa	2002	analisar a queda de barreiras tarifárias e adoção de novas tecnologias	Pesquisa Industrial Anual – PIA do IBGE	Dados de 1700 firmas	1988 a 1998	Modelo de Hall e Harrison	Produto	Trabalho Capital Matérias-primas
Oliveira	2016	estudar os impactos do grau de abertura comercial sobre os ganhos de produtividade	“The conference Board Total Economy Database” (TED) “United Nations Conference on Trade and Development” (UNCTAD)		1951 a 2014	Teste de Causalidade de Granger	Produtividade do Trabalho	Grau de abetura comercial PIB Emprego Horas trabalhadas

CAPÍTULO 2 – METODOLOGIA

Dado que o presente trabalho busca avaliar se há uma relação de causalidade entre o grau de abertura comercial e a produtividade na economia brasileira utilizando dados de séries temporais, este capítulo busca apresentar os procedimentos metodológicos para testar essa relação. Com base na revisão de literatura empírica apresentada, a nossa hipótese principal é de que maiores níveis de abertura econômica determinam maior crescimento da produtividade da economia brasileira.

Na primeira seção realiza-se uma discussão sobre séries temporais e a importância de sua estacionariedade, bem como os métodos de identificá-la e de correção, caso a série seja não estacionária. Ademais, a literatura aponta que os efeitos de uma abertura comercial sobre a produtividade são dispersos ao longo do tempo, por isso adotamos como método de estimação o modelo de defasagens distribuídas, mais especificamente o modelo Autoregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL). Este modelo permite verificar se as variáveis explicativas explicam no longo prazo a nossa variável dependente (variação da produtividade). Como será descrito, a aplicação deste modelo parte da identificação da existência de vetores de longo prazo e, posteriormente, da estimação de um coeficiente que mede a velocidade que choques de curto prazo são absorvidos e da obtenção de coeficientes de curto prazo para cada variável (PESARAN; SHIN; SMITH (2001)). A escolha desse método em relação a outros de cointegração convencional justifica-se justamente pelo fato de capturar as relações de longo prazo para pequenas amostras de dados e de capturar as relações de curto e longo prazo simultaneamente. Além disso, não encontramos na literatura a aplicação deste método, o qual é relativamente novo, para a questão que este trabalho se propõe a responder. Dessa forma, contribuimos com a literatura ao buscar trazer relações mais robustas do que os métodos tradicionais já empregados.

Assim a segunda seção aborda o método, os critérios de especificação e o teste de causalidade de Granger. Na última seção é realizada a descrição do modelo econométrico, bem como das variáveis utilizadas neste trabalho.

2.1 Discussão sobre Séries Temporais

Uma série temporal é basicamente uma coleção de variáveis aleatórias ordenadas no tempo, cujo objetivo é estudar a dinâmica ou a estrutura temporal dos dados, e dessa forma sendo utilizadas com frequência para previsões. São exemplos de séries temporais o PIB brasileiro, o índice de preços ao consumidor (IPCA), a taxa de juros nominal (SELIC), etc, ao longo das últimas duas décadas (GUJARATI, 2011).

Certamente um conceito importante no estudo de séries temporais é o de estacionariedade. Diz-se que uma série é estacionária quando sua média e variância forem constantes ao longo do tempo, para além o valor da covariância entre os dois períodos deverá depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos e não do tempo real ao qual a covariância é computada (Gujarati, 2011). Tais características de uma série temporal estacionária são sumarizadas a seguir:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (2.1)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2.2)$$

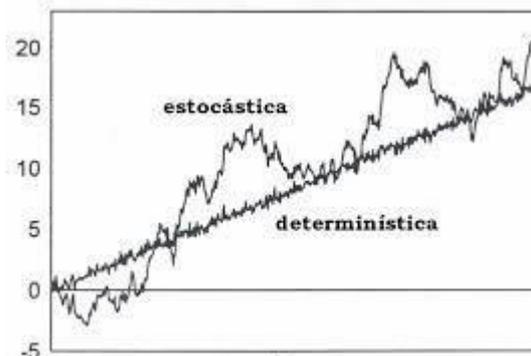
$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (2.3)$$

Uma série temporal será considerada não estacionária caso ela difira de uma ou mais das propriedades acima mencionadas, podendo assim estudar seu comportamento apenas para o período em consideração, ou seja, cada conjunto de dados da série temporal será específico a cada episódio, e conseqüentemente não será possível generalizá-la para outros períodos. Em síntese, perde-se a capacidade de realizar previsões e fazer inferências sobre os parâmetros, daí surge a importância da estacionariedade da série (GUJARATI, 2011).

Há um aspecto importante na distinção entre séries temporais estacionárias e não estacionárias relacionado ao componente de tendência, sendo esse a lenta evolução de longo prazo da série temporal. Há duas classes

de tendência: a primeira trata-se de quando a série temporal é uma função determinística do tempo, tendo essa um componente de tendência determinística; a segunda ocorre caso não seja previsível e há então uma tendência estocástica, conforme ilustrado na imagem a seguir:

Figura 1: Tendência determinística versus tendência estocástica



Fonte: Gujarati, 2011

2.1.1 Métodos de identificação da estacionariedade da série

Preliminarmente, é possível identificar a estacionariedade por meio de uma análise gráfica, que leva em conta a característica de tendência para determinar a estacionariedade ou não da série temporal. Um teste simples de estacionariedade é baseado na função de correlação (FAC), tendo coeficiente que situa-se entre -1 e 1, utiliza-se mais especificamente a função de correlação amostral (Gujarati, 2011), definida como:

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0 = \text{covariância da amostra com defasagem } k / \text{variância da amostra} \quad (2.4)$$

O gráfico da função de correlação amostral é conhecido como correlograma amostral e permite, de forma visual, inferir se determinada série temporal é estacionária. Um correlograma cuja autocorrelação gira em torno de zero em várias defasagens indica uma série temporal estacionária. Já um correlograma que possui um coeficiente de autocorrelação muito elevado no início e decai lentamente à medida que as defasagens aumentam reporta uma não estacionariedade da série. Ademais, no que tange à escolha da extensão da defasagem, a recomendação é iniciar com defasagens suficientemente grandes

e então reduzi-las por meio de algum critério estatístico, tal como o Akaike ou o critério de informação de Schwarz (GUJARATI, 2011).

Há também os testes formais de estacionariedade da série. Aquele que se tornou amplamente popular foi o teste de raiz unitária. O ponto inicial é o processo de raiz unitária (estocástico) apresentado a seguir (Gujarati, 2011):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (2.5)$$

A ideia central do teste é fazer a regressão de Y_t sobre o seu valor defasado (de um período), Y_{t-1} e verificar se ρ é estatisticamente igual a 1, pois caso seja, Y_t será não estacionário. Contudo, a estimação do modelo acima não pode ser feita pelos mínimos quadrados ordinários e testar a hipótese pelo convencional teste t , pois este é rigorosamente viesado para o caso de uma raiz unitária. Desse modo faz-se necessário subtrair Y_{t-1} de ambos os lados da equação 2.5, como segue: (GUJARATI, 2011).

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \quad (2.6)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \quad (2.7)$$

Podendo ser escrita também da seguinte forma,

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2.8)$$

O procedimento a ser feito é estimar a equação 2.8 e testar a hipótese nula de que δ é igual a zero, tendo como hipótese alternativa δ menor que zero. Caso $\delta=0$, então $\rho=1$ e, portanto, há uma raiz unitária e a série temporal é não estacionária. O teste a ser utilizado para testar a hipótese nula de $\delta=0$ é o teste Dickey-Fuller (ADF), pois o valor t do coeficiente angular estimado de Y_{t-1} não segue a distribuição t , mas sim a estatística tau. (GUJARATI, 2011).

O teste Dickey-Fuller pode ser estimado de três formas distintas a depender da natureza do processo de raiz unitária, podendo ser um passeio aleatório, um passeio aleatório com deslocamento e um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística, como segue: (GUJARATI, 2011).

Y_t é um passeio aleatório:

$$\Delta Y_t = \delta Y_t - 1 + u_t; \quad (2.9)$$

Y_t é um passeio aleatório com deslocamento:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_t - 1 + u_t; \quad (2.10)$$

Y_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_t - 1 + u_t. \quad (2.11)$$

Sob a hipótese nula de que $\delta=0$, ou seja, há uma raiz unitária e por consequência a série é não estacionária, podendo apresentar uma tendência estocástica. Já a hipótese alternativa é de que $\delta<0$, ou seja, a série temporal é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística (GUJARATI, 2011).

Há também o teste Dickey-Fuller aumentado (DFA) que admite os casos em que os termos de erros (u_t) são correlacionados entre si. O referido teste é realizado por meio da adição dos valores defasados da variável dependente, como ilustrado a seguir:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_t - 1 + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

no qual ε_t é um termo de erro de ruído branco puro. O teste Dickey-Fuller aumentado também segue a distribuição tau e a hipótese nula permanece a mesma (Gujarati, 2011). O teste de significância é monocausal e só rejeita-se a hipótese nula (presença de raiz unitária) quando a estatística calculada é menor que o valor crítico.

Existe ainda o teste de raiz unitária Phillips-Perron, no qual são utilizados métodos não paramétricos para tratar do problema de correlação serial entre os termos de erro sem precisar adicionar os termos de diferença defasados (Gujarati, 2011). Por fim, tem-se o Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (teste KPSS), que possui como hipótese nula a estacionariedade e se rejeita essa hipótese quando a estatística calculada é maior que o valor crítico.

Deve-se salientar que a maioria dos testes do tipo Dickey-Fuller possuem baixa potência, ou seja, eles tendem a aceitar a hipótese nula de não estacionariedade da série com mais facilidade do que o apropriado, podendo encontrar raiz unitária mesmo que não há nenhuma. Daí surge a necessidade

de se utilizar de mais de um teste para se avaliar a estacionariedade da série (GUJARATI, 2011).

Dada a importância da estacionariedade da série temporal para fazer inferências sobre o seu coeficiente angular e os testes pelos quais testá-la, é natural indagar: o que fazer caso a série seja não estacionária?

2.1.2 Métodos de correção da não estacionariedade da série

Há dois caminhos distintos para corrigir a não estacionariedade da série, o primeiro deles, conhecido como processo de diferença estacionária, considera que se uma série temporal possui raiz unitária, as primeiras diferenças desta serão estacionárias. Logo, a solução é tomar as primeiras diferenças das séries temporais. Já o processo estacionário em tendência é estacionário em torno de uma linha de tendência, portanto basta regressar a série temporal no tempo e os resíduos dessa regressão serão estacionários, como segue (Gujarati, 2011):

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \quad (2.13)$$

em que Y_t é a série temporal e t é a variável tendencial medida cronologicamente,

Agora,

$$\hat{u}_t = (Y_t - \beta_1 - \beta_2 t) \quad (2.14)$$

será estacionária, \hat{u}_t é conhecida como série temporal (linearmente) sem tendência (GUJARATI, 2011).

Nesta seção foram discutidos o que são séries temporais e a importância da sua estacionariedade para a determinação do método de estimação, bem como para realizar inferências sobre os parâmetros. Discutiu-se também acerca dos testes para detectar a estacionariedade da série e os procedimentos para correção do problema, caso esta seja não estacionária.

2.2 O modelo Autoregressivo com defasagens distribuídas

Nos estudos econômicos, a dependência de determinada variável Y (a variável dependente) sobre outras variáveis X (a variável explanatória)

raramente é imediata. Geralmente Y responde a X com lapsos de tempo, sendo estes a defasagem (GUJARATI, 2011).

Há três razões principais para a ocorrência de defasagens na economia. A primeira delas poderia se dizer que são por razões psicológicas, como por exemplo, por força do hábito (inércia), as pessoas não mudam os seus hábitos de consumo imediatamente após uma redução no preço ou um aumento da renda. A segunda delas seria por razões tecnológicas. Supondo uma queda do preço do capital em relação à mão de obra, seria viável a substituição do segundo insumo pelo primeiro. Contudo, aumentar o capital leva tempo (o período de gestação), além do que as empresas podem não substituir de forma imediata os insumos de produção, pois podem esperar que depois de uma queda temporária nos preços do capital este possa ter um aumento que supere o seu nível anterior. A última seria por razões institucionais, a exemplo das obrigações contratuais que podem impedir as empresas de alternar de uma fonte de mão de obra ou matéria-prima para outras. A defasagem, assim, ocupa um papel importante na metodologia de curto e longo prazos da economia (GUJARATI, 2011).

Numa análise de regressão envolvendo dados de séries temporais, o modelo de defasagens distribuídas será aquele que incluir não só os valores correntes como também os defasados (passados) das variáveis explicativas (os X), como ilustrado a seguir:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + u_t \quad (2.15)$$

Um método de estimação dos modelos de defasagens distribuídas é o *ad hoc*, que supõe que a variável explanatória X_t seja não estocástica ou pelo menos não correlacionada com o termo de erro u_t , portanto os valores defasados dessa mesma variável seriam também não estocásticos. O procedimento de estimação dar-se-ia de forma sequencial, ou seja, primeiro far-se-ia a regressão de Y_t contra X_t , a regressão de Y_t contra X_t e X_{t-1} , em seguida de Y_t contra X_t , X_{t-1} e X_{t-2} e assim por diante. Tal procedimento é descontinuado quando os coeficientes de regressão das variáveis defasadas começam a tornar-se estatisticamente não significantes ou o coeficiente de pelo menos uma das variáveis explicativas muda o sinal de positivo para negativo e vice-versa (GUJARATI, 2011).

Outro método de estimação segue a abordagem de Koyck, no qual supondo um modelo de defasagens distribuídas no infinito e atribuindo o mesmo sinal aos β , este autor pressupõe que eles declinam geometricamente, como segue:

$$\beta_k = \beta_0(1 - \lambda)\lambda^k \quad k = 0, 1, \dots \quad (2.16)$$

em que λ , tal que $0 < \lambda < 1$, é a taxa de declínio, ou queda, das defasagens distribuídas e em que $1 - \lambda$ é a velocidade de ajustamento. A equação acima postula que cada coeficiente sucessivo de β é numericamente menor que o β anterior, portanto, quando se volta ao passado distante, o efeito dessa defasagem sobre o Y_t torna-se cada vez menor (GUJARATI, 2011).

A análise econométrica das relações de longo prazo foram e continuam sendo o foco de muitas pesquisas empíricas e teóricas em economia. Quando a variável de interesse detinha uma relação de longo prazo com uma tendência estacionária, a prática geral consistia em reduzir a tendência e modelar a série resultante como um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas. A estimativa e inferência sobre as propriedades de longo prazo do modelo eram realizadas usando a teoria normal assintótica padrão. Contudo, a análise tornava-se mais complicada quando as variáveis eram estacionárias em primeira diferença, a literatura de cointegração tinha em sua premissa de que na presença de variáveis estacionárias em primeira diferença, a abordagem tradicional dos modelos autorregressivos com defasagens distribuídas não poderia ser mais aplicada (PESARAN e SHIN, 1995).

Pesaran e Shin (1995) examinaram as propriedades assintóticas dos estimadores OLS, num contexto de modelo autorregressivo simples com uma tendência linear determinística e os k -regressores dimensionais estritamente exógenos $I(1)$. Posteriormente consideraram um modelo ARDL mais generalista, com uma série residual de correlações e uma possível endogeneidade e desenvolveram a teoria assintótica resultante. Por fim, compararam a abordagem baseada no modelo autorregressivo com defasagens distribuídas com a abordagem baseada na cointegração de Phillips e Hansen (1990) e discutindo os resultados obtidos dos experimentos de Monte Carlo, chegaram à conclusão de que há fortes evidências a favor de uma reabilitação da abordagem ARDL tradicional à modelagem econométrica de séries temporais.

Para validar as estimativas dos parâmetros do modelo ARDL é necessário realizar cinco testes de diagnósticos. O primeiro deles, o teste de heterocedasticidade de White, cuja hipótese nula é a de homoscedasticidade. Por meio de um teste F verifica-se a relação conjunta das variáveis em relação aos resíduos ao quadrado. A estatística F acima do valor crítico, dado o tamanho da amostra e o número de parâmetros, indica se pode rejeitar a hipótese nula, apresentando heterocedasticidade, ou seja, a variância dos erros não é constante para toda a amostra, o que resulta em perda de eficiência dos parâmetros. A heterocedasticidade pode ser corrigida a partir do método de correção de White.

O segundo teste a ser realizado é o Bound Test, desenvolvido por Pesaran et al. (2001), que mostra se as variáveis explicativas em conjunto mantêm relação de longo prazo com a variável dependente. Também a partir de um teste F, cuja hipótese nula é a não relação de longo prazo, conclui-se que há relação de longo prazo caso o valor do teste seja maior que os limites das bandas.

Deve ser feito também os testes de estacionariedade da série, uma vez que os modelos ARDL permitem estimar eficientemente apenas os coeficientes de longo prazo de variáveis que sejam integradas de ordem 1 e 0.

Por fim, estima-se os coeficientes de curto e longo prazos ARDL, por meio de um modelo de correção de erros (*Error Correction Model – ECM*), que também indica a velocidade com que os choques de curto prazo são absorvidos até a retomada do equilíbrio.

Dada a discussão acerca dos modelos de defasagens distribuídas torna-se necessário apresentar os critérios para a determinação das defasagens. A escolha do número de defasagens, num modelo dinâmico, consiste em identificar o menor número destas nas variáveis explicativas que devem ser incluídas no modelo a fim de que este explique de maneira adequada a variável dependente (FURLAN, 2010).

A determinação equivocada do número de defasagens necessárias ao modelo implica em sérios problemas de estimação. Por exemplo, caso haja uma especificação excessivamente parcimoniosa, ou seja, com menos variáveis explicativas que o adequado, leva a estimadores de Mínimos Quadrados

Ordinários (MQO) viciados e inconsistentes, além do que a variância do erro é estimada incorretamente e por conseguinte os testes de hipótese e intervalos de confiança são errôneos. Por outro lado, a presença desnecessária de variáveis no modelo gera variâncias superestimadas, apesar dos estimadores de MQO serem não viciados e consistentes (GUJARATI, 2011).

Sendo assim, os dois principais critérios de seleção do modelo são o critério de informação de Akaike (CIA) e o de Schwarz (CIS). O primeiro é apresentado a seguir:

$$\ln \text{CIA} = (2k/n) + \ln(\text{SQR}/n) \quad (2.17)$$

em que $\ln \text{CIA}$ é o logaritmo natural de CIA, $2k/n$ é o fator de correção, k é o número de regressores (incluindo o intercepto), n é o número de observações e SQR é a soma do quadrado dos resíduos (GUJARATI, 2011).

Pelo critério de Akaike, ao comparar dois ou mais modelos, aquele que apresentar o valor mais baixo de CIA será o preferível. As vantagens do CIA é que ele é útil não apenas dentro da amostra, como também fora dela, prevendo assim o desempenho de um modelo de regressão, e ele tem sido utilizado para determinar a extensão da defasagem num modelo autorregressivo, AR(p) (GUJARATI, 2011).

O critério de informação de Schwarz (CIS) é definido como:

$$\ln \text{CIS} = (k/n)\ln(n) + \ln(\text{SQR}/n) \quad (2.18)$$

em $[(k/n)\ln(n)]$ é o fator de correção, k é o número de regressores, incluso o intercepto, n é o número de observações e SQR é a soma do quadrado dos resíduos. Tal qual o critério de informação de Akaike, quanto menor for o valor do critério de Schwarz, melhor o modelo. O CIS também pode ser utilizado para comparar o desempenho do modelo quando as previsões são feitas tanto dentro como fora da amostra (GUJARATI, 2011).

Por fim, um tópico de certa importância é a causalidade em economia, pois apesar da análise de regressão lidar com a dependência de uma variável sobre outras, ela não implica necessariamente uma relação de causalidade entre as variáveis. Contudo, em regressões com dados de séries temporais a avaliação ganha uma conotação distinta dado que eventos passados podem levar ao acontecimento de eventos no presente (GUJARATI, 2011).

Desse modo há o teste de causalidade de Granger que coloca, em termos gerais, que se a variável X (Granger) causa a variável Y, as variações daquela deveriam preceder as desta. Logo, numa regressão de Y sobre outras variáveis, se forem incluídos os valores passados ou defasados de X e estes aprimorarem de forma significativa a previsão de Y, pode-se dizer então que X (Granger) causa Y (GUJARATI, 2011).

2.3 Especificação dos modelos e descrição das variáveis

Os modelos econométricos a serem considerados neste trabalho são apresentados a seguir:

$$\Delta PROD_t = \alpha_0 + \delta_1 PROD_{t-1} + \delta_2 COMEX_{t-1} + \delta_3 FT_{t-1} + \sum_{i=0}^n \theta_{1i} \Delta PROD_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta_{2i} \Delta COMEX_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta_{3i} \Delta FT_{t-i} + \epsilon_t \quad (2.19)$$

Sendo que: PROD1 e PROD2 serão indicadores de produtividade do trabalho por horas trabalhadas e por pessoal ocupado, respectivamente; COMEX é um indicador do grau de abertura comercial e FT é um indicador do fator trabalho. A ideia é por meio de dois modelos similares, tendo como diferença apenas as variáveis dependentes, onde no primeiro será a PROD1 enquanto que no segundo será a PROD2, avaliar se as variáveis independentes cointegram com a variável dependente de forma conjunta e de forma individual. Optamos por estimar os mesmos modelos, mas considerando duas *proxies* distintas para a produtividade do trabalho, assim como encontrado na literatura empírica.

O cálculo da produtividade do trabalho compreende a razão entre o valor adicionado da economia e a quantidade de insumo do fator trabalho, num dado período. Esse pode ser expresso em termos de horas trabalhadas (PROD1) e em termos de pessoal ocupado (PROD2). Como nosso objetivo é saber o quanto esta produtividade tem variado como efeito da abertura comercial ambas as

proxies estão expressas em termos de variação percentual. Estas são apresentadas a seguir:

$$\begin{aligned} \text{Produtividade por horas trabalhadas } t & & (2.20) \\ & = \text{Valor adicionado } t / \text{Horas trabalhadas } t \end{aligned}$$

Sendo assim, a produtividade do trabalho por horas trabalhadas é a razão entre o valor adicionado e a quantidade de horas efetivamente trabalhadas no período t . Já a produtividade do trabalho por pessoal ocupado é a razão entre o valor adicionado da economia e a população ocupada no período t .

$$\text{Produtividade por pessoal ocupado } t = \text{Valor adicionado } t / \text{Pessoal Ocupado } t \quad (2.21)$$

A variável aqui considerada para o indicador do grau de abertura comercial é a soma das exportações e das importações como percentual do produto interno bruto (PIB) do país no período t , como segue:

$$\text{Grau de abertura comercial} = (X + M)_t / \text{PIB}_t \quad (2.22)$$

A soma de exportações e importações como parcela do PIB é a forma mais tradicional na literatura de se medir o quanto um país está exposto ao comércio internacional.

Quanto ao indicador do fator trabalho, as variáveis consideradas foram horas anuais trabalhadas e pessoal ocupado. As horas anuais trabalhadas representam uma medida das horas efetivamente trabalhadas, incluindo horas extras pagas e excluindo horas pagas que não são trabalhadas por motivo de doença, férias, feriados, dentre outros. Da mesma forma, a medida de pessoal ocupado engloba todas as pessoas envolvidas em alguma atividade produtiva contabilizada no sistema de contas nacionais, como empregados, indivíduos da família não pagos, mas engajados economicamente, aprendizes, dentre outros.

Vale ressaltar que a literatura de produtividade do trabalho no Brasil, em geral, utiliza a população ocupada como medida deste insumo. Contudo, esta não leva em consideração a tendência observada em diversos países, inclusive no Brasil, de redução da jornada de trabalho. Devido a isso, o crescimento do fator trabalho pode estar sendo superestimado ao utilizar a quantidade de

pessoas empregadas, resultando assim num cálculo subestimado do aumento de produtividade. Por isso, optou-se por usar tanto a quantidade de população ocupada, como também a de horas efetivamente trabalhadas com o intuito de fazer inferências estatísticas mais condizentes com a realidade (MATOS, VELOSO e PERUCHETTI, 2019).

Por fim, os dados possuem frequência anual e são referentes tanto a produtividade do trabalho por horas trabalhadas quanto por pessoal ocupado, os quais foram obtidos a partir da base de dados do observatório de produtividade da Faculdade Getúlio Vargas (FGV). Já os dados referentes à participação da soma de exportações e importações no PIB brasileiro foram obtidos na base *World Development Indicators* do Banco Mundial. O período, analisado nesta pesquisa, compreende 1982-2019, que corresponde a todo o período disponível na base de dados da FGV. Segue o quadro 1 que resume as variáveis descritas e suas fontes:

Quadro 2: Resumo das variáveis

Código	Variável	Descrição	Fonte
V001	Prod1	Produtividade por horas trabalhadas, medidos em termos de variação	Fundação Getúlio Vargas
V002	Prod2	Produtividade por pessoal ocupado, medidos em termos de variação	
V003	comex	Grau de abertura comercial (exportações mais importações como % do	<i>World Development Indicators</i>
V004	ht	Horas trabalhadas em termos percentuais	Fundação Getúlio Vargas
V005	po	Pessoal ocupado em termos percentuais	

Fonte: Elaboração própria.

CAPÍTULO 3 – RESULTADOS

Feita a discussão referente às séries temporais, os modelos autorregressivos com defasagens distribuídas e apresentado o modelo a ser utilizado neste trabalho, o presente capítulo tem por objetivo apresentar, analisar e discutir os resultados obtidos a partir da aplicação da metodologia ARDL para a base de dados considerada nesta pesquisa. A ideia é iniciar com uma análise das estatísticas descritivas das variáveis dos modelos e, em seguida, apresentar os resultados econométricos.

3.1 Estatísticas descritivas

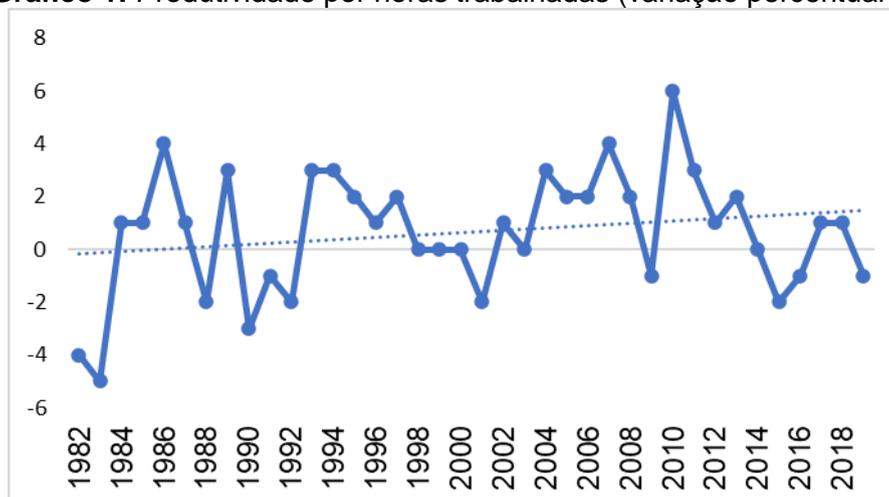
Nesta seção serão apresentadas as estatísticas descritivas referentes ao modelo agregado que tem como variáveis: a produtividade por horas trabalhadas, produtividade por pessoal ocupado, grau de abertura comercial, horas trabalhadas e pessoal ocupado. Num primeiro momento serão expostos gráficos de séries temporais para cada variável, com seus desvios em torno de uma linha de tendência. Logo após, será apresentada uma tabela sumarizando as principais informações referentes a cada variável que compõem o modelo, como o número de observações, média, desvio padrão e os valores mínimos e máximos.

Num segundo momento serão apresentados testes de correlação para dois blocos distintos de variáveis. O primeiro bloco é composto pela produtividade por horas trabalhadas, o grau de abertura comercial e horas trabalhadas; já o segundo bloco é constituído pela produtividade por pessoal ocupado, o grau de abertura comercial e pessoal ocupado. O principal objetivo nesta etapa é analisar o grau de correlação entre as variáveis de produtividade e a de abertura comercial. Por fim, são exibidos os gráficos de dispersão das produtividades, tanto por horas trabalhadas como por pessoal ocupado, contra o grau de abertura comercial. O período a ser analisado corresponde a 1982-2019.

Conforme o gráfico 1, a produtividade por horas trabalhadas, medida em termos de variação percentual, apresenta uma leve tendência de crescimento,

com uma média de 1%, ao longo do período de 1982-2019. A menor taxa de variação corresponde a -5% no ano de 1983, enquanto, que seu maior valor foi no ano de 2010 com uma taxa de variação de 6%.

Gráfico 1: Produtividade por horas trabalhadas (variação percentual%)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da FGV (2020).

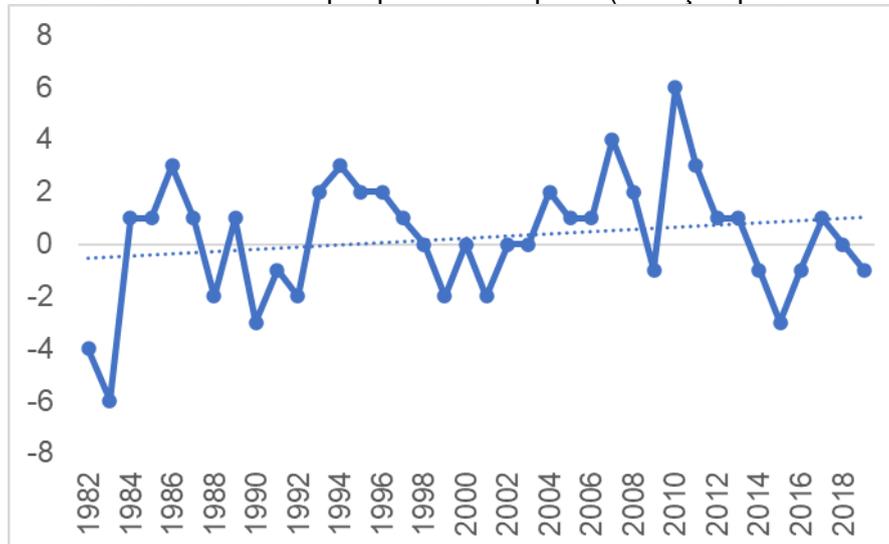
Até o início dos anos 2000, o Brasil apresentou mudanças na composição setorial de sua mão de obra, reduzindo a participação nas atividades agrícolas tradicionais e registrando aumento nos setores de serviços urbanos e indústria. A redução contínua da produtividade a partir de 1980 nos serviços levou a efeitos negativos na produtividade da economia, compensada parcialmente pelos ganhos de produtividade da indústria a partir dos anos de 1990 (FILHO, CAMPOS e KOMATSU, 2014).

Expansão do crédito, programas de transferência de renda e aumentos no valor real do salário mínimo, nos anos 2000, teriam impulsionado a demanda por produtos do setor de serviços mais que proporcionalmente na economia, ampliando sua participação no consumo. Dessa forma, a partir da década de 2000, o Brasil apresentou uma reversão importante da tendência decrescente dos serviços, levando o setor a ter uma importância fundamental para o crescimento da produtividade do trabalho, com absorção de mão de obra (FILHO, CAMPOS e KOMATSU, 2014).

A produtividade por pessoal ocupado também exhibe uma leve tendência de crescimento ao longo de 1982 a 2019 e movimentos de certa forma similares ao apresentado em termos de horas trabalhadas (Gráfico 2). A média de

crescimento para este período é nula, tendo o seu menor valor de -6% em 1983 e o seu maior de 6% em 2010.

Gráfico 2: Produtividade por pessoal ocupado (variação percentual %)

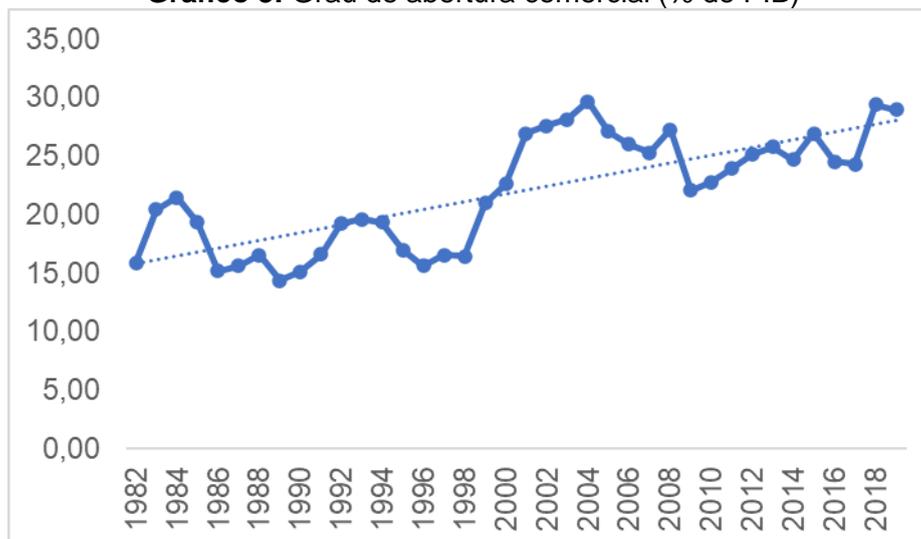


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da FGV (2020).

A abertura comercial brasileira iniciada em 1988, de forma gradual, reduziu tanto barreiras tarifárias como não tarifárias. A título de exemplo, a tarifa média de 130% vigente em 1987 foi para menos de 15% em 1994. Também a partir da década de 1990, o Brasil eliminou uma série de barreiras quantitativas e regimes especiais de importação que tornava a proteção comercial praticada pelo país pouco transparente (Schmidt, 2008). Desse modo, o processo de desenvolvimento do país passou a depender de sua capacidade de competir interna e externamente com os bens produzidos nas demais economias presentes no comércio internacional.

O Gráfico 3 revela uma tendência de crescimento do grau de abertura comercial brasileiro para os anos de 1982 a 2019. A média de participação da soma de exportações mais importações no Produto Interno Bruto (PIB), para este período, foi de 21% do PIB. Apresentou seu menor valor, de 14%, no ano de 1989 e seu valor máximo de 29% no ano de 2004. O período de maior abertura comercial brasileira ocorreu entre os anos de 1999 até 2008, quando houve queda do comércio internacional devido à crise mundial iniciada naquele ano. Desde então, a participação da soma de exportações e importações no PIB tem permanecido em patamares mais baixos.

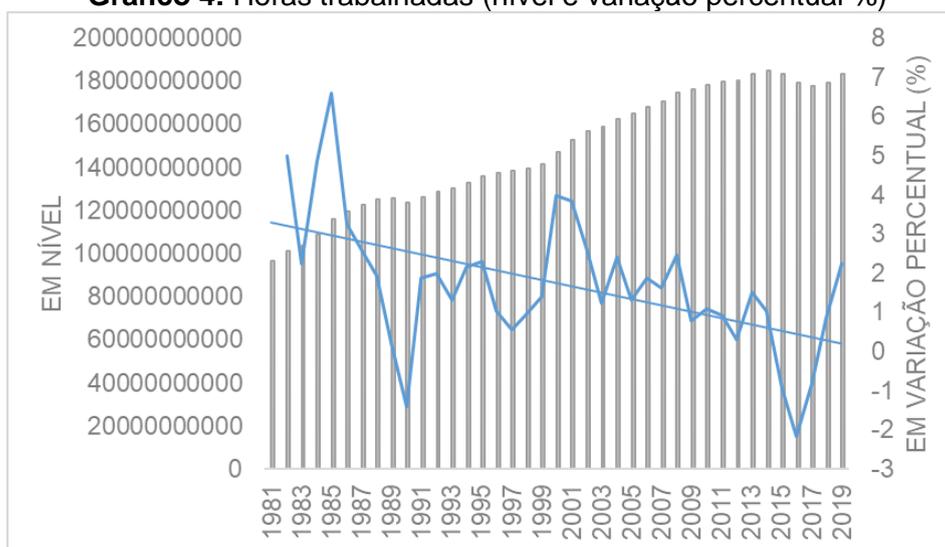
Gráfico 3: Grau de abertura comercial (% do PIB)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do WDI (2020).

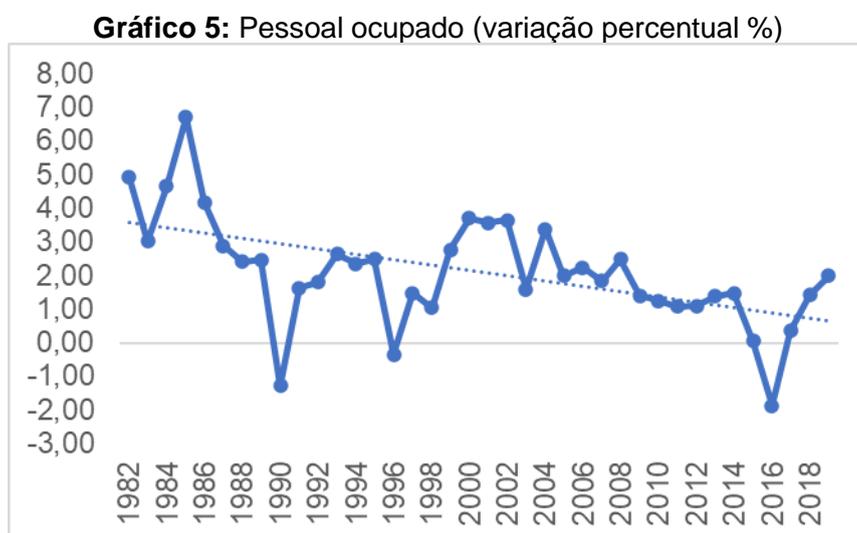
Quanto às horas trabalhadas, o Gráfico 4 apresenta uma tendência de queda, com uma média de 1,72% para o período de 1982-2019. No ano de 1985, o Brasil apresentou a maior taxa de crescimento das horas trabalhadas, de 6,61%. Nos anos de 1990 e em 2016 houve forte declínio das horas trabalhadas no país, de -1,41% e -2,29%, respectivamente; estes anos foram marcados por recessões, a última da qual o Brasil ainda passa por um lento processo de recuperação econômica.

Gráfico 4: Horas trabalhadas (nível e variação percentual %)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da FGV (2020).

De acordo com Cavalcante e Negri (2014), nos anos 2000, algo entre 30% e 50% do crescimento do PIB *per capita* no Brasil foi dado pelo aumento das taxas de ocupação e de participação no mercado de trabalho. Contudo, o gráfico 5 revela uma tendência de redução da taxa de ocupação, com uma média de 2%, para o período de 1982-2019, enfatizando assim a importância do ganho de produtividade para a economia brasileira. Vale ressaltar que a maior taxa de ocupação, de 6,71%, foi registrada em 1985, ano este que marcou uma forte expansão da atividade econômica e baixa taxa de desemprego; e apresentou as menores taxas de ocupação de - 1,29% e - 1,87%, respectivamente, nos anos de 1990 e 2016, sendo estes períodos de forte recessão econômica no país.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Fundação Getúlio Vargas.

A Tabela 1 sumariza as principais estatísticas das variáveis utilizadas nos modelos econométricos: Produtividade por horas trabalhadas (prod1) e Produtividade por pessoal ocupado (prod2), ambos medidos em termos de variação percentual; Grau de abertura comercial (comex); Horas trabalhadas em termos percentuais (ht) e Pessoal ocupado em termos percentuais (po). Considerando um total de 38 observações que correspondem a dados anuais para o período de 1982 a 2019.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Fonte: Elaboração própria.

Foi estimado um coeficiente de correlação de Pearson entre as variáveis do modelo – Tabela 2. Considerando apenas a nossa variável de interesse, comex, notamos uma correlação positiva de 10% em relação à produtividade medida em termos de horas trabalhadas (prod1) e de 9% em relação à *proxy* prod2. No entanto, todos os coeficientes do teste de correlação não foram estaticamente significantes nem mesmo a 10%.

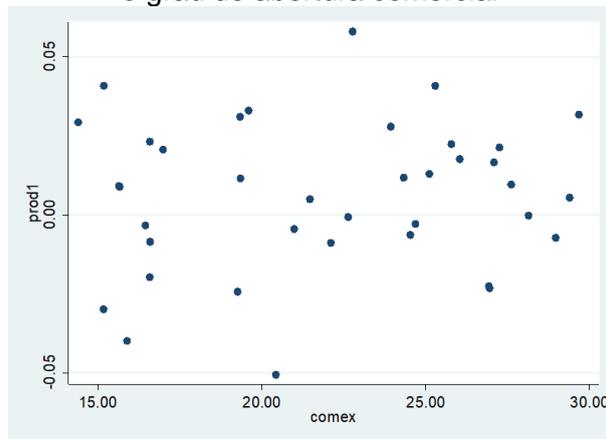
Tabela 2: Matriz de correlação entre as variáveis dos modelos

prod1	prod2	comex	ht	po	
prod1	1.0000				
prod2	0.9659	1.0000			
comex	0.1015	0.0903	1.0000		
ht	-0.0210	0.0547	-0.0990	1.0000	
po	0.0579	0.0392	-0.0836	0.9333	1.0000

Fonte: Elaboração própria.

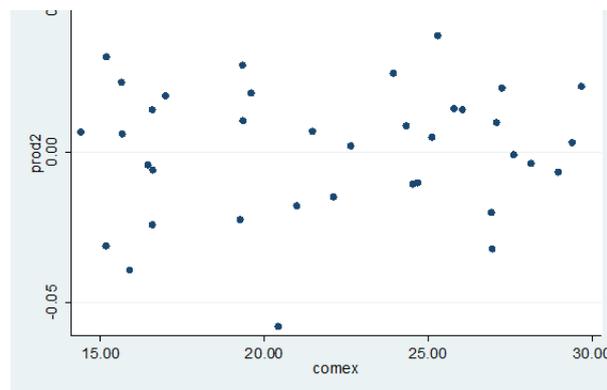
Nota-se nos Gráficos 6 e 7 que há grande variabilidade dos dados, mostrando a priori uma fraca relação positiva entre crescimento da produtividade (medida tanto por prod1 quanto por prod2) e grau de abertura comercial. Portanto, a análise preliminar de correlação aponta que abertura comercial parece não impactar de forma imediata nos ganhos de produtividade da economia, mas sim ao longo do tempo, explicando assim a baixa correlação entre as variáveis.

Gráfico 6: Gráfico de dispersão entre produtividade por horas trabalhadas (prod1) e o grau de abertura comercial



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 7: Gráfico de dispersão por pessoal ocupado (prod2) e grau de abertura comercial



Fonte: Elaboração própria.

3.2 Estimação dos modelos ARDL

3.2.1 Testes de estacionariedade, critérios de seleção de defasagem e testes de diagnóstico

Dada a importância da estacionariedade da série para realizar projeções e inferências sobre os parâmetros, como discutido no capítulo 2, a tabela 3 apresenta os resultados obtidos do teste Dickey-Fuller para cada variável do

modelo, assim como, dos testes Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e o Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Tabela 3: Testes de Estacionariedade

Fonte: Elaboração própria a partir de estimação no STATA 13.

O resultado obtido pelo teste Dickey-Fuller revela, assim como pelos demais testes citados, que a variável produtividade por hora trabalhada (prod1) é estacionária a um nível de significância de 1%, dado que a estatística $Z(t)$ foi de 0,0002, não sendo necessário fazer a primeira diferença. O teste também indica que a produtividade por pessoal ocupado (prod2) é estacionária a um nível de significância de 1% e a variável horas trabalhadas (ht) mostrou-se estacionária a um nível de 10%. Já o grau de abertura comercial (comex) e a variável pessoal ocupado (po) não são estacionários nem mesmo a um nível de significância de 10%.

Com os resultados obtidos a partir dos testes de estacionariedade para cada variável, nota-se a necessidade de realizar a primeira diferença das variáveis do grau de abertura comercial e pessoal ocupado, uma vez que estas foram não estacionárias. Optou-se também por fazer a primeira diferença da variável horas trabalhadas, pois ela foi estacionária a um nível de significância de 10%. O objetivo é tornar todas as variáveis estacionárias a um nível de 1%. Feita a primeira diferença das variáveis acima citadas, estas foram novamente submetidas ao teste Dickey-Fuller e demais testes a fim de verificar a sua estacionariedade. Os resultados obtidos indicam que todas as variáveis dos modelos são estacionárias a um nível de 1%. Com isso, tem-se os requisitos necessários para a estimação dos parâmetros dos modelos autorregressivos com defasagens distribuídas.

O modelo ARDL mescla diferentes defasagens de todas as variáveis (dependente e explicativas) em busca de um modelo mais ajustado seguindo um critério de informação. A tabela 4 apresenta a escolha das defasagens ótimas seguindo o critério Akaike e outros critérios de seleção descritos na metodologia

Tabela 4: Critérios de seleção das defasagens das variáveis

Critério de seleção das defasagens	
Variáveis	Número ideal de defa
Prod1	(0
Prod2	
Comex	
Ht	

Fonte: Elaboração própria a partir de estimação no STATA 13.

Para a produtividade por horas trabalhadas (prod1), os critérios de seleção FPE, AIC, HQIC e SBIC recomendam 0 defasagens como o ideal. Com relação à produtividade por pessoal ocupado (prod2), os critérios de seleção FPE e AIC recomendam uma defasagem como a ideal. Já os critérios HQIC e SBIC recomendam zero como o ideal para a defasagem. Dessa forma, os critérios de seleção sugerem o uso de zero ou um como o número ideal de defasagens para a produtividade por pessoal ocupado.

Quanto ao grau de abertura comercial (comex), os critérios de seleção, LR, FPE, AIC, HQIC e SBIC, orientam uma defasagem como o ideal. Para as variáveis horas trabalhadas (ht) e pessoal ocupado, os critérios de seleção LR, FPE, AIC, HQIC e SBIC indicam uma defasagem como o ideal.

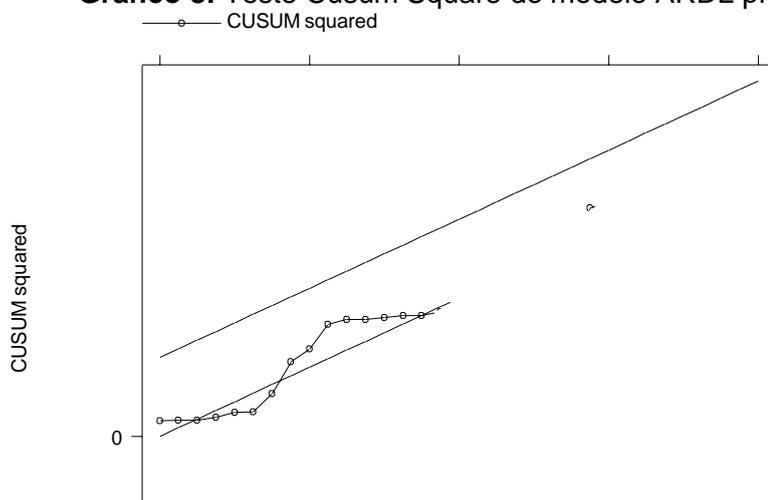
Além desses testes foram realizados testes de diagnósticos para os modelos ARDL tais como os testes de autocorrelação, de heterocedasticidade, normalidade e estabilidade do modelo.

Os testes de autocorrelação Durbin-Watson e Breusch-Godfrey indicam que não há uma correlação serial entre os resíduos tanto do modelo prod1 quanto do prod2. Além disso, com base nos resultados dos testes de White e Cameron & Trivedi's não podemos rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade, ou seja, de que a variância é constante ao longo do tempo, nem do modelo prod1 nem do prod2.

Realizamos ainda o teste de normalidade Jarque-Bera, por meio do qual rejeita-se a hipótese nula de normalidade a um nível de 5% de significância para o modelo prod1. Para o modelo prod2 o resultado foi de 0,0294, sendo inferior a 0,05, também rejeitando-se a hipótese nula de normalidade.

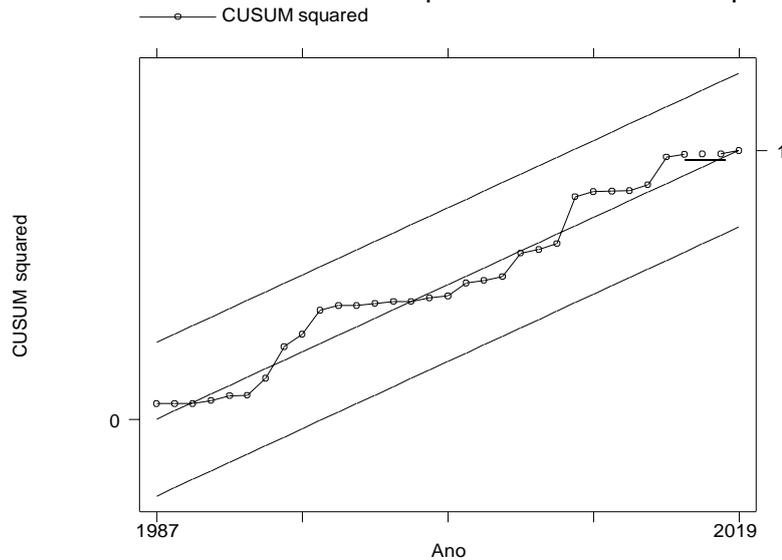
Por fim, o teste de *Cusum Square* verifica a estabilidade dos parâmetros do modelo a um nível de significância de 5% e representa a soma acumulada dos resíduos recursivos ao quadrado, sendo que há instabilidade no modelo quando as somas ultrapassam a área formada pelas duas retas críticas dos testes. Os gráficos 8 e 9 demonstram a estabilidade dos testes de estabilidade *Cusum Square* das nossas duas estimações via ARDL.

Gráfico 8: Teste Cusum Square do modelo ARDL prod1



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 9: Teste Cusum Square do modelo ARDL prod2



Fonte: Elaboração própria.

3.2.3 Estimação dos modelos autorregressivos com defasagens distribuídas

Na Tabela 5 são apresentados inicialmente os resultados dos modelos ARDL de curto prazo em que foi definida o número máximo de defasagens em um período, tal como apontado pelos critérios de seleção de defasagem na tabela 4. Notamos que para o modelo prod1, cuja variável dependente é a produtividade por horas trabalhadas (prod1) e as independentes são o grau de abertura comercial (comex), horas trabalhadas (ht) e pessoal ocupado (po), os únicos coeficientes que não foram estatisticamente significantes foram o da produtividade com um período de defasagem e o das horas trabalhadas. Os coeficientes do grau de abertura comercial e pessoal ocupado foram estatisticamente significantes a um nível de 5%. O aumento de 1% no pessoal ocupado ocasionaria o crescimento de 0,012% na produtividade no curto prazo, enquanto com um período de defasagem para aquela variável, levaria a uma redução de 0,005% na variável dependente.

Tabela 5: Resultados das estimações ARDL de curto prazo para os modelos prod1 e prod2

	Prod1	Prod2
Prod1 (t-1)	0,284	
Prod2 (t-1)		.294***
Comex	-.0038**	-.003**
Comex (t-1)	.0041**	.0036**
Ht	-0,006	0,004
Po	.0126**	-.0054***
Po (t-1)	-.0052**	0,003
Constante	-0,005	-0,006

Notas: *significância a 10%, ** a 5% e a 1%.

Fonte: Elaboração própria a partir de estimação no STATA 13.

Já com relação a variável de interesse, notamos que um aumento percentual do coeficiente do grau de abertura comercial leva a uma redução de 0,003% da produtividade, por horas trabalhadas, no curto prazo. Contudo, uma mudança em termos percentuais na primeira defasagem do grau de abertura comercial levou a um aumento de 0,004% na produtividade, com 5% de significância. Portanto, parece que o resultado imediato de um aumento do grau de abertura da economia brasileira é negativo e significativo, mas em termos defasados passa a ter benefícios.

Os resultados do modelo ARDL prod2, os coeficientes de horas trabalhadas e pessoal ocupado, com um período de defasagem, não foram estatisticamente significantes, não podendo fazer qualquer inferência estatística sobre eles. Já com relação aos coeficientes da produtividade por pessoal ocupado e o grau de abertura comercial, estes foram estatisticamente significativos a um nível de 10% e 5%, respectivamente. O aumento de 1% na produtividade no passado levaria a um aumento de 0,29% nela mesma no período atual. O coeficiente do pessoal ocupado com um período de defasagem foi estatisticamente significativo a um nível de 10%, e o aumento de 1% no pessoal ocupado leva a uma redução de 0,005% na produtividade no curto prazo.

Já o aumento do grau de abertura comercial ocasionaria uma redução de 0,003% na produtividade no curto prazo, ao passo que o mesmo aumento no grau de abertura comercial, com um período de defasagem, acarretaria num aumento de 0,003% na produtividade por pessoal ocupado.

A Tabela 6 apresenta as matrizes de defasagens de cada variável para os modelos prod1 e prod2 que demonstraram significância estatística para explicar o comportamento das variáveis dependentes e que serão utilizadas para estimar os modelos de correção de erros (ECM) para o longo prazo. A variável produtividade por horas trabalhadas, considerada apenas no modelo prod1, assim como o grau de abertura comercial, nos dois modelos, foram significantes quando defasadas em um período. Já a variável horas trabalhadas não terá defasagem no modelo prod1, ao passo que no modelo prod2 terá. E a variável pessoal ocupado terá uma defasagem no primeiro modelo e não terá no segundo.

Tabela 6: Matriz das defasagens significativas dos modelos prod1 e prod2

Matriz de defasagens		
	Prod1	Prod2
	Defasagens	Defasagens
Prod1	1	1
Comex	1	1
Ht	0	1
Po	1	0

Notas: Significância a 5%.

Fonte: Elaboração própria a partir de estimação no STATA 13.

A tabela 7 apresenta os resultados do teste de cointegração (teste Bound), em que a estatística F acima de F-crítico indica cointegração. Os resultados tanto para o modelo prod1 quanto para o modelo prod2 indicam que há cointegração de longo prazo entre as variáveis explicativas e a variável dependente. Isso pois os valores dos testes F foram superiores a todas as bandas inferiores I(0) e superiores I(1) com um nível de significância de 10%, 5%, 2,5% e 1%. Portanto, essas variáveis foram relevantes para explicar a dinâmica de longo prazo da produtividade da economia brasileira no período analisado.

Tabela 7: Teste de Cointegração

Modelo	Estatística F	Valores Críticos								Cointegração de longo prazo
		I0	I1	I0	I1	I0	I1	I0	I1	
		L 1	L 1	L 05	L 05	L 025	L 025	L 01	L 01	
Prod1	6.889	2,72	3,77	3,23	4,35	3,69	4,89	4,29	5,61	Sim
Prod2	9.397	2,72	3,77	3,23	4,35	3,69	4,89	4,29	5,61	Sim

Notas: L1: significância a 10%; L05: a 5%; L025 a 2,5%; e, L01 a 1%.

Fonte: Elaboração própria a partir de estimação no STATA 13.

Baseado no resultado das matrizes de defasagens apresentadas acima e no teste de cointegração, estimou-se os coeficientes de curto e longo prazo por meio do modelo de correção de erros (*Error Correction Model* – ECM).

Na Tabela 8 apresenta-se os resultados de curto prazo estimados pelos modelos ECM - ARDL. Os coeficientes, para o modelo prod1, do grau de abertura comercial e do pessoal ocupado foram significantes a 5%, e seus valores indicam que uma variação percentual tanto em uma como em outra variável, levariam a uma redução de 0,004% e aumento de 0,005% na produtividade, respectivamente. Já para o modelo prod2, os coeficientes do grau de abertura comercial e horas trabalhadas foram estatisticamente significativos a um nível de 5% e 10%, respectivamente. O aumento de 1% no grau de abertura comercial levaria a uma redução de 0,003% na produtividade. Assim como, o aumento de 1% nas horas trabalhadas ocasionaria um aumento de 0,005% na produtividade por pessoal ocupado no curto prazo.

Além disso, o coeficiente do ajustamento (ECM-1) de ambos os modelos foram significantes, a um nível de 1%, e com sinais negativos, indicando convergência das variáveis no longo prazo e que choques anteriores serão corrigidos no período atual. A velocidade do ajustamento para o primeiro modelo foi de 71%, enquanto que para o segundo foi de 70%.

Tabela 8: Coeficientes de curto prazo dos modelos ECM -ARDL

Modelo Prod1		Modelo Prod2	
Variáveis	Coeficientes	Variáveis	Coeficientes
Comex (1 defasagem)	-.0041198**	Comex (1 defasagem)	-.0039626**
Po (1 defasagem)	.0055362**	Ht (1 defasagem)	.005382***

Notas: *significância a 10%, ** a 5% e a 1%.

Fonte: Elaboração própria a partir de estimação no STATA 13.

Por fim, a tabela 9 apresenta os coeficientes de longo prazo das variáveis explicativas de cada modelo. A nossa variável de interesse apresentou sinal positivo como esperado, mas nenhum coeficiente foi estatisticamente significativo tanto para o modelo prod1 como para o prod2, não podendo fazer qualquer inferência estatística dos coeficientes de ambos os modelos. Sendo assim, o teste de cointegração (*Bound test*) indicou que deveria-se especificar um vetor de correção de erros no modelo, mas no longo prazo as variáveis não se apresentaram significativas para determinar a produtividade da economia brasileira.

Tabela 9: Coeficientes de longo prazo dos modelos ECM – ARDL

Modelo Prod1		Modelo Prod2	
Variáveis	Coeficientes	Variáveis	Coeficientes
Comex	.0004741	Comex	.0004541
Ht	-.0083864	Ht	-.0026022
Po	.009888	Po	.0046432

Notas: *significância a 10%, ** a 5% e a 1%.

Fonte: Elaboração própria a partir de estimação no STATA 13.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho tinha por objetivo analisar, à luz da teoria econômica, o processo de abertura comercial do Brasil e seus reflexos em eventuais ganhos de produtividade para a economia brasileira. Foi realizada uma revisão de literatura sobre a temática em que foi constatada um relativo consenso dentre os estudiosos do *mainstream* do debate sobre os efeitos positivos da abertura comercial para variações na produtividade, embora exista uma literatura crítica, especialmente estruturalista sobre tais efeitos no curto e longo prazo. Além disso, uma revisão de literatura empírica sobre os efeitos da abertura comercial para a produtividade da economia brasileira até o final da década de 90 confirma os apontamentos teóricos do *mainstream* do debate, os quais sugerem efeitos positivos diretos e indiretos (HIDALGO, 2002; LISBOA ET AL., 2002; ROSSI JÚNIOR e FERRIERA, 1999; FERRIERA e GUILLÉN, 2004; HIDALGO e MATA, 2009).

No entanto, os resultados encontrados no presente trabalho que abrangem um período maior/mais recente de análise e utilizam modelos ARDL e ARDL-ECM não corroboram com aqueles encontrados por tais autores de que maior abertura comercial impacta positivamente a produtividade.

Primeiramente, os resultados do modelo ARDL de curto prazo demonstraram que elevações do grau de abertura comercial da economia brasileira levaram a uma redução imediata da produtividade, medida tanto por horas trabalhadas quanto por pessoal ocupado. Quando considerada a defasagem de um ano desta variável o efeito também foi significativo, porém positivo, ou seja, os benefícios da abertura apareceram somente em termos defasados. Já os resultados de curto prazo dos modelos com correção de erros (ECM) demonstraram um efeito negativo da abertura comercial para os ganhos de produtividade mesmo para a defasagem ótima de um período. Considerando que o teste Bound demonstrou haver cointegração entre as variáveis no longo prazo, tomamos como preferíveis os resultados do modelo ECM que captura tal relação entre as variáveis. Portanto, os efeitos de curto prazo da abertura comercial para a variação da produtividade do trabalho da economia brasileira foram significativos e negativos.

Quanto aos resultados das estimações para o longo prazo, a abertura comercial apresentou sinal positivo, mas que não foi capaz de garantir ganhos significativos de produtividade, uma vez que seu coeficiente não apresentou significância estatística.

A principal contribuição, desta pesquisa, foi a utilização do método ARDL que é relativamente novo e permite analisar as relações de curto e de longo prazo entre o grau de abertura comercial e a produtividade para a economia brasileira de forma mais robusta, uma vez que tais modelos tendem a ser mais eficientes para captar relações de longo prazo, principalmente em pequenas amostras.

Embora esse tenha sido um exercício válido de verificação da pergunta norteadora, é importante que outras estimações sejam realizadas com o sentido de verificar a robustez da nossa análise. Por exemplo, incluindo *dummies* temporais para verificar se existe alguma quebra estrutural na série de tempo em função, por exemplo da própria abertura comercial que ocorreu no Brasil em 1990 e as crises econômicas de 2008 e de 2016. Esses eventos podem afetar a tendência das variáveis e pode ser fundamental em um segundo momento integrá-las no modelo, na medida em que elas representam impactos sobre taxa de câmbio que interferem na competitividade dos setores no cenário internacional. Para tanto, sugere-se como trabalho futuro a utilização do teste de Chow para detecção de quebra estrutural e, em seguida, utilizá-la como variável explicativa no modelo.

Vale destacar ainda que as *proxies* utilizadas aqui refletem apenas a produtividade do trabalho, sendo importante estender a análise para os impactos sobre a produtividade total dos fatores (PTF). Além disso, a fim de obter um maior diálogo com a literatura é importante em trabalhos futuros utilizar outras variáveis explicativas que refletem a abertura comercial como tarifas sobre importação de produtos finais e de insumos intermediários, tal como em Rossi Júnior e Ferreira (1999) e Hidalgo (2002). Essa variável pode refletir de maneira mais próxima os efeitos positivos apontados pela literatura, já que como indicado, a produtividade aumentaria por meio da importação de insumos de melhor qualidade e pela implementação de programas de qualidade nas empresas devido a maior concorrência. Por fim, ressalta-se para trabalhos futuros avaliar os efeitos

desagregados da abertura comercial sobre os distintos setores da economia brasileira, na medida em que eles foram afetados de maneira diferente, tal como aponta Ferreira e Guillén (2004).

REFERÊNCIAS

BADO, Álvaro Labrada et al. Das vantagens comparativas à construção das vantagens competitivas: uma resenha das teorias que explicam o comércio internacional. *Revista de Economia & Relações Internacionais*, v. 3, n. 5, p. 5-20, 2004.

BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda. Evolução recente da produtividade no Brasil e o impacto de tarifas e importações. 2001. Dissertação (Mestrado em Economia) – Curso de economia – Escola de Pós Graduação em Economia (EPGE), São Paulo, 2001.

BONELLI, R., FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, p. 273- 314, ago. 1998.

BONELLI, R.; FONTES, J. O desafio brasileiro no longo prazo. In: BONELLI, R.; PINHEIRO, A. C. (Org.). *Ensaio IBRE de Economia Brasileira – 1*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Economia; Editora FGV, 2013.

CAVALCANTE, L. R.; NEGRI, F. *Produtividade no Brasil: Uma Análise do Período Recente*. Brasil. Rio de Janeiro, abr. 2014.

EDWARDS, Sebastian. Openness, productivity and growth: what do we really know?. *The economic journal*, v. 108, n. 447, p. 383-398, 1998.

EDWARDS, Sebastian. Trade orientation, distortions and growth in developing countries. *Journal of development economics*, v. 39, n. 1, p. 31-57, 1992.

FERREIRA, Pedro Cavalcanti; GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho. Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 4, p. 507-532, 2004.

FURLAN, Camila Pedrozo Rodrigues; DINIZ, Carlos Alberto Ribeiro; FRANCO, M. Estimation of lag length in distributed lag models: A comparative study. *Advanced Applied Statistics*, v. 17, n. 2, p. 127-142, 2010.

GONTIJO, Cláudio. As duas vias do princípio das vantagens comparativas de David Ricardo e o padrão-ouro: um ensaio crítico. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 27, p. 413-430, 2007.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C.; GUNASEKAR, Sangeetha. *Basic econometrics*. 5ª edição. Tata McGraw-Hill Education, 2012.

HIDALGO, A. B. O processo de abertura comercial brasileira e o crescimento da produtividade. *Revista Economia Aplicada*, v. 6, n. 1, p. 79-95, 2002.

HIDALGO, A. B.; DA MATA, D. F, G. Produtividade e desempenho exportador das firmas na indústria de transformação brasileira. *Revista Estudos Econômicos*, v. 39, p. 709-735, 2009.

LISBOA, M. B.; MENEZES FILHO, N.; SCHOR, A. Os efeitos da liberalização comercial sobre a produtividade: Competição ou tecnologia? *Anais... Nova Friburgo: SBE*, 2002.

MENEZES FILHO, N.; CAMPOS, G.; KOMATSU, B. K. A Evolução da Produtividade no Brasil. Brasil. São Paulo, CPP Policy Paper n. 12, ago. 2014.

NASSIF, ANDRÉ et al. Mudança estrutural e crescimento da produtividade no Brasil: onde estamos?. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 40, n. 2, p. 243-263, 2020.

OLIVEIRA, Nilson Douglas Araújo de. Abertura comercial e produtividade: uma análise macroeconômica para o Brasil. 2016. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) - Curso de Ciências Econômicas – Universidade Federal de Ouro Preto, Minas Gerais, 2016.

PEREIRA, L. B. V. P. Abertura comercial e produtividade. *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, n. 134, 2018.

PESARAN, M. Hashem et al. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. 1995.

PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.

ROSSI Jr., J.L. e FERREIRA, P.C. “Evolução da Produtividade Industrial Brasileira e Abertura Comercial” IPEA, Texto para discussão nº 651, p. 1-36, Rio de Janeiro, junho de 1999.

RODRIGUES, Carlos Henrique Lopes. Roberto Simonsen e Eugênio Gudín: origem de um debate ainda não superado na economia brasileira. **Cadernos do Desenvolvimento**, v. 13, n. 23, p. 129-154, 2018.

RODRIGUEZ, Francisco; RODRIK, Dani. Trade policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence. *NBER macroeconomics annual*, v. 15, p. 261-325, 2000.

SCHMIDT, Herbert de Oliveira. Os impactos da abertura comercial na produtividade brasileira. 2008. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Curso de Ciências Econômicas – IBMEC, São Paulo, 2008.

SILVA, Danielle Barbosa Lopes da. Impacto da abertura comercial sobre a produtividade da indústria brasileira. 2004. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Mestrado em Finanças e Economia Empresarial – FGV, São Paulo, 2004.

SILVA, Felipe; MENEZES FILHO, Naercio; KOMATSU, Bruno. Evolução da produtividade no Brasil: comparações internacionais. Policy Paper, v. 15, 2016.

SOUZA, Thais Andreia Araujo de; SANTOS, Helis Cristina Zanuto Andrade; CUNHA, Marina Silva da. PANORAMA DE LONGO PRAZO ENTRE CRESCIMENTO E PRODUTIVIDADE NO BRASIL (1980-2014). RDE-Revista de Desenvolvimento Econômico, v. 1, n. 45, 2020.

VELOSO, Fernando A.; MATOS, Silvia Maria; PERUCHETTI, Paulo Henrique Ribeiro. Produtividade do trabalho apresenta queda de 0,7% no terceiro trimestre de 2019. 2019.