



Texto para Discussão 030 | 2022

Discussion Paper 030 | 2022

Como deflacionar matrizes insumo-produto? Uma proposta de uma série deflacionada para o Brasil no SCN 2010

Patieene Alves-Passoni

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro Pesquisadora do Grupo de Indústria e Competitividade (GIC-UFRJ)

Fabio N. P. Freitas

Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro Pesquisador do Grupo de Indústria e Competitividade (GIC-UFRJ)

This paper can be downloaded without charge from

<https://www.ie.ufrj.br/publicacoes-j/textos-para-discussao.html>

Como deflacionar matrizes insumo-produto?

Uma proposta de uma série deflacionada para o Brasil no SCN 2010

Outubro, 2022

Patieene Alves-Passoni

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro Pesquisadora do Grupo de Indústria e Competitividade (GIC-UFRJ)

Fabio N. P. Freitas

Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro Pesquisador do Grupo de Indústria e Competitividade (GIC-UFRJ)

Resumo

O objetivo desse trabalho é dual: construir de uma série deflacionada de matrizes insumo-produto o Brasil no Sistema de Contas Nacionais (SCN) 2010 entre 2000 e 2019 tomando 2010 como referência no contexto do SCN de base móvel e avaliar o efeito da deflação para a análise econômica associada aos coeficientes técnicos do modelo insumo-produto. Estimou-se as séries de MIP deflacionadas: a preços do ano anterior, em unidades totais (deflator único) e em unidades de volume (deflatores específicos por elemento). Ao comparar três métodos de deflação (unidades totais, unidades de volume e o método da dupla deflação), observou-se que estes impactam na análise da estrutura produtiva brasileira, em decorrência da mudança dos preços relativos.

Palavras-chave: Matrizes Insumo-Produto. Sistema de Contas Nacionais. Economia brasileira. Preços relativos. Deflação.

Abstract

The objective of this work is dual: construct a deflated series of Input-output tables for Brazil in the System of National Accounts (SNA) 2010 between 2000 and 2019, taking 2010 as a reference in the context of a chained SNA and evaluate the effect of deflation for the economic analysis considering the technical coefficients of the input-output model. We estimated the IOT series valued at the previous year's prices, total units (unique deflator), and volume units (element-specific deflators). Three deflation methods were compared (total units, volume units, and the double deflation method), and we observed that they impacted the analysis of the productive Brazilian structure due to the change in relative prices.

Keywords: Input-output tables. National Accounts System. Brazilian economy. Relative prices. Deflation.

Códigos JEL: C67, E31, C82.

1 Introdução

As matrizes insumo-produto (MIP) são utilizadas na economia como base para a construção do modelo insumo-produto (IP), que permite a análise da estrutura produtiva. Esta pode ser realizada através da mensuração das técnicas de produção, conexões intersetoriais, composição da produção setorial, do VA e de demanda final, dentre outros elementos. Por razões de heterogeneidade das quantidades físicas produzidas e demandadas, os sistemas de contas nacionais (SCN) publicam as MIP em unidades monetárias.

No entanto, as unidades monetárias são sujeitas às variações de preços ao longo do tempo, e para isolar o efeito dessa variação recomenda-se a deflação dessas variáveis. O processo de deflação é muito utilizado para variáveis isoladas, porém, dentro do contexto do modelo IP, existem duas perguntas importantes: é necessário deflacionar MIP? Se sim, qual o método mais adequado?

Em relação a primeira pergunta, Leontief (1985) e Aroche-Reyes (2021) argumentam que quando a análise estrutural é realizada a partir de proporções, como por exemplo os coeficientes técnicos, a deflação pode ser dispensável para a análise. Em outros casos, quando há a análise do nível variáveis, como nas decomposições estruturais, parece haver consenso da necessidade da deflação (ver Miller e Blair, 2009). No entanto, essas discussões se referem apenas para o nível geral de preços da economia, e não para variações de preços relativos dos setores demandantes e ofertantes.

Já considerando os métodos utilizados para a deflação, os mais difundidos na literatura são a dupla deflação e o método RAS. No entanto, a escolha do método deve observar a maneira como os SCN são publicados, ou seja, se estes consideram uma base fixa ou base encadeada. Desde o *System of National Accounts* (SNA) de 1993, a Organização das Nações Unidas (ONU) recomenda a publicação de dados considerando índices de preço de base móvel ou encadeada. Nesse caso, os dados são publicados em geral a preços correntes e a preços do ano anterior. Esse é o sistema adotado na maioria dos países, e para o Brasil, desde o SCN 2000, seguindo válido no SCN 2010.

Em um SCN de base móvel os termos “a preços constantes” ou “deflacionada” são utilizados para se referir a série valorada a preços do ano anterior, ou seja, as quantidades do ano t são valoradas a preços de $t - 1$. A ONU (2009) recomenda que essa série a preços do ano anterior seja calculada a partir do método da dupla deflação. No entanto, estes termos são também utilizados indiscriminadamente pela literatura para referir-se a uma série valorada a preços de um único ano que se obtém a partir da “deflação” a partir de outros métodos, gerando confusão entre os pesquisadores.

Para ter uma série “deflacionada” valorada a preços de um ano específico no contexto de um SCN de base móvel é necessário encadear as variações dos preços ao longo do tempo desses índices, já que não é possível comparar os dados a preços de um ano t valorado a $t - 1$ com os dados de $t + 2$, valorado em termos de $t + 1$. Apesar de parecer uma tarefa fácil, o SNC em base móvel traz consigo algumas complicações. A principal delas é a ausência da aditividade, como menciona ONU (2009), Balk e Reich (2008) e Reich (2008). A aditividade é uma propriedade desejável nos números índices e define que um agregado deflacionado pelo seu deflator próprio deve ser igual a soma das suas partes deflacionadas pelos seus deflatores. O que está na raiz desse problema é a mudança do poder de compra real dos elementos do sistema, conhecidos também como preços relativos.

Neste sentido o objetivo desse artigo é dual: construir de uma série deflacionada o Brasil no SCN 2010 entre 2000 e 2019 tomando 2010 como referência no contexto do SCN de base móvel e avaliar o efeito da deflação para a análise econômica associada aos coeficientes técnicos do modelo insumo-produto.

Para atingir o primeiro objetivo, seguirá a metodologia proposta por Balk e Reich (2008) e Reich (2008), estimando-se três séries de MIP deflacionadas: a preços do ano anterior, em unidades totais (deflator único) e em unidades de volume (deflatores específicos por elemento). As tabelas deflacionas serão a matriz de produção, usos totais a preços de consumidor, usos totais a preços básicos, usos nacionais a preços básicos e usos importados com ajuste CIF-FOB.

Para o segundo objetivo, serão comparados três métodos deflação utilizados para construir uma série que tem como base um único ano: unidades totais, unidades de volume

e o método da dupla deflação. Dois critérios serão utilizados para essa comparação: os índices de preços resultantes e os indicadores de encadeamento para trás propostos por Chenery e Watanabe (1958).

A hipótese do trabalho é que os diferentes métodos de deflação quando aplicados a um contexto de base móvel impactam na análise da estrutura produtiva brasileira, em decorrência da mudança dos preços relativos. A contribuição desse trabalho é atualizar as estimações realizadas por Neves (2013) para a economia brasileira 2000 a 2009, calculando uma série de MIP deflacionadas para o SNC 2010 considerando 2010 como base¹. Além do mais, a comparação realizada entre os diversos métodos de deflação contribui para a discussão sobre a necessidade e as implicações da deflação para as análises econômicas.

Este trabalho contém seis seções, além dessa introdução. A segunda discute sobre as características dos SCN e como esses aspectos devem ser incorporados na deflação de uma série de MIP. A terceira elenca-se os diferentes métodos de deflação, discutindo sua aplicabilidade prática e principais características. Na quarta apresenta-se a metodologia utilizada para a estimação das MIP valoradas a preços do ano anterior. Na quinta seção, o método de deflação proposto por Balk e Reich (2008) e Reich (2008) é exposto, bem como sua aplicação para a economia brasileira. A sexta se discute as diferenças na interpretação dos coeficientes técnicos quando calculados em unidades totais, unidades de volume e na dupla deflação. Por fim, são realizadas algumas considerações finais.

¹ Existem estimativas a preços correntes, como as publicadas a partir de Sessa Filho (2005; 2010) em <http://www.usp.br/nereus/?dados=sistema-de-matrizes-de-insumo-produto-brasil-2010-2017> e Passoni e Freitas (2021) em <https://www.ie.ufrj.br/gic-publicacoes.html>.

2 Estrutura dos Sistema de Contas Nacionais e deflação

Desde o SNA 1993 (ONU, 1993) recomenda-se a publicação das contas nacionais considerando índices encadeados ou de “base móvel”. Nesse sistema a cesta de produtos base utilizada para calcular índices de preços muda anualmente, possuindo uma “composição” de diferentes produtos para cada par de ano. Assim, os dados de um período são publicados a preços correntes e a preços do ano imediatamente anterior. Essa recomendação substitui a antiga forma de publicação baseada em uma base fixa, em que a composição da cesta de produtos tomada como referência para calcular os índices de preço² se mantinha para uma série de anos. Nesse caso, o índice de preço representaria as variações nos preços de uma mesma cesta de produtos.

A mudança da forma como é publicada os dados do SNC, que permanece recomendada no SNA 2008 (ONU, 2009), trouxe consigo a emergência do problema da não aditividade. A aditividade, no contexto das contas nacionais, significa que a ordem que o pesquisador escolhe para conduzir as operações de deflação e agregação deve ser intercambiável (BALK; REICH, 2008). Caso haja aditividade, a soma os valores das partes de um agregado econômico deflacionado pelos seus deflatores são equivalentes ao agregado deflacionado pelo seu deflator.

No momento de decisão da adoção de qual método seria o mais adequado para a publicação das contas nacionais, houve um conflito entre a utilização de informações mais precisas e atualizadas das novas cestas de produtos em cada par de períodos (base móvel) e a aditividade das contas nacionais (base fixa).

On balance, situations favourable to the use of chain Laspeyres and Paasche indices over time seem more likely than those that are unfavourable. The underlying economic forces that are responsible for the observed long-term changes in relative prices and quantities, such as

² Em geral utilizava-se índices de preços do tipo Laspeyres (cesta do período base). Veja ONU (1993).

technological progress and increasing incomes, do not often go into reverse. (ONU, 1993, p. 487; ONU, 2008, p. 300).

Segundo Balk e Reich (2008) a não aditividade foi encarada como o “menor dos males” para se obter informações mais precisas e manter a acurácia do SCN. A ausência dessa propriedade quando se encadeiam os índices para mais de um período surge independente dos índices (Laspeyres, Paasche, Fisher ou outro) e métodos utilizados para construir uma série deflacionada.

Chain indices for aggregates cannot be additively consistent with their components whichever formula is used [...] A single link in a chain index is sufficient to destroy additivity even when additive indices, such as Laspeyres volume indices, are linked together. Consequently, if chain volume indices are converted into time series of values by using the indices to extrapolate the values of the base period, the index components may fail to add to aggregate in later periods (ONU, 2009. p. 315).

Vários autores, como Hillinger (2002), Balk e Reich (2008), Diewert (1998, 2015), Dumagan (2008), argumentam que o significado econômico da não aditividade associada às mudanças das cestas bases se devem às mudanças nos preços relativos. Logo, há uma perda na aditividade dentro dos elementos da MIP, pois cada ano possui uma relação de preços relativos diferente.

The absolute price (nominal price) is given by the amount of money paid in exchange for a unit of a commodity. Money itself, however, is not invariable in its purchasing power, but subject to more or less inflation. The variation is measured by the general price level, which is (more or less arbitrarily) defined as an average over the prices of all commodities. The relative price is then the price of a commodity relative to the chosen basket of all commodities, which we may then call the “real” price in analogy to the real wage or the real interest, known in macroeconomic analysis (BALK; REICH, 2008, p. 168).

Assim, a variação do preço nominal de um produto depende do resultado da mudança de dois aspectos distintos: do nível geral dos preços da economia (visto através da inflação),

e por outro lado, do poder de compra que esse produto tem em relação aos demais bens produzidos (dado pelo seu preço relativo).

Um exemplo bem conhecido do problema de não aditividade nas contas nacionais é a decomposição do PIB pelo lado da demanda, com pode ser visto em Freitas e Dweck (2013) e Dumagan (2011). Se todos os componentes do PIB (consumo das famílias, formação bruta de capital fixo, gastos do governo e exportações) forem deflacionados por seu deflator e, em seguida, agregados, a soma não será igual ao PIB deflacionado pelo deflator implícito do PIA. A não aditividade ocorre porque o preço relativo de cada componente da demanda do PIB sobre o deflator do PIB é diferente e geralmente muda com o tempo³.

A perda de aditividade é ainda mais complexa quando se acumulam os índices em uma série de tempo no contexto das MIP comparativamente ao exemplo do PIB, pois existem várias dimensões de variações de preços: entre setores ofertantes e demandantes, entre demanda intermediária e final, e entre os totais de cada uma delas em relação ao valor bruto da produção (VBP).

A postura diante do problema da não aditividade é diferente entre pesquisadores. Alguns assumem que a mudança de preços relativos não tem um impacto relevante ou não devem ser isoladas já que estas demonstram a escassez relativa de cada produto (AROCHE-REYES, 2021). Outros, se preocupam com este aspecto, por considerar que a mudança dos preços reais da produção dos produtos e setores é relevante para entender o movimento estrutural da economia. Este segundo grupo se baseia nos estudos do cálculo da produtividade setorial, a partir de propriedades desejadas para os números índices, como Casler (2006), Hillinger (2002) e Diewert (2013). Este segundo grupo de autores argumentam que é impossível a “soma” de variáveis “reais” deflacionadas com diferentes

³ Por exemplo, com o caso do boom de *commodities* que aumentou o preço dos produtos exportados baseados em recursos naturais, se um país tem em sua pauta de exportações uma elevada participação desses bens, é provável que o índice de preço das exportações cresça mais do que o do deflator implícito do PIA.

índices de preços, da mesma forma que é impossível somar quantidades físicas de dois produtos naturezas diferentes, como alimentos e veículos.

A linha de argumentação que será seguida ao longo desse trabalho se baseia na segunda abordagem, considerando as variações dos preços relativos como fundamentais na análise estrutural. Na seção seguinte apresenta os métodos de deflação mais utilizados na literatura e sua postura em relação aos preços relativos.

3 Métodos de deflação e índices de preços

Na literatura, dois métodos são os mais utilizados para obter uma série a “preços constantes” de MIP: dupla deflação e o método RAS. Conforme apresenta Miller e Blair (2009), Feijó et al (2013) e Dietzenbacher e Hoen (1998), o método da dupla deflação consiste no uso de deflatores setoriais da produção para obter a demanda intermediária e final deflacionada:

$$\mathbf{x}^d = (\mathbf{U}_n \widehat{\mathbf{p}}_x^{-1}) \cdot \mathbf{i} + \mathbf{f}_d \widehat{\mathbf{p}}_x^{-1} \quad (1)$$

$$\mathbf{x}^d = \mathbf{U}_n^d \cdot \mathbf{i} + \mathbf{f}_n^d \quad (2)^4$$

em que \mathbf{x}^d é o VBP setorial deflacionado, \mathbf{U}_n e \mathbf{U}_n^d são as matrizes de demanda intermediária doméstica a preços correntes e deflacionada, \mathbf{p}_x é o vetor do índice de preço setorial do VBP, \mathbf{f}_n e \mathbf{f}_n^d são os vetores da demanda final doméstica a preços correntes e deflacionado. Observe que \mathbf{x}^d , \mathbf{U}_n^d e \mathbf{f}_n^d são deflacionados pelo mesmo índice de preço⁵.

⁴ Esse modelo pode ser empregado para SCN na dimensão atividade por atividade. Em sendo um modelo produto por atividade, o método ainda poderia ser aplicado, mas seria necessário pré-multiplicar \mathbf{U}_n e \mathbf{f}_n por uma matriz de participação de mercado (*market-share*). Ver Miller e Blair (2009, cap. 5) ou IBGE (2015).

⁵ Por convenção, as matrizes são representadas com letras maiúsculas e negrito, os vetores em minúsculas e negrito. Adicionalmente, os vetores são sempre colunas, e para representar vetores linhas se usa a notação de transposição ('). “^” representa a diagonal de um vetor ou uma matriz.

De acordo com esse método, o valor adicionado (VA) deflacionado é obtido como resíduo, através da subtração do consumo intermediário doméstico, das importações e dos impostos e margens (comércio e transporte) do VBP setorial deflacionado, como em:

$$\mathbf{v}'_{dd} = \mathbf{x}^c \widehat{\mathbf{p}}_x^{-1} - \mathbf{u}'_n \widehat{\mathbf{p}}_x^{-1} - \mathbf{u}'_m \widehat{\mathbf{p}}_x^{-1} - \mathbf{t}' \widehat{\mathbf{p}}_x^{-1} \quad (3)^6$$

em que \mathbf{v}'_{dd} é o VA por setor calculado pelo método da dupla deflação, \mathbf{x}^c é o vetor do VBP a preços correntes, $\mathbf{u}'_n = \mathbf{i} \cdot \mathbf{U}_n$ é o vetor do consumo intermediário doméstico por setor demandante, $\mathbf{u}'_m = \mathbf{i} \cdot \mathbf{U}_m$ é o vetor do consumo intermediário importado por setor demandante, obtido através da matriz \mathbf{U}_m de demanda de insumos intermediários importados, e $\mathbf{t}' = \mathbf{i} \cdot \mathbf{T}$ é um vetor do total de impostos calculado a partir da matriz \mathbf{T} .

Dessa forma, o vetor do deflator para o VA é obtido a posteriori, a partir da razão entre o VA a preços correntes e o \mathbf{v}'_{dd} ⁷. No entanto, essa forma de deflação pode gerar mediadas imprecisas sobre o VA gerado. Como menciona o SNA 2008,

[w]hile the double deflation method is theoretically sound, the resulting estimates are subject to the errors of measurement in the volume estimates of both output and intermediate consumption. This may be especially true if output PPIs [producer price indices] are applied to inputs, many of which are imported. Because value added is the relatively small difference between two much larger figures, it is extremely sensitive to error. It is therefore advisable to compare the growth rates of the price and volume measures of value added over recent years with the corresponding growth rates of output and intermediate inputs and, if possible, with volume estimates of inputs of labour and capital services to check for plausibility (ONU, 2009, p. 310).

⁶ Isso só é verdade se a matriz \mathbf{U}_n não conter a demanda “induzida” por margens de comércio e transporte das outras atividades. Caso inclua (como no caso brasileiro) é necessário fazer um ajuste, como propõem Passoni-Freitas (2021) e Grijó e Berni (2006).

⁷ Como suposição, considera-se que o caso mais simples e com menos divulgação de dados em que o índice de preço do VBP seja utilizado também para deflacionar \mathbf{u}'_m e \mathbf{t}' , mas é possível que outros índices de preços sejam utilizados para deflacionar as informações dos impostos e importações.

Para tentar contornar as debilidades do método de dupla deflação, Dietzenbacher e Hoen (1998) propõem o uso de uma abordagem heurística para deflacionar a MIP, através do método RAS. O método propõe estimar o consumo intermediário deflacionado a partir de uma restrição exógena imposta pelo VA deflacionado divulgado pelos institutos de estatística, ou construído a partir de outros índices de preço. No caso, o VA calculado segundo o método RAS (v'_{ras}) seria:

$$v'_{ras} = x^d - u'_n{}^d - u'_m{}^d - t'^d \quad (4)^8$$

em que $u'_n{}^d$ é o vetor do consumo intermediário por setor demandante doméstico deflacionado pelo seu deflator, $u'_m{}^d$ é um vetor do consumo intermediário importado por setor demandante deflacionado pelo seu deflator (p_m), t'^d é um vetor dos impostos e margens de comércio deflacionado também por um deflator externo (p_t).

O método RAS propõe que, conhecendo o VA deflacionado divulgado, p_m e p_t seria possível calcular o vetor da demanda intermediária por diferença, tal como em:

$$u'_n{}^d = x^c \hat{p}_x^{-1} - v'_{ras} - u'_m \hat{p}_m^{-1} - t' \hat{p}_t^{-1} \quad (5)^9$$

Dessa forma, o valor deflacionado do consumo intermediário por setor demandante ($u'_n{}^d$) será aquele que garanta o “fechamento” do sistema pelo lado da renda. No entanto, como $u'_n{}^d$ foi calculado como resíduo, muito provavelmente $u'_n{}^d \neq i \cdot U_n^d$, com U_n^d sendo a matriz obtida pelo método da dupla deflação ($U_n^d = U_n \hat{p}_x^{-1}$). É nesse ponto em que o método RAS é utilizado para estimar uma matriz ajustada (\tilde{U}_n^d) de U_n^d considerando duas restrições de valores para o total do consumo intermediário: $u_n^d = (U_n \hat{p}_x^{-1}) \cdot i$ para os setores ofertantes e $u'_n{}^d$ para os setores demandantes. A matriz \tilde{U}_n^d garantiria simultaneamente que $u_n^d = \tilde{U}_n^d \cdot i$ e $u'_n{}^d = i \cdot \tilde{U}_n^d$. Observe que o total do consumo

⁸ Ver nota anterior.

⁹ Para fins de simplificação de exposição, considera-se um índice \hat{p}_t médio para as margens de comércio, transporte e impostos. Mas havendo disponibilidade poderiam ser utilizados três vetores de índices de preços diferentes para os setores, associado a cada uso.

intermediário antes e depois do ajustamento são os mesmos ($u_n^d = u_n^{\prime d} \cdot i = i \cdot u_n^d = i \cdot \tilde{U}_n^d \cdot i = i \cdot U_n^d \cdot i$), mas o que muda serão os elementos de \tilde{U}_n^d , conforme quadro abaixo.

Quadro 1 - Demanda nacional deflacionada ajustada pelo método RAS

	Consumo intermediário		Demanda final	Produção
	Atividades demandantes	Total		
Atividades ofertantes	\tilde{U}_n^d	u_n^d	f_n^d	x^d
Total	$u_n^{\prime d}$	u_n^d	f_n^d	x_d

Fonte: elaboração própria.

Atualmente, o método RAS vem sendo utilizado como alternativa para o método da dupla deflação em estimativas internacionais, como por exemplo nas World Input-Output Database (WIOD) versão 2013/2016, como argumenta Los et al (2014).

No entanto, cabe ressaltar que o SNA 2008 (ONU, 2009) recomenda o uso desses métodos para estimar *apenas* as MIP a **preços constantes do ano anterior**. Ou seja, utilizar esse método com índices de preços encadeados para construir uma série que tenha como referência um ano base geraria distorções para a análise, pela ausência da aditividade. No caso da dupla deflação, ao deflacionar o consumo intermediário e a demanda final pelo mesmo deflator, observa-se a aditividade apenas nas linhas (setores ofertantes) somente para cada “par” de período. Não há aditividade para as colunas, os setores demandantes, já que o novo total por coluna é calculado a partir do somatório das linhas deflacionadas. Logo, a partir dessa abordagem, não seria recomendado utilizar o método da dupla deflação para estimar uma série com base em um único ano¹⁰.

Para a construção de uma série encadeada que tem como base um ano específico considerando um SNC de base móvel, Balk e Reich (2008) e Reich (2008) sugerem duas alternativas. A mais simples é utilizar um **único deflator** (escalar) para deflacionar todos os elementos da matriz da demanda intermediária e da demanda final. Este método é útil

¹⁰ Apesar de não recomendado, alguns pesquisadores utilizam esse método para deflacionar uma série “acumulada” ao longo do tempo, como observado em realizado por Persona e Oliveira (2016) para a WIOD versão 2013 e Silva (2018) para uma série de MIP estimadas para a economia brasileira).

porque querer menor quantidade de dados, enquanto mantém a propriedade da aditividade que existe pela mudança das cestas de produtos em um sistema de base móvel. No entanto, essa forma de deflacionar não isola a variação de preços relativos. Ou seja, foi retirado o efeito da inflação da economia, mas não o da “inflação setorial”.

A segunda possibilidade que é mais complexa é o uso de **deflatores específicos para cada elemento** da MIP. Esse método traz consigo duas principais dificuldades, uma é a necessidade de existência de uma MIP a preços correntes e a preços do ano anterior, além da série deflacionada não ser aditiva para mais de um ano. Por outro lado, a principal vantagem é a obtenção dos elementos em termos de *volume*, que representa mudanças nas quantidades e nas qualidades do que é produzido/comprado por cada cesta de produtos (Balk e Reich (2008), Reich (2008) e ONU (2009)). Essas duas últimas formas serão as formas de se deflacionar aplicadas nesse trabalho, discutidas na seção 5.

Antes de avançar, cabe uma ressalva. Como recomendado pelo SNA 2008 (ONU, 2009, p. 315), “the price indices used as deflators should match the values being deflated as closely as possible in terms of scope, valuation and timing”. Ou seja, o mais apropriado seria o uso de deflatores presentes nas contas nacionais, evitando deflatores externos, por exemplo, de pesquisas primárias. Para o caso brasileiro, o mais apropriado é o cálculo dos índices de preços tomando como base as informações das Tabelas de Recursos e Usos (TRU) publicadas pelo IBGE valoradas a preços correntes e do ano anterior anualmente¹¹. A seção seguinte aborda os procedimentos de estimar MIP valorada a preços do ano anterior, baseadas nas informações das TRU publicadas pelo IBGE.

¹¹ Existem alguns estudos que utilizam índices de preços externos ao SCN para o Brasil, com por exemplo Sousa Filho, Santos e Ribeiro (2021). No entanto, esses não são recomendados por criarem distorções para as MIP.

4 Deflacionando a série

Nesta seção, apresenta-se o processo de deflação utilizado nesse trabalho, com inspiração em Balk e Reich (2008), Diewert (1995, 2015), Dumagan e Balk (2016) e Neves (2013). O método proposto consiste deflacionar levando em considerações dois elementos: i) a inflação da economia e ii) a mudança de preços relativos. Para a primeira utiliza-se um deflator mais geral, que no contexto IP, é o deflator do VBP para o total da economia¹². Esta etapa elimina o efeito inflacionário, colocando todas as variáveis a preços de um único período base escolhido.

No entanto, esse procedimento não leva em consideração as diferentes taxas de “poder de compra” real dos setores ou das atividades demandantes (intermediárias e final). Para incorporá-los, seria necessário deflacionar a série pela “inflação relativa”, ou seja, a variação dos índices de preços específicos de cada elemento das tabelas da MIP em relação ao deflator do total da economia.

Seguindo as sugestões do SNA 1993 (ONU, 1993), estima-se duas séries deflacionadas: em unidades de volume e em unidades totais. A série em **unidades de volume** é uma série não aditiva para anos não-consecutivos, deflacionada utilizando o deflator específico de cada elemento da MIP¹³. O termo volume é o mais apropriado para ‘quantidades’ porque no volume também há mudança na qualidade dos bens ao longo do tempo (REICH, 2008; ONU, 1993, ONU, 2009). Por exemplo, por mais que um computador fabricado em 2000 esteja situado na mesma atividade de um fabricado no ano de 2010, as características enquanto a capacidade de processamento, memória, núcleos etc. são diferentes nestes dois anos. Logo, o “poder de compra” desse produto em relação aos demais da economia será diferente.

¹² Na ausência desse deflator, seria possível utilizar o deflator do PIA.

¹³ “This method is transparent and indicates to users the extent of the problem. Users may or may not choose to eliminate the discrepancies for analytical purposes, choosing whatever method they consider most appropriate for their purposes” ONU (1993, p. 489).

O SNA 1993 (ONU, 1993, p.489) não recomenda a criação de novos valores para os totais somados a partir das informações desagregadas em unidades de volume:

A third possibility would be to eliminate the discrepancies by building up the values of the aggregates as the sum of the values of the components at each level of aggregation. This procedure cannot be recommended in general. Not only would it introduce distortions into the volume movements of the aggregates but it would also make the results for the aggregates depend quite arbitrarily on the level of disaggregation distinguished within the accounts. By distorting the volume movements for the aggregates this method would appear to defeat the whole objective of trying to obtain improved volume measures at an aggregate level through chaining.

A série em **unidades totais** é construída a partir da deflação considerando um deflator único¹⁴. Esta série é aditiva, mas à custa de incorporar a variação dos preços relativos ao longo do tempo. Como menciona ONU (1993, p. 489) “[...] this procedure is not without its cost as the volume movements for the components are distorted as a result. For certain types of analysis such distortion could be a serious disadvantage”.

Nesse trabalho, tem-se três opções do que podem ser denominadas séries “deflacionadas” ou “preços constantes”: preços do ano anterior, em unidades de volume e unidades totais. A decisão sobre o uso de cada uma delas está condicionado ao objeto de estudo, porém, não está ausente de limitações. A série a preços do ano anterior não está encadeada e valorada tomando em conta um ano base, não podendo comparar uma série completa, a menos que sejam utilizadas taxas de crescimento; a série em unidades de volume, está encadeada para um ano base e leva em consideração as mudanças dos preços relativos, porém não é aditiva; a série em unidades totais é aditiva, porém não leva em consideração as variações de preços relativos. Cabe ao pesquisador decidir qual delas é a mais

¹⁴Como será visto a seguir, a série aditiva é construída a partir de um ajuste por um escalar considerando as variações de preços relativos. Ela “[...] preserves additive consistency at the expense of distorting the linked comparisons at a detailed level”(ONU, 1993. p. 485).

apropriada dadas as características da análise pretendida, porém deve estar ciente das consequências dos seus usos.

Serão estimadas as séries a preços do ano anterior, em unidades de volume e unidades totais para quatro níveis de agregação¹⁵:

- i) Produto por atividade:
 - a. 42 atividades e 91 produtos para 2000 a 2019,
 - b. 67 atividades e 126 produtos para 2010 a 2019.
- ii) Atividade por atividade:
 - a. 42 atividades e 42 atividades para 2000 a 2019,
 - b. 67 atividades e 67 atividades para 2010 a 2019.

A necessidade de calcular duas séries deflacionadas para os dois níveis de agregação surge porque pelo problema da atividade, os índices de volume e de preço calculado correspondem apenas para cada nível de agregação. Como aponta ONU (2009, p. 299):

[w]hether the chaining is done so as to preserve the earlier reference period in the new series or to change the reference period of the old series to the new one, the calculations have to be undertaken at each level of aggregation. Each component as well as each aggregate has to be linked individually because of non-additivity.

Dessa forma, caso seja desejado pelo pesquisador outro nível de agregação aos aqui apresentados, será necessário gerar uma nova série em volume. Esta deve ser calculada a partir primeiro da agregação dos dados a preços correntes e a preços do ano anterior, para depois proceder o processo de deflação, conforme será exposto nas seções a seguir. No Apêndice A demonstra-se um exemplo hipotético utilizando a forma de deflação apresentado nas seções 4.1 e 4.2.

¹⁵ As MIP estão disponíveis em https://rebrand.ly/mip_deflacao ou podem ser solicitadas por e-mail: patieene@gmail.com.

4.1 Série produto por atividade

Etapa 1: Existência de MIP a preços correntes e do ano anterior e de índices existentes

Para construir uma série de MIP deflacionadas seguindo a abordagem de Balk e Reich (2008) e Reich (2008) é necessário ter duas séries anuais de MIP: uma a preços correntes e outra a preços do ano anterior. Para os dados a preços correntes, utiliza-se as estimações de Alves-Passoni e Freitas (2022) para o Brasil entre 2000 e 2018 no SCN 2010. Os autores baseiam-se no método de Grijó e Bêni (2006) para estimar duas séries de dados: uma de 2000 a 2018, com 42 setores e 91 produtos, e outra de 2010 a 2018, com 67 atividades e 126 produtos. Estimou-se a MIP de 2019 baseado nas TRU 2019 publicadas pelo IBGE (2021) conforme sugerem os autores.

Para a estimação das MIP valoradas a preços do ano anterior, utiliza-se como informação preliminar as TRU valoradas a preços do ano anterior publicadas pelo IBGE anualmente (com uma defasagem de dois anos). Essas tabelas seguem a recomendação da ONU (1993; 2009), utilizando o IBGE como forma de estimação uma adaptação do método da dupla deflação, porém com o auxílio de índices de preços captados por outras fontes de informação. Segundo IBGE (2016), a formas de calcular os valores a preços do ano anterior são as seguintes¹⁶:

- a) **extrapolação**: calcula-se a tabela de um ano t a preços de t a partir dos dados a preços do ano anterior ($t, t - 1$) considerado os índices de volume (obtidos por pesquisas ou estimados¹⁷) sob o valor corrente do ano anterior ($t - 1, t - 1$)
- b) **deflação**: estima-se índices de preços implícitos, e conjuntamente com os valores da tabela, se calcula a tabela a preços constantes.
- c) **dupla extrapolação**: partindo dos dados valorados do ano $t - 1$, utiliza-se os índices de volume (obtidos no caso a) para estimar a tabela no ano t valorada no

¹⁶ Para um maior detalhamento dos procedimentos, ver IBGE (2016).

¹⁷ “Neste caso, a tabela a preços correntes não será estimada inicialmente. Os valores correntes da produção serão apresentados em branco na primeira versão das planilhas de equilíbrio, e o seu valor (ou índice de preços) será estabelecido pelo equilíbrio de recursos e usos (ERU).” IBGE (2016, p. 85)

ano $t - 1$ e usando os índices de preço (obtidos no caso b) para estimar os dados de t a preços correntes.

Esses métodos são utilizados para calcular os valores da produção e consumo intermediário doméstico. Para outras variáveis, se utilizam outros índices de preços, tais como:

- Importações e exportações: valor obtido por deflação, a partir do câmbio de compra e venda médio do período e índices de preços médios calculados a partir da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM). Estes índices de volume são ajustados a depender do equilíbrio necessário do modelo (preços correntes são respeitados).
- Consumo das famílias: deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA);
- Governo: valores deflacionados para a demanda igual ao da produção deflacionada.
- Variação de estoques: valor a preços do ano anterior definido pelo equilíbrio do sistema.
- Margens de comércio e transporte e impostos: valores constantes obtidos por extrapolação a partir de índices de volume de acordo com o tipo de uso de cada produto.

Após uma primeira estimativa das TRU a preços do ano anterior, o IBGE realiza um ajuste a partir de um RAS modificado para obter o equilíbrio entre as óticas da demanda, da produção e da renda partir do software ERETES.

No entanto, a existência das TRU é insuficiente para realizar comparações da estrutura produtiva. Como argumenta Alves-Passoni e Freitas (2022), a necessidade da passagem de uma TRU para a MIP surge porque nas TRU os usos não são desagregados a partir da sua origem (nacional e importado a preços básicos), nem considerando as tabelas de passagem (usos, margem de comércio, margem de transporte e impostos).

Etapa 1.1: existência de uma série de MIP valorada preços do ano anterior

Para a estimação de uma série de MIP deflacionada, é fundamental a existência de uma série de MIP a preços do ano anterior. Como as MIP serão estimadas a partir das TRU, é necessário observar se estas fornecem índices de preços apropriados (variando entre zero e um).

Um índice de preço implícito do tipo Paasche¹⁸ ($\lambda_{ij}^{t-1,t}$) entre dois períodos é calculado como:

$$\lambda_{ij}^{t-1,t} = \frac{(p^t q^t)_{ij}}{(p^{t-1} q^t)_{ij}} \quad (6)$$

em que p e q são o preço e a quantidade de uma cesta de produtos produzidos pela atividade i e demandado pela atividade j ¹⁹. Considerando os valores que o numerador e o denominador podem assumir, existem quatro possibilidades para os valores de $\lambda_{ij}^{t-1,t}$:

- **Caso 1 - índice de preço diferente de zero** ($\lambda_{ij}^{t-1,t} \neq 0$): quando o numerador e o denominador têm valores diferentes de zero, então $(p^t q^t)_{ij} \neq 0$ e $(p^{t-1} q^t)_{ij} \neq 0$. Neste caso, o índice de preços existe e é diferente de zero.
- **Caso 2 - índice de preço igual a um** ($\lambda_{ij}^{t-1,t} = 1$): ocorre quando ambos os valores são iguais e positivos, ou seja, $(p^t q^t)_{ij} = b$ e $(p^{t-1} q^t)_{ij} = b$, com $0 \leq b \leq 1$, e define-se o índice de preço implícito igual a 1.

¹⁸ Pela forma de divulgação dos dados do SCN brasileiro, não é possível calcular um índice de preço implícito do tipo Laspeyres. Apesar dele sozinho não ter algumas propriedades desejadas e nem ser um índice ideal, nesse contexto ele pode ser utilizado. Como menciona ONU (2009, p. 315), [c]hain indices that use Laspeyres volume indices to measure year-to-year movements in the volume of GDP and the associated implicit Paasche price indices to measure year-to-year inflation provide acceptable alternatives to Fisher indices

¹⁹ Para simplicidade ao longo do texto nos referiremos somente a atividade, mas também é válido para a demanda final desse produto.

- **Caso 3 - índice de preços é zero** ($\lambda_{ij}^{t-1,t} = 0$): quando o numerador tem valor nulo $(p^t q^t)_{ij} = 0$ e o denominador é zero $(p^{t-1} q^t)_{ij} \neq 0$. Nesse caso, o índice de preços é zero, mas, no entanto, haveria uma perda de informação de cada elemento da matriz valorada a preços do ano anterior.
- **Caso 4 - índice de preços é indeterminado** ($\lambda_{ij}^{t-1,t} = \infty$): quando o numerador é diferente de zero $(p^t q^t)_{ij} \neq 0$ e o denominador é zero $(p^{t-1} q^t)_{ij} = 0$. Nesse caso, não é possível calcular o índice de preços devido à indeterminação do índice pela divisão por zero.

Por mais que os casos 3 e 4 possam ser “não reais” do ponto de vista econômico, estes podem surgir pela forma de construção das contas nacionais. Por exemplo, no processo de divulgação dos dados o IBGE arredonda os valores inferiores a R\$ 500 mil (R\$ 0,5 milhões) a zero. Logo, a depender dos valores computados a preços correntes e a preços do ano anterior, os casos 3 e 4 podem existir pelo arredondamento²⁰. Outra possível razão para a existência dessa discrepância surge do processo balanceamento realizado pelo software ERETES das tabelas a preços do ano anterior²¹.

Para observar os números de erros encontrados para a matriz de produção e tabela de usos a preços de consumidor (demanda intermediária e final), observou-se a consistência dos índices de preços, para os seguintes casos:

- i) 2001 a 2010 usa-se as TRU retropoladas (51 atividades e 107 produtos).
- ii) 2011 a 2019 usa-se as TRU no nível de maior agregação (68 atividades e 128 produtos).

²⁰ Por exemplo, para as informações presentes nas TRU 2000 e TRU 2001, na tabela de usos a preços de consumidor, o produto ‘Gás liquefeito de petróleo’ demandando pelo ‘Consumo das famílias’ o valor a preços correntes são $p^{2001} q^{2001} = 2$, $p^{2000} q^{2000} = 0$, enquanto o valor a preços do ano anterior seria e $p^{2000} q^{2001} = 0$. Este é um caso 4, com índice de preço indeterminado.

²¹ Tome como exemplo a da tabela de uso a preços de consumidor para os anos de 2001 e 2002. Para o produto ‘Serviços associativos’ que é comprado pela atividade ‘Saúde privada’. O valor em 2001 ($p^{2001} q^{2001} = 0$) e 2002 ($p^{2002} q^{2002} = 0$). Porém, o valor de $p^{2001} q^{2002} = 309$ (R \$ 1 000 000). Esse é um caso 3, com um índice de preço igual a zero.

O número de erros para os casos 3 e 4 são apresentados na tabela a seguir.

Tabela 1 – Número de Casos 3 e 4 para as tabelas de uso a preços de consumidor e para a matriz de produção, 2000 a 2019

Períodos	Nível TRU	Produção				Usos a preços de consumidor			
		Caso 3		Caso 4		Caso 3		Caso 4	
		núm	%	núm	%	núm	%	núm	%
2001p2000	51	1	0.02	11	0.24	0	0.00	1	0.02
2002p2001	51	1	0.02	14	0.30	2	0.04	1	0.02
2003p2002	51	4	0.09	24	0.52	0	0.00	0	0.00
2004p2003	51	2	0.04	13	0.28	0	0.00	0	0.00
2005p2004	51	0	0.00	5	0.11	2	0.04	0	0.00
2006p2005	51	2	0.04	5	0.11	0	0.00	0	0.00
2007p2006	51	1	0.02	5	0.11	1	0.02	0	0.00
2008p2007	51	2	0.04	8	0.17	0	0.00	0	0.00
2009p2008	51	16	0.34	340	7.33	1	0.02	0	0.00
2010p2009	51	1	0.02	11	0.24	2	0.04	25	0.48
2011p2010	68	39	0.45	49	0.56	0	0.00	1	0.01
2012p2011	68	8	0.09	0	0.00	0	0.00	1	0.01
2013p2012	68	3	0.03	46	0.53	0	0.00	1	0.01
2014p2013	68	7	0.08	202	2.32	0	0.00	0	0.00
2015p2014	68	6	0.07	5	0.06	0	0.00	0	0.00
2016p2015	68	19	0.22	16	0.18	0	0.00	0	0.00
2017p2016	68	4	0.05	11	0.13	0	0.00	0	0.00
2018p2017	68	2	0.02	4	0.05	1	0.01	2	0.02
2019p2018	68	6	0.07	21	0.24	0	0.00	0	0.00

Nota: Para 51 atividades o número total de deflatores (células) é 5.187 para a tabela de usos e 4.641 para a tabela de produção. Para 67 atividades, os números são: 9.344 e 8.704. Os números são maiores para a tabela de usos porque leva-se em consideração os componentes da demanda final.

Fonte: Elaboração própria baseada nos dados estimados a partir do SCN/IBGE.

Apesar do número de erros encontrados representarem uma pequena fração do total de deflatores existentes nas tabelas de usos e recursos, estes impedem o cálculo e acumulação dos índices ao longo do tempo.

Com o objetivo de superar essa limitação, é proposto um reajuste nas tabelas de usos a preços de consumidor e da matriz de produção publicadas pelo IBGE. Para realizar esse ajuste considerou-se como hipótese que a informação “mais precisa” é a publicada a preços correntes.

Para o caso 3, define-se o denominador como $(p^{t-1}q^t)_{ij} = 0^{22}$. Dessa forma, o índice de preço se transformaria no caso 2. Já no caso 4, reestima-se os valores de $(p^{t-1}q^t)_{ij}$, que anteriormente seria igual a zero, considerando uma proporção das TRU a preços correntes e utilizando os valores da TRU a preços do ano anterior. Esta proporção, chamada de *mark-down* seguindo Grijó e Bêrni (2006), é calculada da seguinte forma:

$$\vartheta_{ij}^t = \frac{(p^t q^t)_{ij}}{\sum_j (p^t q^t)_{ij}} \quad (7)$$

com $0 \leq \vartheta_{ij}^t \leq 1$, em que ϑ_{ij}^t consiste na proporção do valor de cada elemento $(p^t q^t)_{ij}$ no total da atividade/demanda final $\sum_j (p^t q^t)_{ij}$ (ou seja, de cada coluna)²³.

Assim, para os elementos da matriz de produção e usos a preços de consumidor que se enquadram no caso 4, multiplica-se o *mark-down* calculado pelo total do valor de cada coluna/atividade, como descrito em:

$$(p^{t-1}q^t)_{ij}^{ajust} = \vartheta_{ij}^t \times \sum_j (p^{t-1}q^t)_{ij} \quad (8)$$

Ao realizar esse ajuste, as tabelas de uso a preços de consumidor e matriz de produção perdem sua consistência nos totais das colunas e linhas. Para devolver essa consistência, utiliza-se o método RAS de balanceamento bi-proporcional que ajusta o interior da matriz através de multiplicadores de linhas e colunas, calculados a partir de restrições definidas de maneira exógena. Utiliza-se a versão do RAS generalizado (GRAS) proposto por

²² Para o exemplo dado na nota 21. Nesse caso, teríamos que para o produto ‘Serviços associativos’ que é comprado pela atividade ‘Saúde privada’, como o valor em 2002 é zero ($p^{2002}q^{2002} = 0$), transforma-se os R\$ 309 milhões em zero: $p^{2001}q^{2002} = 0$.

²³ Retomemos o caso da nota 20. Os R\$ 2 milhões do consumo de ‘Gás liquefeito de petróleo’ representam 0,00001 no total de R\$ 162.781 milhões do total das exportações de bens e serviços (coluna) a preços correntes de 2001. Logo, 0,00001 será o mark-up utilizado para calcular $p^{2000}q^{2001}$ que anteriormente era zero. Calculando a proporção do *mark-down* no total das exportações de bens e serviços de 2001 a preços do ano anterior que é de R\$ 133.440 milhões, o valor de $p^{2000}q^{2001}$ como primeira estimativa será R\$ 1,6395 milhões.

Termushoev, Miller e Bowmaster (2013), e como restrições considera-se os totais para linhas e colunas publicadas nas TRU originais pelo IBGE²⁴.

De posse das TRU ajustadas, é possível calcular as MIP a preços do ano anterior. Segue-se a proposta de Dietzenbacher e Hoen (1998), que consiste em utilizar a estrutura de uma MIP a preços correntes, mas atualizando os dados a preços do ano anterior com base em informações publicadas pelos institutos de estatística. Para o caso da economia brasileira, serão utilizadas a estrutura das MIP a preços correntes presente em Alves-Passoni e Freitas (2022) para estimar MIP anuais a partir das TRU ajustadas a preços do ano anterior.

Para manter a compatibilidade com a série de MIP a preços correntes utilizadas, serão estimadas duas séries de MIP a preços do ano anterior: 42 atividades e 91 produtos entre 2001 a 2019 e 67 atividades e 126 produtos para 2011 e 2019. Entre 2001 e 2010 utiliza-se as informações disponíveis nas TRU retropoladas, com 51 atividades e 107 produtos (IBGE, 2015). Já para 2011 a 2019 utilizou-se as TRU divulgadas no maior nível de classificação, que contém 68 atividades e 128 produtos (IBGE, 2021).

A estimação das MIP se baseia em seis passos propostas por Alves-Passoni e Freitas (2022):

1. **Preparação da MIP base:** ajustes das margens de comércio e transporte, bem como agregando as MIP para os níveis de 42 atividades e 91 produtos²⁵ para 2001 a 2010 e para 67 atividades e 126 produtos entre 2011 e 2019²⁶. Neste estudo, a base para o cálculo dos *mark-downs* é a série de MIP a preços correntes estimada por Alves-Passoni e Freitas (2022). Por

²⁴ Para a nota anterior, o valor de $p^{2000}q^{2001}$ após o ajuste do RAS será R\$ 1,6391 milhões.

²⁵ Devido às mudanças do SNC entre o SNC 2000 e o SNC 2010, esse nível de agregação é necessário para obter uma série a partir dos anos 2000. Para mais detalhes, ver Passoni e Freitas (2021).

²⁶ O número menor está relacionado com a agregação dos produtos e atividades “Comércio por atacado e varejo, exceto veículos automotores” e “Comércio e reparação de veículos”, bem como dos produtos “Transporte terrestre” e “Transporte aquaviário” pelo ajuste CIF-FOB necessário associados à margem de transporte. Ver Passoni e Freitas (2021) para mais detalhes.

exemplo, para estimar a MIP 2001 a preços de 2000, utilizou-se a estrutura presente na MIP 2001 a preços correntes.

2. **Cálculo da estrutura (*mark-downs*) para as MIP base:** proporções das tabelas de usos a preços básicos nacionais, usos importados, margem de comércio, margem de transporte, impostos líquidos de subsídios em relação a tabela de usos a preços de consumidor;
3. **Preparação das TRU a preços do ano anterior:** agregação das atividades para o nível mencionado anteriormente nas TRU ajustadas;
4. **Primeira estimativa das MIP:** multiplica-se as proporções calculadas no passo 2 pelos vetores de oferta total a preços de consumidor e a preços básicos, VBP, importações, consumo intermediário e demanda final a preços de consumidor das TRU a preços do ano anterior;
5. **Ajuste das MIP:** como a primeira estimativa tem discrepâncias com os totais oficiais, utiliza-se o método GRAS para balancear as MIP considerando como restrições de linhas e colunas os recursos e usos presentes nas TRU publicadas pelo IBGE.
6. **MIP para divulgação:** deve-se reinserir as margens de comércio e transporte nas atividades de comércio e transporte, processo reverso ao realizada na primeira etapa.

Um resumo das fontes utilizadas para estimar cada série é visto na Tabela 1.

Tabela 1 - Fonte de informação para a estimação de MIP de acordo com o período

Período	Fonte	Nível de agregação	Série I 42 atividades	Série II 67 atividades
2001-2019	Estimado com base nas TRU 2001-2010 (SCN 2010, retropolada IBGE (2015)) e MIP a preços correntes de Alves-Passoni e Freitas (2022)	42 atividades e 91 produtos	42 atividades e 91 produtos	-
2011-2019	Estimado com base nas TRU 2000-2010 (SCN 2010, nível de divulgação, IBGE (2021)) e MIP a preços correntes de Alves-Passoni e Freitas (2022)	67 atividades e 126 produtos	42 atividades e 91 produtos	67 atividades e 126 produtos

Fonte: elaboração própria.

Etapa 2: Cálculo dos índices de preços específicos

A principal característica do método de deflação proposto é o uso de índices de preços implícitos de tipo Paasche para cada elemento da MIP, calculados a partir de (6). As tabelas que serão deflacionadas são as apresentadas no Quadro 2, que devem estar disponíveis a preços correntes e do ano anterior.

Quadro 2 – Estrutura de tabelas do sistema de MIP

		Produção		Usos				Total
		Atividades	Total	Intermediária		Final		
				Atividades	Total	Componentes	Total	
Produção	Produtos	V'	q					
	Total	x'	x					
Ofertantes nacional	Produtos			U_n	u_n	F_n	f_n	q
	Total			u'_n	u_n	f'_n	f_n	x
Ofertantes importada	Produtos			U_m	u_m	F_m	f_m	m
	Total			u'_m	u_n	f'_m	f_n	m
Ofertantes total a preços básicos	Produtos			U	u	F	f	σ
	Total			u'	u	f'	f	σ
Ofertantes total a preços de consumidor	Produtos			U^{pc}	u^{pc}	F^{pc}	f^{pc}	σ^{pc}
	Total			$u^{pc'}$	u^{pc}	$f^{pc'}$	f^{pc}	σ^{pc}

Fonte: Elaboração própria.

em que:

$V' (n \times m)$	<i>matriz de produção</i> : mostra para cada atividade (n) o quanto foi produzido domesticamente de cada um dos produtos (m)
$q (m \times 1)$	$q = V \cdot i = U_n \cdot i + F_n \cdot i$, vetor (coluna) do VBP doméstico por produto
$x' (1 \times n)$	$x' = i' \cdot V$, vetor (linha) do VBP doméstico por atividade
$x (1 \times 1)$	$x = i' \cdot V \cdot i$ escalar do total do VBP
$U_n, U_m, U, U^{pc} (m \times n)$	<i>matriz de consumo intermediário</i> : apresenta o quanto de cada produto foi utilizado para a produção a preços básicos (nacional U_n , importada U_m e total U) ou de consumidor U^{pc} ;
$u_n, u_m, u, u^{pc}; (m \times 1)$	$u = U \cdot i$, vetor (coluna) do consumo intermediário por produto: apresenta para cada atividade o quanto foi utilizado de insumo para a produção a preços básicos (nacional u_n , importada u_m e total u) ou a preços de consumidor u^{pc} ;
$u'_n, u'_m, u', u'^{pc} (1 \times n)$	$u' = i' \cdot U$, vetor (linha) de consumo intermediário por atividade: apresenta o quanto cada atividade demandou de insumo a preços básicos (nacional u'_n , importada u'_m e total u') ou a preços de consumidor u'^{pc} para sua produção;
$u_n, u_m, u, u^{pc} (1 \times 1)$	$u = i' \cdot U \cdot i$, escalar do total do consumo intermediário a preços básicos (nacional u_n , importada u_m e total u) ou a preços de consumidor u^{pc} para sua produção;

F_n, F_m, F, F^{pc} ($m \times \varphi$)	<i>matriz de demanda final</i> na dimensão produto por atividade: mostra o quanto consumido de produtos nacionais F_n , importado F_m , total F , e a preços de consumidor F^{pc} por cada um dos componentes da demanda final (φ). A demanda final é composta pelo consumo das famílias, instituições financeiras sem fins lucrativos ao serviço das famílias, gastos do governo, formação bruta de capital fixo, exportações e variações de estoque).
f_n, f_m, f, f^{pc} ($m \times 1$)	$f = F \cdot i$, <i>vetor de demanda final</i> por produto: mostra o quanto foi consumido nacionais f_n , importado f_m , total f , e a preços de consumidor f^{pc} em forma de demanda final
f'_n, f'_m, f', f'^{pc} ($1 \times \varphi$)	$f' = i' \cdot F$, <i>vetor linha de demanda final por componente da demanda</i> (φ): mostra o total da demanda a preços básicos (nacional f'_n , importada f'_m ou total f') a preços de consumidor f'^{pc} realizada por cada componente.
f_n, f_m, f, f^{pc} (1×1)	$f = i' \cdot F \cdot i$, <i>total da demanda final</i> : mostra o total da demanda final a preços básicos (nacional f_n , importada f_m ou total f) a preços de consumidor f^{pc} .
m ($m \times 1$)	$m = U_m \cdot i + F_m \cdot i$, <i>vetor (coluna) da oferta importada por produto</i>
m (1×1)	$m = i' \cdot m$, <i>escalar oferta importada total</i>
σ ($m \times 1$)	$\sigma = U \cdot i + U \cdot i$, <i>vetor (coluna) da oferta total (nacional mais importada) por produto</i>
σ (1×1)	$m = i' \cdot u$, <i>escalar da oferta total (nacional mais importada)</i>

Os subscritos n e m representam respectivamente a origem da oferta/demanda, podendo ser nacional ou importado a preços básicos. O total dos usos a preços básicos não está disponível usualmente nas contas nacionais, mas ele pode ser facilmente encontrado pela soma dos dados nacional e importado. Para o caso da oferta/demanda a preços ao consumidor, utiliza-se o sobescrito “pc”.

Para facilitar a notação, define-se \mathcal{N} , \mathcal{M} , \mathcal{J} , \mathcal{J}^{pc} e \mathcal{V} como as matrizes particionadas que representam as tabelas de usos nacional a preços básicos, de usos importados (com ajuste CIF-FOB), dos usos totais a preços básicos, e dos usos totais a preços de consumidor.

$$\mathcal{N} = \begin{bmatrix} U_n & u_n & F_n & f_n & q \\ u'_n & u_n & f'_n & f_n & q \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$\mathcal{M} = \begin{bmatrix} U_m & u_m & F_m & f_m & m \\ u'_m & u_m & f'_m & f_m & m \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\mathcal{J} = \begin{bmatrix} \mathbf{U} & \mathbf{u} & \mathbf{F} & \mathbf{f} & \boldsymbol{\sigma} \\ \mathbf{u}' & u & \mathbf{f}' & f & \sigma \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$\mathcal{J}^{pc} = \begin{bmatrix} \mathbf{U}^{pc} & \mathbf{u}^{pc} & \mathbf{F}^{pc} & \mathbf{f}^{pc} & \boldsymbol{\sigma}^{pc} \\ \mathbf{u}' & u^{pc} & \mathbf{f}'^{pc} & f^{pc} & \sigma^{pc} \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$\mathcal{V} = \begin{bmatrix} \mathbf{V} & \mathbf{q} \\ \mathbf{x}' & x \end{bmatrix} \quad (13)$$

A matriz \mathcal{J} não existe diretamente, mas pode ser calculada através da soma de \mathcal{N} e \mathcal{M} . Como será discutido nas seções seguintes, como os preços relativos para cada tabela é diferente, os deflatores para \mathcal{J} serão diferentes da soma de \mathcal{N} e \mathcal{M} pela mudança na composição das cestas de bens.

Seja \mathbf{R} uma matriz particionada genérica que representa \mathcal{N} , \mathcal{M} , \mathcal{J} , \mathcal{J}^{pc} e \mathcal{V} , o índice de preço será igual a:

$$\lambda_{R_{ij}}^{t-1,t} = \frac{R_{ij}^{t,t}}{R_{ij}^{t,t-1}} \quad (14)$$

e em notação matricial:

$$\lambda_{\mathbf{R}}^{t-1,t} = \mathbf{R}^{t,t} \times (\mathbf{R}^{t,t-1})^{-1} \quad (15)$$

com $t = 2001, \dots, 2019$, em que $R_{ij}^{t,t}$ representa a tabela a ser deflacionada a preços correntes e $R_{ij}^{t,t-1}$ a preços do ano anterior. Esse é um índice implícito, pois em geral não são publicados diretamente o valor de elemento de \mathbf{R} nas contas nacionais, mas sim o mesmo produto valorado em dois momentos diferentes no tempo.

Por conta disso, haverá um deflator para cada combinação de produto consumido pelas atividades ou demanda final, bem como para os totais (consumo intermediário por produto e atividade, demanda final por produto e por componente da demanda, e para a demanda total). Como a cesta dos “totais” é uma média ponderada, não é possível calcular por exemplo, o índice de preços de \mathbf{u}_n (vetor do total do consumo intermediário) baseado nos índices de preços presentes em \mathbf{U}_n . Dessa forma, é necessário calcular os índices para cada elemento das matrizes particionadas.

Etapa 3: Encadeando os índices de preço para um ano base

Com o objetivo de expressar os anos t de um SCN encadeado considerando um ano base t^* , a próxima etapa no processo de deflação é calcular os índices de preços acumulados ou encadeados (Λ_{ij}^{t,t^*}). Estes são calculados baseado na multiplicação dos índices de preços anuais para cada elemento da matriz. Tomando o primeiro ano da série como base (2000), o índice de preço acumulado para o ano t ($\Lambda_{Rij}^{T,2000}$) é obtido a partir de:

$$\Lambda_{Rij}^{T,2000} = \prod_{k=2001}^T \lambda_{Rij}^{t,t-1} \quad (16)$$

e em notação matricial:

$$\Lambda_R^{T,2000} = \prod_{k=2001}^T \lambda_R^{t,t-1} \quad (17)$$

e k representa o primeiro índice de preço da série e T é o ano final desejado.

Como 2000 é o ano base, $\Lambda_{Rij}^{2000,2000} = \lambda_{Rij}^{2000,2000} = 1$. Logo, para obter o índice de preços acumulados para $\tau=2003$, temos que multiplicar os índices de preços individuais de 2001 em relação a 2000, de 2002 em relação a 2001 e de 2003 em relação a 2002, tal como em:

$$\Lambda_{Rij}^{2003,2000} = \prod_{k=2001}^{2003} \lambda_{Rij}^{t,t-1} = \lambda_{Rij}^{2000,2001} \times \lambda_{Rij}^{2001,2002} \times \lambda_{Rij}^{2002,2003} \quad (18)$$

e em notação matricial:

$$\Lambda_R^{2003,2000} = \prod_{k=2001}^{2003} \lambda_R^{t,t-1} = \lambda_R^{2000,2001} \circ \lambda_R^{2001,2002} \circ \lambda_R^{2002,2003} \quad (19)$$

em que \circ representa o produto de Haddarmard (elemento a elemento).

No entanto, preferiu-se mudar o ano base para o ano de 2010, por ser ano da referência do SNC 2010 e ser um ano no meio da série. Para modificar o ano base, deve-se dividir o índice de preços acumulado de um ano específico τ pelo índice de preços encadeados para 2010, tal como:

$$\Lambda_{Rij}^{T,2010} = \frac{\Lambda_{Rij}^{T,2000}}{\Lambda_{Rij}^{2010,2000}} \quad (20)$$

em notação matricial:

$$\mathbf{A}_R^{T,2010} = \mathbf{A}_R^{T,2000} (\mathbf{A}_R^{2010,2000})^{-1} \quad (21).$$

Agora o índice de preço acumulado de 2010 é igual a $\Lambda_{R_{ij}}^{2010,2010} = 1$ e $\mathbf{A}_R^{2010,2010} = [\mathbf{1}]$.

Nesse estudo, para cada matriz \mathcal{N} , \mathcal{M} , \mathcal{J} , \mathcal{J}^{pc} e \mathcal{V} são calculados dezenove índices acumulados entre 2001 e 2019 considerando 42 atividades e 91 produtos e nove índices acumulados para 2011 a 2019 com 67 atividades e 126 produtos. Entre 2011 e 2019 não há compatibilidade direta entre os deflatores para cada nível de agregação porque cada um destes possuem uma cesta de produtos diferentes.

Etapas 4: Calcular a MIP em unidades de volume

O método de deflação proposto por Balk e Reich (2008) e Balk (2008) parte do pressuposto que cada elemento da matriz a preços correntes seja deflacionado por seu deflator específico entre o período t e $t - 1$. A série de MIP avaliada a preços de 2010 é estimada através da divisão de cada elemento da MIP pelo índice específico encadeado até o ano T desejado, como:

$$R_{ij}^v = \frac{R_{ij}^{t,t}}{\Lambda_{R_{ij}}^{T,2010}} \quad (22)$$

e em notação matricial:

$$\mathbf{R}^v = \mathbf{R}^{t,t} (\mathbf{A}_R^{T,2010})^{-1} \quad (23).$$

Como visto anteriormente, a série construída a partir das matrizes deflacionadas pelo seu deflator específico é denominada como **unidades de volume**. Esta série possui a estrutura de preços relativos existentes em 2010²⁷. Ou seja, ao comparar dois períodos no tempo, a

²⁷ Apesar do SNA 2008 mencionar que esta série também pode ser chamada de preços relativos constantes, se sugere que não se utilize esse termo para evitar confusões e realçar a não-aditividade da série.

estrutura de preços relativos estará fixa, o que implica que a capacidade de compra ‘real’ de cada produto é aquela vigente em 2010.

No entanto, como cada elemento da matriz está medida em unidades de volume (expressa utilizando o sobrescrito v no Quadro 3), a aditividade dentro da tabela já não existe, seja entre produtos (linhas) ou colunas (atividades/demanda final). Essa não aditividade ocorre porque cada elemento foi deflacionado pelo deflator da sua cesta, e cada cesta tem um poder de compra “real” associado ao seu volume, ou seja, indica o quanto é possível comprar de cada cesta do total da produção.

Quadro 3 – Tabelas do sistema de MIP em unidades de volume

		Produção		Usos				Total
				Intermediária		Final		
		Atividades	Total	Atividades	Total	Componentes	Total	
Produção	Produtos	V^v	q^v					
	Total	x^v	x^v					
Ofertantes nacional	Produtos			U_n^v	u_n^v	F_n^v	f_n	q^v
	Total			u_n^v	u_n^v	f_n^v	f_n	x^v
Ofertantes importada	Produtos			U_m^v	u_m^v	F_m^v	f_m^v	m^v
	Total			u_m^v	u_m^v	f_m^v	f_m^v	m^v
Ofertantes total a preços básicos	Produtos			U^v	u^v	F^v	f^v	σ^v
	Total			u^v	u^v	f^v	f^v	σ^v
Ofertantes total a preços de consumidor	Produtos			U^{pcv}	u^{pcv}	U^{pcv}	f^{pcv}	σ^{pcv}
	Total			u^{pcv}	u^{pcv}	f^{pcv}	f^{pcv}	σ^{pcv}

Fonte: elaboração própria.

Assim, ao somar todos os elementos que compõem um total (seja da demanda intermediária, final ou total – considerando a venda ou a compra) pelo seu deflator específico, o resultado será diferente do valor que é obtido pelo total deflacionado pelo seu deflator. Por exemplo, ao somar os elementos em volume da demanda intermediária por produto, esta será diferente do valor do total da demanda intermediária para certo produto deflacionada pelo seu deflator próprio ($U_n^v \cdot i \neq u_n^v$). Isso vale para as atividades demandantes ($i' \cdot U_n^v \neq u_n^v$); para o total dos usos nacionais ($i' \cdot U_n^v \cdot i \neq u_n^v$); para total de usos a preços básicos ($U_t^v \neq U_n^v + U_m^v$); e assim por diante.

Etapa 5: Calcular os índices de preços relativos

Para fazer com que a série do passo anterior seja aditiva, deve-se considerar a variação do poder aquisitivo “real” de cada atividade em relação às variações gerais de preços da

economia (no caso do VBP). Isto é realizado calculando a relação de preços relativos (R_{ij}^p), dada pela divisão de cada índice de preços acumulado para cada elemento pelo deflator do total do VBP acumulado ($x^{pt,2010}$, escalar):

$$R_{ij}^p = \frac{\Lambda_{R_{ij}}^{T,2010}}{x^{pt,2010}} \quad (24)$$

$$R^p = \Lambda_R^{T,2010} (x^{pt,2010})^{-1} \quad (25).$$

As variáveis do Quadro 2 agora podem ser apresentadas considerando a estrutura dos seus preços relativos, representadas pelo sobrescrito p , no Quadro 4.

Quadro 4 – Preços relativos do sistema de MIP

		Produção		Usos				Total
				Intermediária		Final		
		Atividades	Total	Atividades	Total	Componentes	Total	
Produção	Produtos	V^p	q^p					
	Total	x'^p	x^p					
Ofertantes nacional	Produtos			U_n^p	u_n^p	F_n^p	f_n^p	q^p
	Total			$u_n'^p$	u_n^p	$f_n'^p$	f_n^p	x^p
Ofertantes importada	Produtos			U_m^p	u_m^p	F_m^p	f_m^p	m^p
	Total			$u_m'^p$	u_m^p	$f_m'^p$	f_m^p	m^p
Ofertantes total a preços básicos	Produtos			U^p	u^p	F^p	f^p	σ^p
	Total			u'^p	u^p	f'^p	f^p	σ^p
Ofertantes total a preços de consumidor	Produtos			U^{pcp}	u^{pcp}	U^{pcp}	f^{pcp}	σ^{pcp}
	Total			$u^{pc'p}$	u^{pcp}	$f^{pc'p}$	f^{pcp}	σ^{pcp}

Fonte: elaboração própria.

Note que $x^{pt,2010}$ pode se encontrado tanto na matriz de produção quanto na tabela de usos, já que no modelo insumo-produto há igualdade entre as óticas da oferta e demanda.

Etapa 6: calcular a MIP em unidades totais

O último passo consiste na multiplicação da série em unidades de volume pela matriz dos preços relativos para obter uma série MIP valoradas em **unidades totais**, como visto a seguir:

$$R_{ij}^r = R_{ij}^p \times R_{ij}^v \quad (26)$$

$$R^\tau = R^p \otimes R^v \quad (27),$$

em que R_{ij}^τ e R^τ representa a série em unidades totais de 2010. Ou seja, basta multiplicar os elementos do Quadro 3 pelo Quadro 4, obtendo o Quadro 5.

A principal característica dessa série é a existência da atividade, já que todos os elementos passam a incluir a variação dos preços relativos. Ao substituir (17) e (24) em (21), será visto que a série em unidades totais está sendo deflacionada por um deflator *único* do VBP total²⁸:

$$R_{ij}^\tau = \frac{\Lambda_{R_{ij}}^{T,2000}}{x^{p^t,2010}} \times \frac{R_{ij}^{t,t}}{\Lambda_{R_{ij}}^{T,2000}} = \frac{R_{ij}^{t,t}}{x^{p^t,2010}} \quad (28)$$

Quadro 5 – Tabelas do sistema de MIP em unidades totais

		Produção		Usos				Total
				Intermediária		Final		
		Atividades	Total	Atividades	Total	Componentes	Total	
Produção	Produtos	V^τ	q^τ					
	Total	x'^τ	x^τ					
Ofertantes nacional	Produtos			U_n^τ	u_n^τ	F_n^τ	f_n^τ	q^τ
	Total			$u_n'^\tau$	u_n^τ	$f_n'^\tau$	f_n^τ	x^τ
Ofertantes importada	Produtos			U_m^τ	u_m^τ	F_m^τ	f_m^τ	m^τ
	Total			$u_m'^\tau$	u_m^τ	$f_m'^\tau$	f_m^τ	m^τ
Ofertantes total a preços básicos	Produtos			U^τ	u^τ	F^τ	f^τ	σ^τ
	Total			u'^τ	u^τ	f'^τ	f^τ	σ^τ
Ofertantes total a preços de consumidor	Produtos			$U^{pc\tau}$	$u^{pc\tau}$	$U^{pc\tau}$	$f^{pc\tau}$	$\sigma^{pc\tau}$
	Total			$u^{pc'\tau}$	$u^{pc\tau}$	$f^{pc'\tau}$	$f^{pc\tau}$	$\sigma^{pc\tau}$

Fonte: elaboração própria.

Essa matriz está a preços de 2010, porém somente retirando o efeito da inflação total da economia, sem considerar a mudança nos preços relativos setoriais. Isso leva com que

²⁸Na verdade, é dessa forma que Reich e Balk (2008) e Reich (2008) apresentam o método de deflação. Primeiro, eles deflacionam a tabela considerando o deflator mais agregado e, em seguida, ajustam as mudanças de preços relativos. O resultado é o mesmo, mas considera-se que essa forma de apresentação é clara para compreender a questão da não aditividade do ponto do pesquisador.

eles sejam mensurados na mesma unidade de medida, que é o preço do valor bruto de produção.

4.2 Série atividade por atividade

Para estimar a série atividade por atividade, é necessária uma etapa anterior das apresentadas na seção anterior. Dentre as diversas formas de fechamento do modelo, o IBGE (2018, 2021) constrói a MIP brasileira baseado no pressuposto da tecnologia do setor, o que significa que cada atividade usa a mesma tecnologia para produzir cada um de seus produtos. Isso implica que para transformar todas as informações são publicadas para os produtos é necessário distribuir a demanda pelos produtos por meio de uma matriz de *market-share*, ou de participação de mercado. Essa matriz que indica o quanto de cada produto é produzido por cada atividade, tal como expresso em:

$$\mathbf{D} = \mathbf{V}\hat{\mathbf{q}}^{-1} \quad (29)$$

onde $(\mathbf{D}, m \times n)$ é a matriz de *market-share* e $\hat{\mathbf{q}}^{-1}$ é a vetor diagonal inverso do VBP por produto, que permite obter a proporção do quanto cada atividade produz de cada produto.

Por definição, ao pós-multiplicar o VBP por produto pela matriz de *market-share*, chega-se ao VBP por atividade:

$$\mathbf{x} = \mathbf{D}\mathbf{q} \quad (30)$$

Este procedimento é o utilizado para transformar qualquer outra matriz ou vetor do modelo MIP para a dimensão atividade por atividade. Logo, todas as informações presentes na Quadro 2 valoradas a preços correntes e do ano anterior que estão na dimensão produto por atividade devem ser pré-multiplicadas pela matriz de *market-share*. De posse dessas novas MIP, é possível realizar o mesmo procedimento realizados nos passos 1 a 6 da seção 4.1 para obter as séries deflacionadas em unidades de volume e unidades totais.

5 Efeitos dos métodos de deflação para a análise estrutural da economia brasileira

Dietzenbacher e Termushoev (2012) discutem o efeito dos diferentes métodos de deflação para a análise estrutural. O estudo é realizado para a Dinamarca entre 2000 e 2007, considerando 130 atividades, e compara a capacidade dos métodos da dupla deflação, RAS e índices específicos por elemento prever os valores para emprego “reais” a “preços constantes” com base no coeficiente de emprego e na média da demanda final a preços correntes. O SCN da Dinamarca também é publicado com base em índices encadeados e as MIP são publicadas a preços correntes e do ano anterior. Os autores concluem que os diferentes métodos não geram resultados drasticamente diferentes.

No entanto, este estudo tem algumas limitações. A primeira delas é que não fica claro como “acumulam” ao longo do tempo as MIP para obtê-las a preços de 2000. Como discutido na seção 2, em um SCN de base móvel é o encadeamento que provoca a não aditividade e suas limitações de uso. Além do mais, tais resultados são limitados para o caso de um país pequeno e desenvolvido, podendo não ser válido para economias subdesenvolvidas com um histórico de inflação alta, volatilidade da taxa de câmbio, influência de preços dos ciclos de commodities etc.

Para ver os efeitos da forma de deflação para a análise estrutural, serão comparados a seguir três métodos de deflação: unidades totais, unidades de volume e dupla deflação²⁹. Utiliza-se a série de MIP na dimensão atividade por atividade³⁰ com 42 setores e 91 produtos entre 2000 e 2019 estimada conforme explicitado na seção 4.2. Serão observadas duas variáveis: os índices de preços e os encadeamentos para trás calculados a partir das matrizes de coeficientes técnicos.

²⁹ Na seção A.4 do Apêndice B apresenta-se as implicações para um modelo hipotético.

³⁰ Neste caso o deflator das linhas e colunas das MIP para o caso da demanda intermediária são os mesmos, facilitando a análise.

5.1 Índices de preços

Com o objetivo de observar se os índices de preços do VBP são apropriados para deflacionar o consumo intermediário e a demanda final, compara-se três índices de preços: i) vetor do consumo intermediário doméstico a preços básicos ($p_{u_{nj}}$) calculado a partir dos dados das MIP a preços correntes e do ano anterior, da demanda final³¹ doméstica a preços básicos ($p_{f_{nj}}$) obtido a partir das MIP a preços correntes e do ano anterior, e do VBP ($p_{x_j^{da}}$) computado implicitamente a partir do método da dupla deflação.

Mesmo não sendo o apropriado utilizar o método da dupla deflação para gerar uma série de base fixa de um ano como discutido na seção, optou-se por fazer essa comparação para demonstrar os efeitos e consequências desse método já que é utilizado em estudos para a economia brasileira, como em: Silva (2018), Persona e Oliveira (2009) e Sousa Filho, Santos e Ribeiro (2021).

Para visualizar a diferença, uma razão (σ) é calculada entre $p_{u_{nj}}$, $p_{f_{nj}}$ e $p_{x_j^{da}}$ em relação ao índice de preço acumulado para o VBP p_{x_j} . Este último é calculado a partir das MIP estimadas a preços correntes e do ano anterior (que são os mesmos presentes nas TRU publicadas oficialmente pelo IBGE). A intenção da apresentação dos índices de preços em termos de σ é duplo: i) verificar qual a relação entre o deflator “oficial” do VBP e ii) observar se o uso p_{x_j} como é uma boa proxy dos índices de preços de $p_{u_{nj}}$ e $p_{f_{nj}}$.

Os valores σ podem assumir três resultados:

- $\sigma = 1$: o índice de preço ($p_{u_{nj}}$, $p_{f_{nj}}$ e $p_{x_j^{da}}$) é igual a p_{x_j} , logo o uso de p_{x_j} pode ser uma boa aproximação para estimar o valor associado a esta atividade utilizando o índice de preço setorial
- $\sigma > 1$: o índice de preço ($p_{u_{nj}}$, $p_{f_{nj}}$ e $p_{x_j^{da}}$) é maior do que p_{x_j} , indicando que usar o p_{x_j} como proxy para $p_{u_{nj}}$, $p_{f_{nj}}$ e $p_{x_j^d}$ pode levar

³¹ Para evitar outliers sem explicação econômica, o índice de preço calculado é para o total da demanda final exclusive os estoques.

obter valores deflacionados menores do que os obtidos em relação aos seus próprios deflatores

- $\sigma < 1$: o índice de preço ($p_{u_{nj}}$, $p_{f_{nj}}$ e $p_{x_j^{dd}}$) é menor do que p_{x_j} , havendo uma superestimação do valor “real”.

O gráfico 1 mostra a distribuição dos setores entre três intervalos:

a) variações de até $\pm 10\%$: $0,9 \leq \sigma < 1,1$;

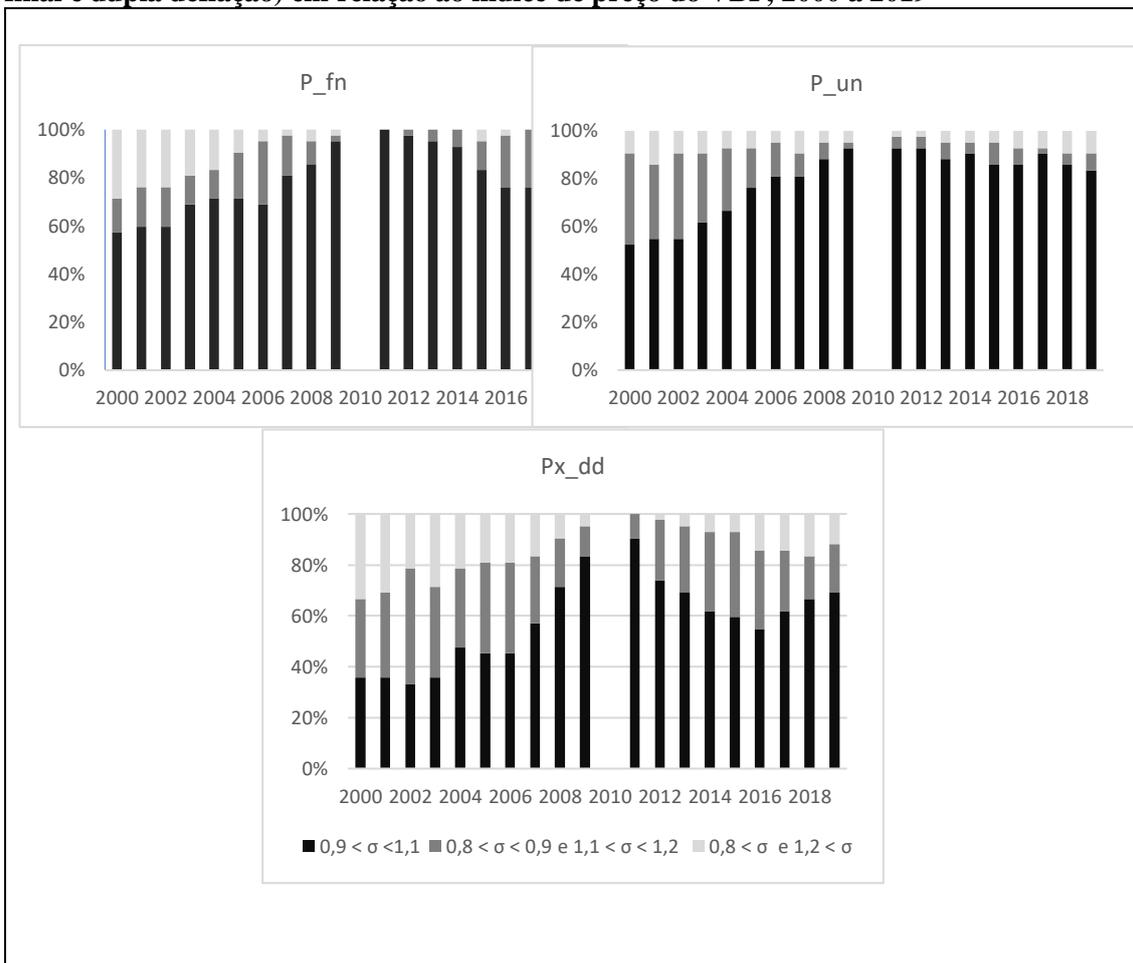
b) variações entre $\pm 10\%$ e $\pm 20\%$: $0,8 \leq \sigma < 0,9$ e $1,1 \leq \sigma < 1,2$ e

c) variações maiores que $\pm 20\%$ $0,8 < \sigma$ e $1,2 < \sigma$.

Primeiramente, a maior parte das relações para os três índices de preços tende a variar em média entre os anos entre 0,9 e 1,1 para os índices de $p_{u_{nj}}$ e $p_{f_{nj}}$ entre 2000 e 2019. Também em geral o deflator da demanda intermediária é mais próximo da diferença do VBP, quando comparado ao da demanda final. Inclusive, isso nos leva a refletir a possibilidade do uso do método RAS para deflacionar uma série considerando um ano base em um SCN de base móvel. Como visto anteriormente, nesse método o deflator para a demanda final é o mesmo do VBP, enquanto é estimado um outro deflator para a demanda intermediária.

Outro ponto importante é que quanto mais próximo do ano base, maior o número de setores que tende a estar entre esse intervalo, e quanto mais distante, as discrepâncias são maiores. No entanto, as variações entre 2000 e 2009 são maiores do que para o período de 2011 e 2019. Provavelmente isso ocorre por conta da importante variação de preços relativos que ocorreu na década de 2000, como variação de preços das commodities e da taxa de câmbio. Além do mais, cabe ressaltar que os dados entre 2000 e 2009 foram estimados a partir de dados retro-polados do IBGE, o que pode interferir na variação dos preços relativos.

Gráfico 1 – Proporção da relação dos índices de preços (demanda intermediária, demanda final e dupla deflação) em relação ao índice de preço do VBP, 2000 a 2019



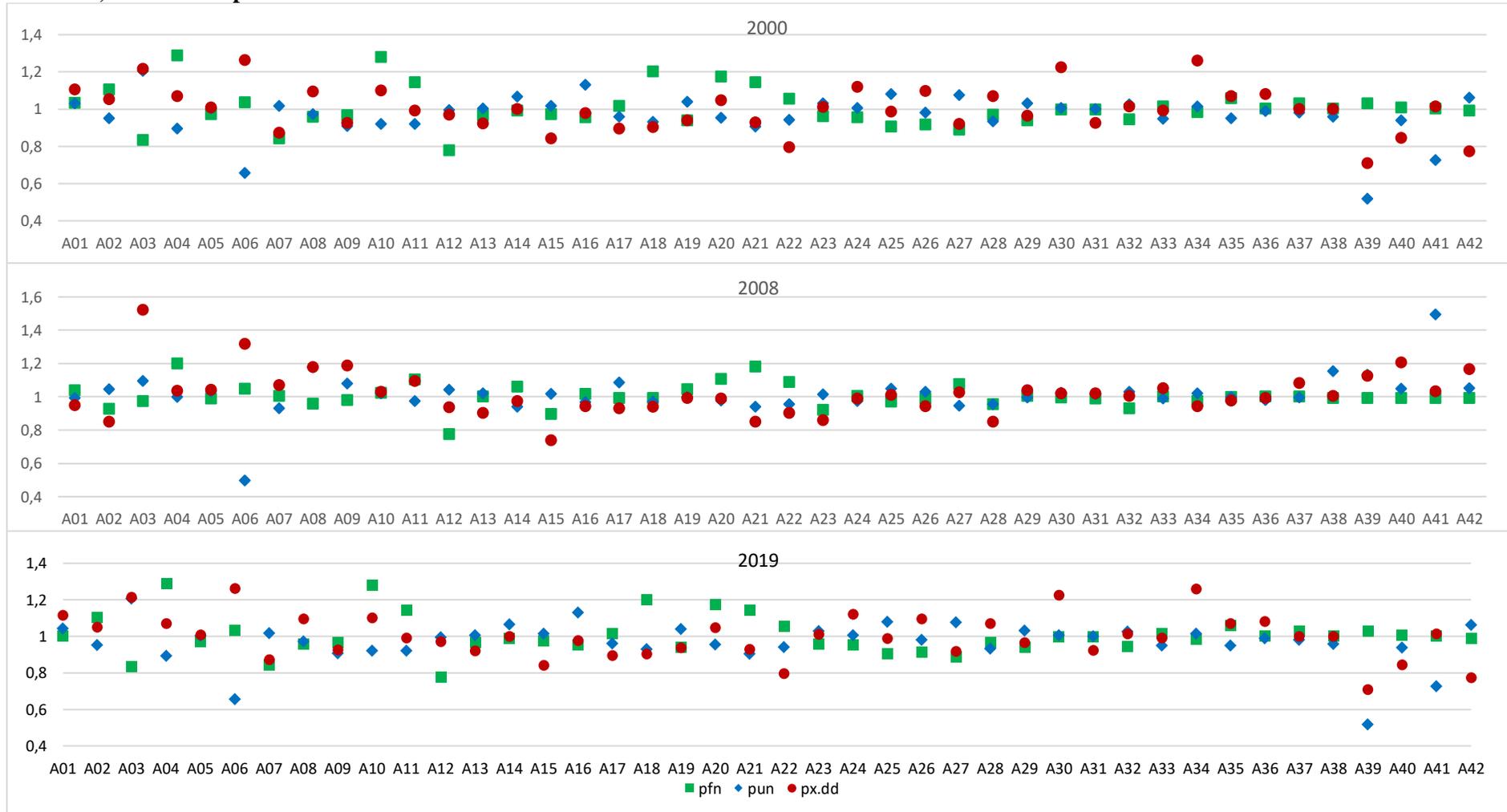
Fonte: elaboração própria a partir das séries estimadas nesse trabalho.

Porém, a maior diferença é observada pelo deflator implícito calculado a partir do método da dupla deflação. Para o ano de 2000, apenas 35% dos setores têm variação dos preços entre 0,9 e 1,1. No outro extremo da série, em 2019, 70% dos setores estão no primeiro intervalo. Entretanto, não há uma tendência linear clara, já que em 2011 e 2016 diminuiu-se a proporção de setores que estão nesse intervalo, aumentando entre 2017 e 2019.

O Gráfico 2 mostra essas relações para 2000, 2008 e 2019 para os 42 setores, considerando 2010 como sendo o ano base. É importante notar, no entanto, que alguns setores apresentam diferenças mais expressivas, como associado a indústria extrativa (A03: Extração de minério de ferro, inclusive beneficiamentos e a aglomeração” e A04: “Outros da indústria extrativa”), indústria de transformação (A06: Fabricação de produtos

do fumo, A10: Fabricação de produtos da madeira, A18: Fabricação de defensivos, desinfetantes, tintas e químicos diversos, A20: Cimento e outros produtos de minerais não-metálicos, A21: Fabricação de aço e derivados, A27: Peças e acessórios para veículos automotores) e construção civil (A30) e serviços (A39: Educação pública, A40: Educação privada, A41 Saúde pública, A42: Saúde privada). Logo, a depender do interesse de análise do pesquisador (por exemplo, a mudança da participação da indústria ou dos serviços no VA), a escolha do deflator pode influenciar os resultados.

Gráfico 2 - Relação dos índices de preços (demanda intermediária, demanda final e dupla deflação) em relação ao índice de preço do VBP, 2000, 2009 e 2019 para 42 setores



Fonte: Elaboração própria com base nas séries de MIP estimadas. | Nota: A descrição das atividades pode ser encontrada no Apêndice A

5.2 Coeficientes técnicos e encadeamentos para trás

Considerando que os coeficientes técnicos dentro do modelo insumo-produto se referem a proporção de insumos intermediários U_{nij} no total da produção do setor, tem-se:

$$a_{d_{ij}} = \frac{U_{nij}}{x_j} \quad (31).$$

No quadro abaixo demonstramos como o numerador e o denominador são deflacionados para cada método, levando em consideração apenas um período:

Quadro 6 – Coeficientes técnicos para três métodos de deflação

	Unidades totais (UT)	Unidades de volume (UV)	Dupla deflação (DD)
VBP setorial (A)	$\frac{x_j^c}{p_x}$	$\frac{x_j^c}{p_{x_{ij}}}$	$\frac{x_j^c}{p_{x_j^d}}$
Demanda doméstica setorial (B)	$\frac{U_{nij}^c}{p_x}$	$\frac{U_{nij}^c}{p_{U_{nij}}}$	$\frac{U_{nij}^c}{p_{x_j}}$
Coeficiente técnico (B/A)	$\frac{U_{nij}^c}{x_j^c}$	$\frac{U_{nij}^c}{x_{ij}^c} \times \frac{p_{x_j}}{p_{U_{nij}}}$	$\frac{U_{nij}^c}{x_j^c} \times \frac{p_{x_j}}{p_{x_j^d}}$

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se pelo quadro acima que o coeficiente técnico para o caso de unidades totais (UT) é o mesmo obtido a preços correntes. Isso ocorre porque ambos estão deflacionados pelo mesmo escalar, logo, quando se calcula a proporção, os dois coeficientes representam a mesma razão. Dessa forma, se o pesquisador não estiver interessado em analisar os coeficientes técnicos considerando os preços relativos, a análise dos coeficientes poderá ser realizada a preços correntes.

Para o coeficiente técnico computado em unidades de volume (UV), o coeficiente técnico a preços correntes é ponderado pela relação de preços relativos da produção setorial de j (p_{x_j}) em relação à demanda intermediária do setor j por produtos produzidos pela atividade i ($p_{U_{nij}}$). Logo, caso o preço do produto setorial cresça mais/menos do que os dos insumos utilizados na produção, isso implica um aumento/diminuição no poder de compra desse setor, refletido nas unidades de volume.

Já para o caso da dupla deflação (DD), o coeficiente técnico a preços correntes é ponderado pela razão entre o índice de preço do VBP calculado ‘indiretamente’ e o índice de preço do VBP obtido do SCN, que é utilizado como proxy para o índice de preços da demanda intermediária. Apesar de $p_{x_{ij}} = p_{x^d_{ij}}$ para o par de ano associado ao ano base (no caso 2011 a preços de 2010), isso não é válido para os demais anos. E como visto no Gráfico 1 anteriormente, a relação entre $p_{x_j}/p_{x_j^d}$ tende a aumentar para anos mais distantes do ano base. Assim sendo, o coeficiente técnico estaria sendo distorcido ao acumular os índices de preços devido ao problema da não aditividade

Para ver o impacto dos preços relativos e suas implicações para a análise estrutural, compara-se os *backward linkages* (BL) ou encadeamento para trás na versão proposta por Chenery e Watanabe (1958), que consiste nas somas das linhas da matriz de coeficientes técnicos:

$$\mathbf{BL} = \mathbf{i}'\mathbf{A}_d \quad (32).$$

onde \mathbf{i} é um vetor soma.

Na Tabela 2, observa-se os encadeamentos para trás nos três diferentes métodos de deflação e suas diferenças percentuais (unidades de volume ou dupla deflação menos unidades totais/preços correntes) para os anos de 2000, 2008 e 2019. As 42 atividades foram agregadas em uma classificação de 18 setores com o objetivo de poder identificar melhor as flutuações para cada grupo. A descrição das atividades e sua correspondência estão no Apêndice A.

Em geral, observa-se que há diferenças em termos de magnitudes nos três métodos apresentados. Essas diferenças tendem a ser maiores para alguns setores específicos, podendo haver uma superestimação (diferença negativa) ou subestimação (diferença positiva) dos coeficientes técnicos em unidades totais/preços correntes em comparação com os métodos de dupla deflação e unidades de volume.

Primeiramente, vale observar que para o total da economia a diferença entre os encadeamentos para o total da economia não é expressivo, já que a tendência dos preços relativos tende a se compensar entre os setores. No entanto, ao comparar as diferenças

entre UV e DD observa-se que a superestimação/subestimação não tem padrão definido quando comparado aos coeficientes técnicos totais. Por exemplo, o setor que tem a maior diferença é o da Indústria extrativa, explicado provavelmente pelo crescimento dos preços de commodities (SILVA, PRADO, TORRACCA, 2017). Apesar de haver uma diferença entre os métodos DD e UT para esse setor, não há a mudança de sinal. Apenas para o método UV é possível observar a diferença de sinal, ou seja, em termos de unidade de volume há uma redução dos coeficientes técnicos para esse grupo. Logo, os métodos DD e UT superestimam as mudanças de setor. O mesmo ocorre, mas em menor proporção com a atividade de comércio para os anos de 2000 e 2008.

O oposto ocorre para os setores onde há uma queda dos preços, como “Outros produtos da indústria” e “Complexo químico-farmacêutico”. Para estes casos, o BL em termos de UV é maior do que em DD e UT, havendo dessa forma uma subestimação desses setores para os anos de 2000, 2008 e 2010. Para o ano de 2000, os setores de “Bens de Capital e TICs” e “Outros equipamentos de transporte” também tem seus BL superestimados pelo UT e DD, quando comparado a UV.

No entanto, o BL é comumente utilizado para identificar mudanças na estrutura produtiva economia ao comparar períodos diferentes. Logo, a Tabela 3 mostra as diferenças entre os indicadores BL para três períodos (2000-2019, 2000-2008, 2011-2019). O objetivo desse exercício é observar se mesmo cada método apresentando diferentes valores, a comparação entre os anos revela o mesmo significado “qualitativo” da variação dos setores, ou seja, positivo ou negativo.

Quando se observa o período completo, entre 2000-2019, os três métodos implicam a queda dos BL para o total da economia. Porém, a magnitude é diferente entre eles, sendo a queda maior UV, sendo seguida da DD e posteriormente da UT. No entanto, os setores que apresentam aumentos e reduções nos coeficientes são na sua grande maioria distintos para os métodos. Dos 18 setores, 10 apresentam sinais diferentes para o método UV quando aos métodos DD e UT variam na mesma direção. E apenas três setores apresentam o mesmo sinal de variação para os três métodos, sendo estes “Bens de consumo duráveis”, “Cimento e outros produtos de minerais não-metálicos” e “Siderurgia e metalurgia”.

Tabela 2 – Encadeamentos para trás (Chenery e Watanabe) em unidades totais (UT), unidades de volume (UV) e dupla deflação (DD) para a economia brasileira para os anos de 2000, 2008 e 2018

Setores	2000					2008					2019				
	UT (a)	UV (b)	Dif (b)-(a) (%)	DD (c)	Dif (c)-(a) (%)	UT (a)	UV (b)	Dif (b)-(a) (%)	DD (c)	Dif (c)-(a) (%)	UT (a)	UV (b)	Dif (b)-(a) (%)	DD (c)	Dif (c)-(a) (%)
Agropecuária	0,316	0,379	20,16	0,2748	-12,92	0,391	0,356	-8,87	0,372	-4,91	0,397	0,339	-14,76	0,443	11,58
Petróleo, extração e refino	1,107	1,002	-9,46	1,1899	7,52	0,949	0,981	3,41	0,842	-11,27	1,052	1,072	1,92	1,055	0,27
Indústria extrativa, exceto petróleo	1,140	0,793	-30,46	1,8007	57,93	0,863	0,782	-9,36	1,078	24,95	0,904	0,924	2,16	0,869	-3,87
Alimentos, bebidas e fumo	1,536	1,442	-6,09	1,6725	8,89	1,568	1,439	-8,21	1,854	18,25	1,490	1,468	-1,47	1,711	14,83
Bens de consumo não duráveis	1,698	1,766	3,99	1,5947	-6,08	1,702	1,621	-4,78	1,943	14,13	1,557	1,601	2,82	1,511	-2,91
Outros produtos da indústria	0,924	1,058	14,56	0,8998	-2,57	0,978	0,994	1,64	0,966	-1,24	1,004	0,989	-1,49	1,047	4,27
Complexo químico-farmacêutico	3,991	4,567	14,42	3,4560	-13,41	4,116	4,163	1,15	3,928	-4,55	3,899	4,056	4,02	3,690	-5,38
Cimento e produtos minerais não-metálicos	0,612	0,606	-1,04	0,6752	10,32	0,602	0,570	-5,33	0,597	-0,85	0,614	0,566	-7,68	0,637	3,84
Siderurgia e metalurgia	1,829	2,000	9,33	1,9827	8,40	1,738	1,873	7,81	1,521	-12,50	1,803	1,775	-1,58	1,669	-7,44
Bens de capital e TICs	1,014	1,162	14,55	1,0161	0,17	1,116	1,074	-3,70	1,119	0,31	0,985	0,995	0,96	1,012	2,76
Equipamentos de transporte	1,513	1,815	19,94	1,5921	5,22	1,707	1,741	2,02	1,620	-5,07	1,610	1,593	-1,05	1,650	2,48
SIUP	0,410	0,438	6,89	0,3869	-5,55	0,462	0,437	-5,44	0,481	3,96	0,469	0,440	-6,16	0,459	-2,27
Construção	0,411	0,478	16,42	0,4266	3,88	0,514	0,459	-10,66	0,526	2,29	0,452	0,433	-4,15	0,566	25,06
Comércio	0,402	0,312	-22,43	0,4116	2,36	0,318	0,306	-3,87	0,325	2,03	0,336	0,331	-1,46	0,311	-7,35
Transporte	0,492	0,461	-6,13	0,4624	-5,94	0,493	0,460	-6,51	0,496	0,69	0,467	0,485	3,73	0,465	-0,50
Alojamento, alimentação e informação	0,807	0,874	8,35	0,6144	-23,83	0,866	0,831	-4,10	0,867	0,02	0,818	0,832	1,69	0,911	11,34
Financeiro, seguros, aluguéis	0,379	0,422	11,26	0,2567	-32,33	0,413	0,411	-0,51	0,405	-1,94	0,361	0,417	15,74	0,378	4,92
Serviços prestados às famílias (públicos e privados)	1,705	1,724	1,10	2,0104	17,88	1,704	1,703	-0,07	1,890	10,90	1,569	1,741	11,02	1,410	-10,10
<i>Total</i>	<i>20,285</i>	<i>21,299</i>	<i>5,00</i>	<i>20,7235</i>	<i>2,16</i>	<i>20,499</i>	<i>20,203</i>	<i>-1,44</i>	<i>20,828</i>	<i>1,61</i>	<i>19,787</i>	<i>20,058</i>	<i>1,37</i>	<i>19,794</i>	<i>0,03</i>

Fonte: elaboração própria com bases nas séries de MIP estimadas.

Entretanto, para o período entre 2000 e 2008 o sinal de variação do total dos encadeamentos é diferente, apresentando uma variação positiva para os métodos DD e UT e uma queda para o método UV. No caso do UV, a maior parte dos setores nesse período perderam encadeamentos do ponto de vista ‘real’, sendo as exceções “Indústria extrativa, exceto petróleo”, “Alimentos, bebida e fumo”, “Bens de capital e TICs”, “Equipamentos de transporte” e “Transporte”. Já para o método UT a maior parte (15 setores) apresentam resultados positivos, indicando o aumento dos encadeamentos. E no caso do DD, 8 setores apresentam queda. Para esse período, apenas quatro setores apresentam o mesmo sinal de variação para os três métodos, sendo estes “Alimentos e bebidas”, “Bens de capital e TICs”, “Construção e Transporte”.

Já para 2011-2019, enquanto o método DD apresenta uma queda (-0,006) na variação dos coeficientes, os métodos UV e UT apresentam um aumento (0,256 e 0,062). No caso do método DD, 7 setores apresentaram queda nos coeficientes, e 6 setores para os métodos DD e UT. Outro ponto que chama atenção é que por mais que a variação média da mudança para o total do BL para a economia seja próxima entre os métodos, há uma variabilidade muito grande entre as mudanças para cada setor para o método DD. Por exemplo, o setor “Complexo químico-farmacêutico” apresenta redução de -0,38 no método DD, mas em UV aumenta 0,006 e reduz -0,141 em UT. Essa discrepância variando ao longo do tempo está relacionada com o processo de não aditividade.

6 Comentários finais

O objetivo principal dessa pesquisa foi propor a construção de uma série de MIP deflacionada para o Brasil entre 2000 e 2019 considerando 2010 como ano base, além de avaliar os efeitos das formas de deflacionamento das MIP para a análise econômica considerados os coeficientes técnicos.

Para tanto, discutiu-se sobre a estrutura dos SCN de base móvel seguindo as recomendações da ONU, além de apresentar de maneira detalhada os métodos mais utilizados pela literatura para deflacionar MIP. A primeira conclusão é que para o caso dos SCN de base móvel, é necessário um método que seja capaz de considerar a perda da

aditividade pelas mudanças dos preços relativos devido à ponderação encadeada da mudança de base dos índices de preços. Por essa razão, os métodos da dupla deflação e RAS não são indicados para deflacionar uma série de MIP para o Brasil considerando um ano base como referência.

Logo, a contribuição desse artigo foi dual: por um lado, foram estimadas três séries de MIP: a preços do ano anterior, em unidades de volume e unidades totais. Cada uma dessas séries foi estimada para dois níveis de agregações principais: entre 2000 e 2019 com 42 setores e entre 2010 e 2019 com 67 setores (ambas na dimensão produto por atividade e atividade por atividade).

Para observar os efeitos dos métodos de deflação, comparou-se as séries deflacionadas em unidades totais, que é deflacionada utilizando um deflator único, unidades de volume, que utiliza deflatores por elemento, e o método da dupla deflação. Mesmo não sendo indicado o uso do método da dupla deflação, considerou-se o uso desse método de forma ilustrativa para demonstrar os efeitos do seu uso para modelos com séries encadeadas. Observou-se que, à medida que o ano analisado se distância do ano base, os índices de preços do VBP que são derivados do método se distância dos observados no SCN.

Ao comparar os indicadores de encadeamento para trás propostos por Chenery e Watanabe (1958) observa-se uma diferença significativa entre os métodos de deflação utilizados devido às mudanças nos preços relativos, que tendem a superestimar a importância dos setores com tendência de aumento dos preços (indústria extrativa e alguns setores de serviços como educação pública e privada) e subestimar os setores com tendência de queda dos preços relativos, como setores da indústria setor de manufatura (indústria química e farmacêutica, produtos de madeira, cimento e minerais não metálicos). Dessa forma, “deflacionar” uma série de MIP pode não garantir a exclusão completa da variação de preços, sendo possível ter uma série “constante” mesmo com influência de preços já que o tratamento dos dados pode não ser o adequado.

É razoável considerar que cada método de deflação fornece dados deflacionados diferentes. Porém, além da diferença na magnitude dos encadeamentos há discrepâncias significativas sobre o aumento ou redução ao longo do tempo para alguns setores ao se comparar os métodos. Esse resultado atesta que os resultados da análise estrutural não

estão imunes do método de deflação, devendo o pesquisador considerar o método mais adequado para analisar uma economia em grandes períodos. Esta conclusão está baseada nos coeficientes técnicos, no entanto é provável que seus efeitos também relevantes para outras análises, como na análise de decomposição estrutural para o VBP e VA.

Estamos cientes de que deve haver algum viés neste resultado uma vez que os índices de preços foram calculados a partir de MIP estimadas. Porém, como estas estimações estão baseadas nos dados divulgados anualmente pelo IBGE, considera-se que a perda de precisão é menor do que o ganho de informações na construção de uma série de longo período compatível com uma mesma referência do Sistema de Contas Nacionais.

Dado o exposto, o termo “deflacionado” ou “preços constantes” são termos que devem ser qualificados na análise econômica, visto que cada método pode gerar resultados diferentes na análise. Além do mais, considera-se que observar as variações de preços relativos é importante para o Brasil, já que os dados do SCN são publicados em base móvel e possui processos históricos de inflação, mudanças nas taxas de câmbio e de juros. Para pesquisas futuras, seria interessante observar o impacto da variação de preços relativos para um número maior de países (desenvolvidos e subdesenvolvidos) considerando os indicadores apresentados nesse texto e outros.

7 Referências

ALVES-PASSONI, Patieene; FREITAS, Fabio. Estimação de Matrizes Insumo-Produto anuais para o Brasil no Sistema de Contas Nacionais Referência 2010. *Política e Planejamento Econômico*, 2022. No prelo.

AROCHE REYES, Fidel. On growth regimes, structural change and input coefficients. *Economic Systems Research*, 2021, vol. 33, no 1, p. 114-131.

ARTO, Iñaki; DIETZENBACHER, Erik. Drivers of the growth in global greenhouse gas emissions. *Environmental science & technology*, 2014, vol. 48, no 10, p. 5388-5394.

BALK, Bert M.; REICH, Utz-Peter. Additivity of national accounts reconsidered. *Journal of Economic and Social Measurement*, 2008, vol. 33, no 2, 3, p. 165-178.

CASLER, Stephen D. Discrete growth, real output, and inflation: An additive perspective on the index number problem. *Journal of Economic and Social Measurement*, 2006, vol. 31, no 1, 2, p. 69-88.,

Chenery e Watanabe (1958).

CHENERY, Hollis A.; WATANABE, Tsunehiko. International comparisons of the structure of production. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1958, p. 487-521.

DE HAAN, Mark. A structural decomposition analysis of pollution in the Netherlands. *Economic Systems Research*, 2001, vol. 13, no 2, p. 181-196.

DIETZENBACHER, Erik; LOS, Bart. Structural decomposition techniques: sense and sensitivity. *Economic Systems Research*, 1998, vol. 10, no 4, p. 307-324.

DIETZENBACHER, Erik; TEMURSHOEV, Umed. Input-output impact analysis in current or constant prices: does it matter?. *Journal of economic structures*, 2012, vol. 1, no 1, p. 4.

DIEWERT, W. Erwin. Decompositions of productivity growth into sectoral effects. **Journal of Productivity Analysis**, 2015, vol. 43, no 3, p. 367-387.

DIEWERT, W. Erwin. Index number issues in the consumer price index. **Journal of Economic Perspectives**, 1998, vol. 12, no 1, p. 47-58.

DUMAGAN, Jesus C. Avoiding anomalies of GDP in constant prices by conversion to chained prices: Accentuating shifts in Philippine economic transformation. **PIDS Discussion Paper Series**, 2008.

DUMAGAN, Jesus C. **Implementing weights for additivity of chained volume measures in the national accounts**. PIDS Discussion Paper Series, 2011.

DUMAGAN, Jesus C. Implementing weights for additivity of chained volume measures in the national accounts. **PIDS Discussion Paper Series**, 2011.

DUMAGAN, Jesus C.; BALK, Bert M. Dissecting aggregate output and labour productivity change: a postscript on the role of relative prices. **Journal of Productivity Analysis**, 2016, vol. 45, no 1, p. 117-119.

DUMAGAN, Jesus C.; BALK, Bert M. Dissecting aggregate output and labour productivity change: a postscript on the role of relative prices. **Journal of Productivity Analysis**, 2016, vol. 45, no 1, p. 117-119.

FEIJÓ, Carmem Aparecida; RAMOS, Roberto Luis Olinto (coord.). **Contabilidade social: a nova referência das contas nacionais do Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, 2013.

FREITAS, Fabio; DWECK, Esther. The pattern of economic growth of the Brazilian economy 1970–2005: a demand-led growth perspective. **En Sraffa and the Reconstruction of Economic Theory: Volume Two**. Palgrave Macmillan, London, 2013. p. 158-191.

HILLINGER, Claude. Consistent aggregation and chaining of price and quantity measures. **Journal of Economic and Social Measurement**, 2002, vol. 28, no 1, 2, p. 1-20.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, IBGE. Retropolação Tabelas Recursos e Usos. Sistema de Contas Nacionais, **Notas Metodológicas**, n. 17. Abril 2015, versão 1. Retrieved from <ftp://ftp.ibge.gov.br/Contas_Nacionais/Sistema_de_Contas_Nacionais/Notas_Metodologicas_2010/17_retropolacao_tabelas_recursos_usos.pdf>. Access in: 30 sep 2016.

IBGE. Matriz de insumo-produto: Brasil: 2010. Séries Relatórios Metodológicos, v. 24. Coordenação de Contas Nacionais/IBGE. - Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: <http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv98142.pdf>. Acesso in: 30 nov 2016.

IBGE. Matriz de insumo-produto: Brasil: 2015. Séries Relatórios Metodológicos, v. 62. Coordenação de Contas Nacionais/IBGE. - Rio de Janeiro, 2018. Retrieved from: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101604.pdf>. Access in: 18 nov 2018.

IBGE. Sistema de contas nacionais: Brasil 2019. Notas técnicas, n. 82. Coordenação de Contas Nacionais/IBGE. - Rio de Janeiro, 2021. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101872_notas_tecnicas.pdf. Acesso in: 30 nov 2021.

LEONTIEF, Wassily. The choice of technology. **Scientific American**, 1985, vol. 252, no 6, p. 37-45.

LOS, A., GOUMA, R., TIMMER, M., & IJTSMA, P. Note on the construction of wiot in previous years prices. In *Technical Report*. Technical report, WIOD, 2014. Disponível em:

http://wiod.org/protected3/data13/update_dec14/Sources_methods_pyp_dec2014.pdf.

Acesso em 6 de jun. 2021.

MAGACHO, Guilherme R.; MCCOMBIE, John SL; GUILHOTO, Joaquim JM. Impacts of trade liberalization on countries' sectoral structure of production and trade: A structural decomposition analysis. **Structural Change and Economic Dynamics**, 2018.

MILLER, Ronald E.; BLAIR, Peter D. **Input-output analysis: foundations and extensions**. Cambridge University Press, 2009.

NEVES, José Pedro. **Mudança Estrutural na Economia Brasileira entre os anos 2000 e 2008: uma Análise de Decomposição Estrutural**. 2013. 124 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, IE, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2013.

PERSONA, Helena Loiola; OLIVEIRA, Maria Aparecida Silva. Cambios estructurales en la industria brasileña (1995-2009). **Revista CEPAL**, 2016.

REICH, Utz-Peter. Additivity of deflated input-output tables in national accounts. **Economic Systems Research**, 2008, vol. 20, no 4, p. 415-428.

SILVA, Felipe Queiroz. **Fluxo de tecnologia intersetorial e produtividade no Brasil**, 245 f., Tese (Doutorado em Economia da Indústria e da Tecnologia), Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2018.

SILVA, Julio Castro Alves Lima, PRADO, Luis; TORRACCA, Julia. Um novo olhar sobre um Antigo Debate: A tese de Prebisch-Singer é, ainda, válida?. **Economia Aplicada**, 2016, vol. 20, no 2, p. 203-226.

SOUSA FILHO, José Firmino de; SANTOS, Gervásio Ferreira dos; DE SANTANA RIBEIRO, Luiz Carlos. Structural changes in the Brazilian economy 1990–2015. *Economic Systems Research*, 2020, p. 1-21.

TEMURSHOEV, Umed; MILLER, Ronald E.; BOUWMEESTER, Maaike C. A Note on the GRAS Method. **Economic Systems Research**, 2013, vol. 25, no 3, p. 361-367.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS (ONU). **System of National Accounts 1993 [SNA-93]**. New York: ONU, 1993. Disponível em: <http://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/1993sna.pdf>. Acesso em: 30 abr. 2021.

ONU. **System of National Accounts 2008 [SNA-2008]**. New York: ONU, 2009.
Disponível em: <http://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/SNA2008.pdf>. Acesso em: 30 abr. 2021.

Apêndice A - Analisando o efeito dos preços relativos no modelo IP: um exemplo hipotético

Para entender o problema dos preços relativos, propomos um exemplo de uma economia hipotética com três mercadorias (M1, M2 e M3), dois setores (S1 e S2) e dois componentes da demanda final (DF1 e DF2). Os totais por mercadorias produzidas são representados por MT, o total da demanda intermediária dos setores por ST, o total dos componentes da demanda final como DFT e o total demandado como DT. O exemplo considera três períodos (00, 01 e 02) e dados a preços correntes (00p00, 01p01 e 02p02) e a preços do ano anterior (01p00 e 02p01). O objetivo do exercício é deflacionar a série e obter as informações dos anos 01 e 02 nos preços do ano 00. Na seção A.1 apresenta-se o método de deflação apresentado na seção 4 e na seção A.2 o método da dupla deflação. A seção A.3 mostra a deflação para a matriz de produção, e a seção A.4 compara os métodos de deflação, analisando as implicações para os coeficientes técnicos.

A.1 Construindo tabelas em unidades totais e unidades de volume

As tabelas A.1 e A.2 mostram a tabela de uso nacional a preços básicos para o ano 01 a preços correntes (01p01) e a preços do ano anterior (01p00).

Tabela A.1 - Tabela de usos nacionais a preços básicos: preços correntes (01p01)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	10,00	5,00	15,00	7,00	20,00	27,00	42,00
M2	15,00	40,00	55,00	10,00	9,00	19,00	74,00
M3	20,00	30,00	50,00	16,00	12,00	28,00	78,00
MT	45,00	75,00	120,00	33,00	41,00	74,00	194,00

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.2 - Tabela de usos nacionais a preços básicos: preços do ano anterior (01p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	12,00	2,00	14,00	6,00	23,00	29,00	43,00
M2	11,00	45,00	56,00	11,00	7,00	18,00	74,00
M3	18,00	28,00	46,00	14,00	14,00	28,00	74,00
MT	41,00	75,00	116,00	31,00	44,00	75,00	191,00

Fonte: Elaboração própria.

Usando esses dados, podemos calcular os índices de preços específicos ($\lambda_{ij}^{t,t-1}$), conforme apresentado na Tabela A.3, por meio da divisão da Tabela A.1 pela Tabela A.2.

Tabela A.3 - Índices de preços implícitos específicos de células para a tabela de usos nacional a preços básicos (01p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	0,83	2,50	1,07	1,17	0,87	0,93	0,98
M2	1,36	0,89	0,98	0,91	1,29	1,06	1,00
M3	1,11	1,07	1,09	1,14	0,86	1,00	1,05
MT	1,10	1,00	1,03	1,06	0,93	0,99	1,02

Fonte: Elaboração própria.

Em seguida, obtemos os valores deflacionados dividindo os valores apresentados na Tabela A.1 pelos deflatores específicos da célula da Tabela A.3, obtendo os valores equivalentes na Tabela A.4.

Tabela A.4 - Tabela de uso em unidades de volume (01p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT	<i>Testando soma de S</i>	<i>Testando soma de DF</i>	<i>Testando soma uso total</i>
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT				
M1	12,00	2,00	14,00	6,00	23,00	29,00	43,00	0,00	0,00	0,00
M2	11,00	45,00	56,00	11,00	7,00	18,00	74,00	0,00	0,00	0,00
M3	18,00	28,00	46,00	14,00	14,00	28,00	74,00	0,00	0,00	0,00
MT	41,00	75,00	116,00	31,00	44,00	75,00	191,00	0,00	0,00	0,00
<i>Testando soma de M</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Teste de soma de M = (M1 + M2 + M3) – MT; testando soma de S = (S1 + S2) – ST;

Testando soma de DF = (DF1 + DF2) – DFT; testando soma do uso total = (S1 + S2 + DF1 + DF2) – DT.

Observe que o valor obtido na Tabela A.3 é o mesmo da Tabela A.2 por definição. Nesse caso, a propriedade de aditividade entre a soma das mercadorias deflacionadas por seus deflatores (M1 + M2 + M3) e o total das mercadorias deflacionada pelo deflator total da mercadora é a mesma (como é visto na linha “Testando soma de M”). O mesmo acontece se observarmos a aditividade entre a demanda intermediária e a final. Na coluna “Testando a soma S”, verificamos se S1 + S2 é igual a ST, mesmo quando deflacionados por seus deflatores. Na coluna “Testando a soma de DF” verificamos se DF1 + DF2 é igual a DFT, mesmo quando deflacionados por seus deflatores. Além disso, em “Testando a soma do uso total”, testamos se S1 + S2 + DF1 + DF2 é igual à DT quando deflacionada

pelos deflatores específicos da célula. A propriedade de aditividade é existente para o ano 01 porque se trata de dois períodos consecutivos com apenas um índice de preços (01p00). Como veremos mais adiante, para o ano 02, essa propriedade não é mais válida.

Mesmo que a aditividade seja uma propriedade válida para este ano é necessário fazer o ajuste de preço relativo, uma vez que as mercadorias demandadas pelos setores/demanda finais cresceram a uma taxa diferente do produto total,. Como vimos, essas variações afetam o “poder de compra” de cada mercadora/atividade/componente da demanda final. Para capturar a mudança nos preços relativos, dividimos o valor de cada célula do índice de preços por célula pelo deflator geral de produção (1.02, Tabela A.3),³² obtendo-se como resultado a Tabela A.5.

Tabela A.5 - Preços relativos para a tabela de uso nacional a preços básicos (01p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	0,82	2,46	1,05	1,15	0,86	0,92	0,96
M2	1,34	0,88	0,97	0,90	1,27	1,04	0,98
M3	1,09	1,05	1,07	1,13	0,84	0,98	1,04
MT	1,08	0,98	1,02	1,05	0,92	0,97	1,00

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela A.5 tem-se a relação de cada índice de preços específico da célula em relação ao VBP total. Por exemplo, os índices de preços implícitos das mercadorias demonstram que os preços da produção de M1 e M2 cresceram abaixo do deflator do VBP, pois a razão é 1. O inverso ocorre com a mercadoria M3, que teve um aumento maior do que o observado no VBP.

Para obter a relação adequada ao longo do tempo e dos elementos da tabela de uso nacional, temos que multiplicar a tabela de usos em unidades de volume (Tabela A.3) pelas relações de preços relativos apresentadas na Tabela A.5. Ao fazer isso, obtém-se a tabela de usos em unidades totais (Tabela A.6).

³² Observe que podemos usar o deflator total da tabela de uso como deflator do VBP porque esses totais são iguais, garantidos pelo equilíbrio entre oferta e demanda no modelo de insumo-produto.

Tabela A.6 - Tabela de uso nacional em unidades totais (01p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT	Testando	Testando	Testando
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT		soma de S	soma de DF	soma de DT
M1	9,85	4,92	14,77	6,89	19,69	26,58	41,35	0,00	0,00	0,00
M2	14,77	39,38	54,15	9,85	8,86	18,71	72,86	0,00	0,00	0,00
M3	19,69	29,54	49,23	15,75	11,81	27,57	76,79	0,00	0,00	0,00
MT	44,30	73,84	118,14	32,49	40,37	72,86	191,00	0,00	0,00	0,00
<i>Testando soma de M</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00			

Fonte: Elaboração própria.

Como pode ser visto na Tabela A.6, a propriedade da aditividade segue válida. No entanto, existem algumas mudanças nas distribuições entre os elementos dentro da tabela de usos, valoradas em unidades totais. Por exemplo, a proporção do consumo intermediário do S2 de M2 no total em unidades de volume (Tabela A.3) é de 23,6%, e em unidades totais (Tabela A.6) é de 20,6%. A proporção é menor porque o índice de preços dessa combinação cresceu abaixo do deflator do VBP.

O próximo passo é realizar os mesmos procedimentos para o ano 02. Nas Tabelas A.7 e A.8, apresentamos a tabela de usos a preços nacionais a preços correntes (02p02) e a preços do ano anterior (02p01).

Tabela A.7 - Tabela de uso nacional a preços básicos: preços correntes (02p02)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	13,00	8,00	21,00	12,00	26,00	38,00	59,00
M2	17,00	59,00	76,00	18,00	16,00	34,00	110,00
M3	27,00	38,00	65,00	22,00	19,00	41,00	106,00
MT	57,00	105,00	162,00	52,00	61,00	113,00	275,00

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.8 - Tabela de uso nacional a preços básicos: preços do ano anterior (02p01)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	12,00	5,00	17,00	8,00	25,00	33,00	50,00
M2	14,00	50,00	64,00	20,00	17,00	37,00	101,00
M3	16,00	30,00	46,00	21,00	20,00	41,00	87,00
MT	42,00	85,00	127,00	49,00	62,00	111,00	238,00

Fonte: Elaboração própria.

Ao calcular os deflatores implícitos específicos da célula para o ano 02 em relação ao ano 01 (conforme a equação 14/15), chega-se à Tabela A.9.

Tabela A.9 - Índices de preços implícitos específicos de células para a tabela de usos nacional a preços básicos (02p01)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	1,08	1,60	1,24	1,50	1,04	1,15	1,18
M2	1,21	1,18	1,19	0,90	0,94	0,92	1,09
M3	1,69	1,27	1,41	1,05	0,95	1,00	1,22
MT	1,36	1,24	1,28	1,06	0,98	1,02	1,16

Fonte: Elaboração própria.

Como o objetivo do exercício é expressar o ano 02 em preços do ano 00, temos que acumular os índices de preços acumulados (conforme a equação 20/21) multiplicando os índices de preços de 01p00 por 02p01 (Tabela A.3 e Tabela A.9), obtendo-se a Tabela A.10.

Tabela A.10 - Índices de preços implícitos acumulados específicos para cada célula (02p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	0,90	4,00	1,32	1,75	0,90	1,07	1,15
M2	1,66	1,05	1,17	0,82	1,21	0,97	1,09
M3	1,88	1,36	1,54	1,20	0,81	1,00	1,28
MT	1,49	1,24	1,32	1,13	0,92	1,00	1,17

Fonte: Elaboração própria.

Já para obter a tabela de uso nacional deflacionada para o ano 02 a preços de 00, temos que dividir a tabela de uso nacional a preços correntes (02p02) (Tabela A.7) pelos deflatores específicos da célula acumulados (Tabela A.10), conforme a equação (22/23). Em seguida, tem-se a tabela de uso nacional deflacionada em unidades totais para o segundo período (Tabela A.11).

A tabela de uso nacional em unidades de volume é compatível ao longo do tempo; no entanto, como há mudança dos preços relativos (poder real de compra) de cada mercadoria e dos setores/demanda final, não se observa a aditividade para o ano 02, como demonstra a Tabela A.11. Como consequência, a soma das linhas deflacionadas por seus deflatores não é igual ao total deflacionado por seu deflator. O mesmo acontece com as colunas, que contêm as informações de demanda intermediária e final.

Tabela A.11 - Tabela de uso deflacionado em volume (02p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	14,40	2,00	15,87	6,86	28,75	35,44	51,19
M2	10,27	56,25	65,16	22,00	13,22	35,05	101,00
M3	14,40	28,00	42,32	18,38	23,33	41,00	82,54
MT	38,27	85,00	122,77	46,03	66,54	112,50	234,32

Testando soma de S	Testando soma de DF	Testando soma uso total
0,53	0,16	0,82
1,35	0,17	0,74
0,08	0,71	1,57
0,50	0,07	1,51

Testando soma de M	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	DT
	0,80	1,25	0,58	1,20	-1,23	-1,00	0,41

Fonte: Elaboração própria.

Para obter uma tabela de usos nacional consistente ao longo do tempo e respeitando a propriedade da aditividade, é necessário ajustar essa tabela medida em unidades de volume pela variação dos preços relativos ao longo desses dois períodos. A relação dos preços relativos para o ano 02p00 é calculada conforme a equação (20/21) e seu resultado é apresentado na Tabela A.12.

Tabela A.12 - Preços relativos para a tabela de uso nacional a preços básicos (02p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	0,77	3,41	1,13	1,49	0,77	0,91	0,98
M2	1,41	0,89	0,99	0,70	1,03	0,83	0,93
M3	1,60	1,16	1,31	1,02	0,69	0,85	1,09
MT	1,27	1,05	1,12	0,96	0,78	0,86	1,00

Fonte: Elaboração própria.

Anteriormente, foi visto que a relação de preço relativo total de M1 em 01p00 (Tabela A.5) era menor que a unidade porque seu deflator cresceu abaixo do deflator de VBP. No entanto, para 02p01, houve aumento no índice de preços para essa mercadora (1,77), fazendo com que, ao multiplicar esses dois índices de preços, observe-se que, para 02p00, a relação de preços relativos é superior a um. Portanto, para o período completo analisado, houve incremento do poder de compra de M1 em relação ao VBP (ou seja, é necessário menos unidades de M1 para comprar uma unidade do VBP).

Multiplicando a relação de preços relativos (Tabela A.12) pela tabela de usos nacional em unidades de volume (Tabela A.12) conforme a equação (24/25), tem-se a tabela de uso deflacionada em unidades totais para o período 02 (Tabela A.13).

Tabela A.13 - Tabela de uso deflacionada em unidades totais (02p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT	<i>Testando soma de S</i>	<i>Testando soma de DF</i>	<i>Testando soma de DT</i>
	S1	S2	S	DF1	DF2	DFT				
M1	11,08	6,82	17,89	10,22	22,15	32,38	50,27	0,00	0,00	0,00
M2	14,49	50,27	64,76	15,34	13,63	28,97	93,73	0,00	0,00	0,00
M3	23,01	32,38	55,38	18,75	16,19	34,93	90,32	0,00	0,00	0,00
MT	48,57	89,47	138,04	44,31	51,98	96,28	234,32	0,00	0,00	0,00
<i>Testando soma de M</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00			

Fonte: Elaboração própria.

Ao realizar esse ajuste, a atividade é restaurada no sistema. No entanto, é necessário frisar que há influência dos preços relativos na tabela valorada em unidades totais, e a importância relativa de cada setor/atividade/demanda final é afetada por essas variações. Então, surge a grande questão: como analisar os dados em unidades de volume se eles não são aditivos? As seções 4.6 e 4.7 oferecem sugestões de como analisar os dados em unidades de volume, mesmo em contexto de não aditividade. Porém, antes, faz-se necessário comparar esse método com o da dupla deflação, amplamente utilizado na literatura para deflacionar MIP.

A.2 O método da dupla deflação

Para comparar os resultados dos coeficientes técnicos considerando o método apresentado e a dupla deflação, o exemplo hipotético apresentado na seção anterior será deflacionado a seguir. Para o ano 01, a primeira etapa é dividir todos os elementos da tabela de uso a preços correntes (Tabela A.1) pelo deflator da produção por produto (coluna do total da Tabela A.2),³³ obtendo-se a Tabela A.14.

³³ É importante notar que é mais comum que estejam disponíveis os deflatores da produção setorial por atividade. Ou seja, para o caso brasileiro, que divulga alguma das tabelas das MIP na dimensão produto por atividade, o mais próximo seria transformar as tabelas de uso na dimensão atividade por atividade utilizando a matriz de *market share*, como visto na seção 4.2. No entanto, para a argumentação proposta no exercício, não há inconvenientes em usar o deflator da produção por produto.

Tabela A.14 - Tabela de uso deflacionada pelo método da dupla deflação (01p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT	<i>Testando soma de S</i>	<i>Testando DF</i>	<i>Testando DT</i>
	S1	S2	S	DF1	DF2	DFT				
M1	10,24	5,12	15,36	7,17	20,48	27,64	43,00	0,00	0,00	0,00
M2	15,00	40,00	55,00	10,00	9,00	19,00	74,00	0,00	0,00	0,00
M3	18,97	28,46	47,44	15,18	11,38	26,56	74,00	0,00	0,00	0,00
MT	44,21	73,58	117,79	32,35	40,86	73,21	191,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Elaboração própria.

Ao compararmos o total por coluna, observa-se uma aditividade entre elas, ou seja, entre os produtos produzidos. Isso ocorre porque foi utilizado o mesmo deflator setorial para todas. Já para as atividades demandantes e componente da demanda final (nas linhas), calculou-se um novo total pela soma dos novos valores deflacionados.

Porém, ao se comparar o novo total calculado pelo método da dupla deflação (Tabela A.14) aos valores obtidos na tabela de usos em unidades totais para o período 01 (Tabela A.6), observa-se que, para o total do VBP, não existe diferença entre os métodos, como mostra a Tabela A.15. No entanto, observa-se diferença entre demanda intermediária e final, mesmo que muito pequena. A diferença maior acontece para o interior da tabela de uso, resultado provavelmente dos diferentes deflatores de preços, mas também das mudanças de preços relativos.

Tabela A.15 - Diferença do método de dupla deflação e unidades totais para a tabela de uso (01p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	0,39	0,20	0,59	0,27	0,79	1,06	1,65
M2	0,23	0,62	0,85	0,15	0,14	0,29	1,14
M3	-0,72	-1,07	-1,79	-0,57	-0,43	-1,00	-2,79
MT	-0,09	-0,26	-0,35	-0,14	0,49	0,35	0,00

Fonte: Elaboração própria.

Ao fazer o mesmo exercício para o ano 02, as diferenças são mais perceptíveis. A Tabela A.16 mostra a tabela de usos deflacionada pelo método de dupla deflação para 02p00 usando os dados correntes da tabela de uso e o deflator de coluna total acumulado da Tabela A.10.

Tabela A.16 - Tabela de uso deflacionada pelo método da dupla deflação (02p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT	Testando soma de S	Testando soma de DF	Testando soma uso total
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT				
M1	11,28	6,94	18,22	10,41	22,56	32,97	51,19	0,00	0,00	0,00
M2	15,61	54,17	69,78	16,53	14,69	31,22	101,00	0,00	0,00	0,00
M3	21,02	29,59	50,61	17,13	14,79	31,93	82,54	0,00	0,00	0,00
MT	47,91	90,70	138,62	44,07	52,04	96,11	234,73	0,00	0,00	0,00

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se que, para o ano 02, a aditividade ao longo das colunas segue existindo (Tabela A.17). No entanto, ao comparar a tabela de uso deflacionada pelo método da dupla deflação e em unidades totais, o VBP já não é o mesmo. O valor bruto para esse ano é calculado pela soma da produção dos totais de cada produto. A tendência é que a mudança dos preços relativos para os períodos que se distanciam do período base seja cada vez maior, já que os valores da produção setorial deflacionados incorporam em si as mudanças dos preços relativos.

Tabela A.17 - Método de dupla deflação: tabela de uso deflacionado (02p00)

	Demanda intermediária			Demanda final			DT
	S1	S2	ST	DF1	DF2	DFT	
M1	0,20	0,12	0,33	0,19	0,40	0,59	0,92
M2	1,12	3,90	5,02	1,19	1,06	2,25	7,27
M3	-1,98	-2,79	-4,77	-1,61	-1,39	-3,01	-7,78
MT	-0,66	1,24	0,58	-0,24	0,07	-0,17	0,41

Fonte: Elaboração própria.

Já para o interior da tabela de uso, as diferenças são ainda maiores, ou seja, para a demanda intermediária e demanda final setorial por produto. O mesmo ocorre para os totais das colunas, que para o ano 02 apresentam diferença ainda maior quando comparadas as diferenças observadas no ano 1.

Seja no ano 01 ou no 02, as diferenças surgem entre os dois métodos de deflação em decorrência da mudança dos preços relativos, que tende a ser maior pelo acúmulo das diferenças ao longo do tempo, à medida que se distancia do ano base utilizado para a deflação. No entanto, observou-se essas diferenças para os valores da tabela de uso, mesmo que comumente nos modelos IP se utilizam os coeficientes técnicos de produção. Logo, na seção a seguir, serão analisadas as implicações para os coeficientes dos métodos de deflação apresentados até esse ponto.

A.3 Matriz de produção

Para verificar a implicação dos métodos de deflação para os coeficientes técnicos, são necessárias as matrizes de produção, pois nelas encontram-se os valores da produção para cada setor da economia (quando os dados são publicados na dimensão produto por atividade). Para tanto, será repetido para a matriz de produção o mesmo procedimento realizado nas seções anteriores com a tabela de uso.

Nas tabelas a seguir, mostra-se as matrizes de produção para o período 01 a preços correntes (Tabela A.18) e a preços do ano anterior (Tabela A.19):

Tabela A.18 - Matriz de produção a preços correntes (p01q01) e preços do ano anterior (p00q01)

Período	01p01			01p00		
	S1	S2	ST	S1	S2	ST
M1	23,00	19,00	42,00	21,00	22,00	43,00
M2	24,00	50,00	74,00	23,00	51,00	74,00
M3	32,00	46,00	78,00	31,00	43,00	74,00
MT	79,00	115,00	194,00	75,00	116,00	191,00

Fonte: Elaboração própria.

Para o período 02, as matrizes de produção são:

Tabela A.19 - Matriz de produção a preços correntes (p02q02) e preços do ano anterior (p01q02)

Período	02p02			02p01		
	S1	S2	ST	S1	S2	ST
M1	37,00	22,00	59,00	32,00	18,00	50,00
M2	40,00	70,00	110,00	36,00	65,00	101,00
M3	43,00	63,00	106,00	34,00	53,00	87,00
MT	120,00	155,00	275,00	102,00	136,00	238,00

Fonte: Elaboração própria.

Os índices de preços implícitos específicos para cada célula são (Tabela A.20):

Tabela A.20 - Índice de preços específicos para os elementos da matriz de produção, ano 01p00 e 02p01

Período	01p00			02p01		
	S1	S2	ST	S1	S2	ST
M1	1,10	0,86	0,98	1,16	1,22	1,18
M2	1,04	0,98	1,00	1,11	1,08	1,09
M3	1,03	1,07	1,05	1,26	1,19	1,22
MT	1,05	0,99	1,02	1,18	1,14	1,16

Fonte: Elaboração própria.

Já os índices de preços específicos de células acumulados são (Tabela A.21):

Tabela A.21 - Índices de preços implícitos acumulados para os elementos da matriz de produção, para os períodos 01 e 02, a preços de 00

Período	01p00			02p00		
	S1	S2	ST	S1	S2	ST
M1	1,10	0,86	0,98	1,27	1,06	1,15
M2	1,04	0,98	1,00	1,16	1,06	1,09
M3	1,03	1,07	1,05	1,31	1,27	1,28
MT	1,05	0,99	1,02	1,24	1,13	1,17

Fonte: Elaboração própria.

Ao deflacionar os dados a preços correntes pelos deflatores específicos de cada célula, é possível chegar à matriz de produção para os períodos 01 (Tabela A.22) e 02 (Tabela A.23) em volume.

Tabela A.22 - Matriz de produção em volume (01p00)

	S1	S2	ST	<i>Testando soma de S</i>
M1	21,00	22,00	43,00	0,00
M2	23,00	51,00	74,00	0,00
M3	31,00	43,00	74,00	0,00
MT	75,00	116,00	191,00	0,00
<i>Testando soma de M</i>	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.23 - Matriz de produção em unidades de volume (02p00)

	S1	S2	ST	<i>Testando soma de S</i>
M1	29,22	20,84	51,19	-1,13
M2	34,50	66,30	101,00	-0,20
M3	32,94	49,54	82,54	-0,06
MT	96,84	137,18	234,32	-0,30
<i>Testando soma de M</i>	-0,18	-0,50	0,41	-1,69

Fonte: Elaboração própria.

As próximas tabelas apresentam as relações de preços relativos para a matriz de produção para o período 1 (Tabela A.24) e período 2 (Tabela A.25):

Tabela A.24. Relações de preços relativos para a matriz de produção (01p00)

	S1	S2	ST
M1	1,08	0,85	0,96
M2	1,03	0,97	0,98
M3	1,02	1,05	1,04
Total	1,04	0,98	1,00

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.25. Relações de preços relativos para a matriz de produção (02p00)

	S1	S2	ST
M1	1,08	0,90	0,98
M2	0,99	0,90	0,93
M3	1,11	1,08	1,09
MT	1,06	0,96	1,00

Fonte: Elaboração própria.

Ao realizar o ajuste de preço relativo adequado, as matrizes de produção em unidades totais) para o período 1 (Tabela A.26) e período 2 (Tabela A.27):

Tabela A.26 - Matriz de produção em unidades totais (01p00)

	S1	S2	ST	<i>Testando soma de S</i>
M1	22,64	18,71	41,35	0,00
M2	23,63	49,23	72,86	0,00
M3	31,51	45,29	76,79	0,00
MT	77,78	113,22	191,00	0,00
<i>Testando soma de M</i>				0,00

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.27 - Matriz de produção em unidades totais (02p00)

	S1	S2	ST	<i>Testando soma de S</i>
M1	31,53	18,75	50,27	0,00
M2	34,08	59,64	93,73	0,00
M3	36,64	53,68	90,32	0,00
MT	102,25	132,07	234,32	0,00
<i>Testando soma de M</i>				0,00

Fonte: Elaboração própria.

Já as matrizes de produção obtidas a partir do deflacionamento pelo método da dupla deflação são obtidas conforme as Tabelas A.28 e A.29.

Tabela A.28 - Matriz de produção obtida pelo método da dupla deflação (01p00)

	S1	S2	ST	<i>Testando soma de S</i>
M1	23,55	19,45	43,00	0,00
M2	24,00	50,00	74,00	0,00
M3	30,36	43,64	74,00	0,00
MT	77,91	113,09	191,00	0,00
<i>Testando soma de C</i>				0,00
	0,13	-0,13	0,00	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.29 - Matriz de produção obtida pelo método da dupla deflação (02p00)

	S1	S2	ST	<i>Testando soma de S</i>
M1	32,10	19,09	51,19	0,00
M2	36,73	64,27	101,00	0,00
M3	33,48	49,06	82,54	0,00
MT	102,31	132,42	234,73	0,00
<i>Testando soma de C</i>				0,00
	0,06	0,35	0,41	

Fonte: Elaboração própria.

A.4 Implicações para os coeficientes técnicos

A.4.1 Produto por atividade

Usando as informações das matrizes de produção para ambos os anos, é possível calcular os coeficientes técnicos na dimensão produto por atividade (b_{ij} , para i produtos e j atividades) como visto em (7), a partir da divisão do consumo intermediário (u_{ij}) pela produção total por atividade (x_j).³⁴ As Tabelas A.30, A.31 e A.32 apresentam os

³⁴ Nesse tipo de modelo, é possível obter os coeficientes técnicos na dimensão usual do modelo IP, indústria por indústria, por meio da pré-multiplicação dos coeficientes produto por indústria por uma matriz de participações de mercado (**D**).

coeficientes técnicos calculados para preços correntes, unidades totais e dupla deflação, respectivamente.

Tabela A.30 - Coeficientes técnicos para os períodos 00, 01 e 02: preços correntes

	00p00		01p01		02p02	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2
M1	0,1455	0,0230	0,1286	0,0442	0,1271	0,0606
M2	0,1818	0,2299	0,1929	0,3533	0,1663	0,4467
M3	0,2364	0,2069	0,2571	0,2650	0,2641	0,2877

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.31 - Coeficientes técnicos para o período 00, 01 e 02: unidades totais

	00p00		01p01		02p02	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2
M1	0,1455	0,0230	0,1266	0,0435	0,1083	0,0516
M2	0,1818	0,2299	0,1899	0,3478	0,1417	0,3806
M3	0,2364	0,2069	0,2532	0,2609	0,2250	0,2452

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.32 - Coeficientes técnicos para o período 00, 01 e 02: dupla deflação

	00p00		01p01		02p02	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2
M1	0,1455	0,0230	0,1266	0,0435	0,1102	0,0524
M2	0,1818	0,2299	0,1899	0,3478	0,1526	0,4091
M3	0,2364	0,2069	0,2532	0,2609	0,2055	0,2235

Fonte: Elaboração própria.

Primeiramente, cabe notar que, para o período 00, todos os métodos apresentam os mesmos coeficientes técnicos, já que é o período base da série. Para o ano 01, também não se observa nenhuma diferença, já que ela está expressa nos preços de 00, então o poder de compra é o mesmo porque nenhuma das alternativas apresentadas acima lidam com preços relativos. Para o segundo ano, os coeficientes técnicos são os mesmos para preços correntes e unidades totais. Isso ocorre porque, neste método tanto o numerador quanto o denominador no Quadro 6 são deflacionados pelo deflator do VBP. No entanto existem discrepâncias nos coeficientes técnicos se os comparamos com o método da dupla deflação. Atribuímos isso à diferença nos índices de preços de cada setor comprador (consumo intermediário/demanda final) em relação aos índices de preços observados na venda das mercadorias (linhas). A tabela A.33 mostra as diferenças entre os coeficientes

técnicos a preços correntes/unidades totais e o método da dupla deflação, em termos absolutos e proporcionais.

Tabela A.33 - Coeficientes técnicos no preço atual em comparação com o método de dupla deflação, período 02

	absoluta			Diferença proporcional		
	S1	S2	Soma	S1	S2	Soma
M1	-0,0019	-0,0008	-0,0027	-1,76%	-1,56%	-1,70%
M2	-0,0109	-0,0285	-0,0394	-7,69%	-7,48%	-7,54%
M3	0,0195	0,0217	0,0412	8,67%	8,85%	8,77%
Soma	0,0067	-0,0076	-0,0009	1,41%	-1,12%	-0,07%

Fonte: Elaboração própria.

Nesse caso, vemos que as mercadorias demandadas pelos setores que tiveram maior variação do nível de preços – por exemplo, M3 – têm coeficientes técnicos superestimados. O oposto acontece com M1 e M2, que têm seus coeficientes subestimados. No entanto, note que as diferenças positivas e negativas não se anulam por completo, tendo subestimação geral de 0,07% do total dos multiplicadores diretos (soma dos coeficientes técnicos). É possível argumentar que a discrepância é muito pequena, porém, essa situação é hipotética com apenas três períodos e uma economia; é provável que ela seja maior se considerarmos mais anos na série uma vez que a discrepância nos índices de preços entre compra e venda se acumulará ao longo do tempo. Além disso, fatores externos como um *boom* de *commodities* ou mudanças na taxa de câmbio podem contribuir para exacerbar essa variação.

No entanto, já foi discutido que, em uma série MIP valoradas a preço constante (unidades totais), existe variação de preços relativos dentro dela. Logo, cabe ainda outra comparação com os coeficientes técnicos calculados em termos de unidades de volume.

Tal como mencionado anteriormente, equação (26), o coeficiente técnico (b_{ij}) em unidades totais é uma proporção entre o consumo intermediário (calculado como a multiplicação do preço relativo pelas unidades de volume) e a produção setorial (também formada por uma parte de volume e preços relativos). Logo, o deflator do VBP (que representa a inflação da economia) “desaparece” porque está presente tanto no numerador quanto no denominador. Em termos de preços, só resta a relação de preços relativos entre o consumo intermediário da mercadoria i comprada pelo setor j em relação ao que for

produzido no setor j (u_{ij}^p/x_j^p). Ou seja, a participação da mercadoria i na produção de j depende do quanto essa mercadoria teve seu “poder de compra” afetado pelas mudanças do total produzido por j .

A Tabela A.34 mostra a relação do preço relativo (u_{ij}^p/x_j^p) dentro do coeficiente técnico no exemplo apresentado (para u_{ij}^p ver as Tabelas A.5 e A.12, e para x_j^p ver a Tabela A.21)

Tabela A.34 - Relação de preço relativo presente nos coeficientes técnicos, períodos 01 e 02

	01p00		02p00	
	S1	S2	S1	S2
M1	0,7911	2,5217	0,7285	3,5402
M2	1,2946	0,8966	1,3362	0,9283
M3	1,0549	1,0807	1,5131	1,2011

Fonte: Elaboração própria.

Já os coeficientes técnicos em unidades de volume (ver as Tabelas A.4 e A.11 para u_{ij}^v e as Tabelas A.26 e A.27 para x_j^v) são os seguintes:

Tabela A.35 - Coeficientes técnicos em unidades de volume, períodos 01 e 02

	01p00		02p00	
	S1	S2	S1	S2
M1	0,1600	0,0172	0,1487	0,0146
M2	0,1467	0,3879	0,1060	0,4100
M3	0,2400	0,2414	0,1487	0,2041

Fonte: Elaboração própria.

A multiplicação das Tabelas A.34 e A.35 retoma os valores dos coeficientes técnicos em unidades totais (ou preços correntes). Logo, é possível ver os efeitos dos preços relativos a partir da diferença entre o coeficiente técnico em unidades totais/preços correntes (Tabelas A.30 e A.31) e em unidades de volume, Tabela A.34) na Tabela A.36.

Tabela A.36 - Coeficientes técnicos de forma de diferença em unidades totais e unidades de volume, absolutas e proporcionais, p00q01 e p00q02

	Absoluta		Proporcional	
	S1	S2	S1	S2
01p00				
M1	-0,0334	0,0262	-26,40%	60,34%
M2	0,0432	-0,0401	22,76%	-11,53%
M3	0,0132	0,0195	5,20%	7,47%
02p00				
M1	-0,0404	0,0370	-37,27%	71,75%
M2	0,0356	-0,0294	25,16%	-7,72%
M3	0,0763	0,0411	33,91%	16,75%

Fonte: Elaboração própria.

Comparando os coeficientes técnicos em unidades totais/preços correntes com unidades de volume, observamos, por exemplo, que o multiplicador da mercadoria M1 comprado por S1 no período 01 e 02 está subestimado em unidades de volume porque houve diminuição na relação do preço relativo. O mesmo acontece com os compradores S2 de M2. Para as demais combinações de mercadorias compradas pelos setores (M1 e S2, M2 e S1, M3 e S1, M3 e S3), há superestimação dos coeficientes técnicos em unidades totais em relação às unidades de volume devido a um aumento na relação de preços relativos.

A.4.2 Atividade por atividade

Como o exemplo tem um número diferente de indústrias e produtos, para a solução do modelo de Leontief, deve-se utilizar uma hipótese simplificadora, como visto na seção 4.2. Logo, é necessário expressar a tabela de uso utilizando a hipótese de *market share*, que é a proporção da produção total do produto que foi produzida por cada indústria ($D = V\hat{q}^{-1}$). Na Tabela A.36, apresenta-se D para todos os métodos de deflação. É interessante observar que a matriz de *market share* é a mesma para todos os métodos e para todos os períodos a preços correntes, unidades totais e para a dupla deflação. Isso ocorre porque em todos há a aditividade por indústrias compradoras.

Tabela A.37 - Matriz de participações de mercado para todos os períodos e métodos

Preços correntes									
	00p00			01p01			02p02		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3
S1	0,5556	0,3333	0,3279	0,5476	0,3243	0,4103	0,6271	0,3636	0,4057
S2	0,4444	0,6667	0,6721	0,4524	0,6757	0,5897	0,3729	0,6364	0,5943
Unidades totais									
	00p00			01p00			02p00		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3
S1	0,5556	0,3333	0,3279	0,5476	0,3243	0,4103	0,6271	0,3636	0,4057
S2	0,4444	0,6667	0,6721	0,4524	0,6757	0,5897	0,3729	0,6364	0,5943
Unidades em volume									
	00p00			01p00			02p00		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3
S1	0,5556	0,3333	0,3279	0,4884	0,3108	0,4189	0,5708	0,3416	0,3991
S2	0,4444	0,6667	0,6721	0,5116	0,6892	0,5811	0,4071	0,6564	0,6002
Dupla deflação									
	00p00			01p00			02p00		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3
S1	0,5556	0,3333	0,3279	0,5476	0,3243	0,4103	0,6271	0,3636	0,4057
S2	0,4444	0,6667	0,6721	0,4524	0,6757	0,5897	0,3729	0,6364	0,5943

Fonte: Elaboração própria.

Ao pré-multiplicar a matriz de participações de mercado pelos coeficientes técnicos, é possível expressar os coeficientes técnicos na dimensão indústria por indústria (2x2), tal como expresso na Tabela A.38:

Tabela A.38 - Coeficientes técnicos na dimensão setor por setor para os períodos 00, 01 e 02 a preços correntes, unidades totais, unidades de volume e para a dupla deflação

Preços correntes						
	00p00		01p01		02p02	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2
S1	0,2189	0,1572	0,2384	0,2475	0,2473	0,3172
S2	0,3447	0,3025	0,3401	0,4149	0,3102	0,4779
Unidades totais						
	00p00		01p00		02p00	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2
S1	0,2189	0,1572	0,2384	0,2475	0,2473	0,3172
S2	0,3447	0,3025	0,3401	0,4149	0,3102	0,4779
Unidades em volume						
	00p00		01p00		02p00	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2
S1	0,2189	0,1572	0,2243	0,2301	0,1804	0,2298
S2	0,3447	0,3025	0,3224	0,4164	0,2194	0,3976
Dupla deflação						
	00p00		01p00		02p00	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2
S1	0,2189	0,1572	0,2344	0,2439	0,2080	0,2723
S2	0,3447	0,3025	0,3343	0,4090	0,2603	0,4127

Fonte: Elaboração própria.

Como mencionado para a diferença dos coeficientes técnicos na dimensão produto por atividade, nesse ponto também se observa a existência de uma diferença entre os coeficientes técnicos a preços correntes/unidades totais e o método de dupla deflação, como pode ser visto na Tabela A.39.

Tabela A.39. Coeficientes técnicos de forma de diferença em total e volume, absoluto e proporcional (na soma da coluna), p00q02

	Diferença absoluta			Diferença proporcional		
	S1	S2	Soma	S1	S2	Soma
S1	0,0028	-0,0021	0,0007	1,31%	-0,76%	0,15%
S2	0,0040	-0,0055	-0,0016	1,49%	-1,35%	-0,23%
Soma	0,0067	-0,0076	-0,0009	1,41%	-1,12%	-0,07%

Fonte: Elaboração própria.

Essa diferença mostra que há uma subestimativa dos multiplicadores da produção de S1 e S2 demandados por S2.

A.5 Comentários finais

É esperado que cada método de deflação gere coeficientes técnicos diferentes. Cabe, portanto, a discussão de como os deflatores podem impactar à atribuição de mudanças estruturais que estejam unicamente associadas à questão de preços. A comparação da economia ao longo do tempo pode originar leituras equivocadas sobre a densidade das relações interindustriais, como a conclusão de que os coeficientes técnicos aumentaram/diminuíram a partir de um aumento/redução dos índices de preços relativos que pode não estar diretamente vinculados à estrutura produtiva. A importância da deflação é ainda mais notável quando se usa modelos que incluem variáveis medidas em valores monetários, como DAS ou crescimento da produtividade, porque não representam proporções.

Apêndice B

Cód 42	Descrição 42 atividades	Cód 18	Descrição 18 atividades
A_01	Agricultura silvicultura exploração florestal e Pecuária e pesca	A01	Agropecuária
A_02	Extração de petróleo e gás, inclusive as atividades de apoio	A02	Petróleo, extração e refino
A_03	Extração de minério de ferro, inclusive beneficiamentos e a aglomeração	A03	Indústria extrativa, exceto petróleo
A_04	Outros da indústria extrativa	A03	Indústria extrativa, exceto petróleo
A_05	Alimentos e Bebidas	A04	Alimentos, bebidas e fumo
A_06	Fabricação de produtos do fumo	A04	Alimentos, bebidas e fumo
A_07	Fabricação de produtos têxteis	A05	Bens de consumo não duráveis
A_08	Confecção de artefatos do vestuário e acessórios	A05	Bens de consumo não duráveis
A_09	Fabricação de calçados e de artefatos de couro	A05	Bens de consumo não duráveis
A_10	Fabricação de produtos da madeira	A06	Outros produtos da indústria
A_11	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	A07	Complexo químico-farmacêutico
A_12	Impressão e reprodução de gravações	A06	Outros produtos da indústria
A_13	Refino de petróleo e coquerias	A02	Petróleo, extração e refino
A_14	Fabricação de biocombustíveis	A07	Complexo químico-farmacêutico
A_15	Fabricação de químicos orgânicos e inorgânicos, resinas e elastômeros	A07	Complexo químico-farmacêutico
A_16	Produtos farmacêuticos	A07	Complexo químico-farmacêutico
A_17	Perfumaria higiene e limpeza	A07	Complexo químico-farmacêutico
A_18	Fabricação de defensivos, desinfetantes, tintas e químicos diversos	A07	Complexo químico-farmacêutico
A_19	Artigos de borracha e plástico	A07	Complexo químico-farmacêutico
A_20	Cimento e outros produtos de minerais não-metálicos	A08	Cimento e outros produtos de minerais não-metálicos
A_21	Fabricação de aço e derivados	A09	Siderurgia e metalurgia
A_22	Metalurgia de metais não-ferrosos	A09	Siderurgia e metalurgia
A_23	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	A09	Siderurgia e metalurgia
A_24	Máquinas e equipamentos e móveis e produtos das indústrias diversas	A10	Bens de capital e TICs
A_25	Eletrodomésticos e material eletrônico	A10	Bens de capital e TICs
A_26	Automóveis camionetas caminhões e ônibus	A11	Equipamentos de transporte
A_27	Peças e acessórios para veículos automotores	A11	Equipamentos de transporte
A_28	Outros equipamentos de transporte	A11	Equipamentos de transporte
A_29	Produção e distribuição de eletricidade gás água esgoto e limpeza urbana	A12	SIUP
A_30	Construção civil	A13	Construção
A_31	Comércio	A14	Comércio
A_32	Transporte armazenagem e correio	A15	Transporte
A_33	Serviços de alojamento e alimentação	A16	Alojamento, alimentação e informação
A_34	Serviços de informação	A16	Alojamento, alimentação e informação
A_35	Intermediação financeira seguros e previdência complementar e serviços relacionados	A17	Financeiro, seguros, aluguéis
A_36	Atividades imobiliárias e aluguéis	A17	Financeiro, seguros, aluguéis
A_37	Serviços prestados às empresas e às famílias e serviços de manutenção	A18	Serviços prestados às famílias (públicos e privados)
A_38	Administração pública, defesa e seguridade social	A18	Serviços prestados às famílias
A_39	Educação pública	A18	Serviços prestados às famílias
A_40	Educação privada	A18	Serviços prestados às famílias
A_41	Saúde pública	A18	Serviços prestados às famílias
A_42	Saúde privada	A18	Serviços prestados às famílias

Fonte: Elaboração própria a partir de Alves-Passoni e Freitas (2022).