

ANÁLISE DESAGREGADA DA INFLAÇÃO POR SETORES INDUSTRIAIS DA ECONOMIA BRASILEIRA ENTRE 1996 E 2011

Carlos Pinkusfeld Monteiro Bastos^a

Caroline Teixeira Jorge^b

Julia de Medeiros Braga^c

^aInstituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

^bMestre pelo Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

^cFaculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense.

Artigo recebido em 02/03/2015 e aprovado em 16/09/2015.

RESUMO: Este artigo reporta uma investigação empírica sobre a dinâmica inflacionária de dezessete setores industriais da economia brasileira entre 1996 e 2011. A partir de uma breve discussão teórica sobre a relação entre a inflação e a demanda agregada nas abordagens convencional (modelo do Novo Consenso), pós-keynesiana e do conflito distributivo, buscaram-se evidências de inflação de excesso de demanda e de pressões de custo nesses setores. As séries temporais utilizadas foram o Índice de Preço ao Produtor Amplo por Origem (IPA-OG), o grau de Utilização da Capacidade Instalada (ambos da FGV), o Índice de *Commodities* Internacionais (IFS/FMI), a taxa de juros e a taxa de câmbio nominal (ambas do Banco Central do Brasil – BCB). As equações foram estimadas a partir da Metodologia ADL (*Autoregressive Distributed Lags*). Os resultados apontaram para a ausência de uma relação forte e sistemática entre a inflação e a demanda agregada e para evidência de pressões de custo, sobretudo os preços internacionais das *commodities* e o câmbio, como determinantes da dinâmica inflacionária dos setores e período analisados.

PALAVRAS-CHAVE: abordagens heterodoxas; inflação; política monetária.

CLASSIFICAÇÃO JEL: B50; E31; E52.

INFLATION IN INDUSTRIAL SECTOR OF THE BRAZILIAN ECONOMY BETWEEN 1996 AND 2011: A DISAGGREGATED ANALYSIS

ABSTRACT: This paper reports an empirical research on the dynamics of inflation of seventeen industrial sectors of the Brazilian economy between 1996 and 2011. From a theoretical discussion of the relationship between inflation and aggregate demand in traditional economic approaches (the New Consensus Model), Post-Keynesian and Distributive Conflict, we sought evidence of excess demand inflation and cost pressures in these sectors. The time series used were the Producer Price Index for Comprehensive Source (IPA-OG), the degree of Installed Capacity Utilization (both from FGV), the International Commodities Index (IFS/IMF), the interest rate and the nominal exchange rate (both from Brazilian Central Bank - BCB). The methodology was based on ADL Model (Autoregressive Distributed Lags). The results pointed to the absence of a strong and systematic relationship between inflation and aggregate demand, and to evidences of cost pressures, particularly international prices and the exchange of commodities as determinants of inflation dynamics of the sectors and period analyzed.

KEYWORDS: heterodox approaches; inflation; monetary policy.

1. INTRODUÇÃO

A deterioração das condições externas da economia brasileira, que após a moratória do México, em 1982, culminou em uma grave crise de balanço de pagamentos, resultou em crônico problema inflacionário para o país nas décadas de 1980 e 1990. Uma série de planos de estabilização foi posta em prática, mas, frente à persistência desta crise, previsivelmente fracassou.

A estabilidade de preços só foi alcançada com o retorno do país ao mercado financeiro internacional, que permitiu a implementação, em 1994, do Plano Real, que conjugou uma ampla desindexação com a utilização de uma âncora cambial. Entretanto, outra grave crise de balanço de pagamentos em 1999, implicou o fim de tal arranjo, com a adoção de um regime de câmbio flutuante e um Regime de Metas de Inflação (RMI), que fixa uma meta anual de inflação a ser perseguida pela Autoridade Monetária.

O diagnóstico inflacionário convencional subjacente ao RMI origina-se do modelo do Novo Consenso Macroeconômico, dominante na literatura econômica convencional (Blinder, 1997; Romer, 2005; Taylor, 2005). Neste modelo, o produto potencial é determinado pelo lado da oferta, de modo que eventuais excessos de demanda implicam elevação dos preços. Além disso, a existência de inércia com relação à inflação passada determina um caráter aceleracionista à inflação¹. No longo prazo, a trajetória inflacionária reflete o histórico de todos os prévios choques de demanda, isto é, os desvios em relação ao ponto de pleno emprego da economia. Ainda que se admitam choques de custos neste modelo, a economia não sofre persistentemente de inflação de custos, uma vez que choques positivos (elevação de custos) são compensados por choques negativos no longo prazo. Assim, o núcleo da inflação é de demanda e qualquer inflação de custo é apenas temporária.

Embora não associada a uma situação de excesso de demanda, a inflação de demanda também está presente na abordagem pós-keynesiana em função dos retornos decrescentes e da inflação de *markups*. Já na abordagem no conflito distributivo, a relação entre essas duas variáveis passa necessariamente pela dinâmica de determinação dos custos de produção, que não é determinada, de forma funcional, pelo excesso de demanda na economia (ver Bastos e Braga, 2010).

Há uma vasta literatura que testa empiricamente a validade ou não da relação entre excesso de demanda e inflação (Ferreira e Jayme Jr., 2004; Araújo e Modenesi, 2009;

¹ Em versões modernas utilizadas como referência para o sistema de metas de inflação no Brasil, a aceleração da inflação é substituída por uma variação da inflação resultante da soma de coeficientes passados e esperados para a inflação futura. De qualquer forma, a essencial do modelo não se altera (ver Summa, 2010).

Squeff, 2009; e Summa e Braga, 2013). Este artigo tem por objetivo avançar nessa análise investigando se essa relação se mostra significativa de um ponto de vista setorial, ou seja, se é possível encontrar uma relação direta entre demanda e inflação na indústria brasileira. Adicionalmente, também é possível testar se fatores de custo têm algum papel, ou se são preponderantes, para explicar a inflação em um nível desagregado.

Além de contribuir para a compreensão do fenômeno inflacionário mais detalhadamente, uma análise desagregada traz a vantagem de possibilitar um desenho mais fino de política anti-inflacionária a partir das especificidades dos setores da indústria. Assim, este artigo se justifica por trazer uma contribuição para o diagnóstico desagregado da inflação brasileira, pouco explorado, bem como por lançar luzes sobre uma política de combate à inflação mais direcionada às necessidades dos setores industriais no Brasil.

O artigo realiza um estudo econométrico, baseado na metodologia ADL, sobre os determinantes da inflação de 16 setores da indústria brasileira, dentre os quais três são da indústria extrativa (carvão mineral; minerais metálicos; e minerais não metálicos) e 13 são da indústria da transformação (alimentos e bebidas; produtos de borracha e plástico; construção civil; produtos de papel e celulose; materiais elétricos, eletrônicos e de comunicações; máquinas e equipamentos; produtos de madeira; metalurgia; artigos do mobiliário; produtos químicos; têxtil; vestuário, couros e calçados; veículos automotores), além do agregado da indústria geral. O estudo baseia-se na metodologia ADL (*Autoregressive Distributed Lags*) e o período de análise compreende os anos de 1996 a 2011.

O artigo contará com três seções, além desta introdução e da conclusão. A primeira tratará brevemente da relação entre a demanda agregada e a inflação nas abordagens do Novo Consenso, pós-keynesiana e do conflito distributivo. Na segunda seção serão apresentadas as variáveis e o modelo econométrico adotado, baseado numa curva de Phillips alternativa à do Novo Consenso. A terceira seção traz os resultados da estimação, e a conclusão, as considerações finais do trabalho.

2. DEMANDA AGREGADA E INFLAÇÃO

A relação entre variação da demanda agregada e inflação assume distintas relações de causalidade de acordo com a abordagem teórica adotada para estudar este fenômeno. Na abordagem convencional ortodoxa, supondo que a economia se encontre em equilíbrio no mercado de fatores, a inflação está relacionada com a existência de um excesso de demanda, ou seja, uma demanda que desloca a posição de utilização dos fatores, especificamente do trabalho, acima de seu valor de equilíbrio de pleno emprego. Desse diagnóstico decorre que o papel da autoridade monetária é, fundamentalmente,

controlar a demanda agregada, direcionando-a para o nível em que a taxa de desemprego corresponda à NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*), por meio da manipulação da taxa de juros, seu principal instrumento. A variação na taxa de câmbio é entendida apenas como um efeito colateral das mudanças na taxa de juros e da inflação². Esta é a base teórica sobre a qual se sustenta a visão consensual de operação do RMI no Brasil.

Na abordagem pós-keynesiana, o processo inflacionário também se relaciona, em alguma medida, com momentos de demanda aquecida, embora não apenas em situações de excesso de demanda sobre o pleno emprego. A associação entre demanda e inflação está assentada no fato de que a expansão econômica esbarra no fenômeno dos retornos decrescentes, e, com isso, estimula empresários a aumentarem margem de lucro. Por outro lado, ela fortalece, também, o poder de barganha dos trabalhadores, cujas demandas salariais os empresários estão mais dispostos a ceder num contexto de melhores negócios, diante da possibilidade de repasse para os preços sem perdas nas vendas. Ainda na tradição pós-keynesiana, é possível identificar uma abordagem com características particulares (Eichner, 1973), na qual, em termos gerais, pode haver elevação de *markup* num contexto de economia aquecida com vistas a aumentar os fundos internos de investimento. Caso os trabalhadores reajam a essa elevação para defender seus salários reais em diversos setores da economia, é possível que, em última instância, seja deflagrada uma espiral preços-salários.

Numa abordagem de inflação por conflito distributivo, essa conexão é menos direta: um movimento de aquecimento da demanda agregada, ao elevar o poder de barganha dos trabalhadores, também pode levar a um crescimento salarial acima do crescimento da produtividade, mas tal possibilidade depende de fatores sociopolíticos e institucionais. Critica-se o pressuposto de que os capitalistas sejam capazes de estabelecer unilateralmente suas margens de lucro, ou seja, a ideia do *markup* real constante ou dado. Alternativamente, o repasse da elevação dos salários para os preços depende da reação do Banco Central, já que de forma exógena e unilateral determina a remuneração básica do capital. Dada uma estrutura de remunerações específicas de cada setor, ou valores adicionais médios sobre a taxa básica de juros (*risk and trouble* setoriais, ver Pivetti, 1991), a redução dos juros teria um efeito de conter a elevação do *markup* nominal pelos capitalistas, implicando, assim, numa redução do *markup* real³.

² A teoria da paridade do poder de compra estabelece que “a taxa nominal de câmbio deve variar de acordo com a relação entre o preço doméstico e o internacional, para manter a taxa real constante, de tal maneira que a taxa nominal de câmbio tem que se adequar para equalizar a inflação doméstica e externa e manter a taxa de câmbio estável” (Summa, 2010, p. 16).

³ Ver Bastos (2002).

O mecanismo tem como fundamento a concorrência intercapitalista, que forçaria a redução da remuneração real e resultaria em ganho, para o capitalista que assim o fizesse, de uma parcela do mercado setorial. A ideia é que, sendo os preços determinados pela aplicação do *markup* nominal sobre os custos históricos e tendo em vista que o *markup* nominal deve garantir uma taxa de lucro que seja no mínimo igual à taxa nominal de juros – seja porque o custo do capital emprestado deve cobrir pelo menos a taxa de juros (custo financeiro), seja porque as empresas sempre têm a opção de fazer aplicações financeiras em vez de produzir (custo de oportunidade) –, o Banco Central tem papel fundamental na capacidade dos capitalistas de repasse dos aumentos de custos aos preços. Mudanças persistentes na taxa nominal de juros determinada pelo Banco Central provocam uma mudança dos preços na mesma direção, uma vez que agentes econômicos visam a manter a rentabilidade real relativa do capital. Já as mudanças persistentes nos custos, que pressionam o *markup* real para baixo no setor produtivo, só poderão ser repassadas aos preços caso o Banco Central ajuste as taxas nominais de juros visando a recompor a rentabilidade real do capital.

Do ponto de vista dos elementos explicativos mais relevantes, entretanto, em termos de América Latina, deve-se destacar o comportamento da taxa de câmbio, que tem relação direta com a questão central do desequilíbrio externo e eventual pressão para desvalorização cambial. Esse elemento, que é fundante da abordagem heterodoxa cepalina latino-americana, tem seu impacto potencializado pela reação dos salários à sua redução via desvalorização cambial e, novamente, pela reação do Banco Central, por meio da garantia ou não da manutenção da rentabilidade real do capital na economia.

Em relação ao câmbio, a conexão com o comportamento da demanda é ainda mais distante do que no caso dos salários. As oscilações cambiais estão associadas preponderantemente a choques exógenos, sejam eles deterioração dos termos de troca ou descontinuidade no financiamento externo, e menos ao crescimento de *deficit* comercial pela elevação das importações, já que este poderia ser financiado, *ceteris paribus*, por um maior financiamento externo no curto prazo. Assim, choques cambiais exógenos seriam os principais responsáveis por choques de câmbio com forte impacto inflacionário⁴.

⁴ Deve ficar claro que há aqui dois componentes, um estrutural e outro conjuntural, que se combinam, interagem, mas têm temporalidades distintas. Como mencionado no texto, a reposição sistemática da restrição externa para os países da periferia introduz um elemento de persistente pressão cambial, o que, no longo prazo, implica em dois efeitos: por um lado, pressão pela redução dos salários via desvalorização cambial e, dadas as limitações do efeito das elasticidades preço sobre o comércio exterior, uma restrição ao próprio crescimento econômico (ver Shaikh, 1999). Entretanto, esse viés inflacionário torna-se pressão aguda quando, no curto prazo, algum choque, seja de termos de troca ou financeiro, leva à brusca desvalorização cambial e muito provavelmente a alguma espécie de reação dos salários nominais, gerando uma espiral inflacionária câmbio-salários.

Esta breve análise teórica identifica a existência de distintas relações entre o fenômeno inflacionário e a demanda segundo diferentes abordagens. Uma vez identificada tal diversidade de interpretações na literatura, realizou-se um estudo econométrico para testar essa relação em 17 setores industriais da economia brasileira. A próxima seção dedica-se a apresentar as variáveis e o estudo econométrico adotados.

3. DADOS E ESTIMAÇÃO

Foram estimadas Curvas de Phillips setoriais, baseadas em equação que inclui, além da inflação associada ao estado do hiato de produto, elementos de custo⁵, conforme o modelo alternativo ao Novo Consenso proposto por Summa (2010):

$$\pi = a \pi_{-1} + b (Y - Y^*) + c \Delta i + \theta (\Delta e + \pi^w) \quad (1)$$

Em (1), π é a taxa de inflação; π_{-1} a taxa de inflação defasada; $Y - Y^*$ é o hiato de produto; Δi é a variação da taxa de juros; Δe é a variação da taxa de câmbio nominal; π^w é a inflação dos produtos transacionados com o exterior (medidos em moeda estrangeira); θ é um parâmetro que reflete o coeficiente de impacto direto e indireto, ou elasticidade, dos bens *tradables* no índice de preços; e, finalmente, a , b , c e θ são coeficientes a serem estimados.

Para os dados de inflação foi utilizada a série de Índice de Preços ao Produtor Amplo por Origem (IPA-OG) da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Para a taxa de inflação do setor de construção civil, não contemplado pelo IPA, foi utilizado o Índice Nacional de Custo da Construção (INCC-DI), indicador econômico que mede a evolução de custos de construções habitacionais. Com relação à medida do ciclo econômico, em função do objetivo de desagregação setorial e das dificuldades em torno da definição de um produto potencial deste ponto de vista, optou-se por utilizar a capacidade instalada da indústria também medida pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). Utilizou-se a diferença do nível de utilização do período corrente com relação à média,

⁵ Essa especificação permitirá avaliar também elementos da abordagem da inflação de custos, que, conforme mostrado, tem como força motriz o conflito distributivo. Enfatiza-se, nessa abordagem, a possibilidade de pressão sobre os preços dos bens industriais, mesmo num ponto em que a produção industrial esteja operando abaixo da plena capacidade, por meio da elevação do custo de oportunidade do capital, aumento do poder de barganha dos trabalhadores. As pressões podem vir também devido a mudanças político-institucionais que afetem os salários, como por exemplo, a alteração na regra de indexação do salário mínimo. Adicionalmente pode ser testado a pressão sobre o câmbio em razão da deterioração das condições de financiamento externas da economia.

visando a representar a ideia de desvios da atividade econômica em relação a seu nível normal ou potencial.

Para a taxa de juros foi utilizada a taxa Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) do BCB, anualizada com base nos dias úteis de cada mês. Para a inflação importada utilizou-se, por fim, a taxa de câmbio nominal mensal (R\$/US\$)⁶, divulgada também pelo BCB, multiplicada pelo índice de Commodities (*All Commodities Index*, construído a partir de cotações de *commodities* em dólar) do IFS/FMI (2010).

A estimação do modelo teórico representado pela equação (1) foi efetuada de acordo com a metodologia ADL (*Autoregressive Distributed Lags*), que insere defasagens tanto da variável endógena, qual seja, a variação percentual dos índices de preços setoriais, quanto dos regressores (variação da taxa Selic, do índice de *commodities* em reais, e o desvio da utilização da capacidade). As variáveis defasadas têm sido cada vez mais empregadas em trabalhos econométricos recentes visando a formular certas relações mais realisticamente. Entretanto, a inclusão de regressores defasados geralmente esbarra na estreita intercorrelação entre eles. A partir de reorganizações adequadas dos parâmetros, o modelo resolve este problema e permite representar uma variedade de outros modelos como casos particulares, diminuindo, por conseguinte, o risco de escolha da forma funcional equivocada. Além disso, a possibilidade de especificar o modelo a partir do rearranjo dos parâmetros permite lidar com a questão da presença de séries não estacionárias ou cointegradas, pois o modelo pode ser transformado de forma a utilizar as primeiras diferenças dos dados.

Com base na equação (1), buscou-se controlar o canal de custo da política monetária por meio do coeficiente da taxa de juros (seja via custo do crédito ou do custo de oportunidade do capital); a inflação importada através do coeficiente dos insumos importados “COMM”; e a inflação de demanda através do coeficiente do hiato da utilização da capacidade instalada “UCI”. Esta última variável representa as situações de excesso de demanda: quando positivo, a capacidade instalada está acima da média histórica e representa aquecimento na atividade econômica; quando negativo, a capacidade instalada está abaixo da média histórica e representa desaquecimento da atividade econômica.

4. RESULTADOS

A redução das defasagens, conforme metodologia ADL, baseou-se nos resultados dos Testes Wald, e seus respectivos R² ajustados e critérios de informação de Akaike e

⁶ Série nº 3698 das Séries Temporais do BCB.

Schwartz. A Tabela 1, a seguir, apresenta as relações de longo prazo obtidas a partir da redução das defasagens.

Tabela 1 – Relações de longo prazo, 1996

Setor industrial	Relação de longo prazo	R ² ajustado	SC
Construção civil	INCC = 0,06 SELIC + 0,48 COMM		
Alimentos e bebidas	IPA = 0,25 COMM	0,52	5,60
Borracha e plástico	IPA = 0,40 SELIC + 0,20 COMM	0,65	4,79
Carvão mineral	IPA = 0,28 COMM	0,61	5,24
Papel e celulose	IPA = 0,52 COMM	0,59	5,45
Materiais elétricos, eletrônicos e de comunicações	IPA = 0,22 COMM	0,62	4,56
Máquinas e equipamentos	IPA = 0,07 SELIC + 0,28 COMM	0,56	3,49
Madeira	IPA = 0,13 SELIC + 0,39 COMM	0,47	3,77
Metalurgia	IPA = 0,58 COMM	0,54	5,44
Minerais metálicos	IPA = 0,20 COMM	0,51	8,09
Minerais não metálicos	IPA = 0,24 SELIC + 1,02 COMM + 0,66 UCI	0,72	6,80
Mobiliário	IPA = 0,09 SELIC + 0,19 COMM	0,49	4,05
Química	IPA = 0,47 COMM	0,64	4,97
Têxtil	IPA = 0,28 COMM	0,47	4,96
Vestuário, couros e calçados	IPA = 0,16 COMM	0,40	3,40
Veículos	IPA = 0,16 COMM - 0,11 UCI	0,66	3,20
Indústria geral	IPA = 0,40 COMM	0,68	4,69

Nota: variáveis exógenas – Selic, COMM, UNI_hiato.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da FGV, do FMI, do IBGE e do BCB.

Os testes Bera-Jarque de normalidade dos resíduos, Breusch-Godfrey de correlação serial, White e Breusch-Godfrey-Pagan de heterocedasticidade, RAMSEY de robustez das especificações e ARCH dos resíduos se mostraram favoráveis e estão apresentados no Anexo. Os setores de alimentos e bebidas, materiais elétricos, eletrônicos e de comunicações e o setor têxtil apresentaram problemas de heterocedasticidade. Seus modelos foram novamente avaliados de acordo com os novos erros padrões através dos procedimentos de White e Newey-West.

Com relação ao canal de juros, existem diferentes formas funcionais para a relação entre juros e inflação e, seguindo Bastos e Braga (2010), a forma escolhida foi aquela em que a variação na taxa de juros entra diretamente na equação da inflação. A variável juros se mostrou significativa em seis dos 17 setores: construção civil; borracha e plástico; máquinas e equipamentos; produtos de madeira; minerais não metálicos; e mobiliário.

Com exceção de construção civil, os p-valores foram sempre menores que 0,05, conforme Tabela 2, a seguir. Destaque-se os setores borracha e plástico e minerais não metálicos cujos coeficientes foram mais altos, denotando, possivelmente, a maior importância do capital emprestado nas decisões de determinação de preços, bem

como dos juros nominais na determinação dos *markups* nominais desses setores produtivos. No setor de borracha e plástico um aumento de um ponto percentual na variação da Selic gera um aumento de 0,40 pontos percentuais na inflação medida pelo IPA, *ceteris paribus*, e os coeficientes de curto prazo também se mostraram significativos até a quarta defasagem (quatro trimestres). No setor de minerais não metálicos um aumento de um ponto percentual da variação da Selic, *ceteris paribus*, gera um aumento de 0,24 na inflação. No curto prazo, entretanto, a significância desta variável ocorre apenas na primeira defasagem.

A magnitude e a significância dos coeficientes de setores da indústria extrativa chamam atenção, uma vez que seus preços são formados preponderantemente no mercado internacional. Os coeficientes menores, porém ainda significativos, em artigos do mobiliário, máquinas e equipamentos e construção civil são mais esperados e evidenciam a importância do crédito e da taxa de juros como importante indicador da taxa de lucro deste setor produtivo.

Vale ressaltar que a não significância da Selic nos demais setores não aponta definitivamente para a ausência do canal de custo dos juros, pois a Selic pode não representar fielmente o custo do crédito ao tomador final em função das intermediações bancárias, e o canal do custo de oportunidade do capital não emprestado é muito difícil de ser mensurado. O estudo da relevância das taxas nominais de juros como importante indicador da taxa de lucro no setor produtivo é um campo pouco explorado. Assim, a verdadeira influência dos juros na formação dos preços setoriais, dada a complexidade das relações que a envolve, mereceria uma investigação mais fina e aprofundada.

Tabela 2 – Canal de juros

Setor industrial	Coefficiente de longo prazo	p-valor
Construção civil	0,06	0,071
Borracha e plástico	0,40	0,002
Máquinas e equipamentos	0,07	0,048
Produtos de madeira	0,13	0,010
Minerais não metálicos	0,24	0,000
Mobiliário	0,09	0,014

Fonte: Elaboração própria com base em dados da FGV, do FMI, do IBGE e do BCB.

Um resultado bastante importante é o coeficiente de longo prazo da inflação importada ter se mostrado significativo em todos os setores e com alta significância na maioria deles, conforme Tabela 3. Apresentamos também nesta tabela informações sobre os coeficientes de penetração de importações e de exportações, segundo os dados da Funcex.

Tabela 3 – Inflação importada

Setor industrial	Coeficiente de longo prazo*	p-valor*	Penetração de Importações		Coef. Exportações**	
			Média (2008-11) em %	Cresc. médio a.a. em %	Média (2007-10) em %	Cresc. médio a.a. em %
Construção civil	0,48	0,000				
Alimentos e bebidas	0,25	0,000	4,0	4,5	23,4	6,3
Borracha e plástico	0,20	0,009	13,6	8,9	8,6	5,9
Carvão mineral	0,28	0,010	79,2	0,7	0,1	-3,3
Papel e celulose	0,52	0,000	7,8	-0,1	21,8	4,6
Mat. elétricos, eletrônicos e de comunicações	0,22	0,000	49,2	5,3	12,7	8,0
Máquinas e equipamentos	0,28	0,000	35,9	3,3	19,4	0,8
Madeira	0,39	0,000	2,5	1,9	30,6	2
Metalurgia	0,58	0,000	16,5	5,6	26,4	-0,9
Minerais metálicos	0,20	0,095	30,6	0,7	77,5	1,9
Minerais não metálicos	1,02	0,000	14,5	2,8	16,1	3,5
Mobiliário	0,19	0,000	3,8	7,8	9,5	4,5
Química	0,47	0,000	23,7	4,7	11	3,1
Têxtil	0,28	0,000	18,2	6,8	12	5,3
Vestuário, couros e calçados	0,16	0,000	7,2	7,9	1,8	-3,2
Veículos	0,16	0,000	16,6	4,6	14,90	2,2

Fonte: (*) Elaboração própria com base nos dados da FGV, do FMI, do IBGE, do BCB. (**) Fevereiro (2011) com base em dados da Funcex.

Note-se que dentre os setores de maior coeficiente de inflação importada estão aqueles com inserção externa considerável através da penetração expressiva de importações e ligados aos mercados internacionais de *commodities*, cujos preços são exógenos à economia brasileira.

Com relação à influência dos preços internacionais, os resultados são evidentes. Dentre os que apresentaram os mais altos coeficientes está metalurgia (0,58), cujos insumos fazem parte do grupo das *commodities* metálicas (aço, alumínio, chumbo, cobre, estanho, níquel e zinco), e o setor de produtos químicos (0,47), também afetado pelas *commodities* metálicas e pelas de polímeros. Celulose, madeira e carvão mineral também são *commodities* negociadas internacionalmente, afetando diretamente setores que os utilizam como insumos, o que converge com os altos coeficientes associados à inflação importada de seus setores: 0,52; 0,30 e 0,28, respectivamente.

O setor de alimentos e bebidas também é fortemente influenciado pelos preços das *commodities* agrícolas, divididas entre “*softs*” (açúcar, algodão, cacau, café, laranja e leite) e “grãos e sementes de óleo” (arroz, aveia, canola, cevada, feijão, milho, soja e trigo). Em construção civil é possível que os preços internacionais das *commodities* metálicas de alumínio, ferro e do aço tenham levado ao alto coeficiente associado à

inflação importada (0,48). Por fim, o setor têxtil (coeficiente de 0,28) também é fortemente afetado pelos preços do algodão, importante insumo do setor.

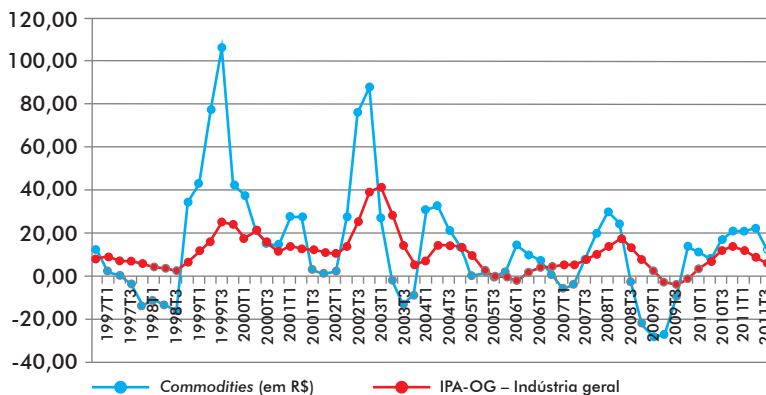
Além da influência dos preços internacionais de *commodities*, também é possível perceber uma correlação entre altos coeficientes de longo prazo associados à inflação importada e altos valores ou taxas de crescimento médio ao ano dos coeficientes de penetração de importações, segundo dados da Funcex. Nos setores de máquinas e equipamentos, esse coeficiente é expressivo: 28,8% do consumo aparente doméstico foram importados, em média, no período de 1996 a 2011. Nos setores de materiais elétricos e equipamentos de informática essa cifra foi de 28,3% e 28,8%, respectivamente. No setor de veículos, apesar de menor, o valor também é importante, 12,3%.

Nos setores químico e metalúrgico, que também apresentaram altos coeficientes associados à inflação importada no modelo, os coeficientes de penetração também são relevantes: em 2011, mais de um quarto do consumo aparente⁷ do setor industrial químico correspondeu a importações. Para metalurgia essa cifra foi de 17,6%, com crescimento médio ao ano de 5,6% desde 1996.

Não apenas no longo prazo, mas também no curto, os coeficientes associados ao câmbio e aos preços internacionais se mostraram significativos pelo menos na primeira defasagem em todos os setores. O Gráfico 1 mostra como a inflação está relacionada com o movimento dos preços internacionais das *commodities* (em reais), corroborando as evidências encontradas em nosso trabalho. Destaque-se o setor de construção civil, com duas defasagens, o de carvão mineral, com três, e o de papel e celulose, com quatro. O setor de construção civil, eminentemente não comercializável, chama a atenção. É possível que isto seja um resultado da abrangência do índice. Além dos custos de serviços e mão de obra, mais associados a fatores domésticos, estão incluídos os custos de materiais e equipamentos, sobre os quais a inflação importada certamente atua de modo mais relevante. De toda forma, conclusões mais precisas requerem, como sugestão para trabalhos futuros, direcionamento específico a este setor.

Nossos resultados confirmam a enorme influência das condições externas, que foram bastante voláteis, na dinâmica inflacionária dos setores industriais analisados. Esses resultados estão em linha com outros trabalhos que encontraram a inflação importada como forte determinante da dinâmica inflacionária agregada brasileira, como Serrano e Summa (2011) e Bastos e Braga (2010). A influência forte e sistemática do custo dos insumos importados e do custo de oportunidade de exportar, conforme nossas estimativas, é evidente nos setores da indústria brasileira.

⁷ O consumo aparente doméstico corresponde ao valor da produção doméstica do setor industrial menos o valor das exportações líquidas deste setor.

Gráfico 1 – IPA-OG, Indústria geral e commodities, 1997-2011, em R\$

Nota: Séries em variação acumulada em 12 meses.

Fonte: Elaboração própria com base em dados de IFS/FMI e BCB.

O indicador de excesso de demanda expresso pelo hiato da Utilização de Capacidade Instalada, por fim, mostrou-se muito pouco relevante. O coeficiente de longo prazo mostrou-se significativo apenas no setor de minerais não metálicos (pedra e areia) e em veículos, mas no primeiro setor com p-valor alto (0,0996) e no segundo com o sinal do coeficiente contrário ao esperado, isto é, quando o hiato é positivo, indicando aquecimento da atividade, há uma variação negativa na inflação, (de 0,11 p.p.) mantidas as demais variáveis exógenas constantes.

Mesmo nos setores de bens de consumo duráveis, em que se argumenta que a inflação de demanda é mais proeminente, como têxtil e vestuário, couros e calçados, o indicador não se mostrou significativo. Tampouco isto ocorreu no setor de materiais elétricos, eletrônicos e de comunicações, em que a maior elasticidade-preço da demanda poderia ensejar aumentos de *markup* quando a capacidade estivesse pressionada. Em geral, o grau de utilização da capacidade produtiva, na média do período, não é muito elevado. Isto parece confirmar que, diante de choques persistentes de demanda, o investimento responde rapidamente criando capacidade produtiva, o que torna seu grau de utilização estável e não muito elevado (Serrano, 2006, 2010).

Tabela 4 – Inflação de demanda

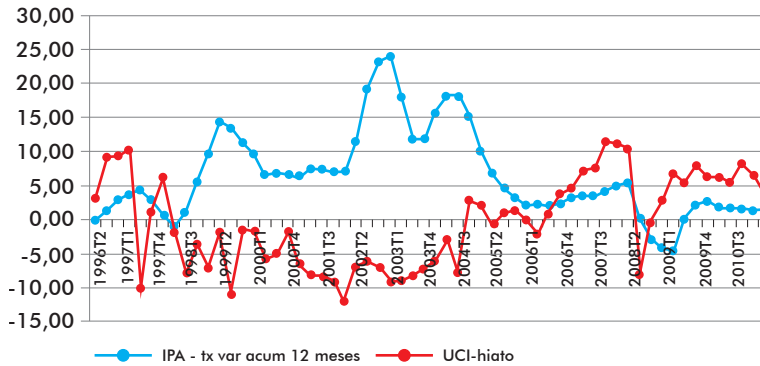
Canal dos juros		
Setor industrial	Coefficiente de longo prazo	p-valor
Minerais não metálicos	0,59	0,100
Veículos	-0,11	0,002

Fonte: Elaboração própria com base em dados da FGV, do FMI, do IBGE e do BCB.

No setor de minerais não metálicos, com pouco espaço para inovação tecnológica, essa relação pode ser considerada razoável e indicar alguma inelasticidade da oferta. Este setor corresponde, basicamente, à extração de areia e brita, materiais básicos pouco sofisticados que quase não precisam de preparo para serem colocados no mercado, o que os torna praticamente insubstituíveis. Fatores como proteção ambiental e crescimento urbano impõem restrições ao aproveitamento econômico de áreas rochosas e depósitos sedimentares. Essa conjuntura pode ensejar aos produtores algum aumento de *markup* diante de picos de demanda.

No setor de veículos, em que o coeficiente de excesso de demanda mostrou-se negativo, o Gráfico 2 a seguir mostra de fato alguma relação inversa entre o hiato do UCI e a variação do IPA. Ainda assim, a dinâmica de preços do setor, sobretudo por ser oligopolizado, pode estar ligada a outros fatores, pois não é razoável que as empresas aumentem preços justamente quando estão com maior capacidade ociosa. Além disso, a relação estatística encontrada entre as variáveis não é tão forte e sistemática quando observada no gráfico.

Gráfico 2 – Setor de veículos

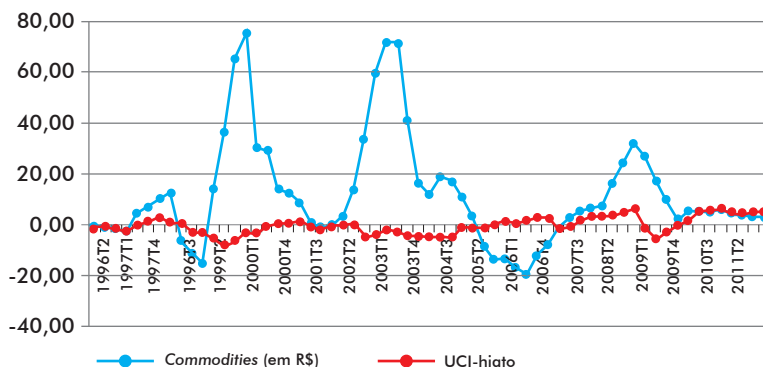


Fonte: Elaboração própria com base em dados de FGV e IBGE.

Com relação ao setor de minerais não metálicos, a análise do Gráfico 3 a seguir mostra que em períodos de redução da atividade houve um movimento de redução dos preços. Foi o que aconteceu de 1999 para 2000, no final de 2003 e no final de 2009, embora tais quedas tenham ocorrido com intensidades bastante distintas. Uma explicação possível para tal fenômeno é a de que este esteja refletindo alguma inelasticidade da produção, que não é capaz de responder a picos de demanda, em decorrência do caráter extrativo da atividade (pedras e areia). De acordo com a tipologia pós-keynesiana apresentada na seção 1, tratar-se-ia de alguma evidência de rendimentos decres-

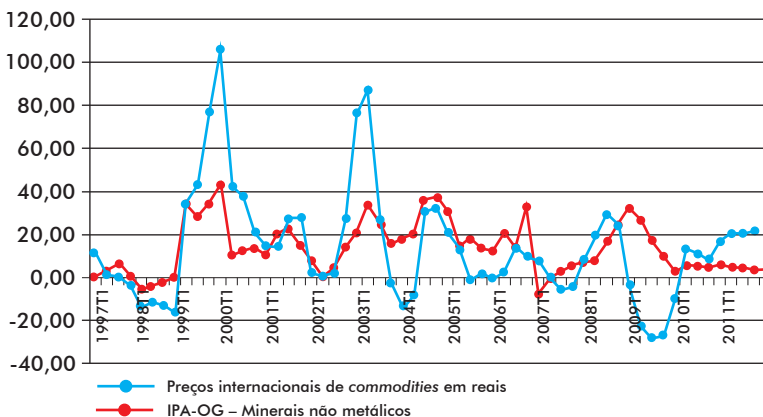
centes ou de escassez de fatores de produção. Mesmo assim, essas conclusões são frágeis, pois o gráfico não aponta para uma relação de fato forte e sistemática entre as duas variáveis, além disso, o hiato do UCI é relativamente estável, não apontando para choques de demanda persistentes. Note-se que as elevações de preço que precederam tais movimentos de queda (1999, 2003 e 2009) acompanham a desvalorização da taxa de câmbio e alta dos preços internacionais de *commodities* em reais, conforme Gráfico 4.

Gráfico 3 – Setor de minerais não metálicos



Fonte: Elaboração própria com base em dados de FGV e IBGE.

Gráfico 4 – IPA, minerais não metálicos e preços internacionais de commodities, em R\$



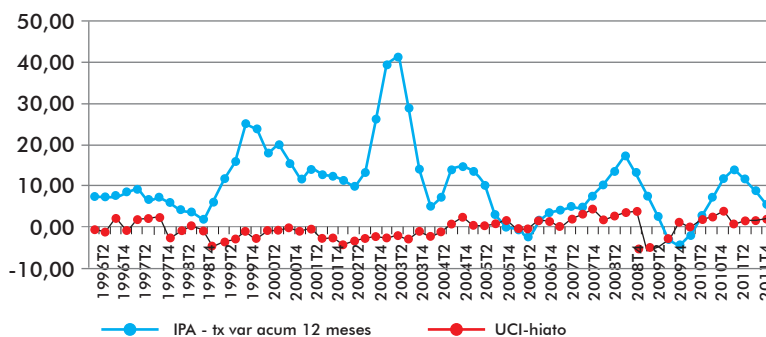
Nota: Séries em variação acumulada em 12 meses.
 Fonte: Elaboração própria com base em dados de FGV e IFS/FMI.

A significância do UCI em apenas dois setores, tendo-se como pano de fundo as ponderações realizadas, nos leva a concluir que não existe uma relação forte e sistemática

entre a demanda e a inflação medida pelo IPA nos setores industriais analisados. Esta conclusão está em linha com trabalhos que relacionaram a produção industrial à inflação, embora tais estudos tenham analisado a inflação ao consumidor e não ao produtor, como no presente trabalho. Araújo e Modenesi (2009) encontram resposta desprezível da inflação a variações na produção industrial, enquanto Squeff (2009) encontra sinal contrário ao esperado ou não significativo, de acordo com o período estudado. Ferreira e Jayme Jr. (2005) não encontram resposta significativa de alterações na inflação frente a mudanças no grau de utilização da capacidade industrial. Já Summa e Braga (2013) não encontram significância do hiato do produto industrial na equação da variação de preços de bens industrializados do IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo, do IBGE).

O presente trabalho reforça esses resultados da literatura e contribui ao realizar uma análise desagregada da indústria. Tal contribuição se dá porque a análise desagregada permite concluir que a falta de significância da produção (ou utilização da capacidade) industrial, encontrada nos trabalhos acima mencionados, não ocorre por um efeito agregação, mantendo-se, também nos setores analisados isoladamente, pelo menos no que se refere à amostra do presente estudo. No curto prazo, a recorrência de coeficientes significantes é um pouco maior, como nos casos de borracha e plástico, minerais metálicos e minerais não metálicos, em que os coeficientes de curto prazo até a quarta defasagem se mostraram significativos. Nos setores de alimentos e bebidas, veículos e papel e celulose isso também se verificou, embora apenas até a primeira defasagem. Esses resultados corroboram a ideia de que no curto prazo pode haver inflação de demanda, mas este é um fenômeno temporário, já que o investimento, ao responder às pressões contínuas de demanda, expandindo a capacidade produtiva, elimina esse tipo de pressão inflacionária.

Os resultados em torno dos setores desagregados são semelhantes aos resultados com dados da indústria geral. Como os dados de IPA e UCI também estão disponíveis para a indústria geral, replicamos o modelo para o caso agregado e encontramos resultados semelhantes aos setoriais: 1) o coeficiente de longo prazo do canal de juros não se mostrou significativo, apenas no curto prazo, até a quinta defasagem; 2) a inflação importada se mostrou relevante tanto no longo quanto no curto, até a terceira defasagem; o coeficiente de longo prazo associado foi de 0,40; isso significa que, mantidos constantes os preços internacionais denominados em dólares, um aumento de 40% na taxa de câmbio, *ceteris paribus*, resulta em um aumento de 1 p.p. na inflação medida pelo IPA; 3) o indicador de excesso de demanda, expresso pelo hiato de capacidade, não se mostrou significativo nem no longo, nem no curto prazo. O Gráfico 5 a seguir mostra como o UCI se manteve estável e como as duas variáveis comportam-se independentemente na maior parte do período, com exceção de 2009, quando o UCI caiu em função da crise internacional. A queda dos preços, entretanto, foi fortemente influenciada pelo colapso dos preços internacionais de *commodities* verificados nesse mesmo período.

Gráfico 5 – Indústria geral, IPA-OG e UCI (hiato)

Fonte: Elaboração própria com base em dados de FGV e IBGE.

5. CONCLUSÃO

Os resultados do exercício econométrico realizado neste trabalho mostram que, nos dezessete setores industriais analisados, o diagnóstico de inflação de demanda não é adequado para o período de 1996 a 2011. As pressões de custo, expressas pela taxa de câmbio e pelos preços internacionais, foram muito mais relevantes na explicação do processo inflacionário desses setores. Este resultado converge para o diagnóstico de inflação de custos no Brasil encontrado em alguns trabalhos que se utilizaram de dados agregados de inflação, como o de Bastos e Braga (2010) e de Braga (2011).

Com a falta de evidências de inflação de demanda, é possível inferir que, nos setores analisados, a inflação entre 1996 e 2011 não foi resultado de restrição de capacidade produtiva ou de escassez de mão de obra ou recursos naturais. Consequentemente, a utilização das taxas de juros para controle inflacionário atuou, nestes setores, não pelo canal da demanda, mas pela valorização do câmbio, buscando compensar a inflação importada, que pressionou os preços no setor industrial em vários momentos do período analisado, seja por pressões de custo, seja pela possibilidade de direcionar a produção ao mercado externo. Momentos de crise cambial ou desvalorização cambial, por outro lado, foram determinantes para a elevação dos preços no setor industrial.

Por fim, uma nota de cautela: o presente trabalho é restrito à dinâmica de preços de setores da indústria, segundo dados do índice por atacado da Fundação Getúlio Vargas, de forma que a análise do setor de serviços, bem como dos preços no varejo, foge ao escopo deste estudo.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARAÚJO, E.; MODENESI, A. Custos e benefícios do controle inflacionário no Brasil (2000-2008): uma avaliação com base em um modelo VEC. In: *Congresso da Associação Keynesiana Brasileira*, 2, Porto Alegre, set. 2009.
- BASTOS, C. P. *Price stabilization in Brazil: a classical interpretation for an indexed nominal interest rate economy*. PhD Thesis, New School for Social Research, New York, 2002.
- BASTOS, C. P.; BRAGA, J. Conflito distributivo e a inflação no Brasil: uma aplicação ao período recente. In: VIANA, S.; BRUNO, M.; MODENESI, A. (Orgs.) *Macroeconomia para o desenvolvimento: crescimento, estabilidade e emprego*. Brasília: IPEA, 2010.
- BLINDER, A. Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? *American Economic Review*, vol. 87, issue 2, pages 240-43 1997.
- EICHNER, A. S. A theory of determination of the markup under oligopoly. *The Economic Journal*, v. 83, n. 332, p. 1184-1200, 1973.
- FERREIRA, A. B.; JAYME JR, F. G. Metas de inflação e vulnerabilidade externa no Brasil. In: *Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 33, Natal, RN, 6-9 dez. 2005.
- FEVEREIRO, J. B. *Vinte anos da abertura comercial: uma análise da evolução da produtividade na Indústria de Transformação*. Monografia de Bacharelado, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ, 2012.
- PIVETTI, M. *An essay on money and distribution*. London: MacMillan, 1991.
- ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. 3 ed. Boston, MA: The McGraw-Hill, 2005.
- SERRANO, F. *Mind the gap: hysteresis, inflation dynamics and the Sraffian supermultiplier*. Rio de Janeiro: IE-UFRJ, 2006, mimeo.
- SERRANO, F. O conflito distributivo e a teoria da inflação inercial. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 14, n. 2, p. 395-421, mai./ago. 2010.
- SERRANO, F.; SUMMA, R. Política macroeconômica, crescimento e distribuição de renda na economia brasileira dos anos 2000. *Textos Avulsos*, Observatório da Economia Global, n. 6, mar. 2011.
- SHAIKH, A. Real exchange rates and the international mobility of capital. *Working Paper*, Levy Institute, n. 265, March 1999.
- SQUEFF, G. Repasse cambial reverso: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007). In: *Congresso da Associação Keynesiana Brasileira*, 2, Porto Alegre, set. 2009.
- SUMMA, R. *Um modelo alternativo ao "Novo Consenso" em economia aberta*. Tese de Doutorado, Programa de Pós-Graduação em Economia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ, 2010.
- SUMMA, R.; BRAGA, J. Estimação de um modelo desagregado de inflação de custo para o Brasil. In: *Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira*, 6, Vitória, ES, 14-16 ago. 2013.
- TAYLOR, J. B. *The role of the exchange rate in monetary policy rules*. [On-line] Blog Economics One, 2005. Disponível em: <<http://www.stanford.edu/~johntayl/Papers/AEA2001ExchRate.pdf>> Acesso em: 8 out. 2015.

Anexo

Tabela A1 – Testes e estatísticas dos modelos estimados

	ARCH Residuals			RAMSEY Reset			Bera Jarque	Breusch Pagan	White	Breusch-Godfrey		
	1 lag	2 lags	3 lags	1 Fitted term	2 Fitted terms	3 Fitted terms				1 lag	2 lags	3 lags
Construção Civil	0,39	0,49	0,54	0,47	0,13	0,25	0,35	0,49	0,19	0,94	0,24	0,33
Alimentos e bebidas	0,69	0,83	0,94	0,85	0,34	0,42	0,00	0,02	0,03	0,38	0,32	0,38
Borracha e plástico	0,25	0,46	0,62	0,14	0,25	0,39	0,96	0,71	0,72	0,26	0,27	0,46
Carvão mineral	0,77	0,95	0,89	0,02	0,06	0,09	0,00	0,46	1,00	0,71	0,53	0,74
Papel e celulose	0,21	0,42	0,63	0,52	0,01	0,02	0,00	0,49	0,78	0,16	0,31	0,50
Máquinas e equipamentos	0,77	0,84	0,88	0,03	0,01	0,02	0,02	0,51	0,90	0,70	0,70	0,73
Produtos de madeira	0,44	0,40	0,32	0,49	0,21	0,33	0,50	0,57	0,94	0,87	0,95	0,92
Metalurgia básica	0,83	0,94	0,63	0,47	0,68	0,69	0,08	0,38	0,12	0,34	0,56	0,53
Minerais metálicos	0,64	0,87	0,85	0,74	0,06	0,00	0,00	0,97	0,68	0,90	0,90	0,99
Minerais não metálicos	0,86	0,40	0,49	0,35	0,00	0,00	0,99	0,80	0,76	0,83	0,98	0,94
Mobiliário	0,04	0,12	0,10	0,42	0,40	0,58	0,28	0,74	0,86	0,66	0,78	0,88
Produtos químicos	0,03	0,08	0,18	0,68	0,01	0,01	0,15	0,07	0,51	0,84	0,46	0,49
Vestuário, couros e calçados	0,97	0,47	0,64	0,99	1,00	0,19	0,38	0,32	0,68	0,51	0,41	0,45
Veículos	0,25	0,53	0,62	0,99	0,01	0,01	0,95	0,55	1,00	0,73	0,94	0,98
Indústria	0,81	0,43	0,64	0,27	0,19	0,15	0,41	0,99	0,47	0,42	0,37	0,41

	Wald Test	F-Statistic	R ² ajustado	Akaike	Schwartz
Construção Civil	0,21	0,00	0,54	2,26	2,72
Alimentos e bebidas	0,98	0,00	0,52	5,25	5,60
Borracha e plástico	0,61	0,00	0,65	4,18	4,79
Carvão mineral	0,60	0,00	0,61	4,76	5,26
Papel e celulose		0,00	0,55	4,79	5,10
Materiais elétricos e eletrônicos	0,95	0,00	0,62	4,25	4,56
Máquinas e equipamentos		0,00	0,56	3,17	3,49
Produtos de madeira	0,50	0,00	0,47	3,34	3,77
Metalurgia básica	0,41	0,00	0,54	5,12	5,44
Minerais metálicos	0,14	0,00	0,51	7,59	8,09
Minerais não metálicos	0,26	0,00	0,72	6,44	6,80
Mobiliário	0,66	0,00	0,49	3,63	4,05
Produtos químicos	0,88	0,00	0,64	4,66	4,97
Têxtil		0,00	0,47	4,61	4,96
Vestuário, couros e calçados	0,71	0,00	0,40	3,08	3,40
Veículos	0,96	0,00	0,66	2,79	3,20
Indústria	0,35	0,00	0,68	4,04	4,69

Fonte: Elaboração própria com base em dados de FGV, IBGE, FMI, BCB. Resultados obtidos a partir do software Eviews 6.0