



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SOCIOECONÔMICO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Evandro Figueiredo Lima

OS CHOQUES IDIOSINCRÁTICOS VIA MATRIZ INSUMO-PRODUTO: A
participação das variações microeconômicas nas flutuações agregadas do Brasil

Florianópolis
2023

Evandro Figueiredo Lima

OS CHOQUES IDIOSSINCRÁTICOS VIA MATRIZ INSUMO-PRODUTO: A
participação das variações microeconômicas nas flutuações agregadas do Brasil

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação
em Economia da Universidade Federal de Santa
Catarina para a obtenção do título de mestre em
Economia.

Orientador: Prof. Guilherme de Oliveira, Dr.

Florianópolis

2023

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Lima, Evandro Figueiredo

Os choques idiossincráticos via matriz insumo-produto :
A participação das variações microeconômicas nas flutuações
agregadas do Brasil / Evandro Figueiredo Lima ;
orientador, Guilherme de Oliveira, 2023.
83 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Catarina, Centro Socioeconômico, Programa de Pós-Graduação em
Economia, Florianópolis, 2023.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Flutuações agregadas. 3. Choques
idiossincráticos. 4. Matriz insumo-produto. I. de
Oliveira, Guilherme. II. Universidade Federal de Santa
Catarina. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

Evandro Figueiredo Lima

OS CHOQUES IDIOSSINCRÁTICOS VIA MATRIZ INSUMO-PRODUTO: A
participação das variações microeconômicas nas flutuações agregadas do Brasil

O presente trabalho em nível de mestrado foi avaliado e aprovado por banca
examinadora composta pelos seguintes membros:

Prof.^a Izete Pengo Bagolin, Dra.

Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul

Prof. Eraldo Sergio da Silva, Dr.

Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Marcelo Arend, Dr.

Universidade Federal de Santa Catarina

Certificamos que esta é a **versão original e final** do trabalho de conclusão que foi
julgado adequado para obtenção do título de mestre em Economia.

Prof. Guilherme Valle Moura, Dr.

Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia

Prof. Guilherme de Oliveira, Dr.

Orientador

Florianópolis, 2023.

RESUMO

O estudo das flutuações agregadas faz parte de diferentes áreas da economia. A parte mais tradicional e estabelecida da teoria econômica define que variações em nível microeconômico sejam em nível setorial ou em nível da firma, ao observar a origem desses efeitos de forma desagregada e diversificada, os choques tendem à média no agregado. As abordagens distintas vão desde a macroeconomia clássica à teoria do equilíbrio geral. Porém, em outro campo da economia, há uma abordagem sobre as flutuações agregadas com origem em choques microeconômicos idiossincráticos. Nesta linha de pesquisa, construíram-se modelos matemáticos para análise de choques econômicos que atingem firmas, ou setores, que estão inter-relacionadas em uma estrutura de redes de produção. Essa análise pelas ligações em redes de produção teoriza que os choques microeconômicos seriam absorvidos pela economia como um todo se as ligações entre os setores na cadeia produtiva seguirem uma distribuição normal. Porém, estudos evidenciam que, em geral, essas conexões apresentam uma distribuição assintótica e, com efeito, há setores (firmas) que se posicionam na cadeia produtiva com maior peso econômico. Tanto pelo lado da demanda quanto pelo lado da oferta, se poucos setores apresentam grande quantidade de ligações e, por outro lado, se muitas indústrias contêm poucas conexões na rede produtiva, então, um efeito adverso na economia recairia sobre os setores de maior peso econômico nas relações em rede e, conseqüentemente, isso refletiria negativamente sobre todas as outras indústrias de menor peso, potencializando as flutuações macroeconômicas por meio do efeito cascata na cadeia produtiva de um país. Neste contexto, essas variações idiossincráticas não seriam anuladas na média ao longo do tempo. A partir disso, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) introduziram teorias microfundamentadas para o desenvolvimento de um modelo teórico basilar e aplicável empiricamente. Em tese, conforme as características de cada rede de produção, os possíveis efeitos de choques idiossincráticos que atingem as firmas ou setores podem ser observados pelas ligações insumos-produto. Ademais, esses choques não só tem potencial de afetar toda a economia, como também apresentam um sentido de propagação dos efeitos pelas relações de oferta e de demanda entre os setores ou firmas. Cada estrutura produtiva de um país tem características próprias, mas também contém diferentes níveis de eficiência alocativa dos fatores de produção, que podem ou não afetar toda a rede de produção como um efeito em cascata. A partir de um choque de demanda, por exemplo, gastos do governo, ou de um choque de produtividade, por exemplo, variações na produtividade do trabalho; que afete a capacidade de compra ou de venda de produtos de um setor, conseqüentemente, os efeitos

gerados influenciam as escolhas ótimas de produção de cada setor. Propõe-se, então, analisar como pequenos choques idiossincráticos se propagam e se amplificam pelas ligações insumo-produto da economia brasileira, bem como sua eficiência alocativa de mão de obra na rede de produção. Portanto, pretende-se construir seis tipos de choques para o estudo de seus possíveis efeitos idiossincráticos no país. A partir de dados nacionais da matriz insumo-produto, do valor adicionado, do nível de emprego e da produtividade do trabalho, ambos em relação a cada setor que integra a estrutura produtiva do país, definiram-se quatro tipos de choques do lado da demanda como: gastos do governo, consumo das famílias, formação bruta de capital fixo e exportações; e do lado da oferta, desenvolveram-se dois tipos de choques a partir da decomposição da produtividade total do trabalho tais como os efeitos de deslocamento do fator trabalho entre setores e os deste fator no próprio setor. Também se compararam os resultados empíricos de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), para os Estados Unidos, com os resultados do Brasil. Em geral, os choques apresentaram os mesmos sentidos de propagação nestes dois países, porém os dados brasileiros denotaram maior peso econômico nos coeficientes de efeito próprio do que os de rede, ao contrário dos resultados norte-americanos destes autores acima. Uma possibilidade para esta diferença pode residir no fato de que as indústrias dos Estados Unidos têm níveis de produtividade mais homogêneos que, relativamente, retratam maiores efeitos de rede, em contraste com os do Brasil que indicam maior heterogeneidade produtiva setorial e, conseqüentemente, maior efeito no próprio setor.

Palavras-chave: Flutuações agregadas. Choques idiossincráticos. Matriz insumo-produto.

ABSTRACT

Diverse aspects of the economy include the study of aggregate volatility. When observing the origin of these impacts in a disaggregated and diverse form, the shocks tend to average in the aggregate, according to the most classic and well-established component of economic theory, which states that variations at the microeconomic level are at the sectoral level or at the business level. Different techniques include general equilibrium theory and traditional macroeconomics. However, there is a method for handling aggregate variations brought on by unique microeconomic shocks in another area of economics. Mathematical models were created in this area of study for the understanding of economic shocks that affect industries or enterprises that are connected through a production network structure. Theoretically, if the connections between the sectors in the production chain have a normal distribution, then the economy as a whole would be able to absorb microeconomic shocks. Studies reveal that, in reality, there are sectors (firms) that place themselves in the production chain with larger economic weight and that, generally, these links have an asymptotic distribution. A negative impact on the economy would be seen by the sectors with more economic weight if there are few sectors with many links on the supply side and few industries with many connections on the demand side, respectively. Consequently, this would have a detrimental impact on all other industries with less importance, causing macroeconomic fluctuations through the cascade effect in a nation's productive chain. These idiosyncratic variances in this situation would not be cancelled out by the mean over time. From there, Acemoglu, Akcigit, and Kerr (2016) developed microfounded theories for the creation of a fundamental, empirically applicable theoretical model. Theoretically, input-output links can be used to observe the potential consequences of idiosyncratic shocks that affect businesses or industries, depending on the properties of each production network. Furthermore, these shocks exhibit a feeling of effect propagation through supply and demand relationships between sectors or businesses, in addition to having the ability to disrupt the entire economy. Each country's productive structure is unique and comprises varying degrees of allocative efficiency of the production elements, which may or may not have a cascading influence on the entire production network. The ability to acquire or sell items in a sector is affected by a demand shock, like government expenditure, or a productivity shock, like changes in labor productivity; as a result, the impacts generated have an impact on the best production options for each sector. Therefore, it is suggested to examine how minor idiosyncratic shocks spread and intensify through the Brazilian economy's input-output links as well as the labor market's allocative efficiency. As a

result, we plan to construct six different types of shocks so that we can research any potential localized consequences they may have. Four types of demand-side shocks, such as government spending, household consumption, gross fixed capital formation, and exports, were defined based on national data on the input-output matrix, added value, employment level, and labor productivity, both in relation to each sector that comprises the country's productive structure. On the supply side, two types of shocks emerged from the decomposition of total labor productivity, such as the effects of displacement of workers. Additionally, the empirical findings from Acemoglu, Akcigit, and Kerr (2016) for the United States and Brazil were contrasted. In both of these nations, shocks tended to spread in the same general directions, but Brazilian data indicated, in contrast to the authors' earlier findings for North America, that the own effect coefficients carried a bigger economic weight than the network effect. One explanation for this difference could be the more uniform productivity levels in American industries, which, in comparison, show stronger network effects, as opposed to those in Brazil, which show greater sectoral productive heterogeneity and, as a result, stronger effects within the sector itself.

Keywords: Aggregate fluctuations. Shocking idiosyncrasies. The input-output matrix.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	DIFERENTES ABORDAGENS SOBRE FLUTUAÇÕES AGREGADAS ...	15
2.1	ABORDAGENS ALTERNATIVAS SOBRE FLUTUAÇÕES AGREGADAS ..	17
2.2	DE CHOQUES MICROECONÔMICOS ÀS FLUTUAÇÕES AGREGADAS ...	18
3	TEORIA E PROPOSIÇÕES PARA ANÁLISE DOS EFEITOS DE REDE .	22
3.1	OS EFEITOS EXCLUDENTES DO LADO DA OFERTA	28
3.2	OS EFEITOS EXCLUDENTES DO LADO DA DEMANDA	31
3.3	FATOS ESTILIZADOS, TRABALHO E MUDANÇA ESTRUTURAL	34
3.4	ALGUNS EXEMPLOS EMPÍRICOS DE CHOQUES ECONÔMICOS	35
4	O MODELO EMPÍRICO	37
4.1	ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO	39
4.1.1	O método de construção dos choques de demanda.....	44
4.1.2	O método de construção dos choques de produtividade do trabalho	46
4.1.3	O método de construção dos choques de restrição de recursos.....	47
5	QUAIS OS RESULTADOS E DISCUSSÕES DO MODELO EMPÍRICO ..	50
5.1	CHOQUES DE DEMANDA.....	51
5.2	CHOQUES DE OFERTA.....	60
5.2.1	A magnitude dos coeficientes dos efeitos próprio e de rede.....	65
6	CONCLUSÃO.....	67
	REFERÊNCIAS	70
	APÊNDICE A – Estimadores MGM-SYS com as diagonais da Matriz de <i>Leontief</i>.....	73
	APÊNDICE B – Comparação de modelos e verificação de robustez.....	76

1 INTRODUÇÃO

As economias contemporâneas enfrentam flutuações em componentes macroeconômicos correlacionados como produto nacional, emprego, nível geral de preços, e que afetam as escolhas de famílias, firmas e governo. As teorias macroeconômicas, em geral, estudam a determinação e o comportamento de componentes agregados e as causas dessas oscilações, por exemplo, pela relação entre a redução do Produto Interno Bruto (PIB) e o aumento do número de desempregados em um país.

Tais teorias têm pouco espaço de análise para efeitos típicos e diversos da abordagem microeconomia. Por outro lado, as teorias microeconômicas tradicionais reservam pouco espaço para a análise do possível efeito de que fenômenos microeconômicos tenham impacto no agregado.

Na tentativa de identificar as causas das oscilações no crescimento de um país, em um ramo da teoria econômica, analisam-se os possíveis efeitos de choques microeconômicos convertidos em flutuações macroeconômicas por meio de um arcabouço cuja microfundamentação é baseada nas ligações intersetoriais do tipo insumo-produto e na participação do volume de vendas da firma no Produto Interno Bruto (PIB). Nesse campo de estudo, grosso modo, reúne a teoria econômica, a influência de uma grande firma compradora ou fornecedora na cadeia produtiva e no crescimento do PIB, bem como a teoria de redes via matriz insumo-produto, que viabiliza a análise das relações de compra e venda de insumos em redes de produção (Carvalho (2010) e Acemoglu, Ozdaglar e Tahbaz-salehi (2010), bem como Gabaix (2011)).

Carvalho e Tahbaz-Salehi (2019) dividiram a literatura deste último ramo teórico descrito acima em duas linhas de desenvolvimento. A primeira corresponde à análise de redes que oferece os instrumentos metodológicos para quantificar as interações entre suas unidades componentes (Carvalho, 2010; Acemoglu *et al.*, 2010, 2012; Bernard *et al.*, 2019; entre outros). O método possibilita estimar não apenas como os choques se espalham pela economia, mas também como os setores se movem dentro de cada flutuação e como rastrear a trajetória desses distúrbios até a origem. De outra forma, pelo maior acesso a volumes expressivos de dados sobre firmas e setores produtivos, a segunda linha de desenvolvimento aborda a capacidade de identificar quais empresas têm condições de afetar o nível do produto agregado ao se defrontar com um choque adverso (Gabaix, 2011; Barrot e Sauvagnat, 2016; Boehm *et al.*, 2019; entre outros). Gabaix (2011) mostrou que o tamanho da firma em relação a sua

participação no Produto Interno Bruto (PIB) de um país pode gerar choques microeconômicos idiossincráticos que afetem o produto agregado. Segundo Gabaix (2011), poucas firmas com maior volume de vendas no mercado compõem uma distribuição assimétrica do conjunto de firmas no PIB e, conseqüentemente, os efeitos dos choques se espalham pela interdependência de outras empresas menores a esta.

Com base nos estudos sobre as variações pelas ligações insumo-produto, a intuição para o entendimento deste método encontra-se na característica sistêmica da cadeia de produção. Isto é, com as firmas (setores) conectadas em rede, a produção de bens depende de compradores e fornecedores interagindo no mercado de insumos. Neste processo, a demanda por insumos que segue o fluxo de compra e venda, a partir da firma (setor) focal em direção aos seus fornecedores, denominado a jusante. De outro modo, do ponto de vista do fornecedor, o fluxo a montante qualifica-se pelo movimento de venda e compra de insumos desta firma (setor) focal para seus demandantes. A estrutura produtiva como um todo contribui para a formação do produto nacional desde a obtenção de matérias primas na fonte até o consumidor final. Assim, esse complexo encadeamento produtivo apresenta grande potencial de propagação de choques econômicos a partir de uma única firma, ou setor, segundo sua importância econômica relativa.

Devido à importância evidente das ligações produtivas em cadeia, Acemoglu, Ozdaglar e Tahbaz-Salehi (2010) desenvolveram modelos multissetoriais que estimam a ocorrência desses efeitos microeconômicos que podem não desaparecer no agregado e criar efeitos em cascata. Nesta condição, os choques não convergem para um valor médio, as ligações entre setores não são igualmente distribuídas.

As redes de produção elaboradas por Carvalho (2010) partem da definição de dois tipos de redes teóricas diametralmente opostas, a rede completa com todos os setores conectados em pares e a rede em forma de estrela com um único setor conectado a todos os outros. Assim, o modelo de Carvalho (2010) possibilita estimar estruturas de redes reais, compará-las com as propriedades das redes teóricas e estimar os níveis de assimetria nas ligações que potencializam os efeitos de choques econômicos pelas redes de produção.

Acemoglu, Ozdaglar e Tahbaz-Salehi (2010) construíram o arcabouço matemático para estimar como os choques idiossincráticos são traduzidos em volatilidades agregadas pelas ligações setor a setor. O objetivo destes pesquisadores é analisar as conexões multissetoriais pela rede de abastecimento da economia. Basicamente, Acemoglu, Ozdaglar e

Tahbaz–Salehi (2010) examinam os resultados gerados pelo produto interno entre a matriz insumo-produto e um determinado vetor de influência.

Estes autores analisaram a relação entre a volatilidade agregada e a estrutura de abastecimento na rede produtiva por diferentes níveis de desagregação da economia que possam apresentar o tipo de distribuição que se concentre, ou não, em torno de um valor médio.

Os choques, basicamente, seguem três estágios que, segundo Acemoglu, Carvalho, Ozdaglar e Tahbaz–Salehi (2012), começam pelo efeito direto do setor atingido para seus parceiros comerciais e, posteriormente, acontece o primeiro estágio do efeito indireto desses choques a partir destes setores para seus outros parceiros da cadeia de abastecimento. A partir disso, o efeito prossegue numa sequência em cascata por todas as conexões existentes na estrutura de rede.

O presente trabalho se relaciona com a primeira linha de desenvolvimentos. Nessa literatura, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) focaram na forma de propagação e de disseminação desses efeitos pelas ligações insumo-produto em nível industrial, apoiados no pressuposto de choques que não desaparecem no agregado. Estes autores construíram a base teórica que diferencia o movimento dos choques econômicos a montante e a jusante, respectivamente, pelas relações de demanda e oferta de bens intermediários no processo produtivo. A teoria desenvolvida diferencia os movimentos dos efeitos originários do setor afetado pelos choques, por um lado, em direção aos fornecedores (efeito a montante) e, por outro lado, em direção aos demandantes (efeito a jusante) da rede de abastecimento da produção.

Com a estrutura matemática definida, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) introduzem fundamentos microeconômicos para construção de um modelo teórico mais geral e, em seguida, analisam as características e os mecanismos de propagação dos choques, conceito que parte da definição do vetor de influência citado acima, que resultem em volatilidades agregadas. Eles trabalharam quatro tipos de choques: importações da China, variações nos gastos do governo, mudanças da produtividade total dos fatores e a obtenção de patentes estrangeiras.

Assim, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) aplicaram os conceitos teóricos e seus pressupostos e mostraram empiricamente que, mediante o canal de propagação dos choques pelo lado da oferta, os efeitos estimados a jusante são maiores do que a montante. Já o caso

contrário pelo lado da demanda, as estimativas apontaram maior impacto nos resultados a montante e menor destaque para os efeitos a jusante.

A produção norte-americana difere-se da produção brasileira. Todavia, a partir de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), a teoria restringe o mecanismo de transmissão ou a jusante ou a montante, bem como os resultados empíricos devem condizer com os fundamentos teóricos e, portanto, a hipótese sustenta que estes padrões também devem aparecer nas estruturas de rede de produção de outros países.

Há estudos de autores acerca do peso econômico de setores (ou firmas) na rede produtiva, tais como Boehm et al. (2019) que observaram os efeitos da interrupção dos setores fornecedores de bens intermediários do Japão para os Estados Unidos, em decorrência do terremoto em 2011; ou os trabalhos empíricos de Demir et al. (2018) sobre os impactos de políticas inesperadas de cobrança de impostos na Turquia que limitem o acesso ao crédito e, conseqüentemente, a liquidez das firmas; bem como Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.293) que focaram no aumento da concorrência chinesa na economia estadunidense por meio das importações pelas ligações insumo-produto e mercado de trabalho local.

Apesar de outros estudos em relação à rede de produção do Brasil, como Gonçalves, Matsushita e Da Silva (2020) que relataram evidências de efeitos microeconômicos em rede que não se cancelam no agregado, há poucos estudos empíricos sobre os possíveis impactos de choques setoriais em rede que expliquem parte das flutuações agregadas para o caso brasileiro.

Neste contexto, o presente trabalho se propõe a contribuir para este campo de pesquisa ao estimar e analisar os mecanismos de propagação e amplificação de choques econômicos via demanda e oferta, pelas ligações insumo-produto, que fluem de forma distinta na cadeia produtiva do país e, conseqüentemente, que possam contribuir para as flutuações agregadas, ou seja, como a estrutura produtiva brasileira responde a choques idiossincráticos em nível setorial e qual o peso econômico destes efeitos.

O conceito teórico e empírico basilar vem do trabalho de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016). Assim, após uma revisão da literatura sobre as interações econômicas em estruturas de redes de produção, coletaram-se os dados do Brasil referentes à matriz insumo produto, ao valor adicionado e ao nível de emprego para o tratamento e construção das variáveis de interesse. Em seguida, tanto os choques econômicos quanto as variáveis de propagação desses efeitos são definidos e estimados com base em Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), no intuito de

analisar como os choques de oferta e de demanda se propagam e quais os seus efeitos por meio da rede de produção do Brasil no período de 2010 a 2018.

Ainda em relação aos choques, procurou-se inferir quais as consequências econômicas quando as compras do governo, consumo das famílias e a demanda externa por meio das exportações em cada setor mudam e qual a amplitude dos efeitos resultantes pelas ligações insumo-produto. Do lado do investimento, buscou-se estudar como as indústrias reagem às variações na formação bruta de capital fixo. Por fim, pelo lado da oferta, com base no conceito de mudanças na produtividade pela realocação do trabalho na estrutura produtiva, a partir de um choque de produtividade do trabalho em cada indústria, como os setores inter-relacionados respondem a isto.

Ademais, questiona-se o quão próximo à rede de produção do país está do modelo teórico, em relação às diferenças de estrutura produtiva entre Brasil e Estados Unidos tais como indústrias que sejam mais intensivas em capital, enquanto outras sejam mais intensivas em mão de obra. Isto é, não só a estrutura em si apresentaria características de propagação dos choques, mas também a eficiência alocativa dos fatores de produção.

Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) focaram nas variações da produtividade total dos fatores. Ao contrário, o atual estudo concentrou-se na observação da eficiência alocativa através dos movimentos do fator trabalho dentro da indústria e entre os setores que influenciam na produtividade geral, ou seja, quais os impactos da produtividade do trabalho sobre a produtividade geral e, conseqüentemente, seus efeitos no crescimento do valor adicionado e emprego.

2 DIFERENTES ABORDAGENS SOBRE FLUTUAÇÕES AGREGADAS

O crescimento econômico de um país, basicamente, propõe-se a alcançar níveis relativamente mais elevados de renda nacional, com o máximo possível de pessoas empregadas, bem como baixos níveis de inflação ao longo do tempo. Porém a existência de flutuações econômicas mostra que a concretização desses objetivos não é tão simples de ser atingido, pelo menos para alguns países.

As teorias que se distinguem entre os choques idiossincráticos setoriais que se cancelam no agregado e os que não se cancelam, desenvolveram-se ao longo da história econômica e, portanto, este capítulo procurou descrever essa linha temporal por meio de contribuições teóricas para a literatura, de forma geral, sobre ciclos econômicos e suas possíveis causas.

Keynes (1936) observou as inter-relações entre variáveis agregadas como produto, emprego, renda, consumo e poupança para compreender as causas dessas flutuações. Para Keynes (1936), os agentes econômicos apresentam determinados comportamentos em relação ao consumo, que aumenta a uma taxa menor do que a da renda; o investimento, direcionado a bens de capital e ao que se espera de retorno futuro; e a poupança, que depende de cada proporção da renda alocada em consumo, bens de capital, e ativos financeiros de alta liquidez.

Quando a economia está em recessão, o governo deve atuar com políticas públicas que afetem os gastos agregados positivamente, no intuito de impulsionar o produto nacional ao seu nível máximo e, por conseguinte, de pleno emprego (KEYNES, 1936). Contudo, o ambiente econômico das décadas de 1970 e 1980 era de inflação e desemprego conjuntamente elevados, o que colocou em xeque as ideias de Keynes e dos Keynesianos.

De outro modo, a análise de Lucas (1977) sobre os ciclos econômicos parte da condição de equilíbrio geral que favorece a previsibilidade pelo comportamento estável dos agentes em resposta às mudanças no ambiente econômico.

O agente representativo, que exerce a função de produtor e trabalhador simultaneamente, segundo Lucas (1977), observa a trajetória de preços e elabora suas escolhas racionalmente, formulando vários cenários possíveis com base em suas informações presentes e em sua expectativa futura. A partir de uma variação nos preços, o agente procura distinguir se isso é transitório ou permanente.

Pelo lado da oferta de trabalho, se ele interpreta essa mudança como permanente, então, as horas de trabalho não aumentam. Por outro lado, se a percepção é de variação

transitória de preços, a elevação na oferta de trabalho, neste caso, depende da disposição do agente em trocar horas de trabalho hoje por horas de trabalho amanhã.

Do ponto de vista do agente produtor, em uma situação de estabilidade do nível geral de preços, os movimentos transitórios não induzem ao aumento na produção. Mas, caso as variações de preços sejam permanentes, a produção é afetada, pois a expectativa futura de retorno do investimento se altera.

As flutuações tanto do investimento quanto do emprego interagem pelas variações relativas dos preços transitório e permanente. Entretanto, Lucas (1977) destacou que o agente representativo observa apenas um único preço, de modo que ele infere de forma imperfeita os movimentos nos dois componentes. Por exemplo, as reduções de preços são opostas entre investimento e emprego, como esse comportamento é simétrico, o ajuste torna-se uma média das decisões apropriadas aos dois extremos.

Sob a hipótese de instabilidade de preços, do ponto de vista do produtor individual, ele não consegue diferenciar as variações de preços permanentes e transitórios, nem alterações de preços relativos e gerais. Com um aumento de preços, por exemplo, os efeitos adversos não se cancelam localmente. Assim, enquanto um produtor interpreta erroneamente essa mudança como uma queda na demanda, outro pode deduzir o contrário.

As decisões de investimento e de oferta de trabalho, segundo Lucas (1977), serão distorcidas por comovimentos de preços gerais e relativos. Assim, os choques de preços podem apresentar amplitudes maiores nas flutuações, pois, ao observar o erro de tomada de decisão em um cenário de inflação, o produtor reduz seu investimento abaixo do que seria compatível com a informação correta, até que a sua capacidade produtiva seja reajustada para baixo ao nível normal de preços.

Ao ampliar a economia em análise para vários agentes produtores homogêneos, Lucas (1977) mostrou que as alterações na tecnologia de produção e no gosto dos consumidores provocam ajustes em cada um dos mercados e que seus efeitos são reduzidos pela tendência à média do produto agregado. Portanto, a condição de equilíbrio geral nesta economia define-se por choques de preço relativo e de produtividade individualmente, mas o produto agregado estabiliza-se no valor médio ao longo do tempo.

Do lado da oferta, as variações na produtividade relacionam-se com choques tecnológicos que podem afetar toda a economia. Neste contexto, outra teoria sobre o comportamento dos ciclos econômicos provém de Kydland e Prescott (1982) que

desenvolveram o modelo de ciclos reais de negócios e, a partir disso, os conceitos sobre o mecanismo dessas oscilações surgiram.

Segundo a teoria dos ciclos reais de negócios, as flutuações advêm de choques de produtividade exógenos, ou seja, de fatores externos ao domínio da firma. Esse tipo de choque não se limita à tecnologia de produção em si, mas também às mudanças de preços dos insumos, fatores institucionais, desastres naturais, entre outros; e estes choques se propagam pelos componentes reais da economia como produção, mercado de trabalho, investimento, entre outros.

Além disso, essas relações acontecem nos níveis em que a oferta e a demanda são iguais para todos os mercados perfeitamente competitivos. Assim, um choque de produtividade positivo, ou negativo, desloca o produto de seu nível de equilíbrio, de modo que a produtividade dos fatores se altera, o ambiente econômico muda e o comportamento dos agentes maximizadores se modifica. Logo que os choques são absorvidos pela economia, tanto os investimentos quanto a oferta de trabalho se ajustam até voltarem ao nível de equilíbrio de mercado.

Essa visão da teoria dos ciclos reais de negócios, que os mercados se ajustam ao nível de equilíbrio, fundamenta-se na microeconomia, especificamente na teoria do equilíbrio geral. A interdependência entre os mercados reflete-se nos preços dos bens que são ajustados simultaneamente e, conseqüentemente, as quantidades de todos os mercados também são corrigidas. A eficiência econômica não está apenas no comportamento maximizador do consumidor, mas também na maximização do lucro do produtor.

Se os mercados são inter-relacionados, então, um choque de preço de um bem afeta a demanda de outro bem, devido à relação de substituição ou complementariedade entre os produtos, de tal forma que o aumento (redução) na demanda de um causa o aumento (redução) na demanda de outro bem. Assim, o ajuste de preços de equilíbrio é feito entre a oferta e a demanda em cada um dos mercados interconectados de forma conjunta.

2.1 ABORDAGENS ALTERNATIVAS SOBRE FLUTUAÇÕES AGREGADAS

Para o estudo dos choques econômicos no nível da firma, Gabaix (2011) propôs que choques idiossincráticos podem responder a uma parte importante das flutuações agregadas, ao ponderar que poucas firmas correspondem à maior parte do Produto Interno Bruto (PIB) proporcionalmente.

A complexidade econômica e o maior poder de mercado das firmas estão retratados em empresas como a *Nokia* que, no território finlandês, contribuiu em 1,6 pontos percentuais para a geração do PIB. Em outro exemplo, as duas empresas *Samsung* e *Hyundaia* responderam por 22% do PIB da Coreia. Nos Estados Unidos, em média, as cinquenta maiores empresas em volume de vendas formam 24% do PIB e as cem maiores, 29% do PIB. Desta forma, se uma única firma tem a capacidade de transmitir os efeitos dos choques de forma não trivial, esta é denominada de “grão”, mas se uma proporção menor de empresas “grãos” compõe a maior porção do PIB, então se caracteriza a natureza granular na formação do produto (GABAIX, X, 2011, p.733-734).

Gabaix (2011) considera a distribuição do tamanho da firma como elemento central da análise dessas flutuações. A importância sobre como o tamanho das firmas se distribuem na estrutura produtiva destaca-se pelo número relativamente pequeno de firmas que compõem uma parcela significativa do produto nacional.

Novamente, os resultados empíricos de Gabaix (2011) evidenciaram a propriedade assimétrica do tamanho das firmas em distribuição de lei de potência, com choques econômicos advindo dessas empresas que não se traduzem em convergência à média. Portanto, para Gabaix (2011), os choques idiossincráticos das empresas “grãos” são parte considerável da origem das flutuações econômicas.

Estudos sobre o tamanho da granularidade na economia brasileira foram realizados por Silva e Da Silva (2020) e mostraram que as receitas líquidas anuais das 100 maiores firmas brasileiras explicam cerca de um terço das flutuações do Produto Interno Bruto (PIB).

2.2 DE CHOQUES MICROECONÔMICOS ÀS FLUTUAÇÕES AGREGADAS

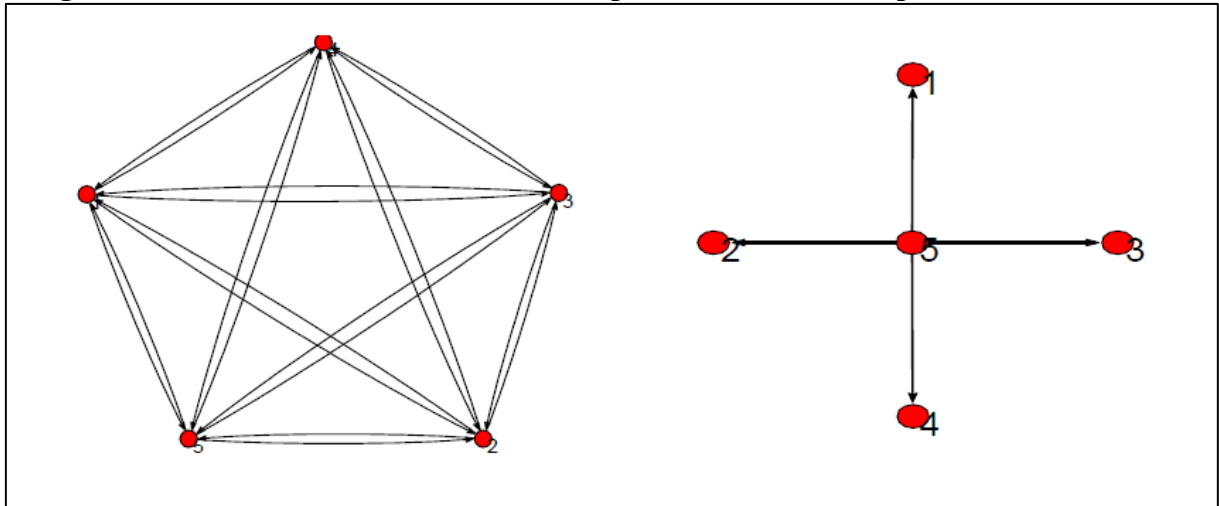
Ao contrário da abordagem anterior, o estudo das estruturas produtivas em forma de redes fornece o meio analítico sobre como as relações entre as indústrias podem potencializar choques microeconômicos que resultem em flutuações agregadas.

As flutuações cíclicas, segundo Carvalho (2010), são respostas às mudanças de produtividade de maneira que os choques se propagam pelas ligações insumo-produto. Entretanto, a probabilidade desses efeitos atingirem toda economia depende do tipo de rede produtiva.

Entre dois extremos, Carvalho (2010) mostrou que numa rede completa, com todos os setores conectados em pares de compra e venda de insumos, os pesos dos efeitos são

mínimos e tendem a se dissiparem no agregado. Em contrapartida, uma rede em forma de estrela, composta por um único setor denominado de *hub* que fornece insumos para todos os outros setores, possibilita a propagação de choques devido à heterogeneidade na quantidade de ligações centradas neste. A distinção dessas redes é visível na figura 1.

Figura 1 – Dois extremos de redes insumo-produto – Rede Completa e Rede Estrela*



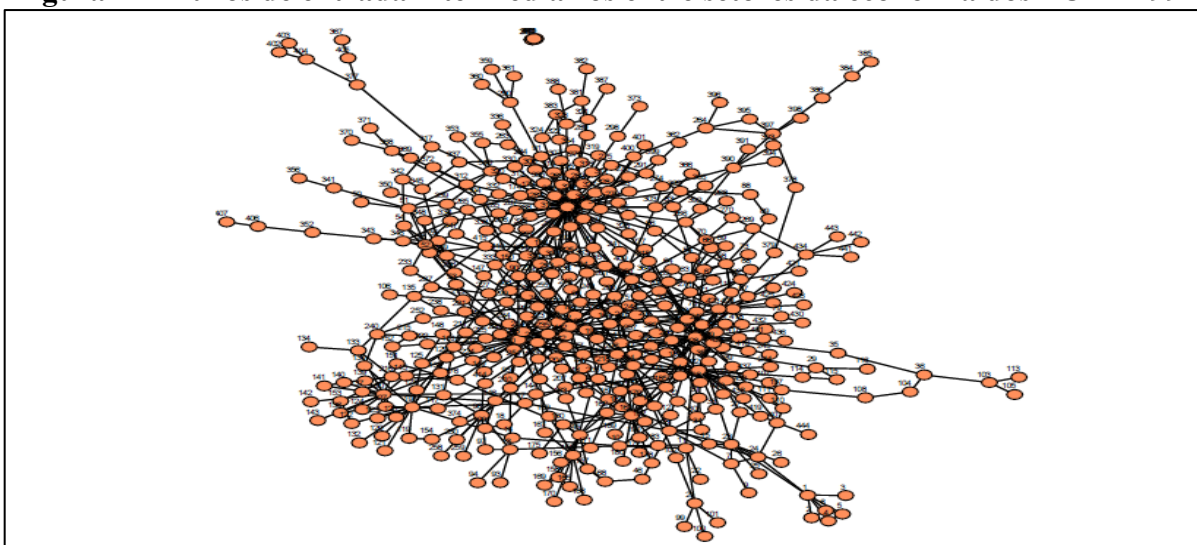
Fonte: Carvalho (2010).

*Exemplo de rede com 5 setores.

O ponto central está em modelar redes intermediárias destes extremos e fornecer resultados confiáveis aos dados empíricos. Assim, Carvalho (2010) elaborou este tipo de rede com dados setoriais dos Estados Unidos de 1997 (Figura 2) que resultou na formação de uma rede complexa, por um lado, composta por aglomerações de vários setores altamente conectados entre si, que se aproxima das propriedades de redes completas; e, por outro lado, de outras ligações que formam características próximas das redes em forma de estrelas.

Com a finalidade de estimar essas redes, Carvalho (2010) desenvolveu tais modelos pela perspectiva do nível de interdependência de tecnologias de produção e, por conseguinte, estimar os níveis de volatilidade nas ligações entre as indústrias que se propagam ou não por toda economia.

Segundo Carvalho (2010), ao separar as ligações do ponto de vista de demandantes e compradores da cadeia produtiva, ele constatou que a demanda de insumos tem características esparsa e homogênea. A oferta de insumos, diretamente relacionada à tecnologia de produção, por outro lado, apresenta-se significativamente heterogênea, ou seja, sua rede contém poucos setores fornecedores de insumos de uma ampla quantidade outras indústrias demandantes e, assim, o potencial de propagação de choques no agregado é maior.

Figura 2 – Fluxos de entrada intermediários entre setores da economia dos EUA - 1997

Fonte: Carvalho (2010).

Outro ponto importante, Carvalho (2010) constatou empiricamente que a distribuição dos graus de saída (número de ligações que partem dos fornecedores) aproxima-se de uma distribuição de lei de potência, ou seja, estes valores não caracterizam uma distribuição com tendência à média. Além disso, mesmo em condições de homogeneidade, observado nas distribuições dos graus de entrada (as ligações de compra de insumos que incidem nos setores demandantes), a convergência dos valores pós-choques ao nível médio da produção torna-se lenta, em comparação com as teorias de taxas rápidas de decaimento da volatilidade agregada.

Em suma, quanto mais próxima da estrutura teórica de rede completa estiver à rede de produção real, mais homogêneo será o número de ligações entre setores e, também, maior será a tendência ao nível médio pós-choque. Por outro lado, uma estrutura produtiva mais próxima da rede teórica em forma de estrela potencializa os efeitos de propagação dos choques pelas ligações insumo-produto.

Em relação à rede produtiva do Brasil e os possíveis impactos econômicos pelas ligações insumo-produto no país, Gonçalves, Matsushita e Da Silva (2020) analisaram como as ligações de saída (fornecedores) desta rede entre os setores podem desencadear os efeitos dos choques em nível microeconômico que não se cancelam no agregado em decorrência de como essas conexões se distribuem na rede. Isto é, ligações insumo-produto entre indústrias assimetricamente distribuídas podem resultar em flutuações agregadas, pois, em teoria, redes com poucos setores altamente conectados e muitos setores com baixo grau de ligações

apresentam distribuições de caudas grossas e o número de conexões seguiria uma lei de potência.

Há um embate teórico na economia que motivou as pesquisas, pelo menos em parte, sobre os possíveis efeitos de choques econômicos de natureza microeconômica.

Os ensaios de Lucas (1977) apresentam sua abordagem sobre as flutuações agregadas em ciclos de negócios e, segundo sua teoria, ao desagregar a economia em vários setores ou firmas, os tais agentes econômicos, os choques afetam um dado mercado localmente, mas cada setor ou firma ajusta suas escolhas individualmente e, assim, seus efeitos se dissipam no agregado.

Matematicamente, com base no argumento de Lucas (1977), os efeitos dos choques individualmente convergem a um valor médio, pois o produto agregado concentra-se em torno de uma média, com o total dos setores ou firmas distribuídos normalmente, e a taxa de convergência torna-se mais rápida à medida que o número desses agentes econômicos aumenta. Contudo, segundo Acemoglu, Carvalho, Ozdaglar e Tahbaz-Salehi (2012), esse argumento coloca pouco peso nas interconexões entre diferentes empresas e/ou setores. Assim, os choques não convergem para um valor médio, pois as ligações entre setores não são igualmente distribuídas.

Essa transmissão, por sua vez, segue três ordens de propagação: as interconexões de primeira ordem, choques advindos diretamente de um único setor para uma grande quantidade de setores demandantes; as interconexões de segunda ordem, com efeitos que se propagam não apenas das indústrias demandantes imediatas, mas também indiretamente dos setores subsequentes a estes últimos; e os de ordem superior que, após se iniciar a sequência de efeitos indiretos, os choques se espalham por toda rede produtiva em cascata.

Após a elaboração do modelo matemático para análise de redes de produção, observar as propriedades dessas redes, bem como a forma de distribuição dos setores na cadeia produtiva dada a importância relativa de um determinado setor chave, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) trabalharam o mecanismo de propagação dos choques ao introduzirem o deslocamento destes a jusante – efeitos sobre os demandantes das indústrias afetadas – e a montante – efeitos sobre os fornecedores das indústrias afetadas.

Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) construíram o modelo basilar teórico microfundamentado, mas ao mesmo tempo aplicável empiricamente, pois viabiliza a análise não apenas para um tipo de rede, mas para qualquer tipo de estrutura de redes de produção.

3 TEORIA E PROPOSIÇÕES PARA ANÁLISE DOS EFEITOS DE REDE

Para desenvolver os instrumentos necessários à análise empírica, descreve-se pela teoria básica fornecida por Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) e que define os conceitos gerais sobre as redes de produção e seus mecanismos de propagação de choques econômicos.

Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) começam por definir os pressupostos de um sistema econômico simples. Neste caso, considera-se uma economia estática e perfeitamente competitiva, ou seja, a oferta e a demanda encontram-se no mesmo nível de preços e as famílias, as firmas e o governo se deparam com os preços de mercado predeterminados.

No modelo básico, a economia é fechada com n indústrias i , com $i = 1, \dots, n$, que utilizam a função de produção *Cobb-Douglas* representativa do comportamento das firmas ao escolher a melhor combinação entre insumos intermediários e mão de obra dada por:

$$y_i = e^{z_i} l_i^{\alpha_i^l} \prod_{j=1}^n x_{ij}^{a_{ij}}. \quad (1)$$

Em (1), y_i é a produção de cada indústria e x_{ij} é a quantidade de bens produzida pela indústria j utilizada como insumo pela indústria i .¹ O elemento l_i é o trabalho, e z_i é um choque de produtividade Hicks-neutro.² Também foi admitido um $\alpha_i^l > 0$, para cada i , e um $a_{ij} \geq 0$ para todo j . Quando $a_{ij} = 0$, o resultado denota que o bem produzido pela indústria j não é utilizado como insumo pela indústria i , porém será consumida no setor de bens finais. Inclusive, com $\alpha_i^l + \sum_{j=i}^n a_{ij} = 1$, a firma não há acumulação de capital.

A restrição tecnológica da firma é definida como:

$$E_i = \sum_{j=i}^n p_j x_{ij} + w l, \quad (2)$$

com o custo total dos fatores de produção, E_i , definido pela soma dos insumos utilizados, x_{ij} , a um dado preço, p_j ; e da quantidade total de mão de obra empregada, l , ao nível salarial w .

¹ O número irracional e em (1), característico de uma função exponencial natural, representa-se na equação para medir a taxa de crescimento do choque de produtividade, z_i , na resolução do problema de maximização da firma.

² Hicks-neutro está representando tanto o fator tecnológico quanto outros fatores que afetam a produtividade. Com a tecnologia de produção que utiliza capital e trabalho, a neutralidade de Hicks caracteriza-se pela taxa marginal de substituição constante capital-trabalho.

A agregação das demandas da i -ésima indústria para atingir a condição de equilíbrio de mercado é dada por:

$$y_i = c_i + \sum_{j=i}^n x_{ji} + G_i, \quad (3)$$

onde c_i é o consumo final da produção da indústria i , e G_i denota as compras governamentais do bem i e estas não interferem diretamente no comportamento de consumo das famílias.

A família representativa sintetiza as preferências dos indivíduos nesta economia na forma de uma função de utilidade que fornece o nível máximo de satisfação pela aquisição do conjunto de bens desejados:

$$u(c_1, c_2, \dots, c_n, l) = \gamma(l) \prod_{i=1}^n c_i^{\beta_i}, \quad (4)$$

onde $\gamma(l)$ é uma função decrescente, capturando a desutilidade da oferta de mão-de-obra (as horas a mais de trabalho reduzem o tempo de lazer) desta família, e $\beta_i \in (0, 1)$ intitula o peso do bem i nas preferências da família representativa.³

Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) determinam o financiamento das compras do governo por um imposto, *lump-sum tax*, T .⁴ Ao denotar o preço de produção da indústria i por p_i , com o orçamento do governo em equilíbrio, o nível de imposto cobrado será $T = \sum_{i=1}^n p_i G_i$. Como a renda da família representativa vem apenas do seu trabalho, wl , portanto, sua restrição orçamentária pode ser escrita como:

$$\sum_{i=1}^n p_i c_i = wl - T. \quad (5)$$

A partir dos pressupostos dessa economia hipotética, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) definem que todas as empresas maximizam seus lucros e a família representativa maximiza sua utilidade e ambos os mercados de bens e de trabalho se encontram em equilíbrio. Ademais, os preços e as quantidades de gastos e impostos do governo são tomados como dados, bem como assumimos por simplificação a variável salário, w , como numerário.⁵

³ O $\beta_{i,j}$ foi normalizado com $\sum_{i=1}^n \beta_{i,j} = 1$.

⁴ *Lump-sum tax* é um imposto ótimo cobrado pelo governo. Caracteriza-se por ser eficiente, pois é cobrado num montante único para todos os agentes econômicos, ou seja, não afeta o equilíbrio de mercado.

⁵ Numerário de w , define-se como $w = 1$.

A derivação da equação (6) parte do problema de maximização da função de produção (1) sujeito à restrição orçamentária (5), isto é, deriva-se em relação à quantidade de bens produzidos x_{ij} . Assim, o produto marginal será o termo a_{ij} .

Após a resolução desse problema de maximização do lucro, segue que:

$$\frac{p_j x_{ij}}{p_i y_i} = a_{ij}, \quad (6)$$

ou seja, o termo a_{ij} mede a relação ótima entre os preços e quantidades tanto dos insumos intermediários quanto do fator trabalho, que condicionam a firma a atingir seu nível máximo de produção.

Contudo, como a_{ij} fornece as escolhas individuais das firmas em relação aos seus custos de produção, precisam-se mapear os efeitos diretos e indiretos entre as indústrias, não somente pelas relações de compra e de venda de insumos a um dado nível do fator trabalho, mas também pelas variações na oferta e na demanda que possam influenciar toda estrutura produtiva. Para essa finalidade, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) utilizam a matriz inversa de *Leontief* que capta esses efeitos.

A dedução da construção da inversa de *Leontief* inicia-se pela elaboração da matriz A que contém os elementos a_{ij} da equação (6). Assim, formula-se uma matriz $A_{n \times n}$:

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & & \\ a_{21} & a_{22} & & & \\ & & & \ddots & \\ & & & & a_{nn} \end{pmatrix}. \quad (7)$$

Depois, tira-se a diferença entre a matriz identidade e a matriz A para formar uma nova matriz e obter a chamada inversa de *Leontief* como:

$$H \equiv (I - A)^{-1}, \quad (8)$$

onde H contém seus elementos denotados por h_{ij} e mostra as interações diretas e indiretas por meio de suas linhas e colunas, ou seja, o bem produzido pela indústria j em relação a sua utilização, ou não, como insumo por outras indústrias i . Com essas ligações, é possível medir e analisar a cadeia de produção como uma rede e, conseqüentemente, estudar as variações

econômicas que impactam sua estrutura. Assim, a construção desses elementos da matriz de *Leontief* deriva do problema de maximização, o qual define a escolha ótima da firma em a_{ij} .

Os efeitos na cadeia de produção, conforme Acemoglu, Carvalho, Ozdaglar e Tahbaz–Salehi (2012), deslocam-se pela rede devido ao padrão característico de propriedades estruturais da rede. Após atingir a indústria focal, o efeito segue a interconexão de primeira ordem, ou seja, desta para as outras indústrias diretamente conectadas. Depois, este efeito se propaga pela rede devido às conexões de ordem superior que, neste caso, espalham-se por todas as ligações em rede a partir destas outras indústrias, ou seja, ocorre um efeito em cascata tanto pelo lado da demanda quanto pelo lado da oferta. Neste contexto, os efeitos adversos, por exemplo, de um choque sobre um setor comprador ou vendedor conectado a um número relativamente elevado de outras indústrias podem contribuir para as flutuações econômicas.

Apresentam-se abaixo as proposições elaboradas por Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) para distinguir os efeitos de choques econômicos entre oferta e demanda que, respectivamente, deslocam-se ou a jusante ou a montante na rede de produção.

Primeiramente, deriva-se a equação dos choques do lado da oferta. Como o objetivo é medir esses efeitos através da rede de produção, após obter a matriz inversa de *Leontief*, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) formularam a equação, basicamente, como os choques de oferta em função da soma de seus efeitos sobre o próprio setor, z_i , e sobre os efeitos que se propagam pela rede de produção, por meio do termo h_{ij} , a partir da indústria afetada, tal como:

$$d \ln y_i = dz_i + \sum_{j=1}^n (h_{ij} - 1_{j=i}) \times dz_j, \quad (9)$$

onde h_{ij} é o ij -ésimo elemento de H , que é a inversa de *Leontief*, e $1_{j=i}$ é a função indicadora que recebe o valor 1 quando $j = i$ e o valor 0 para $j \neq i$, utilizada para subtrair as conexões intrassetoriais e evitar a dupla contagem.

O termo z_i representa os efeitos dentro do setor, ou seja, o efeito direto de um choque econômico que recai sobre a firma, ou um conglomerado de firmas, que pertencem ao mesmo setor. Já o produto entre os termos z_j e $\sum_{j=1}^n (h_{ij} - 1_{j=i})$ expressam o choque sobre as ligações entre todos os setores interconectados.

Em seguida, deriva-se a equação dos choques do lado da demanda. Relembre que a firma ajusta sua produção com base na quantidade de insumos intermediários utilizados sujeita à restrição tecnológica. Desta forma, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) inserem mais um agente representado pelo governo nessa economia simplificada. A finalidade está em observar o efeito direto de variações na demanda sobre a escolha ótima da firma, ou setor. Contudo, a representação dessas variações na demanda pode ser estendida para outros agentes econômicos, no caso do presente trabalho, tais como consumo das famílias, investimento em capital fixo e demanda externa.

Os gastos do governo, portanto, terá o papel de referência para a construção dos choques de demanda ao longo da derivação das equações que a compõem.

Após esta ressalva, segue que o choque do lado da demanda é função da soma dos efeitos na própria indústria, na rede de produção e na restrição de recursos, respectivamente o primeiro, segundo e terceiro termos do lado direito da equação (10).

Para simplificar as expressões em (10), Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) supuseram a função oferta de trabalho da família como $\gamma(l) = (1 - l)^\lambda$ e, assim, para apurar o impacto dos choques de gastos do governo tem-se a equação:

$$d \ln y_i = \frac{d\tilde{G}_i}{p_i y_i} + \sum_{j=1}^n (\hat{h}_{ji} - 1_{j=i}) \times \frac{1}{p_j y_j} \times d\tilde{G}_j - \sum_{j=1}^n \hat{h}_{ji} \times \frac{1}{p_j y_j} \times \frac{\beta_j}{1 + \lambda} \times \sum_{k=1}^n d\tilde{G}_k, \quad (10)$$

em que $\tilde{G}_i = p_j G_j$ é o gasto nominal (o til “~” denota variáveis nominais) do governo na produção do setor j , \hat{h}_{ij} é o ij -ésimo elemento da matriz inversa de *Leontief* $\hat{H} \equiv (I - \hat{A})^{-1}$ (por notação, o acento circunflexo “^” para diferenciar as matrizes das expressões anteriores). A matriz \hat{A} advém dos elementos $\hat{a}_{ij} = p_j x_{ij} / p_j y_j$, com o preço do insumo, p_j , produzido pela indústria j e a quantidade ofertada para a indústria i , x_{ij} , normalizados pelo total de vendas da indústria j , ou seja, por $p_j y_j$. Além disso, $d\tilde{G}_i / p_i y_i$ é o efeito próprio do setor i pelo lado da demanda, e o termo $\sum_{j=1}^n (\hat{h}_{ji} - 1_{j=i}) \times \frac{1}{p_j y_j} \times d\tilde{G}_j$ é o efeito de rede. Por fim, $\sum_{j=1}^n \hat{h}_{ji} \times \frac{1}{p_j y_j} \times \frac{\beta_j}{1 + \lambda} \times \sum_{k=1}^n d\tilde{G}_k$ da equação (10) corresponde a efeitos de restrição de recursos, ou seja, quando o governo aumenta sua demanda por bens,

financiados pelos impostos, o orçamento da família representativa sofre impactos negativos como reflexo da redução de recursos ao setor privado por meio de uma tributação maior.

Em outro ponto importante sobre o termo restrição de recursos, o parâmetro β_j em (10) revela o peso do bem j no orçamento da família, que apresenta maior (ou menor) sensibilidade em resposta às oscilações de choques.

Uma das finalidades na especificação das equações (9) e (10) é estudar o comportamento dos choques econômicos setorialmente que seguem das interconexões de primeira ordem para os efeitos em interconexões de ordem superior, no intuito de observar os possíveis impactos que se acumulam em rede a partir dos efeitos em cascata, como descritos acima. Contudo, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.280-281) pontuam que o termo dz_i da equação (9) mede o efeito direto das variações de oferta. Isto é, os efeitos indiretos nas ligações de primeira ordem não estão presentes.

Assim, para computar as diferenças de magnitude dos choques próprio e de rede, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.284-285) mostraram que a forma mais simples de alcançar este objetivo é reorganizando a equação (9) tal como:

$$d \ln y_i = h_{ii} \times dz_i + \sum_{j \neq i} h_{ij} \times dz_j, \quad (11)$$

com o termo h_{ii} incluso em (11), então, os efeitos indiretos pelas conexões de primeira ordem quantificam esses efeitos por meio dos coeficientes, no caso de uma estimação. Desta forma, conforme Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.284-285), se essa relação indireta, a partir de h_{ii} , não for significativa em relação aos efeitos de rede, então, os coeficientes de $h_{ii} \times dz_i$ e, do lado da oferta que é o efeito a jusante (*downstream*), $\sum_{j \neq i} h_{ij} \times dz_j$ devem ser iguais e, neste contexto, os efeitos de rede seriam relativamente mais preponderantes do que o efeito próprio.

Do lado da demanda, essa lógica aplica-se ao caso de choques a montante (*upstream*), tal como:

$$d \ln y_i = \hat{h}_{ii} \times \frac{d\tilde{G}_i}{p_i y_i} + \sum_{j \neq i} \hat{h}_{ji} \times \frac{d\tilde{G}_j}{p_j y_j} - \sum_{j=1}^n \hat{h}_{ji} \frac{\beta_j}{1 + \lambda} \sum_{k=1}^n d\tilde{G}_k, \quad (12)$$

novamente, os coeficientes de $\hat{h}_{ii} \times \frac{d\tilde{G}_i}{p_i y_i}$ e, pelos efeitos a montante (*upstream*) do lado da demanda, $\sum_{j \neq i} \hat{h}_{ji} \times \frac{d\tilde{G}_j}{p_j y_j}$ devem ser iguais, segundo Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.284) e, agora, os efeitos de rede a montante seriam relativamente mais predominantes do que o efeito próprio.

A descrição do sentido de propagação e denominação dos efeitos de rede adotadas neste trabalho são: o efeito a jusante (ou *downstream*) é quando em um dado setor, que sofre um choque de oferta, as variações se propagam em direção para os seus compradores e, conseqüentemente, os efeitos seguem para os outros compradores conectados em rede. Por outro lado, o efeito a montante (ou *upstream*), em um choque de demanda, o sentido de propagação é do setor afetado para seus fornecedores e, posteriormente, segue para as outras indústrias fornecedoras na cadeia produtiva.

3.1 OS EFEITOS EXCLUDENTES DO LADO DA OFERTA

Esta seção apresenta os passos de derivação dos choques de oferta, desde a condição de maximização da firma e da família até a forma matricial que comporta a utilização da matriz inversa de *Leontief*. Ao final, segue a intuição de que esses efeitos se propagam apenas a jusante na rede de produção.

As resoluções do problema teórico de maximização de lucro da firma a partir de (1) e das preferências da família representativa em (4), dadas às restrições tecnológicas em (2) e orçamentárias em (5), resultam em:

$$x_{ij} = \frac{a_{ij} p_i y_i}{p_j} \text{ e } l_i = \frac{\alpha_i^l p_i y_i}{w}, \quad (13)$$

em que as variáveis x_{ij} e l_i são, respectivamente, a quantidade do bem j utilizada como insumo pela indústria i e a quantidade de trabalho contratada no mercado de fatores. Essa economia utiliza apenas o fator trabalho e a renda total das famílias é igual à renda do trabalho. Além disso, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) simplificam a dedução dos efeitos do lado da oferta ao assumirem que não há compras governamentais, ou seja, a restrição orçamentária da família representativa torna-se $\sum_{i=1}^n p_i c_i = wl$.

A introdução das preferências na determinação dos efeitos do lado da oferta vem da maximização da função utilidade da família representativa em (4), não só para o bem i como para o bem j , com:

$$u(c_1, c_2, \dots, c_n, l) = \frac{p_i c_i}{\beta_i} = \frac{p_j c_j}{\beta_j}, \quad (14)$$

para todo $i, j = 1, \dots, n$, e os parâmetros β_i e β_j representam os pesos dos bens na cesta de consumo doméstica respectivamente. Como a renda total da família é igual à renda do trabalho, lembrando que o $\beta_{i,j}$ foi normalizado com $\sum_{i=1}^n \beta_{i,j} = 1$, se $\sum_{i=1}^n p_i c_i = wl$, então, vale a igualdade $p_i c_i = \beta_i wl$. Por outro lado, a maximização em relação à oferta de trabalho, l , fornece sua taxa marginal como $-\frac{\gamma'(l)l}{\gamma(l)w}$. Novamente, lembre-se de que, por simplificação, $w = 1$.

Isto posto, segue que a condição de primeira ordem para a oferta de trabalho, após um tratamento algébrico simples, implica que:

$$1 = -\frac{\gamma'(l)l}{\gamma(l)}, \quad (15)$$

neste caso, a determinação do trabalho é independente do nível de salário, compatível com o equilíbrio de mercado perfeitamente competitivo.

Após aplicar, tanto na equação (1) quanto em (13), as propriedades logarítmicas, ao realizar a diferenciação total e combiná-las, temos como resultado⁶:

$$\begin{aligned} d \ln y_i &= dz_i + \alpha_i^l (d \ln y_i + d \ln p_i) \\ &+ \sum_{j=1}^n a_{ij} (d \ln y_i + d \ln p_i - d \ln p_j). \end{aligned} \quad (16)$$

Ademais, o fator trabalho, l , continua constante. Assim, isso resulta em $p_i c_i = \beta_i wl$, $\forall i$, e ao diferenciar o logaritmo desta equação e da (14), a combinação com (16) para retirar os preços fornece:

$$\begin{aligned} d \ln y_i &= dz_i + \alpha_i^l (d \ln y_i - d \ln c_i) \\ &+ \sum_{j=1}^n a_{ij} (d \ln y_i - d \ln c_i + d \ln c_j). \end{aligned} \quad (17)$$

⁶ Como $w = 1$, a derivação do logaritmo de w torna-se $d \ln w = 0$.

Por outro lado, a igualdade em $\alpha_i^l + \sum_{j=i}^n a_{ij} = 1$ simplifica (17) em:

$$d \ln c_i = dz_i + \sum_{j=1}^n a_{ij} d \ln c_j. \quad (18)$$

A equação acima pode ser reescrita na forma matricial, tal como:

$$\mathbf{d} \ln \mathbf{c} = \mathbf{dz} + \mathbf{A} \mathbf{d} \ln \mathbf{c}, \quad (19)$$

e sua solução configura:

$$\mathbf{d} \ln \mathbf{c} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \mathbf{dz}, \quad (20)$$

em que $(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}$ denomina-se a inversa de *Leontief* e as letras em negrito representam as variáveis como vetores, com exceção de \mathbf{A} que comporta a matriz formada pelos elementos a_{ij} .

Para observar a igualdade entre os vetores produção da ij -ésima indústria, \mathbf{y} , e consumo final do ij -ésimo bem, \mathbf{c} , com $i, j = 1, \dots, n$, a conjunção das expressões (13) e (14) em $y_i = c_i + \sum_{j=i}^n x_{ji} + G_i$ produz:

$$\frac{y_j}{c_j} = 1 + \sum_{i=1}^n a_{ij} \frac{\beta_i y_i}{\beta_i c_i}, \quad (21)$$

que implica na igualdade $\mathbf{d} \ln \mathbf{y} = \mathbf{d} \ln \mathbf{c}$ e, portanto, obtemos:

$$\mathbf{d} \ln \mathbf{y} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \mathbf{dz}. \quad (22)$$

Com as escolhas bem comportadas, tanto das firmas quanto da família representativa, a forma funcional *Cobb-Douglas* dessas escolhas ótimas define o movimento peculiar dos efeitos de oferta apenas a jusante, pois o ajuste entre a quantidade de insumos e de mão de obra na função de produção é constante.⁷ Desta forma, em resposta à variação na produção ocasionada por um choque de produtividade, as firmas maximizadoras de lucro equilibram seus níveis de oferta pelo ajuste no preço de seus produtos.

⁷A partir do trabalho de Cobb e Douglas (1928), a função *Cobb-Douglas* não apenas modela boa parte da teoria econômica, mas também adere muito bem aos dados empíricos. A utilização desta fornece uma boa aproximação entre a teoria e o empirismo em relação à escolha ótima entre insumo e trabalho, no caso das indústrias; e entre oferta de trabalho e lazer que reflete na renda e, consequentemente, no consumo da família representativa. Ambos interagindo pela relação entre os preços.

Se ocorrer uma variação adversa sobre a indústria focal, por exemplo queda de produtividade dos fatores de produção, os preços aumentam e os bens deste setor utilizados como insumo por outras indústrias tornam-se mais caros. Em resposta, as indústrias demandantes irão comprar menos insumos e, conseqüentemente, tem-se um efeito negativo a jusante que reduz o nível geral de produção.

Portanto, qualificam-se os impactos dos choques do lado da oferta que se propagam e se amplificam da indústria focal para seus demandantes (a jusante), mas não há efeitos desta para seus fornecedores (a montante) na rede de produção.

3.2 OS EFEITOS EXCLUDENTES DO LADO DA DEMANDA

Em seguida, apresentam-se as derivações dos choques de demanda, assim como a derivação do lado da oferta, parte-se da condição de maximização da firma e da família até a forma matricial com a matriz inversa de *Leontief*, com a intuição sobre o sentido apenas a montante de propagação desses efeitos ao final.

Inicia-se pela função custo unitário, $C_i(\mathbf{p}, w) = B_i w^{\alpha_i} \prod_{j=1}^n p_j^{a_{ij}}$, da indústria i para deduzir as equações que definem os impactos de choques de demanda, e o termo B_i é um parâmetro, $B_i = \left[\frac{1}{\alpha_i} \right]^{\alpha_i} \prod_{j=1}^n \left[\frac{1}{a_{ij}} \right]^{a_{ij}}$.

Na situação de firmas maximizadoras de lucros e tomadoras de preços, a minimização dos custos deve igualar-se aos preços de mercado, ou seja, para a indústria i , $p_i = C_i'(\mathbf{p}, w)$. Em seguida, aplicam-se as propriedades logarítmicas, tal como:

$$\ln p_i = \ln B_i + \alpha_i \ln w + \sum_{j=1}^n a_{ij} \ln p_j, \text{ para todo } i \in \{1, \dots, n\}. \quad (23)$$

O termo $\alpha_i \ln w = 0$, pois $w = 1$ e, assim, cria-se um sistema de equações que poder ser escrita na forma matricial:

$$\ln \mathbf{p} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \mathbf{b}, \quad (24)$$

com o vetor \mathbf{b} composto pelas entradas do $\ln B_i$.

Nesta parte, inclui-se o terceiro agente econômico, o governo, que representa o efeito direto de variações na demanda. Assim, para medir essas variações, a equação $y_i = c_i + \sum_{j=i}^n x_{ji} + G_i$ é combinada com $x_{ij} = \frac{a_{ij} p_i y_i}{p_j}$, $l_i = \frac{\alpha_i p_i y_i}{w}$ e $\frac{p_i c_i}{\beta_i} = \frac{p_j c_j}{\beta_j}$ e, desta forma,

estabelece a igualdade entre as seguintes expressões $d \ln y_i = d \ln x_{ij}$ e $d \ln y_i = d \ln l_i$, pois o conjunto de preços é fixado no mercado puramente competitivo.

Ao contrário das variações do lado da oferta, mas ainda seguindo os passos de maximização a partir da equação (14), mesmo com preços fixos, a oferta de trabalho se altera pelas mudanças no consumo em decorrência do nível de impostos aplicados pelo governo. Neste contexto, a condição de primeira ordem da oferta de trabalho da família representativa, $\gamma(l)$, inclui o imposto, T , tal como:

$$\frac{wl}{wl - T} = - \frac{\gamma'(l)l}{\gamma(l)}, \quad (25)$$

com $T = \sum_{i=1}^n p_i G_i$ e com o salário $w = 1$, derivando $\gamma(l) = (1 - l)^\lambda$ e combinando com (25), a oferta de trabalho é definida como:

$$l = \frac{1 + \lambda \sum_{i=1}^n p_i G_i}{1 + \lambda}. \quad (26)$$

Nessa parte da dedução, temos os tributos do governo para financiar suas compras e, conseqüentemente, a renda total da família representativa torna-se $p_i c_i = \beta_i [wl - T] = \frac{\beta_i}{1 + \lambda} [1 - \sum_{j=1}^n p_j G_j]$ e, ao diferenciar esta equação, obtemos $d(p_i c_i) = - \frac{\beta_i}{1 + \lambda} \sum_{j=1}^n d(p_j G_j)$. Em seguida, realizamos a combinação desta última e a derivada da produção total da indústria i , $dy_i = dc_i + \sum_{j=i}^n dx_{ji} + dG_i$, com $x_{ij} = \frac{a_{ij} p_i y_i}{p_j}$ e $l_i = \frac{\alpha_i^l p_i y_i}{w}$, de modo que:

$$\begin{aligned} \frac{d(p_i y_i)}{p_i y_i} &= \sum_{j=1}^n a_{ji} \frac{d(p_j y_j)}{p_i y_i} + \frac{dG_i}{y_i} - \frac{\beta_i}{1 + \lambda} \sum_{j=1}^n \frac{d(p_j G_j)}{p_i y_i} \\ &= \sum_{j=1}^n \hat{a}_{ji} \frac{d(p_j y_j)}{p_j y_j} + \frac{d\tilde{G}_i}{p_i y_i} - \frac{\beta_i}{1 + \lambda} \sum_{j=1}^n \frac{d\tilde{G}_j}{p_i y_i}, \end{aligned} \quad (27)$$

onde $\tilde{G}_{i,j} = p_{i,j} G_{i,j}$ com $i, j = 1, \dots, n$ descreve-se em termos nominais.

Reescrevemos (27) na forma matricial como:

$$\begin{aligned} d \ln \mathbf{y} &= \hat{\mathbf{A}}^T d \ln \mathbf{y} + \Lambda d \tilde{\mathbf{G}} \\ &= (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{A}}^T)^{-1} \Lambda d \tilde{\mathbf{G}} \\ &= \hat{\mathbf{H}}^T \Lambda d \tilde{\mathbf{G}}, \end{aligned} \quad (28)$$

relembrando que os preços são constantes, $d(p_i y_i)/p_i y_i = d \ln y_i$.

O termo \mathbf{A} de equações anteriores é formado pelos elementos a_{ij} e a matriz com as unidades \hat{a}_{ji} que compõem a transposta de \mathbf{A} , ou seja, $\hat{\mathbf{A}}^T$. Após as multiplicações das matrizes em (28), obtemos:

$$d \ln y_i = \sum_{j=1}^n \hat{h}_{ji} \frac{1}{p_j y_j} \left(d\tilde{G}_j - \frac{\beta_j}{1 + \lambda} \sum_{k=1}^n d\tilde{G}_k \right), \quad (29)$$

e pela forma matricial de (27) podemos registrar as expressões como:

$$d\tilde{\mathbf{y}} = \mathbf{H}^T \begin{pmatrix} d\tilde{G}_1 - \frac{\beta_1}{1 + \lambda} \sum_{j=1}^n d\tilde{G}_k \\ d\tilde{G}_2 - \frac{\beta_2}{1 + \lambda} \sum_{j=1}^n d\tilde{G}_k \\ \vdots \end{pmatrix}, \quad (30)$$

que é a forma geral para a equação de choques de demanda.

As propriedades elaboradas desde a função custo até este ponto revelam que uma variação na produtividade, característica do lado da oferta, o vetor de consumo, \mathbf{c} , permanece inalterado e o vetor de preços de equilíbrio, \mathbf{p} , tem solução única e é independente das compras governamentais, \mathbf{G} . Isto é, como os retornos de escala são constantes para todas as indústrias, as variações de preços e quantidades se ajustam e, assim, os efeitos seguem somente pelo lado da demanda - a montante.

Por exemplo, quando o choque de aumento (diminuição) de gastos do governo atinge a indústria focal, os efeitos se propagam em rede para os fornecedores que precisam aumentar (diminuir) suas produções de insumos para suprir (desprover) o aumento (diminuição) na demanda deste bem. Como os retornos são constantes à escala, quando a firma dobra sua produção também dobra a quantidade de fatores de produção e, após reajustar seu nível ótimo de produção, a relação entre os preços se mantém, mas a quantidade produzida se altera. Desta forma, o efeito de demanda do governo muda quantidade, mas não os preços relativos.

Além disso, as variações nos gastos do governo alteram os níveis de impostos de modo que impactam a oferta de recursos para o consumo privado. A oferta de trabalho da família, juntamente com o peso do bem i, j na renda, muda em função dos gastos governamentais, pois ocorre via restrição orçamentária da família representativa que altera sua oferta de trabalho devido à mudança em sua renda que vem apenas do fator trabalho.

Assim, com as derivações e as intuições sobre as diferenças entre os choques de demanda e de oferta, a formulação do modelo empírico segue nos capítulos posteriores.

3.3 FATOS ESTILIZADOS, TRABALHO E MUDANÇA ESTRUTURAL

O conceito base de McMillan e Rodrik (2011) sobre a mudança estrutural é basilar para análise de choques de produtividade neste trabalho. Segundo estes autores, quando o fator trabalho se move de atividade menos produtivas para atividades mais produtivas gera aumentos da produtividade e da renda em toda economia.

Por outro lado, conforme McMillan e Rodrik (2011, p.17), o padrão de mudança estrutural observado na América Latina, por volta de 1990, apresentou um efeito redutor da produtividade geral.

Com o intuito de capturar as mudanças na eficiência alocativa intersetorial e na melhoria da produtividade dentro da indústria, McMillan e Rodrik (2011) utilizaram a decomposição da produtividade em dois termos que quantificam os movimentos da mão de obra entre diferentes setores e interno ao setor.

Quando as mudanças nas parcelas do emprego estiverem positivamente correlacionadas com os níveis de produtividade, como no primeiro termo em (40), este será positivo e a mudança estrutural aumentará o crescimento da produtividade. Em relação ao segundo termo, quando este for positivo, a contribuição dos setores individuais gera um crescimento total da produtividade.

Seguindo a lógica de construção dos choques ao longo do tempo de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) em (37), fixaram-se os elementos de ponderação dos termos como descrito na seção 4.3.2. Além disso, para os cálculos em nível, reconfiguraram-se esses dois termos não em diferença, mas em nível para cada tempo t . Assim, uma correlação positiva crescente indicará um efeito de aumento da variável dependente analisada em relação a cada termo, se a correlação for negativa, então, os respectivos efeitos indicariam uma redução da variável resposta, ou seja, indicaria que o processo alocativo do fator trabalho agiria como redutor da produtividade e, com efeito, isso reduziria não só a produtividade geral da economia, mas também o valor adicionado e o nível de emprego.

Do lado da oferta, com base na teoria de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), a propagação dos choques a jusante (*downstream*) devem apresentar maior proeminência do

que os choques a montante (*upstream*), ou seja, o impacto que flui ao longo das conexões intersetoriais em rede deve ser maior via efeito *downstream* do que *upstream*.

3.4 ALGUNS EXEMPLOS EMPÍRICOS DE CHOQUES ECONÔMICOS

Em seu trabalho sobre a importância de poucas empresas que formam a maior parte do Produto Interno Bruto (PIB), Gabaix (2011) elabora a variável-choque composta pela soma ponderada das taxas de crescimento da empresa menos as taxas de crescimento de outras empresas do mesmo setor. Em seus resultados empíricos com as 100 firmas estadunidenses com maior volume de vendas de 1951 a 2008, ele estimou que 47,7% do crescimento do PIB é explicado por essa amostra.

Em outro exemplo, Acemoglu, Ozdaglar e Tahbaz-Salehi (2010) destacaram o pedido, no primeiro momento, inusitado do executivo-chefe da *Ford Motor Company* ao governo norte americano para socorrer suas concorrentes *General Motors* e *Chrysler* da falência em 2008 e, assim, evitar um colapso no fornecimento de insumos em toda a cadeia produtiva.

Com micro-dados dos Estados Unidos, Boehm et al. (2019) estudaram a propagação de choques pelas firmas devido à interrupção da cadeia produtiva de abastecimento no Japão em Tohoku pelo Grande Terremoto de 2011. Eles descobriram que as filiais de multinacionais japonesas sediadas nos Estados Unidos sofreram uma queda de quase um por um na produção, em resposta às quedas nas importações.

No setor financeiro, Demir et al. (2018) estudam a propagação e amplificação de choques por empresas com restrição de liquidez. Com dados de firmas da Turquia, que foram atingidas por uma política inesperada de alteração na cobrança de um imposto sobre o financiamento de crédito comercial por importadores, isto tornou mais caro o financiamento para a compra de insumos do exterior por firmas turcas. Os importadores, segundo os resultados de Demir et al. (2018), com suas restrições de liquidez, esse choque financeiro se propagou diretamente para os demandantes dessas empresas.

Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) constroem quatro vetores de choques para analisar os efeitos sobre as ligações insumo-produto em nível setorial. O primeiro choque estima os efeitos das importações estadunidenses de origem chinesa e, pelo lado da demanda, o maior peso dos efeitos foi a montante (da firma afetada para seus fornecedores diretos e indiretos).

O segundo choque estimado foi os efeitos advindos dos gastos governamentais, estes apresentaram resultados próximos ao primeiro choque.

Já o terceiro fornece que os choques de produtividade a jusante (da firma afetada para seus demandantes diretos e indiretos) são estatisticamente significativos pelo lado da oferta. Por fim, o quarto choque estuda os possíveis efeitos correlacionados com variações na obtenção de patentes estrangeiras, concedidas pelo Escritório de Patentes e Marcas dos Estados Unidos. Os efeitos a jusante também se mostraram estatisticamente significativos e, desta forma, a propagação destes choques tiveram maior peso econômico nas ligações insumo-produto pelo lado da oferta.

4 O MODELO EMPÍRICO

A presente seção descreve a estratégia empírica proposta para a Dissertação. Trata-se de uma abordagem empírica fundamentada no trabalho de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.292) que procurou aproximar a formulação do modelo empírico em referência ao modelo teórico.

As equações teóricas (9) e (10) apresentam uma forma funcional dos choques decomposta pelos efeitos próprio e de redes, mas também podem ser tratados como variáveis, ou seja, cada termo dessas expressões retrata uma característica específica desses efeitos e, conseqüentemente, condiciona a sua estimação por meio de regressão.

No intuito de analisar a significância estatística de variações econômicas no nível da firma que possam explicar parte das flutuações agregadas, ao considerar cada choque como uma variável explicativa, especificou-se o modelo econométrico para análise da dinâmica para tal finalidade, inicialmente, conforme Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) e Acemoglu *et al.* (2014). Em seguida, para tratamento de possíveis problemas aplicados ao modelo (31), com a utilização de instrumentos fracos e/ou com variações nos efeitos fixos que aumentam no tempo, optou-se pela abordagem Blundell e Bond (1998) ao modelo (36). Descrevem-se, na seqüência, a construção dos modelos empíricos.

Os dados são mensurados por regressão em uma defasagem, na maioria dos testes, para tornar o modelo mais parcimonioso, em períodos anuais de $t - 1$. De outro modo, para observar a persistência de valores passados das variáveis dependentes, optou-se em realizar alguns testes comparativos entre uma defasagem e três defasagens. Assim como Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), o foco está nos efeitos próprio e de redes, sem considerar os efeitos de restrição de recursos, deixando este em análise no quadro de verificação de robustez, APÊNDICE B, devido à possibilidade de aumentar o problema de viés e autocorrelação dos resíduos, comum em dados em painel.

Os principais regressores são: $Choque_{i,t-1}$, que é o impacto direto na indústria focal; $Upstream_{i,t-1}$ e $Downstream_{i,t-1}$ que representam os choques indiretos que se propagam pelas interações em rede.⁸ Assim, define-se a primeira equação de regressão como:

⁸ O modelo parcimonioso envolve o mínimo de parâmetros possíveis a serem estimados, bem como possui um alto poder explicativo do comportamento da variável dependente.

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_{i,t} = & \delta_t + \psi \Delta \ln Y_{i,t-1} + \beta^{\text{próprio}} \text{Choque}_{i,t-1} \\ & + \beta^{\text{Montante}} \text{Upstream}_{i,t-1} \\ & + \beta^{\text{Jusante}} \text{Downstream}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (31)$$

onde i indexa as indústrias, δ_t denota as *dummies* temporais, $\varepsilon_{i,t}$ é um termo de erro correspondente à primeira diferença, e $Y_{i,t}$ significa uma dada variável, a *priori*, com base em Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) e adaptada aos dados brasileiros e objetivos de pesquisa. Estes definiram três tipos de dados para $Y_{i,t}$ como o valor agregado, o emprego e a produtividade real do trabalho (valor real adicionado dividido pelo total de pessoas empregadas por setor). Nesta estratégia empírica foi utilizado o emprego e a produtividade do trabalho setorial, conforme descrição mais abaixo. Além disso, a equação empírica e os vetores de choques econômicos são formulados pela diferença entre dois períodos de tempo subsequentes.

Por outro lado, essa especificação pode ser formulada em nível, alternativamente, junto com um efeito fixo por setor, e de fato foi formulada deste modo para a utilização do estimador Blundell e Bond (1998), como descrito nas próximas seções. Porém a estimação em primeira diferença, (31), mantém os termos de erro estacionários. Bem como conecta este modelo mais diretamente ao teórico, com a vantagem de proporcionar uma melhor descrição de séries temporais macroeconômicas. (ACEMOGLU, D.; AKCIGIT, U.; KERR, W., 2016, p.293).

Os objetos de estudo não são os setores em si, mas sim os vetores de choques que interagem entre esses setores em rede. Desta forma, os efeitos a montante (*upstream*) e a jusante (*downstream*), respectivamente, são definidos como os choques de setores demandantes que fluem para os outros setores compradores de insumos e, de outro lado, os choques de setores fornecedores de insumos que transbordam para os seus demandantes na cadeia de produção. Assim, tanto o choque próprio quanto os choques de rede são valores ponderados pelos efeitos, medidos pelos elementos das matrizes inversas de *Leontief* como pesos nas ligações, que atingem todas as indústrias.

Entretanto, os valores utilizados para definir o elemento a_{ij} em (6) foram obtidos dos elementos da matriz insumo-produto que registra o valor total em unidades monetárias que cada setor compra ou vende bens intermediários, bem como a destinação de produtos para a demanda final. Neste caso, estes elementos funcionam como uma *proxy* da derivação teórica. Após computá-los, constroem-se as matrizes inversas de *Leontief*, basicamente, como se aplica pela teoria.

Desta forma, as equações (9) e (10) formalizam a base teórica para o desenvolvimento das estimativas empíricas, definidas por Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), analogamente como:

$$Upstream_{i,t} = \sum_j (Produto\%_{j \rightarrow i}^{ano} - 1_{j=i}) \times Choque_{j,t} \quad (32)$$

e

$$Downstream_{i,t} = \sum_j (Insumo\%_{j \rightarrow i}^{ano} - 1_{j=i}) \times Choque_{j,t} \quad (33)$$

onde $Produto\%_{j \rightarrow i}^{ano}$ e $Insumo\%_{j \rightarrow i}^{ano}$ caracterizam as ligações diretas e indiretas da matriz inversa de *Leontief* do ponto de vista de setores fornecedores e demandantes e o sobrescrito é o ano base. O termo $Choque_{j,t}$ representa o vetor de choques de cada indústria focal.

O elemento $1_{j=i}$ é a função indicadora quando $j = i$, que retira o efeito da indústria i na inversa de *Leontief* para analisar possíveis distinções quantitativas entre o impacto do próprio setor e os de rede separadamente. O produto dos termos do lado direito das equações acima, portanto, permite estimar a propagação e amplificação dos choques a montante e a jusante pelas ligações na rede produtiva.

4.1 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

A estimativa com dados em painel dinâmico apresenta grandes desafios, dada a natureza de interação entre variáveis. E isso não é diferente nas relações entre setores e dentro de cada setor na cadeia produtiva de um país. Neste contexto, problemas como viés de variável omitida, efeitos tanto de tempo quanto individuais não observáveis, erros autocorrelacionados podem gerar estimativas tendenciosas.

Para dados em painel, primeiramente, têm-se as estimativas por efeitos fixo ou aleatório e, segundo Nickell (1981), ao analisar por efeito aleatório, consideram-se que as informações individuais não sejam estatisticamente significativas. Porém, muitas características individuais podem atuar significativamente sobre a eficiência dos estimadores. Assim, efeitos fixos e não observados podem estar correlacionados com as variáveis exógenas do modelo e, conseqüentemente, a análise com efeito fixo toma sua importância.

Contudo, ao utilizar efeitos fixos em modelos dinâmicos com um número grande de observações e um intervalo de tempo relativamente menor, esse tipo de estimação mostra-se possivelmente ineficiente.

Uma forma de trabalhar com modelos de heteroscedasticidade, correlação serial é pelo método generalizado dos momentos (MGM). Conforme Hansen (1982), com as condições de momento teóricas $\mathbb{E}[u_t|\mathbf{Z}_t] = 0$ e $\mathbb{E}[\mathbf{Z}_t^T u_t] = 0$, bem como uma função que descreve o conjunto de n condições de momentos, $f[\mathbf{Z}_t, \beta]$; em que u_t é o termo de erro, \mathbf{Z}_t representa as linhas pertencentes à matriz de instrumentos \mathbf{Z} (relacionada com as variáveis endógenas, mas não correlacionada com o termo de erro) com $t = 1, \dots, n$ e β os parâmetros. Assim, a estimação por MGM busca igualar os momentos populacionais às contrapartes empíricas ou amostrais.

Contudo, a condição de resolução do sistema de equações no MGM depende de que o modelo seja exatamente identificado e, caso contrário, deve-se obter uma matriz de instrumentos que possa resolver esse problema por meio de combinações lineares.

A compreensão da dinâmica entre variáveis dependentes e explicativas pode exigir não apenas os efeitos individuais, mas também a possível dependência de variáveis contemporâneas aos seus valores passados. Ou seja, ao introduzir variáveis dependentes defasadas como explicativas, pois esta será correlacionada com o termo de erro, u_t , ocorre o problema de endogeneidade e, com isso, o viés em painel dinâmico aparece. Como base ao modelo empírico (31), Acemoglu *et al.* (2014) desenvolveram algumas estratégias de estimação para tratamento desse problema e, entre estas, utilizaram-se do estimador de método dos momentos generalizados com as variáveis em primeira diferença e com a matriz de instrumentos da variável dependente defasada em nível, em especial o método generalizado dos momentos em diferença (MGM-D) de Arellano e Bond (1991) que segue o modelo empírico (31).

Segundo Acemoglu *et al.* (2014, p.9-10), o estimador MGM-D baseia-se nas condições de momento $\mathbb{E}[(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})(y_{i,s}, \mathbf{X}_{s+1})'] = 0$ para todo $s \leq t - 2$, onde $y_{i,s}$ é a variável dependente, \mathbf{X}_t é um conjunto genérico de variáveis explicativas e $\varepsilon_{i,t}$ o termo de erro.

Com a equação em primeira diferença, a restrição deste estimador segue a forma geral $\mathbb{E}[\mathbf{Z}_i' \Delta \boldsymbol{\varepsilon}_i] = \mathbf{0}$ com a matriz de instrumentos da variável dependente defasada em nível:

$$\mathbf{Z}_i = \begin{pmatrix} y_1 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_1 & y_2 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_1 & \dots & y_{T-2} \end{pmatrix}. \quad (34)$$

Uma das restrições que qualifica o estimador MGM-D reside no teste de autocorrelação serial, ou seja, que não exista a correlação $AR(2)$ do termo de erro.

Por outro lado, o estimador MGM-D tende a perder eficiência quando o parâmetro estimado da variável dependente defasa do lado direito da equação aproxima-se de 1, ou quando a variância do efeito fixo aumenta ao longo do tempo. Assim, Blundell e Bond (1998) desenvolveram o tratamento para este problema, o método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS).

A restrição para o estimador MGM-SYS é $E[u_{i,t}\Delta y_{i,t-1}] = 0$ para $t \geq 3$. Com isso, a matriz de instrumentos torna-se:

$$\mathbf{z}_i^+ = \begin{pmatrix} \mathbf{Z}_i & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{i,T-1} \end{pmatrix}, \quad (35)$$

a matriz \mathbf{Z}_i é a mesma definida em (34).

Enquanto o estimado MGM-D usa instrumentos em nível com as variáveis do modelo em primeira diferença, o estimador MGM-SYS utiliza a equação em nível e os instrumentos em primeira diferença, no intuito de solucionar o problema de instrumentos fracos relatados acima.

Outro conceito teórico que valida à utilização do estimador Blundell e Bond (1998), teste de *Sargan*, assenta-se no fato de que a matriz de instrumentos deve ser válida, ou seja, os instrumentos aplicados ao modelo não devem estar correlacionados com o termo de erro.

Para realizar o procedimento de Blundell e Bond (1998), configurei o modelo básico em nível tal como:

$$\ln Y_{i,t} = \delta_t + \psi \ln Y_{i,t-1} + \beta^{\text{próprio}} \text{Choque}_{i,t-1} + \beta^{\text{Montante}} \text{Upstream}_{i,t-1} + \beta^{\text{Jusante}} \text{Downstream}_{i,t-1} + \eta_i + u_{i,t}, \quad (36)$$

onde as descrições desta equação seguem às mesmas de (31), diferenciando-se por estar em nível e incluir o efeito fixo individual.

Assim como em Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), com o cálculo dos choques em variáveis de efeitos diretos, $\text{Choque}_{i,t-1}$, e de redes, $\text{Upstream}_{i,t-1}$ e $\text{Downstream}_{i,t-1}$,

essas são introduzidas no modelo empírico (31) acima em primeira diferença, porém estas no modelo (36) são configuradas em nível, conforme detalhado nas próximas seções.

A defasagem das equações (31) e (36) é de um período para evitar problemas de medição contemporâneos, por exemplo, a endogeneidade de efeitos passados da produtividade total dos fatores que persistam ao longo da série de dados.

Devido à tendência de heterogeneidade decorrente das defasagens em um período de tempo, isso possibilita estimativas tendenciosas. Para isso, propõe-se utilizar o modelo de regressão, (31) e (36), com dados em painel.

Frente aos possíveis problemas da abordagem pelo estimador de Arellano e Bond (1991) descritos acima, utilizou-se também o estimador Blundell e Bond (1998) e, assim, compará-los.

A partir dos resultados deste modelo e com os pressupostos do modelo teórico, a proposta do trabalho está em observar como os choques de demanda e da mudança estrutural que afete a produtividade do trabalho se propagam e se amplificam na estrutura produtiva do Brasil.

Para mensurar as variáveis de interesse, realizou-se o produto interno entre cada vetor de choques econômicos com as matrizes de *Leontief* e construíram-se seis tipos de choques econômicos como: os efeitos de demanda pelas variações nos gastos governamentais, no consumo das famílias, na formação bruta de capital fixo e na demanda externa (exportações); e os efeitos do lado da oferta compostos pelas variações na produtividade total do trabalho.⁹ Assim, foram separados os resultados deste cálculo em variáveis de efeitos a jusante, efeitos a montante e efeitos próprios.

Os efeitos do lado da oferta têm implicações sobre os compradores de insumos (a jusante), e os efeitos do lado da demanda recaem sobre os fornecedores de bens intermediários (a montante). Novamente, um choque sobre um setor altamente conectado com outros setores diretamente, no primeiro momento, o efeito segue pela interconexão de primeira ordem, no segundo momento, os efeitos se espalham em cascata por todas as ligações em rede a partir destes outros setores por toda a rede.

A base metodológica de elaboração dos choques segue Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), porém adaptada às variáveis agregadas de interesse e aos dados do Brasil.

⁹ Na contabilidade nacional, o investimento agregado é a soma de formação bruta de capital fixo (FBKF) e de variação de estoque. Optou-se, entretanto, em utilizar os dados apenas de FBKF para estudar os impactos diretos pela demanda na acumulação de novos montantes em FBKF ao ano, pois, segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), este componente é definido pelo investimento em ativos fixos de utilização repetida e contínua em outros processos produtivos.

Deduziram-se as equações abaixo para efeitos de choques a jusante, mas também se aplica esta lógica aos choques a montante. Em vista disso, dada às características metodológicas específicas da fonte de dados, a construção dos choques segue (32) e (33) definidos nas seções subsequentes.

Relembre que o choque próprio é equivalente às diagonais das matrizes criadas – inversa de *Leontief* – e que, tanto para efeitos a montante quanto a jusante, a diagonal extraída pela função indicadora $1_{j=i}$ é a mesma em ambos, porém com a inclusão do impacto direto interno ao setor no intuito de observar as diferenças desse choque dentro do setor e em rede.

Pela restrição à metodologia da fonte de dados na desagregação dos setores utilizada no trabalho, a construção das variáveis de choques do lado da demanda segue a mesma lógica de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.301-302). Assim, tem-se a descrição deste processo na próxima subseção por meio da elaboração dos choques de gastos do governo.

Para evitar repetições desnecessárias, o mesmo procedimento aplica-se para os outros choques de demanda a partir das vendas do setor i para governo, consumo das famílias, formação bruta de capital fixo (FBKF) e exportações e, respectivamente, com os totais de gasto, de consumo, de FBKF e de demanda externa, bem como das inversas de *Leontief*, como descrito nas equações (37), (38) e (39). Ambos os dados foram retirados das tabelas insumo-produto do Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP (NEREUS), com base na Classificação Nacional de Atividades Econômicas, versão 2.0 (CNAE 2.0). E o período de tempo selecionado foi de 2010 a 2018, o qual comporta a metodologia de máxima desagregação dos setores, 67 setores utilizados, com respeito à rede de produção do Brasil.

Além disso, a utilização dos choques está concentrada na variável a jusante como exemplo basilar, porém essa lógica se aplica no caso dos choques a montante, apenas troca-se $\sum_j (Insumo\%_{j \rightarrow i}^{ano} - 1_{j=i})$ por $\sum_j (Produto\%_{j \rightarrow i}^{ano} - 1_{j=i})$, como em (32).

No intuito de estudar como a estrutura produtiva brasileira responde a choques idiossincráticos em nível setorial e qual o peso econômico destes efeitos em flutuações econômicas, bem como observar a eficiência alocativa através dos movimentos do fator trabalho dentro da indústria e entre os setores sobre a produtividade geral e, conseqüentemente, sobre o crescimento do valor adicionado e o emprego, as próximas subseções apresentam conceito e metodologia para a construção das variáveis de efeito próprio, dentro do setor, e os efeitos entre os setores pelas ligações insumo-produto.

4.1.1 O método de construção dos choques de demanda

Os choques de gasto do governo do lado da demanda, segundo Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), afetam as indústrias através do aumento das compras governamentais. Portanto, criou-se um vetor (37), com a participação das vendas de cada indústria que foi para suprir a demanda do governo:¹⁰

$$Gov_Vend\%_i^{ano} = \frac{Vend_{i \rightarrow Gov}}{Vend_i}, \quad (37)$$

com a participação das vendas da indústria i , $Gov_Vend\%_i^{ano}$, em relação à razão entre as vendas para o governo dividido pelo total de vendas da indústria i .

O sobrescrito ano em (37) denota o fato de fixá-lo em um ano inicial, neste trabalho é 2010, para construir a série empírica a partir da participação de cada indústria e, com isso, observar os efeitos de redes oriundos do grau de dependência dos setores à demanda de gastos do governo.

A variação dos gastos governamentais totais em log com o bem i , $\ln Gov_Despesas_{t-1}$, é a diferença em uma defasagem entre o total de consumo do governo em t e $t - 1$, assim, define-se o vetor de choques de gastos governamentais pelo produto da participação das vendas destinadas ao governo do setor i com a variação do logaritmo natural do consumo do governo tal como:

$$Gov_Choque_{i,t} = Gov_Vend\%_i^{ano} \times \Delta \ln Gov_Despesas_{t-1}. \quad (38)$$

Portanto, seguindo as equações (9) e (10), bem como aplicando este método não apenas para a construção do efeito a jusante, mas também para o efeito a montante, define-se, portanto, a propagação dos choques a exemplo da equação abaixo:

$$Downstream_{i,t}^{Gov} = \sum_j (Insumo\%_{j \rightarrow i}^{ano} - 1_{j=i}) \times Gov_Choque_{j,t}, \quad (39)$$

com a inversa de *Leontief*, $Insumo\%_{j \rightarrow i}^{ano}$, menos o termo $1_{j=i}$ remove a dupla contagem para as conexões intrassetoriais quando $j = i$, multiplicada pelo vetor de choque de gastos do governo, $Gov_Choque_{j,t}$.

¹⁰ Devido às limitações referentes à metodologia de decomposição dos setores pela fonte de dados, a construção das variáveis de choque do lado da demanda seguiu o mesmo método utilizado por Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.301-302), na subseção C. *Federal Spending Shocks*.

A aplicação dos choques construídos para o presente estudo pela equação (36), que estima pelo método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS), diferencia-se em (38) por não utilizar a primeira diferença, mas sim por configurar os choques em nível, apenas os instrumentos estão em primeira diferença.

Conforme a teoria de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), os sinais esperados não apenas em relação aos gastos governamentais, mas também em relação aos efeitos de demanda definidos pela teoria, ou seja, para um dado aumento (diminuição) na demanda que influencie as escolhas ótimas das indústrias, consequentemente, a firma deve responder positivamente (negativamente), com o aumento (redução) da produção.

No modelo teórico, pelas propriedades da função *Cobb-Douglas* e pelos retornos constantes à escala, variações do lado da oferta têm efeitos apenas a jusante e, de outro modo, os efeitos do lado da demanda se propagam apenas a montante. Todavia, os dados empíricos carregam possíveis características distintas da fundamentação teórica como informação imperfeita, monopólios, oligopólios, externalidades, entre outros. Nesta conjuntura, Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) ressaltam que os sinais específicos de cada choque econômico devem condizer com a teoria, mas que os outros choques podem aparecer com o mesmo sinal, ou com sinal oposto, ou sem significância estatística, devido à própria natureza de efeitos individuais e/ou de tempo correlacionados em redes.

Em relação à quantificação da magnitude dos coeficientes de efeito próprio e de rede, como nas equações (11) e (12), a definição deste cálculo para o modelo empírico é dado pela inclusão dos elementos da diagonal na matriz inversa de *Leontief*, ou seja, analogamente segue a configuração $\hat{h}_{ii} \times Gov_Choque_{j,t}$ e $\sum_j (Insumo\%_{j \rightarrow i}^{ano}) \times Gov_Choque_{j,t}$. Esta lógica também se aplica às outras variáveis, com as devidas derivações para cada tipo de choque e efeitos de rede fundamentados pela teoria.

A escolha pelas variáveis de demanda se deve: (1) ao consumo do governo que impacta a produção nacional pelas suas despesas em bens e serviços; (2) às variações de preferências no consumo das famílias sobre os bens produzidos; (3) à Formação Bruta de Capital Fixo (FBKF) que reflete investimentos, por exemplo, em máquinas e equipamentos, bem como sua influência sobre a demanda; e (4) às exportações que compõem preferências de consumo exógenas à estrutura socioeconômica doméstica como impostos, leis, políticas públicas, etc.

4.1.2 O método de construção dos choques de produtividade do trabalho

Um dos choques de produtividade elaborados por Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.306) foi a produtividade total dos fatores com base na metodologia da *NBER Productivity Database* que se baseia em uma função de produção de cinco fatores tais como capital, horas de trabalho de produção, trabalhadores não produtivos, materiais não energéticos e energia.¹¹

Por outro lado, para os efeitos de choques de produtividade do lado da oferta, a base teórica para os estudos sobre os efeitos da queda de produtividade do trabalho vem de McMillan e Rodrik (2011) e de Arend, Singh e Bicharra (2016) frente aos indícios de mudanças estruturais que reduziram a produtividade na América Latina.

Para tal finalidade, utilizou-se o instrumento quantitativo de decomposição da produtividade total do trabalho em dois fatores de McMillan e Rodrik (2011) como descrito abaixo.

A fonte de dados para a elaboração tanto das variáveis dependente quanto dos efeitos decompostos da produtividade total do trabalho advém do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), mais especificamente do Sistema de Contas Nacionais (SCN). Ambas as variáveis foram fundamentadas na metodologia de desagregação setorial, com a utilização de 67 atividades, pela Classificação Nacional de Atividades Econômicas, versão 2.0 (CNAE 2.0).

Para suavizar possíveis influências de variações do nível geral de preços ao longo do tempo, optou-se pelo valor adicionado a preços constantes. Já os dados para a variável resposta emprego partem do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que coleta as informações de outras fontes como Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, Pesquisa Industrial Anual – PIA, entre outros; com a denominação de total de ocupações por atividade.

A produtividade do fator trabalho, Y_t , é a razão entre o valor adicionado, VA_t , e o pessoal ocupado, PO_t , ou seja, $Y_t = VA_t/PO_t$ e $y_{i,t}$ é a produtividade do trabalho por setor i . A participação do emprego, $\theta_{i,t}$, por indústria é a fração do pessoal ocupado por setor, $PO_{i,t}$, em relação ao total de pessoal ocupado, PO_t , das n indústrias, isto é, $\theta_{i,t} = PO_{i,t}/PO_t$.

Assim, o crescimento da produtividade do trabalho foi decomposto em dois termos:

¹¹ Banco de dados produzido pelas instituições *National Bureau of Economic Research (NBER)* e *U.S. Census Bureau's Center for Economic Studies (CES)*, contendo dados anuais da indústria de 1958-2018 sobre produção, emprego, folha de pagamento e outros custos de insumos, investimento, estoques de capital, TFP e vários índices de preços específicos da indústria.

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^n [y_{i,t} \Delta \theta_{i,t} + \theta_{i,t-k} \Delta y_{i,t}], \quad (40)$$

onde $i = 1, \dots, n$ é correspondente ao i -ésimo setor da cadeia produtiva e Δ é o operador de diferença, bem como $t = 1, \dots, n$ e $k \in \mathbb{N}$.¹²

O primeiro consiste na mensuração do efeito da produtividade pelas realocações do trabalho em diferentes setores, ou seja, caracteriza-se como a mudança estrutural. Já o segundo termo soma-se as ponderações da parcela do fator trabalho em cada setor i no período inicial $t - k$ do crescimento da produtividade dentro da indústria.

Contudo, o ponto importante para tornar esses efeitos aplicáveis está na transformação de cada termo do lado direito da equação como uma variável de choque e, com isso, preservou-se o subscrito i para captar e analisar a medida de cada setor em relação a cada efeito.

Assim como Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.301) que fixaram a participação das vendas de cada setor i em relação ao total de vendas no ano inicial pra a elaboração dos choques, manteve-se as variáveis $y_{i,t}$ e $\theta_{i,t-k}$ fixos nos respectivos anos $t = 2010$ e $t - k = 2011$, enquanto as outras variáveis $\Delta \theta_{i,t}$ e $\Delta y_{i,t}$ mudavam ao longo do tempo.

Assim, os choques de produtividade do fator trabalho na rede de produção são decompostos em duas variáveis:

$$\begin{aligned} Downstream_{i,t}^{EME} &= \sum_j (Insumo\%_{j \rightarrow i}^{ano} - 1_{j=i}) \times \ln EME_{choque_{j,t}}, \\ Downstream_{i,t}^{EI} &= \sum_j (Insumo\%_{j \rightarrow i}^{ano} - 1_{j=i}) \times \ln EI_{choque_{j,t}}, \end{aligned} \quad (41)$$

onde $EME = y_{i,t} \Delta \theta_{i,t}$ é o efeito mudança estrutural e $EI = \theta_{i,t-k} \Delta y_{i,t}$ é o efeito interno, ambos em logaritmo natural multiplicados pela inversa de *Leontief*.

4.1.3 O método de construção dos choques de restrição de recursos

¹² Com base em Fagerberg (2000, p.401), alternativamente, a equação (37) pode ser escrita em forma de taxa de crescimento.

A construção da variável restrição de recursos em (10) foi elaborada em uma abordagem empírica aproximada de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.300). Mas, como também observado por estes autores, há o problema de forte correlação desta variável com as outras de efeito de rede. Portanto, essa se apresenta como especificação alternativa para comparação com a especificação basilar em (31) e deve ser analisada com cautela.

Como exemplo guia para construção desse termo, utilizou-se a mesma lógica de construção do choque de gastos do governo. O termo da equação empírica (10) é definida como $\sum_{j=1}^n \hat{h}_{ji} \times \frac{1}{p_j y_j} \times \frac{\beta_j}{1+\lambda} \times \sum_{k=1}^n d\tilde{G}_k$. O primeiro elemento desta multiplicação é o somatório dos componentes da inversa de *Leontief* para o lado da demanda. O segundo elemento é 1 dividido pelo produto total de cada setor, $p_j y_j$. Já o terceiro, tem-se o β_j – a participação do produto do setor i no orçamento da família representativa – dividido por $1 + \lambda$, porém, assim como Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.300) ignoraram este denominador na equação empírica, também se adotou essa premissa por simplificação, ou seja, $1 + \lambda = 1$. Por fim, o último elemento caracteriza o somatório do gasto total do governo.

Para transpor essa expressão no formato empírico, multiplica-se $\sum_{k=1}^n d\tilde{G}_k$ pelo β_j que é computado como a participação do valor adicionado do setor j , multiplicado pelo inverso $p_j y_j$ que, por sua vez, multiplica-se pelo somatório das entradas da inversa de *Leontief*, neste caso, que quantificam os efeitos a montante.

Na sequência, definiu-se o choque de restrição de recursos, RR, como:

$$RR_{i,t}^{Gov} = \sum_j (Produto\%_{j \rightarrow i}^{ano}) \times \frac{1}{Produção_j} \times VA_j \times Gov_Despesas_{t-1}. \quad (42)$$

O termo $\sum_j (Produto\%_{j \rightarrow i}^{ano})$ denota a matriz inversa de *Leontief* para os efeitos a montante, incluindo a diagonal. O denominador do segundo termo, $Produção_j$, é o produto total de cada setor j . O componente VA_j reporta o valor adicionado de cada setor j . Já o último termo caracteriza o gasto total do governo no período $t - 1$. Por analogia, este procedimento se aplica para as outras variáveis do lado da demanda.

No caso da restrição de recursos do lado da oferta, por analogia à equação (42), não foram multiplicados os três primeiros termos pelo total da produtividade, mas sim pela produtividade de cada setor i para evitar problemas de singularidades computacionais no

momento do cálculo, ou seja, $\sum_j (Insumo_{j \rightarrow i}^{ano}) \times \frac{1}{Produção_j} \times VA_j \times Produtividade_{i,t-1}$,

em que este último termo é a produtividade do trabalho em cada indústria.

5 QUAIS OS RESULTADOS E DISCUSSÕES DO MODELO EMPÍRICO

Neste capítulo, tratou-se de analisar e comparar os resultados do modelo (31), que se aproxima do modelo empírico de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), bem como o (36) que utiliza o estimador Blundell e Bond (1998). Para recapitular, como descrito na Seção 4, os dados brasileiros no modelo (31) apresentaram problemas de instrumentos fracos quando este tende a um processo estocástico tipo passeio aleatório, ou devido ao aumento nas variações de efeito fixo individuais que respondem à variável dependente. Isto, portanto, motivou a utilização do estimador citado acima para solucionar esta questão.

Também há comparações com outras estimativas como efeito fixo (EF), mínimos quadrados ordinários (MQO), método generalizado dos momentos-padrão (MGM-padrão), e algumas modificações pontuais em relação ao modelo (36) pelo estimador Blundell e Bond (1998), para observar a robustez do modelo. As tabelas desta abordagem encontram-se no APÊNDICE B.

A partir dos resultados, apresentam-se os sinais dos coeficientes estimados e sua significância estatística, no intuito de observar se estes são compatíveis com a teoria, ou não, além de discutir a intuição econômica que norteia os possíveis efeitos desses choques, bem como as especificidades para o caso brasileiro. As Tabelas de 1 a 6 são as estimativas dessa melhor abordagem pelo método generalizado dos momentos. As outras Tabelas de 7 a 18 encontram-se nos APÊNDICES A e B.

As variáveis de resposta do modelo são valor adicionado a preços constantes, nível de emprego e a produtividade total do trabalho, ambas em logaritmo natural. Já as variáveis explicativas são o choque próprio, choque *upstream* (a montante) e choque *downstream* (a jusante), bem como a variável dependente defasada também utilizada como explicativa.

Para reforçar, um dos objetivos de validação do estimador de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) está na escolha da matriz de instrumentos pelo teste de *Sargan*.¹³ Assim, os números de observações variam devido à escolha da quantidade parcimoniosa de instrumentos utilizados. Por outro lado, esse teste foi validado nas estimativas para as variáveis de valor adicionado e de produtividade do trabalho, porém isso não se confirmou com as da variável resposta nível de emprego. Este último, por sua vez, manteve problemas de autocorrelação serial.

¹³ Hipótese nula: todos os instrumentos são válidos. Se rejeitar a hipótese nula, pelo menos um instrumento estará correlacionado com o termo de erro e, portanto, eles não serão válidos.

Ademais, os testes de autocorrelação dos resíduos $AR(1)$ e $AR(2)$ para o estimador MGM-SYS subsidiaram a hipótese nula de que não há essa correlação, em especial, para a variável valor adicionado. Entretanto, a maioria das estimativas em relação às variáveis dependentes emprego e produtividade do trabalho rejeitou a hipótese nula para $AR(1)$, mas não rejeitou a ausência de correlação dos resíduos para $AR(2)$.

5.1 CHOQUES DE DEMANDA

A teoria prevê que os choques do lado da demanda se propagam a montante (*upstream*) com maior impacto sobre os setores ofertantes da indústria afetada do que os efeitos a jusante (*downstream*). Com uma variação na demanda do governo, por exemplo, os efeitos da indústria afetada seguem, primeiramente, desta para seus fornecedores diretos pelas conexões de primeira ordem, depois, os efeitos se propagam em rede através das outras ligações de ordem superior, ou seja, destes fornecedores para as outras indústrias conectadas a eles a montante na cadeia produtiva.

A Tabela 1 contém as estimativas de propagação dos choques de gastos do governo pelas ligações entre os setores e no próprio setor. Com base na teoria, espera-se que a relação entre a demanda governamental e os impactos na cadeia produtiva seja direta. Ou seja, os efeitos *upstream* devem ser estatisticamente significativos e positivos (ou negativo), conforme definido pela teoria. Por outro lado, o outro efeito de rede pode apresentar-se significativo ou não, ou mesmo de sinal contrários à teoria, pois os dados empíricos representam comportamentos diferentes do modelo teórico como monopólio, externalidades, entre outros.

Supondo preferências e função de produção com retornos constantes à escala bem-comportadas, bem como mercados perfeitamente competitivos, um aumento positivo na demanda do governo provoca um aumento na produção do setor diretamente relacionado aos gastos governamentais e, com efeito, os fornecedores deste setor também terão que ajustar seus níveis de produção para atender a demanda de insumos no primeiro momento.

Sejam as atuações de várias indústrias no suprimento de insumos em rede, esse choque positivo seria propagado e ampliado pelas relações intersetoriais e pelos pesos dos insumos em cada linha de produção, com o objetivo de entregar o produto demandado pelo governo na ponta da cadeia produtiva. Neste contexto, os efeitos seguem a montante ao longo da rede e isso pode ser quantificado pelos coeficientes da matriz inversa de *Leontief*.

Em equilíbrio, a indústria afetada ajusta sua produção e, com retornos constantes à escala, tanto a variação na produção quanto a variação no uso de fatores de produção mantêm-se constantes e, conseqüentemente, o efeito renda e o efeito substituição se cancelam, pois a relação entre os preços se mantém, com modificações apenas nas quantidades.

Ao seguir para análise dos resultados, em ambas as variáveis de resposta, o choque *upstream* apresentou significância esperada, com base na teoria. Nas colunas (1) e (2), os coeficientes deste efeito mostraram maior valor, ou seja, um choque positivo de 1% na demanda do governo ao longo das ligações *upstream* produz uma elevação de 1,7% no valor adicionado. Desta forma, esta relação corrobora com a teoria, com os efeitos de variações na demanda governamental que se propagam pelas ligações de ordem superior.

Tabela 1 - Estimativas de choques de gastos do governo

	Log Valor Adicionado		Log Emprego		Log Produtividade do Trabalho*	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y t-1	0,749*** (0,011)	0,796*** (0,070)	1,031*** (0,006)	1,174*** (0,095)	0,882*** (0,021)	0,753*** (0,073)
Y t-2		0,046 (0,042)		-0,184 (0,178)		0,008 (0,044)
Y t-3		-0,144*** (0,037)		0,037 (0,137)		-0,222*** (0,040)
Efeito próprio t-1	0,068*** (0,023)	0,067*** (0,017)	-0,014*** (0,003)	-0,011*** (0,003)	0,004 (0,009)	-0,031 (0,038)
Efeito <i>upstream</i> t-1	0,017** (0,009)	0,017*** (0,005)	-0,004*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,012** (0,006)
Efeito <i>downstream</i> t-1	-0,126 (0,106)	-0,100** (0,041)	0,038*** (0,010)	0,032*** (0,010)	-0,023 (0,024)	0,042 (0,113)
Observações	871	737	737	603	469	737

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Já o choque próprio apresentou significância tanto em relação ao valor adicionado quanto para o emprego. Nas duas primeiras colunas, o aumento de 1% nos gastos do governo sobre cada indústria – efeito próprio – gera um aumento de 6,8% e 6,7%, respectivamente, no valor adicionado. Para a variável resposta emprego, os coeficientes efeito próprio e *upstream* são significativos, porém, com sinal negativo, possivelmente a escolha ótima entre capital e trabalho no processo produtivo destinado à demanda final seja mais intensivo no primeiro

fator e, conseqüentemente, tem-se um impacto adverso no emprego. Mas o efeito *downstream* apresenta significância – coeficientes 3,8% e 3,2%, ao contrário dos dois efeitos anteriores, pode-se deduzir que as variações de demanda do governo influenciam no aumento da utilização de mão de obra em relação ao fator capital. Neste contexto, essa possível resposta pode estar na distinção da escolha ótima entre os fatores de produção dada à característica do processo produtivo e a destinação do produto, ou seja, bens destinados à demanda final podem utilizar mais capital do que trabalho, enquanto os produtos intermediários para o suprimento da cadeia produtiva podem ser relativamente mais intensivos no fator trabalho.

No caso da variável produtividade total do trabalho, o efeito *upstream* apresenta significância, mas os valores estão relativamente diferentes, colunas (5) e (6). Quando o número de defasagens da variável dependente aumenta de um período para três com o efeito *upstream* se eleva de 0,5% para 1,2%. Assim, ambas as variáveis defasadas apresentaram persistência de comportamento temporal, com valores significativos de seus coeficientes.

Uma forma de avaliar a eficácia do tratamento da provável correlação positiva entre a variável dependente defasada e os efeitos fixos, segundo Marinho, Linhares e Campelo (2011, p.279-280), comparam-se os coeficientes desta variável pelo estimador de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) com os estimadores de mínimos quadrados generalizados (MQO) e de efeito fixo (EF).

Neste contexto, os valores para MQO e EF são enviesados, respectivamente, para cima e para baixo e, com isso, proporciona-se um intervalo que, se o coeficiente da variável dependente defasada de MGM-SYS limitar-se entre esses dois valores, então, indicaria a correção deste tipo de viés. E isso aconteceu com os coeficientes em relação ao valor adicionado e à produtividade total do trabalho, exceto para teste último em relação ao choque de efeito interno. Contudo, essa propriedade não se confirmou para os coeficientes da variável dependente defasada em relação ao nível de emprego.

Os resultados de verificação de robustez na Tabela 13 do APÊNDICE B mostram que os estimadores do método generalizado dos momentos em diferença (MGM-D) na coluna (1) têm erros-padrão maiores em relação ao MGM-SYS, além de não apresentarem significância estatística nas três variáveis de efeito.

Em relação aos estimadores MGM-D e MGM-SYS, a especificação do primeiro segue a equação (31), com a variável dependente e as variáveis explicativas em primeira diferença, como deduzido no trabalho empírico de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), com as variáveis instrumentais em nível. De outro modo, o estimador MGM-SYS acompanha a

definição da equação (36), com regressando e regressores em nível e as variáveis instrumentais em primeira diferença. Ressaltando esta última especificação, adotou-se a abordagem MGM-SYS devido a problemas de instrumentos fracos e/ou alta persistência de efeitos de tempo, tal como registrado na sequência.

Nas colunas (4) e (5), o efeito *upstream* mantém-se significativo, por outro lado, o estimador MGM-SYS com a variável restrição de recursos denota a inversão do sinal deste efeito. Assim como em Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016, p.300), o terceiro termo da equação (10) pode aumentar o problema de viés à medida que se correlaciona com os efeitos de rede, principalmente pela característica dos valores utilizados para a construção dessa restrição.

Sobre os possíveis efeitos do termo restrição de recursos, a restrição orçamentária da família representativa revela os impactos que podem se estender pela rede de produção. Para o choque de gastos do governo, com a elevação de demanda deste, o aumento de impostos torna-se necessário para cobrir esses gastos. Com isso, taxas maiores reduzem a renda da família. Dependendo do peso do setor no consumo, a indústria afetada demandaria menos insumos das outras indústrias fornecedoras e, com efeito, o impacto negativo se propagaria pela cadeia de produção.

Outro destaque, o estimador de método generalizado dos momentos-padrão na coluna (6) apresenta o coeficiente da variável dependente defasada dentro do limite entre o MQO e EF em relação ao nível de emprego, bem como a significância dos efeitos próprio e *upstream* com 0,5% e 0,2% respectivamente. Já o efeito *downstream* apresenta significância, mas com sinal negativo. Este resultado contrasta com o do estimador MGM-SYS, como os coeficientes da variável dependente defasada emprego, Tabela 1, apresentam-se fora do limite entre MQO e EF, então, a persistência de valores defasados como explicativos ainda podem influenciar os sinais do estimador MGM-SYS contra a variável resposta emprego.

Em relação aos dados de gastos governamentais de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) para a economia norte-americana, os efeitos *upstream* mostraram-se significativos, mas, ao contrário dos resultados do Brasil, os efeitos *downstream* não apresentaram significância. Além disso, o coeficiente do efeito próprio teve menor peso em comparação com os de rede, como descrito na Tabela 1, em oposição aos dados brasileiros.

Assim como nos resultados de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), efeitos não observados do fator trabalho como qualificação profissional, nível educacional, entre outros exercem maior influência por meio da produtividade individual do trabalho, portanto, devem-se analisar com cautela os resultados referentes à variável resposta emprego.

Outro importante comportamento de demanda em análise é o consumo das famílias. Em relação a este choque de demanda, as preferências dos consumidores variam à medida que sua renda e os preços dos bens também variam. Se o consumidor apresenta uma maior elasticidade em relação a estas variações, então, esse efeito também pode resultar negativamente na estrutura produtiva a montante.

Na Tabela 2, esse choque mostrou-se estatisticamente significativo nos três efeitos em relação ao valor adicionado, porém as outras variáveis dependentes, da coluna (3) até a (6), não se mostram significativas, com exceção do efeito *downstream* na coluna (5).

Tabela 2 - Estimativas de choques de consumo das famílias

	Log Valor Adicionado		Log Emprego		Log Produtividade do Trabalho*	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y t-1	0,772*** (0,009)	0,775*** (0,042)	1,034*** (0,010)	1,296*** (0,103)	0,697*** (0,010)	0,759*** (0,075)
Y t-2		0,056 (0,034)		-0,252 (0,160)		0,004 (0,042)
Y t-3		-0,152*** (0,015)		-0,024 (0,133)		-0,218*** (0,045)
Efeito próprio t-1	0,047*** (0,013)	0,058*** (0,015)	0,001 (0,003)	0,002 (0,002)	0,035 (0,024)	0,014 (0,054)
Efeito <i>upstream</i> t-1	0,035*** (0,007)	0,052*** (0,005)	-0,002 (0,003)	-0,001 (0,002)	-0,004 (0,013)	0,009 (0,015)
Efeito <i>downstream</i> t-1	-0,093*** (0,014)	-0,119*** (0,018)	0,002 (0,004)	0,001 (0,003)	-0,051* (0,029)	-0,057 (0,061)
Observações	871	737	871	603	871	737

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

O efeito próprio tem os coeficientes significativos – colunas (1) e (2), ou seja, o impacto de um aumento no consumo das famílias de 1% sobre a produção do próprio setor resulta em aumento do valor adicionado de 4,7%, para uma defasagem da variável dependente defasada e 5,8%, com três defasagens. Defasagens maiores aumentaram as elasticidades dos coeficientes, ou seja, efeitos de tempo maiores da variável dependente defasada exercem maior peso sobre os efeitos próprio e de redes que expliquem as variações contemporâneas do valor adicionado.

Em seguida, os coeficientes do efeito *upstream*, na Tabela 2, são 3,5% e 5,2%, de uma e três defasagens da variável dependente valor adicionado respectivamente. Entretanto, o efeito *downstream* é significativo, mas com sinal negativo. Além do que foi abordada com respeito aos gastos governamentais, outra possível explicação para este sinal negativo pode residir nas restrições tecnológicas, isto é, as variações positivas no consumo das famílias afetam a indústria focal que aumentará sua produção e, com efeito, demandam-se mais insumos dos setores fornecedores. Estas indústrias também terão que aumentar suas respectivas produções de bens intermediários, porém se houver uma limitação dada pela fronteira de produção, nesta conjuntura, efeitos adversos à jusante (*downstream*) podem refletir no crescimento do valor adicional.

No geral, os resultados de verificação de robustez da Tabela 14 apresentaram resultados análogos aos do gasto do governo. Contudo, tanto na coluna (2) quanto nas colunas (3) e (4) da Tabela 2 acima, o estimador de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) em relação à variável resposta emprego não se mostrou estatisticamente significativo em nenhum dos três efeitos, indicando que os efeitos próprio e de rede, na média, não influenciam o nível de emprego. Por outro lado, o sinal do coeficiente a montante (*upstream*) mostrou-se contrário à teoria, além de uma elasticidade relativamente baixa em relação ao do valor adicionado. Novamente, a variável dependente defasada na Tabela 14 na coluna (2) com respeito ao emprego mostrou-se fora do intervalo entre efeito fixo (EF) e mínimos quadrados ordinários (MQO), que denota persistência de autocorrelação serial dos resíduos e, com isso, tanto a significância do coeficiente *upstream* quanto o seu sinal podem carregar problemas de viés.

Por meio das variações no investimento em formação bruta de capital fixo – FBKF, para um dado preço do fator capital relativamente mais barato do que o fator trabalho, tudo mais constante, os setores realocam seus recursos no primeiro fator. O nível de desemprego e a oferta de mão de obra aumentam e pressionam para baixo os salários. Com isso, a renda das famílias reduziria até o ponto em que os preços relativos se ajustem ao novo equilíbrio de mercado. Novamente, tem-se a possibilidade de um efeito negativo a montante e, no sentido contrário em um cenário favorável, o efeito a montante seria positivo.

No caso de um choque de formação bruta de capital fixo (FBKF) em relação ao valor adicionado – Tabela 3, mais uma vez, os efeitos próprio e *upstream* tiveram significância estatística com a variável dependente em uma defasagem com 1,89% e 2,2% e, com a variável dependente em três defasagens, os coeficientes são 1,53% e 1,3%, respectivamente.

Por outro lado, o efeito *downstream* apresenta significância, mas também ocorrem valores consideráveis de seus coeficientes nas colunas (1) e (2), em comparação aos outros efeitos, e com sinal negativo. Os investimentos em capital fixo afetam a demanda, por exemplo, pela aquisição de novas máquinas e equipamentos de produção, porém também pode haver efeitos adversos sobre a produtividade geral. Em um mercado de concorrência imperfeita, o aumento de demanda por este bem destinado ao processo produtivo pode gerar aumento de preço do mesmo e, com isso, as outras indústrias demandariam menos deste insumo em seus processos produtivos, com efeitos a jusantes (*downstream*) redutores do valor adicionado.

Tabela 3 - Estimativas de choques de FBKF*

	Log Valor Adicionado		Log Emprego		Log Produtividade do Trabalho**	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y t-1	0,590*** (0,045)	0,788*** (0,065)	1,020*** (0,006)	0,935*** (0,148)	0,701*** (0,008)	0,753*** (0,073)
Y t-2		0,048 (0,041)		0,230 (0,258)		0,007 (0,044)
Y t-3		-0,151*** (0,032)		-0,136 (0,160)		-0,223*** (0,041)
Efeito próprio t-1	0,189*** (0,053)	0,153*** (0,055)	-0,004 (0,008)	-0,006 (0,012)	0,001 (0,039)	-0,006 (0,059)
Efeito <i>upstream</i> t-1	0,022*** (0,008)	0,013** (0,007)	-0,0002 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,008** (0,004)	-0,010* (0,005)
Efeito <i>downstream</i> t-1	-0,287*** (0,074)	-0,216*** (0,070)	-0,001 (0,010)	0,004 (0,014)	0,019 (0,042)	0,030 (0,071)
Observações	737	737	871	737	871	737

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

*Nota: FBKF – Formação Bruta de Capital Fixo.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

O estimador de método generalizado dos momentos em diferença (MGM-D) mostrou relevância estatística, na coluna (1) da Tabela 15, em relação ao efeito *upstream*, 19,2%, contra variável de nível de emprego, porém o coeficiente da variável dependente defasada encontra-se além do intervalo entre os dois últimos estimadores nas colunas (7) e (8), revelando que o viés desta variável defasada ainda se mantém. Assim como descrito na análise do choque de consumo das famílias pelo efeito *upstream*, o estimador MGM-D

também pode conter vieses decorrentes da variável dependente defasada e, conseqüentemente, estar sobrestimando não apenas os coeficientes *upstream*, mas também os outros efeitos.

Na seqüência, destacam-se os possíveis impactos de variações nas exportações, ou seja, a demanda externa que, neste contexto, têm comportamentos de agentes econômicos exógenos ao país como o tipo de política adotada, as leis de cada parceiro comercial, as possíveis barreiras comerciais implementadas pelos mesmos, entre outros.

Parte do nível de produção destinada às exportações depende não só das preferências de consumo externas, mas também da taxa de câmbio, do grau de determinação dos preços pelo mercado externo e como um país se insere no mercado externo. O possível efeito adverso parte do fato que uma pressão externa sobre os preços dos bens produzidos pelos setores de maior peso no consumo da família doméstica reduz seu poder aquisitivo. Neste contexto, isso também pode reduzir a demanda doméstica sobre o produto de determinado setor, com efeitos adversos que se propagam em rede.

Tabela 4 - Estimativas de choques de exportações

	Log Valor Adicionado		Log Emprego		Log Produtividade do Trabalho	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y t-1	0,607*** (0,041)	0,776*** (0,050)	1,043*** (0,012)	1,087*** (0,143)	0,689*** (0,007)	0,730*** (0,056)
Y t-2		0,061* (0,034)		-0,034 (0,167)		0,012 (0,039)
Y t-3		-0,148*** (0,022)		-0,015 (0,062)		-0,245*** (0,026)
Efeito próprio t-1	0,120** (0,057)	0,086** (0,041)	0,005 (0,010)	0,003 (0,009)	0,108*** (0,025)	0,197*** (0,056)
Efeito <i>upstream</i> t-1	0,167** (0,078)	0,126** (0,050)	-0,019* (0,010)	-0,013 (0,010)	-0,012 (0,048)	0,023 (0,085)
Efeito <i>downstream</i> t-1	-0,415*** (0,123)	-0,309*** (0,086)	0,017 (0,016)	0,014 (0,009)	-0,061 (0,046)	-0,145* (0,085)
Observações	737	737	871	737	871	737

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Assim como as estimativas do choque anterior, os efeitos próprio e *upstream* apresentaram relevância estatística e sinais em acordo com a teoria e, de outro modo, os efeitos *downstream* também foram significativos e de sinal negativo. Seja a determinação de

preço do bem exportado definido internacionalmente, por exemplo, a ocorrência de elevação de preços torna o insumo mais caro e, em um mercado imperfeito, os outros setores demandam menos deste bem intermediário, conseqüentemente, o efeito negativo a jusante (*downstream*) reduziria o valor adicionado.

No caso de um aumento de demanda externa, Tabela 4, o choque positivo de 1% de exportações sobre a cadeia de produção do país que atinge as outras indústrias, isto é, o efeito *upstream* gera um aumento no valor adicionado de 1,67% e, para o efeito do choque próprio, esse impacto interno ao setor de 1% aumenta o valor adicionado em 1,2%. Já a variável dependente emprego destacou significância no efeito *upstream* da coluna (3), porém com sinal negativo.

Os resultados de verificação de robustez para este choque na Tabela 16 seguiram um padrão próximo dos pontos destacados nos outros choques do lado da demanda nas tabelas anteriores.

Nos trabalhos de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), analisaram-se os possíveis efeitos adversos de aumentos da importação norte-americana por produtos da China tanto no valor adicionado quando no nível de emprego estadunidense. Os coeficientes dos efeitos *downstream* para os Estados Unidos e o Brasil foram relativamente maiores que os outros efeitos sobre o valor adicionado, com significância apenas para os resultados brasileiros, e com sinal negativo. Assim, efeitos negativos a jusante (*downstream*) na cadeia produtiva do Brasil, possivelmente, atuam-se choques de demanda externa, exógenas à produção doméstica, que se defronta com as limitações do tamanho de escala produtiva das indústrias e seus reflexos nos preços dos insumos e bens intermediários indispensáveis ao processo produtivo.

Ademais, os valores dos coeficientes de efeito próprio, exceto os de exportação, mostraram-se maiores do que os de efeito *upstream*, ao contrário dos resultados de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) para os Estados Unidos. Isto é, as demandas finais em termos de elasticidade do efeito próprio indicam maior relevância para o aumento das variáveis resposta do que os efeitos em rede para o Brasil. Dependendo do grau de abertura da economia, vantagens comparativas podem induzir as firmas à especialização na produção de um determinado bem e estas, por sua vez, podem apresentar maior elasticidade pela demanda de insumos (efeito *upstream*) para com seus fornecedores. De outro modo, o efeito próprio dos outros choques de demanda teria maior elasticidade, comparativamente com o de rede, conforme a teoria, devido às demandas domésticas com maior impacto sobre as firmas no

próprio setor e, neste caso, questões geográficas podem desempenhar maior influência localmente.

A fronteira tecnológica de cada firma também pode relacionar-se de forma distinta com as interações de compra e venda de insumos, ou bens finais, entre demanda e oferta. Conforme Carvalho (2010), pelo lado da demanda, as ligações da rede produtiva teriam arquitetura mais dispersa e homogênea e, pelo lado da oferta, as conexões de venda se apresentariam mais heterogêneas, ambas a depender da tecnologia de produção utilizada.

5.2 CHOQUES DE OFERTA

A partir desta seção, descrevem-se os resultados de choques do lado da oferta. Em especial, os possíveis efeitos dos choques de produtividade do trabalho decompostos que possam ou não impactar na rede de produção pelas relações de mercado entre setores.

Relembrando que a base teórica para os estudos sobre os efeitos da queda de produtividade do trabalho vem de McMillan e Rodrik (2011) e de Arend, Singh e Bicharra (2016), como descrito na subseção 4.1.2.

O tipo de mudança estrutural em análise refere-se à eficiência alocativa dos fatores de produção, especificamente o fator trabalho, como descrito nas seções acima.

Grandes lacunas de produtividade, segundo McMillan e Rodrik (2011), podem aparecer tanto entre setores quanto dentro do próprio setor, o que indicaria ineficiência alocativa do fator trabalho que contribuiria na redução da produtividade geral.

Nos países desenvolvidos, conforme Arend, Singh e Bicharra (2016), a produtividade de setores e de diferentes atividades mostra-se relativamente homogênea, ao contrário dos países em desenvolvimento que evidenciam uma heterogeneidade estrutural da produtividade com setores altamente produtivos e que absorvem pouca mão de obra e, por outro lado, com outros setores de baixa produtividade com elevado nível de ocupação de mão de obra.

A partir de 1980, o Brasil entrou em uma trajetória de *falling behind* manufatureiro, ou seja, uma possível fase de desindustrialização precoce. A mudança estrutural característica situa-se no aumento da participação do setor de serviços no Produto Interno Bruto (PIB), segundo a análise de Arend, Singh e Bicharra (2016), bem como de sua baixa produtividade que se intensificou ao longo do tempo.

Neste contexto, uma mudança na alocação do trabalho entre setores que apresente tanto uma tendência decrescente em cada tempo t quanto uma variação negativa entre dois

períodos, configura-se uma mudança estrutural redutora da produtividade geral do trabalho. Essa queda de produtividade reflete-se nos preços dos insumos e, com efeito, as indústrias demandantes do setor afetado por este choque adverso se defrontam com preços de insumos maiores e, em seguida, ajustam para baixo suas produções em função deste aumento de preços.

Tabela 5 - Estimativa efeito mudança estrutural

	Log Valor Adicionado		Log Emprego		Log Produtividade do Trabalho	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y t-1	0,743*** (0,006)	0,734*** (0,030)	1,051*** (0,020)	0,576*** (0,070)	0,691*** (0,010)	0,749*** (0,076)
Y t-2		0,063** (0,028)		0,581*** (0,100)		0,008 (0,042)
Y t-3		-0,194*** (0,011)		-0,128* (0,067)		-0,226*** (0,047)
Efeito próprio t-1	0,295*** (0,030)	0,420*** (0,036)	-0,036 (0,025)	-0,006 (0,015)	0,056 (0,068)	-0,001 (0,082)
Efeito <i>upstream</i> t-1	-0,008 (0,008)	-0,004 (0,006)	-0,001 (0,002)	-0,002** (0,001)	-0,010 (0,009)	0,001 (0,013)
Efeito <i>downstream</i> t-1	-0,004 (0,019)	-0,014 (0,021)	-0,006 (0,007)	-0,004 (0,006)	-0,039 (0,035)	-0,049 (0,061)
Observações	871	737	871	737	871	737

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Nas colunas (1) e (2) da Tabela 5, os choques da variável mudança estrutural em relação ao valor adicionado apresentou sinal negativo, tanto para efeitos *upstream* quanto *downstream*, respectivamente, com -0,8% e -0,4% na primeira coluna. Porém, apenas o efeito próprio mostrou-se estatisticamente significativo e de sinal positivo. Este último efeito denota um coeficiente de valor considerável, 29,5% com a variável dependente de uma defasagem e 42% com a de três defasagens.

O efeito a jusante (*downstream*) tem sinal condizente à teoria, mas o efeito a montante (*upstream*) contém maior elasticidade em comparação ao primeiro. Conforme McMillan e Rodrik (2011), os países que apresentaram maior mobilidade de mão de obra entre setores (ou diferentes atividades produtivas) obtiveram aumentos na produtividade geral, em decorrência das políticas de mudança estrutural adequadas a isto. E, ao contrário, os países

com maior rigidez na realocação do fator trabalho experimentaram mudança estrutural redutora da produtividade. Essa rigidez pode ter não só impactado negativamente a cadeia de produção pelo efeito *upstream*, mas também intensificado a resposta no crescimento (ou redução) do valor adicionado por uma elasticidade relativamente maior do que o efeito *downstream*. Por outro lado, o efeito próprio aponta para uma mudança estrutural positiva dentro do setor e de elevada elasticidade.

Em relação à variável dependente emprego, o efeito *upstream* mostrou-se relevante estatisticamente. Contudo, a significância estatística das variáveis valor adicionado e emprego em três defasagens ressalta a persistência de valores passados que explicam seu valor presente. Neste caso, uma possível influência da rigidez alocativa do fator trabalho pode impactar a montante (*upstream*) o crescimento do emprego negativamente, ao contrário do esperado pela teoria em que os choques de oferta através dos efeitos *downstream* seriam mais proeminentes.

A verificação de robustez para o efeito mudança estrutural da Tabela 17 destaca o coeficiente do efeito *downstream* de -11,8% em relação ao valor adicionado, na coluna (4), bem como o efeito *upstream* de 3,3%. Ademais, o efeito em valor absoluto do primeiro choque é maior do que o do segundo. Com respeito ao sinal negativo, para cada aumento de 1% no efeito mudança estrutural, o valor adicionado é reduzido em 11,8%. Estes resultados evidenciam que os efeitos indiretos no próprio setor influenciam as ligações em rede, ou seja, há um efeito de tempo persistente que correlaciona essas variáveis explicativas defasadas.

Em relação à variável resposta emprego, os estimadores de método generalizado dos momentos em diferença (MGM-D) e em sistema (MGM-SYS) não obtiveram significância estatística, porém o estimador de método generalizado dos momentos-padrão (MGM-Padrão), na coluna (6), mostrou-se significativo em relação aos três efeitos próprio, *upstream* e *downstream* (-2%, 0,2% e -0,4% respectivamente). Como o MGM-Padrão está entre o intervalo de efeito fixo (EF) e (MQO), tem-se a possibilidade deste representar o comportamento do choque de mudança estrutural de forma menos tendenciosa do que os outros estimadores. Assim, os sinais dos estimadores estariam mais próximos do que a teoria prevê. Isto é, o efeito mudança estrutural de 1% reduziria o crescimento do emprego em 2% pelo efeito próprio e em 0,4% pelas ligações a jusante (*downstream*), enquanto que o efeito a montante (*upstream*) aumentaria o nível de emprego em 0,2%. Uma explicação plausível para este sinal positivo *upstream* estaria no fato de que, segundo McMillan e Rodrik (2011) e Arend, Singh e Bicharra (2016), mudanças nos padrões de emprego poderiam ser alcançadas

sem qualquer modificação dos níveis de produtividade dentro de cada setor, ou seja, é possível estimular a produtividade sem alterar as condições de oferta da firma. Com efeito, um rearranjo dos fatores produtivos pode variar os níveis de venda dos bens em rede que seguem a montante (*upstream*).

Na coluna (3), o estimador MGM-SYS com restrição de recursos apresentou significância estatística para os efeitos próprio e *downstream* com 20% e 3,1%, ambos em relação ao valor adicionado. Contudo, têm-se possíveis problemas de efeitos não observados que carreguem as diferenças de habilidade, nível educacional, entre outros, além da própria forma de construção desses choques de produtividade que potencializam resultados tendenciosos.

A seguir, no caso do choque de efeito interno, se cada setor apresenta aumento de produtividade, mas baixa absorção de mão de obra, ou, se cada indústria apresenta uma variação negativa da produtividade, ou uma tendência de decrescimento, então, este setor não contribuiria para o aumento da produtividade geral, mas sim para reduzir essa produtividade e, conseqüentemente, refletiria em aumento de preços dos insumos e um choque adverso que se propagaria a jusante na cadeia produtiva. Neste cenário, os efeitos *upstream* e *downstream* em relação ao valor adicionado também têm sinais negativos, com -0,6% e -1,4% respectivamente na coluna (1) da Tabela 6, porém não significativos.

Em geral, os resultados foram similares aos do efeito mudança estrutural, com destaque para relevância estatística do efeito *downstream* em relação à variável produtividade total do trabalho. Já o efeito *upstream* contra a variável resposta emprego é estatisticamente significativo e o coeficiente também é negativo. Com relação à variável emprego, o estimador MGM-SYS denota a significância estatística do efeito *upstream* de -0,1%, ou seja, o choque de produtividade de efeito interno afeta negativamente o crescimento do emprego na média via ligações *upstream*, ao contrário das conexões *downstream* previstas pela teoria.

O coeficiente efeito próprio se destaca entre outros com o valor de 65,8% para uma defasagem e 87,6% para três defasagens, o qual evidencia um possível impacto positivo interno ao setor no processo de alocação da mão de obra, apesar dos possíveis impactos negativos propagados entre os setores ao longo da cadeia produtiva.

A resposta do valor adicionado em relação à realocação do fator trabalho intrassetorial, novamente, mostrou-se percentualmente significativo, pois é possível estimular a produtividade sem alterar as condições de oferta da firma, assim como descrito para o efeito mudança estrutural.

Contudo, os coeficientes das variáveis dependentes defasadas em relação ao valor adicionado deixam claro o elevado grau de persistência do ajustamento de valores passados que ainda influenciam o valor presente dessa variável resposta.

Tabela 6 – Estimativa “efeito interno”

	Log Valor Adicionado		Log Emprego		Log Produtividade do Trabalho*	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y t-1	0,393*** (0,038)	0,269*** (0,092)	1,012*** (0,005)	1,079*** (0,100)	0,603*** (0,056)	0,808*** (0,095)
Y t-2		0,052*** (0,017)		0,006 (0,115)		0,011 (0,040)
Y t-3		-0,153*** (0,015)		-0,068 (0,059)		-0,228*** (0,042)
Efeito próprio t-1	0,658*** (0,069)	0,876*** (0,128)	0,002 (0,004)	-0,003 (0,008)	0,077 (0,113)	-0,065 (0,095)
Efeito <i>upstream</i> t-1	-0,006 (0,008)	-0,002 (0,005)	-0,001** (0,001)	-0,001*** (0,001)	-0,012 (0,016)	0,008 (0,015)
Efeito <i>downstream</i> t-1	-0,014 (0,016)	-0,021 (0,019)	0,0002 (0,002)	-0,001 (0,003)	-0,032 (0,052)	-0,101** (0,049)
Observações	871	737	871	737	737	737

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Além das características distintas do efeito mudança estrutural dentro do setor, que podem estar atuando também no caso do efeito interno, conforme McMillan e Rodrik (2011), a ocorrência da racionalização das indústrias, por um lado, com a saída de firmas menos produtivas e, por outro lado, com as novas firmas entrantes que eliminam a parcela de mão de obra que não esteja em suas novas planta produtiva, conseqüentemente, essa racionalização na indústria pode ocorrer em detrimento do crescimento da produção total por meio de uma mudança estrutural adversa.

Em relação à variável resposta produtividade total do trabalho, os efeitos *downstream* -3,2% para uma defasagem e -10,1% para três defasagens denotam adequação à teoria, com este último estatisticamente significativo. O choque de produtividade na realocação de mão de obra dentro do setor apresenta variação significativa da variável resposta, para cada 1% de efeito adverso *downstream*, a produtividade total do trabalho se

reduz em 10,1%, mas este resultado a priori depende de valores passados da própria variável resposta que explique seu valor contemporâneo.

Seguindo a verificação de robustez do choque efeito interno na Tabela 18, coluna (4), o coeficiente do efeito *upstream* é 6,1% e o do efeito *downstream* é -16,7% contra o valor adicionado e, em relação à variável resposta emprego, o coeficiente do efeito *upstream* nesta mesma coluna é de -0,3%. Isso denota que efeitos de tempo do choque no próprio setor estariam influenciando os efeitos de rede, ou seja, parte do efeito próprio ainda apresentaria grau de correlação com as outras variáveis de rede.

Com base no estimador de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) registrado nas tabelas dos respectivos choques do lado da oferta, há indícios desse efeito redutor pela mudança estrutural na alocação do fator trabalho, devido ao sinal negativo dos coeficientes. Todavia, os efeitos de rede não se traduziram em significância estatística.

5.2.1 A magnitude dos coeficientes dos efeitos próprio e de rede

Por meio do método de quantificação da magnitude dos coeficientes efeito próprio e efeito de rede definido por Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), equações (11) e (12), estimaram-se os choques econômicos e seus efeitos do mesmo modo descrito nas seções do modelo empírico, porém diferença-se pelo uso apenas do estimador de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) e pela inserção dos elementos da diagonal da inversa de *Leontief*, como deduzida na parte teoria.

Portanto, o intuito segue em comparar e analisar qual a magnitude específica de cada efeito. Se o efeito do choque se propaga com maior intensidade pela rede a partir das conexões de ordem superior, então, os coeficientes devem ser iguais, em relação ao efeito próprio e aos efeitos a montante e a jusante, como previstos pela teoria. Caso contrário, os efeitos indiretos das conexões de primeira ordem exercem maior influência pelo efeito próprio do que pelo efeito de rede.

No APÊNDICE A apresentam-se os resultados do estimador de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) com as diagonais descritas acima.

Os choques do lado da demanda, em relação à variável resposta valor adicionado, nas tabelas deste apêndice resultaram em coeficientes iguais, ou aproximados, em relação aos resultados das outras tabelas acima e compatíveis com a teoria. Com exceção dos coeficientes das variações na formação bruta de capital fixo (FBKF) pelo efeito próprio com 15,7%,

Tabela 9, enquanto o coeficiente sem os elementos dessa diagonal apresentaram valor de 18,9%, Tabela 3, ambos referentes ao valor adicionado.

Além destes, na Tabela 10, os coeficientes do choque de exportações são todos diferentes em comparação às estimativas para estes efeitos na Tabela 4. Neste caso, esses efeitos pelo lado da demanda evidenciam maior magnitude nas ligações de primeira ordem do que nos efeitos de rede a montante definidos pela teoria.

Os resultados da magnitude dos efeitos próprio e de redes com respeito às variáveis nível de emprego e produtividade total do trabalho, tanto os coeficientes referentes à FBKF quanto os da exportação, apresentaram resultados comparativamente similares ao do valor adicionado.

Em seguida, pelo lado da oferta, os resultados dos coeficientes de choques de mudança estrutural, por meio do efeito a jusante (*downstream*) em relação à variável dependente produtividade total do trabalho, mostraram-se iguais na Tabela 11 em comparação com os do estimador sem os elementos da diagonal de *Leontief*. Entretanto, todos os outros coeficientes são diferentes em comparação com a Tabela 5 acima, tanto em relação ao valor adicionado quanto ao emprego.

Por fim, os coeficientes do choque de produtividade através do efeito interno, Tabela 12, revelaram-se todos diferentes em contraste com os resultados da Tabela 6. Em geral, os sinais previstos pela teoria mantiveram-se compatíveis com os resultados estimados e os conceitos econômicos aplicados ao estudo, como discutido no capítulo de resultados do estimador Blundell e Bond (1998) sem os efeitos das diagonais da inversa de *Leontief*.

6 CONCLUSÃO

Parte da teoria econômica estabelece que os choques idiossincráticos em setores (ou firmas) são absorvidos pela economia a nível agregado e, com efeito, tendem à média. Por outro lado, estudos recentes, tanto sobre as características assimétricas das ligações em redes de produção quanto sobre o peso de poucas firmas na composição do Produto Interno Bruto (PIB), evidenciam resultados contrários à teoria estabelecida, ou seja, os choques idiossincráticos setoriais, ou no nível da firma, não se cancelariam, contribuindo significativamente para as flutuações agregadas.

A partir da base teórica e empírica de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016), esses choques não apenas seriam significativos, mas também apresentariam sentidos de propagação diferentes em relação à demanda e à oferta. Analisaram-se empiricamente não só a possível participação desses choques de origem setorial nas flutuações macroeconômicas do Brasil, mas também como estes se propagam e se amplificam na economia.

Basicamente, utilizaram-se dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP (NEREUS) para a construção das variáveis resposta valor adicionado, emprego e produtividade total do trabalho; e as explicativas efeito próprio, efeito a montante (*upstream*) e efeito a jusante (*downstream*).

O foco de análise foi nos choques de demanda e de oferta que se propagam via rede – efeitos *upstream* e *downstream*, bem como o impacto no próprio setor – efeito próprio. O período de tempo foi de 2010 a 2018 e as defasagens utilizadas foram de um período, na maioria dos modelos, e de três períodos.

O sentido de propagação para choques de oferta segue a jusante (*downstream*), ou seja, um choque de oferta na indústria focal produz efeitos sobre suas indústrias demandantes pelas ligações insumo-produto. Já os choques de demanda seguem a montante (*upstream*), com a indústria focal afetada, os efeitos se propagam sobre seus setores fornecedores de insumos na cadeia produtiva.

A metodologia utilizada para estimar os dados empiricamente seguiu Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) e Acemoglu *et al.* (2014) e, inicialmente, com o método de estimação por Arellano e Bond (1991), mas, devido à problemas de variáveis instrumentais fracas, optou-se pela abordagem do estimador Blundell e Bond (1998) conjuntamente e colocou-se este estimador como basilar para os resultados analisados.

Em comparação com os outros modelos e pela verificação de robustez, APÊNDICE B, o método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) mostrou-se estatisticamente significativo e, em geral, condizente com os sinais definidos pela teoria.

Pelo lado da demanda, os choques de exportação apresentaram maior percentual do coeficiente de efeito *upstream*, com 16,7% em relação ao valor adicionado, comparativamente com os outros choques pelo mesmo efeito de rede. No caso da variável dependente emprego, suas estimativas continuaram enviesadas, mesmo com o tratamento sobre os instrumentos fracos apresentados pelo método Blundell e Bond (1998).

Já as estimativas em relação à produtividade total do trabalho, pelo método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS), os efeitos de rede tiveram significâncias estatísticas pontuais, porém as elasticidades dos coeficientes de efeito próprio, em geral, mostraram-se mais preponderantes do que os de rede.

O estimador MGM-SYS com restrição de recursos também apresentou significância estatística, com destaque para os choques de gasto do governo e formação bruta de capital fixo (FBKF) ambos com sinais negativos. Isso, portanto, pode indicar um impacto adverso considerável desta através da restrição orçamentária e, como reflexo, pelo problema de maximização das firmas que possa reduzir o valor das variáveis dependentes analisadas.

Pelo lado da oferta, a partir do modelo basilar (MGM-SYS), os sinais negativos dos coeficientes em relação à variável valor adicionado corroboram para os indícios de mudança estrutural redutora do crescimento, segundo McMillan e Rodrik (2011) e Arend, Singh e Bicharra (2016), porém estes não são estatisticamente significativos.

Em geral, os coeficientes dos choques de efeito próprio mostraram-se relativamente maiores do que os de rede, ao contrário do que observaram Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) em seus estudos empíricos para a economia dos Estados Unidos. Uma possível explicação estaria na estrutura produtiva do Brasil em que, ao contrário dos Estados Unidos, as conexões produtivas entre firmas no mesmo setor teriam maior peso econômico do que nas ligações entre setores, ganhos de escala, entre outros, influenciariam mais setorialmente do que o contrário. Mas também, há uma plausibilidade que a própria forma da estrutura de rede do Brasil apresente ligações de compradores de insumos mais esparsa e homogênea e, por outra perspectiva, que os vendedores de insumos, ou bens finais, tenham características mais heterogêneas dadas a tecnologia de produção (CARVALHO, 2010).

Contudo, há também a condição de que, especialmente na eficiência alocativa dos fatores de produção, as indústrias com níveis de produtividade mais homogêneos – caso dos

Estados Unidos – comportem maiores efeitos de rede e que, no caso do Brasil, as indústrias com produtividade mais heterogênea tenham maiores efeitos no próprio setor.

Os resultados do modelo basilar pelo estimador Blundell e Bond (1998) evidenciam, portanto, que há uma possível relação no sentido de propagação e amplificação dos choques através dos efeitos próprio e de redes pelas relações de oferta e de demanda entre as indústrias. Mas também indicam possíveis influências sobre a eficiência alocativa do fator trabalho e, conseqüentemente, sobre a produtividade geral no período de tempo analisado. Em um ambiente econômico adverso, uma distribuição ineficiente do fator trabalho pelos setores pode contribuir para a redução da produção e do produto agregado.

Os resultados estimados com os elementos da diagonal da matriz inversa de *Leontief* apontaram para o efeito próprio pelos choques de demanda com magnitude menor ou igual aos efeitos de rede, ou seja, as variações de demanda estudadas iniciam o fluxo de propagação através das conexões de primeira ordem, depois seguem um efeito em cascata pelas ligações de ordem superior, porém sem modificações na significância estatística de impactos indiretos de primeira ordem com a inclusão dessa diagonal. Assim como as evidências de Acemoglu, Akcigit e Kerr (2016) para os dados dos Estados Unidos, o processo de acumulação desses efeitos se amplifica a partir deste segundo momento.

Por outro lado, os choques formação bruta de capital fixo (FBKF) e, em especial, os de exportações e os choques de oferta evidenciaram que os coeficientes se modificaram com a inclusão dos elementos da diagonal da inversa de *Leontief*, que denota a possibilidade de uma magnitude maior do efeito próprio, ou seja, maior influência de efeitos indiretos de primeira ordem dentro do setor do que em rede. Nesta situação, o efeito próprio destes estaria sobrepondo os efeitos de rede, isto é, com estes elementos da matriz inversa, o processo de acumulação e amplificação dos efeitos indiretos pelas ligações de primeira ordem da indústria afetada pode apresentar maior impacto do que as ligações de ordem superior.

Sem considerar os custos computacionais a priori, uma possível área de análise para ajudar no embate sobre os choques idiossincráticos microeconômicos terem ou não efeitos significativos no agregado esteja em analisar como cada rede de produção se posiciona na estrutural global, ou seja, dentro da cadeia global de valor. Assim como existem as relações em rede no próprio setor e entre os setores, pode-se analisar como os choques se comportam na própria rede de produção de um país e entre várias redes de produção de outros países que se conectam a nível global.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; A. OZDAGLAR; A. TAHBAZ-SALEHI. *Cascades in Networks and Aggregate Volatility, Working Paper 16516, National Bureau of Economic Research*, 2010. Disponível na Internet: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w16516/w16516.pdf. Acesso em: 02 nov. 2021.
- ACEMOGLU, D.; AKCIGIT, U.; KERR, W. *Networks and the Macroeconomy: An Empirical Exploration. National Bureau of Economic Research*. Vol 30, 2016, 273-335. Disponível na Internet: <https://www.nber.org/papers/w21344>. Acesso em: 20 out. 2021
- ACEMOGLU, D.; CARVALHO, V.; OZDAGLAR, A.; TAHBAZ-SALEHI, A. *The network origins of aggregate fluctuations. Econometrica*, Vol. 80, No. 5 (September, 2012), 1977–2016. Disponível na Internet: <https://economics.mit.edu/files/8135>. Acesso em: 17 nov. 2021.
- ACEMOGLU, D.; NAIDU, S.; RESTREPO, P.; ROBINSON, J. A. “*Democracy Does Cause Growth.*” *NBER Working Paper no. 20004*, Cambridge, MA, 2014. Disponível na Internet: <http://www.nber.org/papers/w20004>. Acesso em: 21 out. 2021
- ARELLANO, M., BOND, S. *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. Review of Economic Studies*, Volume 58, Issue 2, April 1991, Pages 277–297, 1991. Disponível em: <https://academic.oup.com/restud/article-abstract/58/2/277/1563354?login=false>. Acesso em: 21 out. 2021.
- AREND, M.; SINGH, G. L.; BICHARRA, J. Mudança estrutural redutora da produtividade: o *falling behind* brasileiro. **44 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA–ANPEC**, 2016.
- BARROT, J.-N.; SAUVAGNAT, J. *Input specificity and the propagation of idiosyncratic shocks in production networks, The Quarterly Journal of Economics*, 131(3), 2016, 1543–1592. Disponível em: <https://academic.oup.com/qje/article-abstract/131/3/1543/2461213?login=false>. Acesso em: 21 dez. 2021.
- BERNARD, A. B., DHYNE, E.; MAGERMAN, G.; MANOVA, K.; MOXNES A. *The origins of firm heterogeneity: A production network approach. Technical report, National Bureau of Economic Research*, 2019. Disponível em: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w25441/w25441.pdf. Acesso em: 25 out. 2021.
- BLUNDELL, R., BOND, S. *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics*, Volume 87, Issue 1, November 1998, Pages 115-143. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304407698000098#preview-section-abstract>. Acesso em: 21 out. 2021.
- BOEHM, CE; FLAAEN, A; PANDALAI-NAYAR, N. *Input linkages and the transmission of shocks: firm-level evidence from the 2011 Tohoku Earthquake*. 2019, **Rev. Econ. Stat.** 101:60–75

CARVALHO, V. *Aggregate Fluctuations and the Network Structure of Intersectoral Trade. Economics Working Papers, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra*, 2010. Disponível na Internet: <https://econ-papers.upf.edu/papers/1206.pdf>. Acesso em: 17 nov. 2021.

CARVALHO, Vasco M.; TAHBAZ-SALEHI, A. *Production Networks: A Primer. Annual Review of Economics*. Vol 11, Maio 28, 2019, 635-663. Disponível na Internet: <https://www.annualreviews.org/doi/abs/10.1146/annurev-economics-080218-030212>. Acesso em: 10 dez. 2021.

COBB, C. W.; DOUGLAS, P. H. *A Theory of Production. On JSTOR, American Economic Review*, 139–165, 1928. Disponível na Internet: <https://www.jstor.org/stable/1811556>. Acesso em: 11 dez. 2021.

DEMIR, B; JAVORCIK, B; MICHALSK, TK; ÖRS, E. *Financial constraints and propagation of shocks in production networks*. 2018, *Work. Pap., Univ. Oxford, UK*.

FAGERBERG, J. (2000), “*Technological Progress, Structural Change and Productivity Growth: a comparative study*”, *Journal of Development Economics*, Vol. 11, pp. 393-411. Disponível na Internet: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0954349X00000254>. Acesso em: 07 out. 2021.

GABAIX, X. *The granular origins of aggregate fluctuations. Econometrica*. Vol 79, No. 3 Maio, 2011, 733–772. Disponível na Internet: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.3982/ECTA8769>. Acesso em: 15 dez. 2021.

GONÇALVES, J., MATSUSHITA, R., DA SILVA, S. *The asymmetric brazilian input–output network. Journal of Economic Studies*, 2020.

GUILHOTO, J. J. M. *Análise de Insumo-Produto: Teoria e Fundamentos. Munich Personal RePEc Archive*, São Paulo, SP, 2011. Disponível na Internet: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/32566/> . Acesso em: 07 jan. 2022.

GUILHOTO, J.J.M.; SESSO FILHO, U. *Estimação da Matriz Insumo-Produto a Partir de Dados Preliminares das Contas Nacionais. Economia Aplicada*, 2005, Vol. 9. N. 2. Abril-Junho. pp. 277-299. Disponível na Internet: <http://nereus.webhostusp.sti.usp.br/?fontes=dados-matrizes> . Acesso em: 08 jan. 2022.

GUILHOTO, J.J.M., SESSO FILHO, U. *Estimação da Matriz Insumo-Produto Utilizando Dados Preliminares das Contas Nacionais: Aplicação e Análise de Indicadores Econômicos para o Brasil em 2005. Economia & Tecnologia. UFPR/TECPAR*, 2010, Ano 6, Vol 23, Out./Dez. Disponível na Internet: <http://nereus.webhostusp.sti.usp.br/?fontes=dados-matrizes> . Acesso em: 08 jan. 2022.

HANSEN, L. P. *Large sample properties of generalized method of moments estimators. Econometrica*, Vol. 50, No. 4 (Jul., 1982), pp. 1029-1054 (26 pages). Disponível na Internet: <https://www.jstor.org/stable/1912775?origin=crossref>. Acesso em: 08 out. 2022.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda: inflação e deflação**. 2. ed. São Paulo: Nova Cultural, c1985. xxv, 333 p.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. *Time to Build and Aggregate Fluctuations*.

Econometrica, 1982, 50:1345–71. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913386>.

Acesso em: 08 out. 2022.

LUCAS JR., Robert E. *Some international evidence output-inflation tradeoffs*. *American Economic Review*, June 1973. Disponível em: <https://www.fep.up.pt/docentes/pcosme/s-e-1/1-AER-63-3-326.pdf>. Acesso em: 11 jan. 2022.

MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G. Os programas de transferências de renda do governo impactam a pobreza no Brasil? Rio de Janeiro, 2011, **Revista Brasileira de Economia** 65(3):267-288. Disponível em:

<https://www.scielo.br/j/rbe/a/zrGGrMjQGqTyJq3BNC9VVy/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 11 dez. 2022.

MCMILLAN, M.; RODRIK, D.. *Globalization, Structural Change, and Productivity Growth*. *NBER Working Paper No. 17143*, 2011, pp.01 – 32. Disponível na Internet:

<https://www.nber.org/papers/w17143> . Acesso em: 23 nov. 2021.

MCMILLAN M, RODRIK D, VERDUZCO-GALLO Í. *Globalization, Structural Change, and Productivity Growth, with an Update on Africa*. *World Development*. Vol 63; 2014: 11-32. Disponível na Internet: <https://j.mp/2oSLDhO> . Acesso em: 23 nov. 2021.

NICKELL, S. “*Biases in Dynamic Models with Fixed Effects*”, *Econometrica*, Vol. 49, No. 6 (Nov., 1981), pp. 1417-1426 (10 pages). Disponível na Internet: [jstor.org/stable/1911408](https://www.jstor.org/stable/1911408).

Acesso em: 07 out. 2022.

SILVA, M., DA SILVA, S. *The Brazilian granular business cycle*. *Economics Bulletin*, 40(1), 2020, 463-472. Disponível em:

<http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2020/Volume40/EB20-V40-I1-P40.pdf>. Acesso em: 07 jun. 2022.

APÊNDICE A – Estimadores MGM-SYS com as diagonais da Matriz de *Leontief*

Tabela 7 - Estimativas de choques de gastos do governo

	Log Valor Adicionado	Log Emprego	Log Produtividade do Trabalho*
	(1)	(2)	(3)
Y t-1	0,749*** (0,011)	1,022*** (0,007)	0,701*** (0,008)
Efeito próprio t-1	0,069*** (0,022)	-0,008*** (0,003)	-0,017 (0,015)
Efeito upstream t-1	0,016*** (0,006)	-0,003*** (0,0004)	0,008*** (0,002)
Efeito downstream t-1	-0,123 (0,092)	0,027*** (0,006)	0,021 (0,051)
Observações	871	871	871

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

Nota: Os testes de Sargan de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual $AR(1)$ e $AR(2)$ dos estimadores de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para $AR(1)$, porém validaram a ausência desta para $AR(2)$.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 8 - Estimativas de choques de consumo das famílias

	Log Valor Adicionado	Log Emprego	Log Produtividade do Trabalho*
	(1)	(2)	(3)
Y t-1	0,777*** (0,009)	1,023*** (0,010)	0,699*** (0,010)
Efeito próprio t-1	0,040*** (0,014)	0,001 (0,003)	0,036 (0,022)
Efeito upstream t-1	0,035*** (0,006)	-0,002 (0,002)	-0,007 (0,011)
Efeito downstream t-1	-0,087*** (0,016)	0,001 (0,004)	-0,051* (0,027)
Observações	871	871	871

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

Nota: Os testes de Sargan de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual $AR(1)$ e $AR(2)$ dos estimadores de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para $AR(1)$, porém validaram a ausência desta para $AR(2)$.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 9 - Estimativas de choques de FBKF*

	Log Valor Adicionado	Log Emprego	Log Produtividade do Trabalho*
	(1)	(2)	(3)
Y t-1	0,592 ^{***} (0,046)	1,020 ^{***} (0,006)	0,701 ^{***} (0,008)
Efeito próprio t-1	0,157 ^{***} (0,047)	-0,003 (0,007)	0,007 (0,032)
Efeito <i>upstream</i> t-1	0,022 ^{***} (0,008)	-0,0002 (0,001)	-0,008 ^{**} (0,004)
Efeito <i>downstream</i> t-1	-0,264 ^{***} (0,065)	-0,002 (0,010)	0,011 (0,043)
Observações	737	871	871

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

*Nota: FBKF – Formação Bruta de Capital Fixo.

Nota: Os testes de Sargan de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual $AR(1)$ e $AR(2)$ dos estimadores de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para $AR(1)$, porém validaram a ausência desta para $AR(2)$.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 10 - Estimativas de choques de exportações

	Log Valor Adicionado	Log Emprego	Log Produtividade do Trabalho*
	(1)	(2)	(3)
Y t-1	0,606 ^{**} (0,039)	1,044 ^{**} (0,012)	0,690 ^{**} (0,007)
Efeito próprio t-1	0,093 (0,065)	0,008 (0,013)	0,105 ^{***} (0,025)
Efeito <i>upstream</i> t-1	0,158 [*] (0,075)	-0,020 [*] (0,011)	-0,014 (0,045)
Efeito <i>downstream</i> t-1	-0,387 ^{***} (0,127)	0,014 (0,017)	-0,064 (0,047)
Observações	737	737	871

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

Nota: Os testes de Sargan de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual $AR(1)$ e $AR(2)$ dos estimadores de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para $AR(1)$, porém validaram a ausência desta para $AR(2)$.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 11 - Estimativa efeito mudança estrutural

	Log Valor Adicionado	Log Emprego	Log Produtividade do Trabalho*
	(1)	(2)	(3)
Y t-1	0,781*** (0,006)	1,056*** (0,016)	0,698*** (0,009)
Efeito próprio t-1	0,190*** (0,029)	-0,022 (0,018)	0,095* (0,051)
Efeito upstream t-1	0,001 (0,007)	-0,004 (0,002)	-0,016** (0,007)
Efeito downstream t-1	-0,046* (0,026)	0,001 (0,007)	-0,038 (0,037)
Observações	871	871	871

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

Nota: Os testes de Sargan de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual $AR(1)$ e $AR(2)$ dos estimadores de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para $AR(1)$, porém validaram a ausência desta para $AR(2)$.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 12 – Estimativa “efeito interno”

	Log Valor Adicionado	Log Emprego	Log Produtividade do Trabalho*
	(1)	(2)	(3)
Y t-1	0,232 (0,167)	1,019*** (0,007)	0,579*** (0,054)
Efeito próprio t-1	0,735*** (0,250)	0,0003 (0,003)	0,114 (0,100)
Efeito upstream t-1	0,004 (0,011)	-0,002** (0,001)	-0,017 (0,014)
Efeito downstream t-1	-0,093** (0,044)	0,001 (0,003)	-0,042 (0,049)
Observações	737	871	871

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Refere-se à produtividade total do trabalho.

Nota: Os testes de Sargan de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual $AR(1)$ e $AR(2)$ dos estimadores de método generalizado dos momentos em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para $AR(1)$, porém validaram a ausência desta para $AR(2)$.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

APÊNDICE B – Comparação de modelos e verificação de robustez

Tabela 13 - Comparação de modelos e verificação de robustez – Gastos do governo

	Modelo MGM-D*	Modelo MGM-SYS	MGM-SYS - Restrição de Recursos	MGM-SYS – Sem Choq. Próprio	MGM-SYS – Sem Var. Dependente	Modelo MGM- Padrão	Modelo Efeito Fixo	Modelo MQO Empilhado
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>A. Log Valor Adicionado</i>								
Y t-1	0,746 ^{***} (0,004)	0,749 ^{***} (0,011)	0,703 ^{**} (0,017)	0,749 ^{***} (0,011)		0,889 ^{***} (0,087)	0,544 ^{***} (0,040)	0,900 ^{***} (0,020)
Efeito próprio t-1	-0,389 (2,812)	0,068 ^{***} (0,023)	0,049 ^{***} (0,008)		0,212 ^{***} (0,050)	0,016 (0,017)	0,401 (3,288)	0,022 (0,049)
Efeito upstream t-1	-0,050 (0,498)	0,017 ^{**} (0,009)	-0,016 ^{**} (0,007)	0,022 ^{***} (0,006)	0,058 ^{***} (0,011)	0,008 (0,005)	-0,125 (0,857)	0,004 (0,013)
Efeito downstream t-1	1,123 (5,573)	-0,126 (0,106)	-0,046 ^{***} (0,010)	0,032 (0,024)	-0,312 [*] (0,172)	-0,024 (0,029)	-0,346 (7,776)	-0,021 (0,116)
Observações	469	871	871	871	737	536	536	536
<i>B. Log Emprego</i>								
Y t-1	1,055 ^{***} (0,121)	1,031 ^{***} (0,006)	1,033 ^{***} (0,007)	1,031 ^{***} (0,006)		0,989 ^{***} (0,002)	0,808 ^{***} (0,030)	1,006 ^{***} (0,002)
Efeito próprio t-1	-0,062 (0,042)	-0,014 ^{***} (0,003)	-0,001 (0,003)		0,315 ^{***} (0,071)	0,005 ^{**} (0,002)	-0,168 (0,266)	-0,004 (0,004)
Efeito upstream t-1	-0,016 (0,045)	-0,004 ^{***} (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,005 ^{***} (0,001)	0,037 ^{***} (0,008)	0,002 ^{***} (0,001)	-0,113 (0,070)	-0,002 ^{**} (0,001)
Efeito downstream t-1	0,089 (0,271)	0,038 ^{***} (0,010)	0,004 ^{***} (0,001)	0,008 (0,006)	-0,503 ^{**} (0,198)	-0,020 ^{***} (0,007)	1,008 (0,632)	0,018 [*] (0,010)
Observações	402	603	603	603	737	536	536	536

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Modelos que utilizam equações em primeira diferença.

Nota: Os testes de Sargan de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual $AR(1)$ e $AR(2)$ dos estimadores de método generalizado dos momentos em diferença (MGM-D) e em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para $AR(1)$, porém validaram a ausência desta para $AR(2)$.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 14 - Comparação de modelos e verificação de robustez – Consumo das famílias

	Modelo MGM-D*	Modelo MGM-SYS	MGM-SYS - Restrição de Recursos	MGM-SYS – Sem Choq. Próprio	MGM-SYS – Sem Var. Dependente	Modelo MGM- Padrão	Modelo Efeito Fixo	Modelo MQO Empilhado
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>A. Log Valor Adicionado</i>								
Y t-1	0,745*** (0,003)	0,772*** (0,009)	0,708*** (0,021)	0,777*** (0,010)		0,877*** (0,101)	0,545*** (0,040)	0,878*** (0,021)
Efeito próprio t-1	-0,068 (0,508)	0,047*** (0,013)	0,030** (0,014)		0,211*** (0,051)	0,007 (0,007)	-0,317 (0,938)	0,027* (0,014)
Efeito upstream t-1	0,273 (0,370)	0,035*** (0,007)	0,008 (0,011)	0,039*** (0,007)	0,152*** (0,029)	0,010 (0,018)	1,030** (0,515)	0,019** (0,008)
Efeito downstream t-1	-0,256 (0,618)	-0,093*** (0,014)	-0,039*** (0,008)	-0,044*** (0,010)	-0,381*** (0,038)	-0,019 (0,016)	-0,403 (1,118)	-0,051*** (0,018)
Observações	469	871	871	871	737	536	536	536
<i>B. Log Emprego</i>								
Y t-1	0,925*** (0,120)	1,034*** (0,010)	1,033*** (0,008)	1,037*** (0,008)		0,991*** (0,002)	0,799*** (0,030)	1,003*** (0,002)
Efeito próprio t-1	0,108	0,001	-0,0002		0,078	-0,001	0,248***	0,003***

	(0,125)	(0,003)	(0,003)		(0,077)	(0,001)	(0,076)	(0,001)
Efeito upstream t-1	0,091	-0,002	-0,001	-0,003	0,188***	0,00005	0,049	0,001
	(0,086)	(0,003)	(0,001)	(0,002)	(0,044)	(0,001)	(0,042)	(0,001)
Efeito downstream t-1	-0,120	0,002	0,003**	0,004	-0,221***	0,001	-0,140	-0,004***
	(0,192)	(0,004)	(0,001)	(0,003)	(0,062)	(0,001)	(0,092)	(0,001)
Observações	402	603	603	603	737	536	536	536

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Modelos que utilizam equações em primeira diferença.

Nota: Os testes de *Sargan* de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual *AR(1)* e *AR(2)* dos estimadores de método generalizado dos momentos em diferença (MGM-D) e em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para *AR(1)*, porém validaram a ausência desta para *AR(2)*. Além disso, os testes de *wald* rejeita a hipótese nula de que as variáveis do modelo não melhoram a significância estatística do mesmo.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 15 - Comparação de modelos e verificação de robustez – FBKF**

	Modelo MGM-D*	Modelo MGM-SYS	MGM-SYS - Restrição de Recursos	MGM-SYS – Sem Choq. Próprio	MGM-SYS – Sem Var. Dependente	Modelo MGM- Padrão	Modelo Efeito Fixo	Modelo MQO Empilhado
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>A. Log Valor Adicionado</i>								
Y t-1	0,744*** (0,004)	0,590*** (0,045)	0,697*** (0,019)	0,590*** (0,046)		0,893*** (0,084)	0,544*** (0,040)	0,905*** (0,019)
Efeito próprio t-1	4,752 (5,790)	0,189*** (0,053)	0,066*** (0,017)		0,514*** (0,193)	0,024 (0,031)	2,127 (6,115)	0,054 (0,051)
Efeito upstream t-1	0,025 (0,363)	0,022*** (0,008)	-0,019*** (0,005)	0,027*** (0,008)	0,052*** (0,017)	0,005 (0,005)	0,266 (0,813)	0,005 (0,007)
Efeito downstream t-1	-6,347 (5,474)	-0,287*** (0,074)	-0,054*** (0,009)	-0,067 (0,051)	-0,719*** (0,229)	-0,024 (0,050)	-4,843 (7,801)	-0,082 (0,065)
Observações	469	737	871	737		536	536	536
<i>B. Log Emprego</i>								
Y t-1	1,062*** (0,103)	1,020*** (0,006)	1,022*** (0,008)	1,029*** (0,006)		0,989*** (0,002)	0,824*** (0,029)	1,006*** (0,002)
Efeito próprio t-1	1,407 (0,880)	-0,004 (0,008)	-0,008* (0,004)		0,449** (0,203)	0,001 (0,004)	0,809* (0,489)	0,002 (0,004)
Efeito upstream t-1	0,192** (0,091)	-0,0002 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,073*** (0,024)	-0,0002 (0,001)	0,144** (0,065)	0,001 (0,001)
Efeito downstream t-1	-3,192*** (0,998)	-0,001 (0,010)	0,002* (0,001)	-0,003 (0,005)	-0,706*** (0,217)	0,005 (0,007)	-1,998*** (0,625)	-0,009 (0,005)
Observações	402	871	871	737	737	536	536	536

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Modelos que utilizam equações em primeira diferença.

**Nota: Formação Bruta de Capital Fixo – FBKF.

Nota: Os testes de *Sargan* de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual *AR*(1) e *AR*(2) dos estimadores de método generalizado dos

momentos em diferença (MGM-D) e em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para $AR(1)$, porém validaram a ausência desta para $AR(2)$. Além disso, os testes de *wald* rejeita a hipótese nula de que as variáveis do modelo não melhoram a significância estatística do mesmo.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 16 - Comparação de modelos e verificação de robustez – Exportações

	Modelo MGM-D*	Modelo MGM-SYS	MGM-SYS - Restrição de Recursos	MGM-SYS – Sem Choq. Próprio	MGM-SYS – Sem Var. Dependente	Modelo MGM- Padrão	Modelo Efeito Fixo	Modelo MQO Empilhado
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>A. Log Valor Adicionado</i>								
Y t-1	0,744*** (0,005)	0,607*** (0,041)	0,729*** (0,036)	0,593*** (0,030)		0,874*** (0,103)	0,543*** (0,040)	0,888*** (0,021)
Efeito próprio t-1	0,604 (3,076)	0,120** (0,057)	-0,010 (0,021)		0,275 (0,169)	0,046 (0,036)	-2,820 (2,266)	0,026 (0,039)
Efeito upstream t-1	1,463 (1,493)	0,167** (0,078)	0,030 (0,032)	0,147** (0,074)	0,384** (0,190)	0,049 (0,068)	2,011 (1,899)	0,041 (0,033)
Efeito downstream t-1	-1,142 (3,531)	-0,415*** (0,123)	-0,041*** (0,012)	-0,269*** (0,057)	-0,930*** (0,339)	-0,116 (0,104)	1,294 (2,892)	-0,095* (0,052)
Observações	469	737	871	737	737	536	536	536
<i>B. Log Emprego</i>								
Y t-1	0,634*** (0,122)	1,043*** (0,012)	1,037*** (0,008)	1,039*** (0,010)		0,990*** (0,003)	0,790*** (0,029)	1,004*** (0,002)
Efeito próprio t-1	-0,841** (0,379)	0,005 (0,010)	0,002 (0,004)		-0,167 (0,194)	-0,004 (0,007)	-0,772*** (0,175)	0,003 (0,003)
Efeito upstream t-1	0,277 (0,447)	-0,019* (0,010)	-0,007 (0,005)	-0,017* (0,009)	0,200 (0,237)	0,004 (0,003)	0,023 (0,146)	-0,002 (0,003)

Efeito downstream t-1	-0,026 (0,536)	0,017 (0,016)	0,004*** (0,001)	0,020* (0,011)	-0,515 (0,344)	0,003 (0,008)	0,287 (0,226)	-0,007* (0,004)
Observações	335	737	603	737	871	536	536	536

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Modelos que utilizam equações em primeira diferença.

Nota: Os testes de *Sargan* de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual *AR(1)* e *AR(2)* dos estimadores de método generalizado dos momentos em diferença (MGM-D) e em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para *AR(1)*, porém validaram a ausência desta para *AR(2)*. Além disso, os testes de *wald* rejeita a hipótese nula de que as variáveis do modelo não melhoram a significância estatística do mesmo.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 17 - Comparação de modelos e verificação de robustez – Mudança Estrutural

	Modelo MGM-D*	Modelo MGM-SYS	MGM-SYS - Restrição de Recursos	MGM-SYS – Sem Choq. Próprio	MGM-SYS – Sem Var. Dependente	Modelo MGM- Padrão	Modelo Efeito Fixo	Modelo MQO Empilhado
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>A. Log Valor Adicionado</i>								
Y t-1	0,712*** (0,021)	0,743*** (0,006)	0,874*** (0,017)	0,775*** (0,007)		0,732*** (0,197)	0,531*** (0,040)	0,742*** (0,030)
Efeito próprio t-1	0,097 (0,762)	0,295*** (0,030)	0,200*** (0,031)		1,115*** (0,081)	0,293 (0,201)	0,904 (1,057)	0,299*** (0,048)
Efeito upstream t-1	-1,105 (1,206)	-0,008 (0,008)	-0,008 (0,005)	0,033*** (0,006)	-0,027 (0,027)	-0,008 (0,009)	-1,738*** (0,584)	-0,009 (0,007)
Efeito downstream t-1	0,692 (0,584)	-0,004 (0,019)	0,031* (0,019)	-0,118*** (0,032)	-0,005 (0,066)	0,009 (0,012)	0,542 (1,258)	-0,001 (0,026)
Observações	469	871	871	871	603	536	536	536

<i>B. Log Emprego</i>								
Y t-1	0,094 (0,136)	1,051*** (0,020)	1,047*** (0,020)	1,046*** (0,010)		1,002*** (0,008)	1,804*** (0,644)	1,002*** (0,002)
Efeito próprio t-1	-0,039 (0,230)	-0,036 (0,025)	-0,028 (0,026)		0,656*** (0,180)	-0,020** (0,009)	-0,911 (0,649)	0,011*** (0,004)
Efeito upstream t-1	0,111 (0,112)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,005*** (0,002)	0,056** (0,028)	0,002*** (0,0004)	0,072 (0,048)	-0,001* (0,001)
Efeito downstream t-1	0,372 (0,303)	-0,006 (0,007)	-0,0005 (0,002)	0,006 (0,007)	0,018 (0,121)	-0,004* (0,002)	-0,142 (0,103)	-0,0001 (0,002)
Observações	469	871	871	871	737	536	536	536

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Modelos que utilizam equações em primeira diferença.

Nota: Os testes de *Sargan* de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validado em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual *AR(1)* e *AR(2)* dos estimadores de método generalizado dos momentos em diferença (MGM-D) e em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para *AR(1)*, porém validaram a ausência desta para *AR(2)*. Além disso, os testes de *wald* rejeita a hipótese nula de que as variáveis do modelo não melhoram a significância estatística do mesmo.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.

Tabela 18 - Comparação de modelos e verificação de robustez – Efeito Interno

	Modelo MGM-D*	Modelo MGM-SYS	MGM-SYS - Restrição de Recursos	MGM-SYS – Sem Choq. Próprio	MGM-SYS – Sem Var. Dependente	Modelo MGM- Padrão	Modelo Efeito Fixo	Modelo MQO Empilhado
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>A. Log Valor Adicionado</i>								
Y t-1	-2,194*** (0,613)	0,393*** (0,038)	-0,231 (0,191)	0,563*** (0,032)		0,518 (0,407)	0,031 (0,288)	0,480*** (0,081)
Efeito próprio t-1	1,357* (0,613)	0,658*** (0,038)	1,452*** (0,191)		1,161*** (0,407)	0,477 (0,407)	0,400 (0,288)	0,544*** (0,081)

	(0,775)	(0,069)	(0,351)		(0,084)	(0,409)	(0,526)	(0,107)
Efeito upstream t-1	1,275***	-0,006	-0,022	0,061***	-0,022	-0,002	0,275*	-0,004
	(0,276)	(0,008)	(0,018)	(0,016)	(0,016)	(0,008)	(0,152)	(0,007)
Efeito downstream t-1	0,269	-0,014	0,021	-0,167***	0,037	-0,024	-0,152	-0,022
	(0,738)	(0,016)	(0,020)	(0,039)	(0,038)	(0,017)	(0,490)	(0,024)
Observações	402	871	871	603	871	536	536	536
<i>B. Log Emprego</i>								
Y t-1	0,971***	1,012***	1,013***	1,027***		1,028***	0,811***	1,002***
	(0,148)	(0,005)	(0,005)	(0,007)		(0,015)	(0,030)	(0,002)
Efeito próprio t-1	0,116	0,002	0,002		0,838***	-0,034**	0,117***	0,009***
	(0,082)	(0,004)	(0,004)		(0,184)	(0,016)	(0,035)	(0,003)
Efeito upstream t-1	-0,030	-0,001**	-0,001**	-0,003***	0,019	0,00001	-0,012	-0,001
	(0,023)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,024)	(0,0005)	(0,009)	(0,001)
Efeito downstream t-1	-0,065	0,0002	0,0003	0,003	-0,029	0,002	-0,094**	-0,001
	(0,118)	(0,002)	(0,001)	(0,003)	(0,158)	(0,003)	(0,040)	(0,002)
Observações	335	871	871	871	871	536	536	536

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

*Nota: Modelos que utilizam equações em primeira diferença.

Nota: Os testes de *Sargan* de instrumentos não correlacionados com o termo de erro foram validados em relação às variáveis resposta valor adicionado, produtividade total do trabalho, mas não foi validado para a variável emprego. Para os testes de ausência de autocorrelação residual *AR(1)* e *AR(2)* dos estimadores de método generalizado dos momentos em diferença (MGM-D) e em sistema (MGM-SYS) foram validados em relação à variáveis resposta valor adicionado, mas, em geral, as variáveis emprego e produtividade total do trabalho apresentaram essa autocorrelação para *AR(1)*, porém validaram a ausência desta para *AR(2)*. Além disso, os testes de *wald* rejeita a hipótese nula de que as variáveis do modelo não melhoram a significância estatística do mesmo.

***Nível de Significância de 1%.

** Nível de Significância de 5%.

* Nível de Significância de 10%.