

Gustavo Lôpo Andrade

Assimetria na Transmissão de Preços de Cerveja

Brasil

2017

Gustavo Lôpo Andrade

Assimetria na Transmissão de Preços de Cerveja

Dissertação apresentada à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Finanças e Economia Empresarial.

Fundação Getúlio Vargas

Escola de Pós-Graduação em Economia

Mestrado em Finanças e Economia Empresarial

Orientador: Mauricio Canêdo Pinheiro

Brasil

2017

Andrade, Gustavo Lôpo

Assimetria na transmissão de preços de cerveja / Gustavo Lôpo Andrade. –
2017.

60 f.

Dissertação (mestrado) - Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-Graduação
em Economia.

Orientador: Mauricio Canêdo Pinheiro

Inclui bibliografia.

1. Preços – Determinação. 2. Análise de séries temporais. 3. Cointegração. 4.
Cerveja – Preços. I. Pinheiro, Maurício Canêdo. II. Fundação Getulio Vargas.
Escola de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDD – 338.52

GUSTAVO LÔPO ANDRADE

“ASSIMETRIA NA TRANSMISSÃO DE PREÇOS DE CERVEJA”

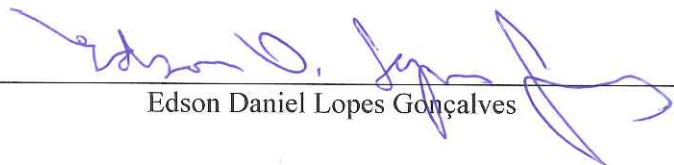
Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Profissional em Economia Empresarial e Finanças da Escola de Pós-Graduação em Economia para obtenção do grau de Mestre em Economia Empresarial e Finanças.

Data da defesa: 30/05/2017

ASSINATURA DOS MEMBROS DA BANCA EXAMINADORA



Maurício Canêdo Pinheiro
Orientador (a)



Edson Daniel Lopes Gonçalves



Bruno Ottoni Eloy Vaz

Este trabalho é dedicado à Luécio Bahiana Lôpo, o maioral.

Agradecimentos

Agradeço ao meu orientador Mauricio Canêdo Pinheiro, por todo o suporte ao longo desse projeto e aos membros da minha banca, Bruno Ottoni Eloy Vaz e Edson Daniel Lopes Gonçalves pelos valorosos comentários.

Agradeço a todos meus amigos, em especial, Esdras Beline, que dedicou seu tempo me ensinando os caminhos do EViews, Gustavo Pereira e Lucas Alves, pela onipresente ajuda na minha vida acadêmica, Patricia Costa, por me ajudar na preparação para a defesa e Vinicius Barcelos, por estar sempre disponível ao longo do mestrado.

Agradeço também aos amigos do IBRE e cito, em especial, minha coordenadora Sandra Travassos, pela compreensão e apoio nos momentos que precisei me dedicar à dissertação.

Por fim, agradeço a minha família, em especial, a Sylvia Lôpo e Rogerio Nacache pelas consultorias nas quais a qualidade não refletia o preço. A propósito, o preço não era elevado.

Resumo

Aumentos de custo são repassados ao consumidor em maior proporção do que reduções de custos em diversos mercados. Esse fenômeno é largamente documentado na literatura, mas ainda é um tema pouco explorado no Brasil. Colusão é uma das explicações teóricas para esse fenômeno. Este estudo objetiva examinar a assimetria na transmissão de preços no mercado de cerveja brasileiro onde, em 2013, quatro grupos de cervejarias detinham mais de 98% do mercado. Os resultados apontam assimetria na medida em que, no curto prazo, aumentos de custo são repassados e reduções de custo parecem não ter efeitos. Além disso, mercados repassam aumentos mais fortemente que bares e restaurantes.

Palavras-chaves: Assimetria de Transmissão, Modelo de Correção de Erros, Cointegração, Preços do Cerveja.

Abstract

In several markets, cost hikes are passed through to consumers to a larger extent than cost reductions. This is a widely documented phenomenon in the literature, yet under-explored in Brazil. Collusion is one of the theoretical explanations for that. This study examines pass-through asymmetry in the Brazilian beer market where in 2013 four major brewing companies held over 98% of the market. Our results indicate asymmetry insofar as cost hikes are passed through but cost reductions don't seem to affect prices. Moreover, supermarkets pass-through cost hikes more strongly than bars and restaurants.

Keywords: Pass-through Asymmetry, Error Correction Model, Cointegration, Beer Prices.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Market-share dos produtores brasileiros de cerveja segundo o volume produzido	13
Figura 2 – Cadeia de Comércio da Cerveja	14
Figura 3 – IPA e IPCs	15
Figura 4 – Variação do logaritmo de IPA e IPC-GA	16
Figura 5 – Variação do logaritmo de IPA e IPC-AF	16

Lista de tabelas

Tabela 1	– Distribuição de frequências das variações de IPA e IPC-AF	17
Tabela 2	– Resumo dos testes de raiz unitária	18
Tabela 3	– Resumo dos testes de cointegração	19
Tabela 4	– Resumo dos testes de causalidade de Granger.	20
Tabela 5	– Parâmetros estimados para cada modelo de transmissão de preços	23
Tabela 6	– Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de nível do logaritmo do IPA	28
Tabela 7	– Resultados de Phillips-Perron para série de nível do logaritmo do IPA .	29
Tabela 8	– Resultados de KPSS para série de nível do logaritmo do IPA	30
Tabela 9	– Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de nível do logaritmo do IPC-AF	31
Tabela 10	– Resultados de Phillips-Perron para série de nível do logaritmo do IPC-AF	32
Tabela 11	– Resultados de KPSS para série de nível do logaritmo do IPC-AF	33
Tabela 12	– Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de nível do logaritmo do IPC-GA	34
Tabela 13	– Resultados de Phillips-Perron para série de nível do logaritmo do IPC-GA	35
Tabela 14	– Resultados de KPSS para série de nível do logaritmo do IPC-GA	36
Tabela 15	– Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de primeira diferença do logaritmo do IPA	37
Tabela 16	– Resultados de Phillips-Perron para série de primeira diferença do logaritmo do IPA	38
Tabela 17	– Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de primeira diferença do logaritmo do IPC-AF	39
Tabela 18	– Resultados de Phillips-Perron para série de primeira diferença do logaritmo do IPC-AF	40
Tabela 19	– Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de primeira diferença do logaritmo do IPC-GA	41
Tabela 20	– Resultados de Phillips-Perron para série de primeira diferença do logaritmo do IPC-GA	42
Tabela 21	– Resultados do teste de Engle-Granger para cointegração entre o logaritmo do IPA e o logaritmo do IPC-AF.	43
Tabela 22	– Resultados do teste de Johansen para cointegração entre o logaritmo do IPA e o logaritmo do IPC-AF.	44

Tabela 23	– Resultados do teste de Engle-Granger para cointegração entre o logaritmo do IPA e o logaritmo do IPC-GA.	45
Tabela 24	– Resultados do teste de Johansen para cointegração entre o logaritmo do IPA e o logaritmo do IPC-GA.	46
Tabela 25	– Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-AF com 1 lag. . .	47
Tabela 26	– Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-AF com 2 lags. . .	47
Tabela 27	– Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-AF com 3 lags. . .	47
Tabela 28	– Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-AF com 4 lags. . .	48
Tabela 29	– Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-GA com 1 lag. . .	48
Tabela 30	– Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-GA com 2 lags. . .	48
Tabela 31	– Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-GA com 3 lags. . .	49
Tabela 32	– Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-GA com 4 lags. . .	49
Tabela 33	– Modelo sem assimetria no canal “alimentação fora”.	50
Tabela 34	– Modelo sem assimetria no canal “gêneros alimentícios”.	51
Tabela 35	– Teste de assimetria no canal “alimentação fora”.	52
Tabela 36	– Teste de assimetria no canal “gêneros alimentícios”.	53
Tabela 37	– Teste de assimetria no canal “alimentação fora” com <i>dummies</i> mensais.	54
Tabela 38	– Teste de assimetria no canal “gêneros alimentícios” com <i>dummies</i> mensais.	55
Tabela 39	– Teste de AIC no canal “alimentação fora” para modelo básico.	56
Tabela 40	– Teste de ATAE no canal “alimentação fora” para modelo básico.	56
Tabela 41	– Teste de AIC no canal “gêneros alimentícios” para modelo básico.	57
Tabela 42	– Teste de ATAE no canal “gêneros alimentícios” para modelo básico.	57
Tabela 43	– Teste de AIC no canal “alimentação fora” para modelo básico com <i>dummies</i> mensais.	58
Tabela 44	– Teste de ATAE no canal “alimentação fora” para modelo básico com <i>dummies</i> mensais.	58
Tabela 45	– Teste de AIC no canal “gêneros alimentícios” para modelo básico com <i>dummies</i> mensais.	59
Tabela 46	– Teste de ATAE no canal “gêneros alimentícios” para modelo básico com <i>dummies</i> mensais.	59

Sumário

1	Introdução	12
2	Metodologia	14
2.1	Dados	14
2.2	Modelo	16
2.3	Propriedades Estatísticas das Séries	18
2.4	Causalidade	19
3	Resultados	21
4	Conclusão	24
	Referências	25
	Anexos	27
	ANEXO A Testes de raiz unitária.	28
	ANEXO B Testes de cointegração.	43
	ANEXO C Testes de causalidade.	47
	ANEXO D Modelos de assimetria.	50
	ANEXO E Testes de Wald.	56

1 Introdução

Em dissonância com os resultados empíricos encontrados na literatura internacional, os modelos canônicos de competição ou monopólio não preveem assimetrias de preços decorrentes de repasses de custos positivos ou negativos. Entretanto, esse fenômeno não é apenas coloquialmente aceito (vide *Blinder (1994)*), mas também é largamente identificado na literatura, *Peltzman (2000)*, por exemplo, detectou o fenômeno em dois a cada três mercados estudados.

Diversos modelos teóricos emergiram para explicar essa lacuna onde destacam-se modelos com graus de colusão ou custos de procura (vide *Lewis (2004)*, *Borenstein, Cameron e Gilbert (1997)* e *Tappata (2009)*).

Já a literatura aplicada explorou bastante o mercado de preços de combustíveis como em *Borenstein, Cameron e Gilbert (1997)* e *Bachmeier e Griffin (2003)*, mas também examinou diversos outros mercados como em *Frey e Manera (2007)* e *Meyer e Cramon-Taubadel (2004)*.

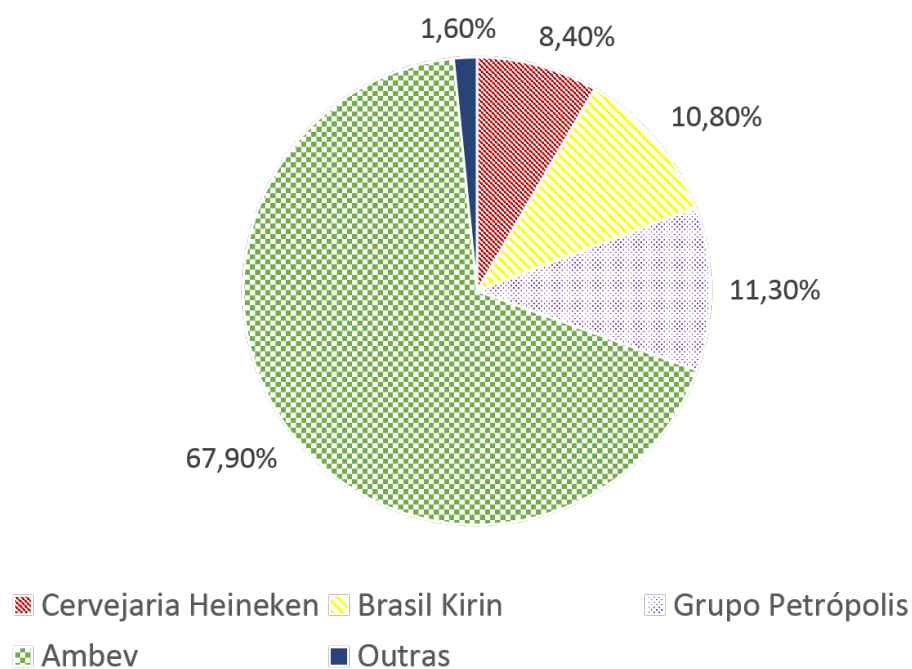
Por outro lado, a literatura aplicada a dados brasileiros é escassa. Enquanto no mercado de combustíveis, *Canêdo-Pinheiro (2012)* e *Uchôa (2008)* fornecem contribuições, utilizando dados brasileiros, à literatura, outros trabalhos, como *Aguiar e Santana (2002)* e *Alves, Tonin e Carrer (2013)*, exploram mercados agrícolas também utilizando dados brasileiros. Por sua vez, *Pimentel et al. (2016)* examina o fenômeno de transmissão de preços para setores mais amplos utilizando séries agregadas do Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

O presente estudo, de maneira inédita, aborda o mercado cervejeiro brasileiro. Esse setor é particularmente interessante visto que parte da literatura atribui o fenômeno de assimetria à baixa competitividade do mercado. O mercado de cervejas brasileiro é altamente concentrado como observa-se na figura 1. Segundo *Júnior et al. (2014)*, em 2013, os quatro maiores grupos cervejeiros brasileiros detinham mais de 98% do mercado nacional.

Este trabalho busca estimar modelos de transmissão de preços de maneira análoga ao proposto em *Canêdo-Pinheiro (2012)* sem tratar dos modelos que microfundamentam a assimetria. Atenção especial foi dada para reportar os dados utilizados e os resultados de todos os testes realizados em prol da reprodutibilidade do estudo.

Outra novidade presente nesse estudo é a comparação da transmissão de preços em dois canais do varejo (“gêneros alimentícios” e “alimentação fora”) para o mesmo produto. Os diferentes modelos estimados apresentaram resultados semelhantes que indicam que

Figura 1: Market-share dos produtores brasileiros de cerveja segundo o volume produzido



Adaptado de *Júnior et al. (2014)*.

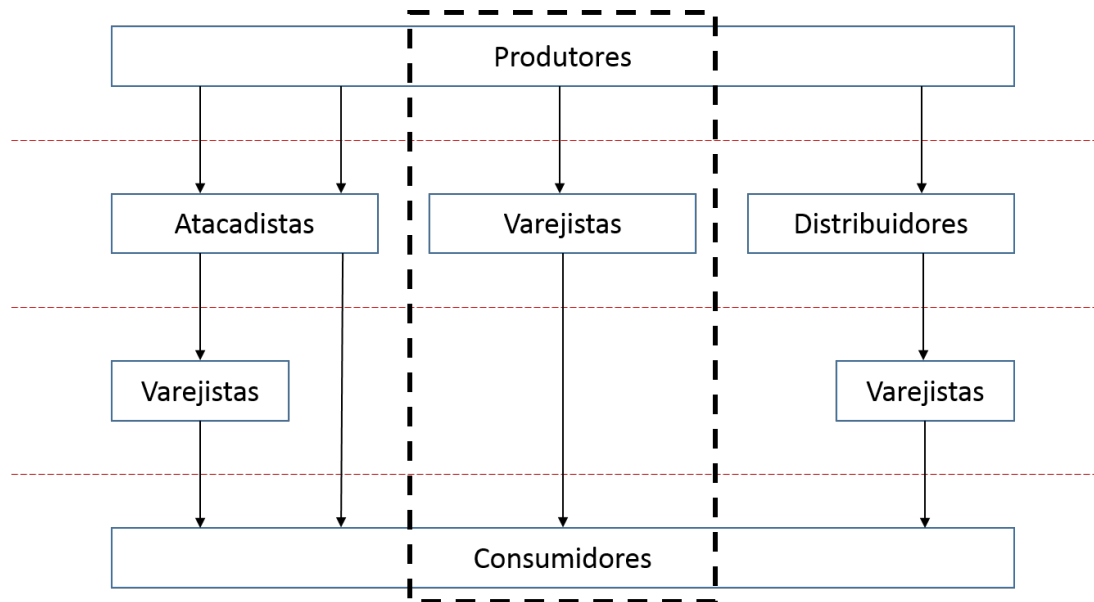
um aumento de 1% nos preços dos produtores gera aumentos aproximados de 0,11% e 0,28% nos preços dos varejistas, para os canais “alimentação fora” (representado por bares e restaurantes) e “gêneros alimentícios” (representado por mercados), respectivamente. O repasse de quedas de preços nos produtores, por sua vez, não apresentou significância estatística.

2 Metodologia

2.1 Dados

A figura 2 destaca, por um retângulo de linhas tracejadas, o fluxo de comércio que será abordado neste estudo. No retângulo, produtores vendem cervejas aos varejistas, que, por sua vez, vendem cerveja aos consumidores finais. A questão de interesse é se os varejistas repassam, aos consumidores, aumentos de preços dos produtores de forma simétrica ao repasse de reduções de preços.

Figura 2: Cadeia de Comércio da Cerveja



Elaboração própria.

Os modelos estimados neste estudo demandam séries de variações de preços de cerveja nos canais “Produtores” e “Varejistas” destacados na figura 2. Essas séries serão construídas a partir de séries de índices de preço.

O Índice de Preços ao Consumidor (IPC) calculados pela Fundação Getulio Vargas/Instituto Brasileiro de Economia (FGV/IBRE) tem diversas segmentações, entre elas, as séries:

- IPC/BR-DI Cerveja - Nro. Índice(1390884); e
- IPC/BR-DI Cervejas e chopps - Nro. Índice(1390938).

Enquanto a primeira série (1390884) está enquadrada em “gêneros alimentícios”, que engloba mercados, por exemplo, a segunda (1390938) é referente a “alimentação fora”,

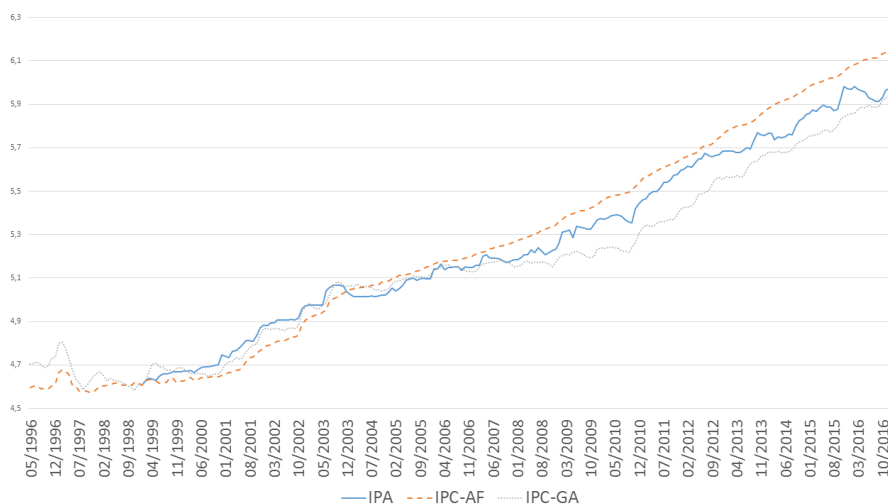
que engloba restaurantes, por exemplo. Portanto, elas representam diferentes canais de comercialização e serão denominadas, respectivamente, IPC-GA e IPC-AF.

Essas duas séries serão utilizadas como *proxy* dos preços praticados pelos varejistas que compram diretamente dos produtores.

O Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA), também proveniente da FGV/IBRE, contém uma segmentação denominada “IPA-OG-DI Cerveja e chope - Nro. Índice(1420594)”, que é calculado a partir de cotações de produtores. Essa segmentação será utilizada como *proxy* dos preços praticados pelos produtores.

O gráfico das séries citadas, IPC-GA, IPC-AF e IPA são expostos na figura 3 enquanto que os gráficos com as variações dessas séries são expostos separadamente nas figuras 4 e 5. As três séries são mensais e, enquanto as séries do IPC começam em maio de 1996, a série do IPA começa em janeiro de 1999. O presente estudo utilizou os dados até janeiro de 2017.

Figura 3: IPA e IPCs

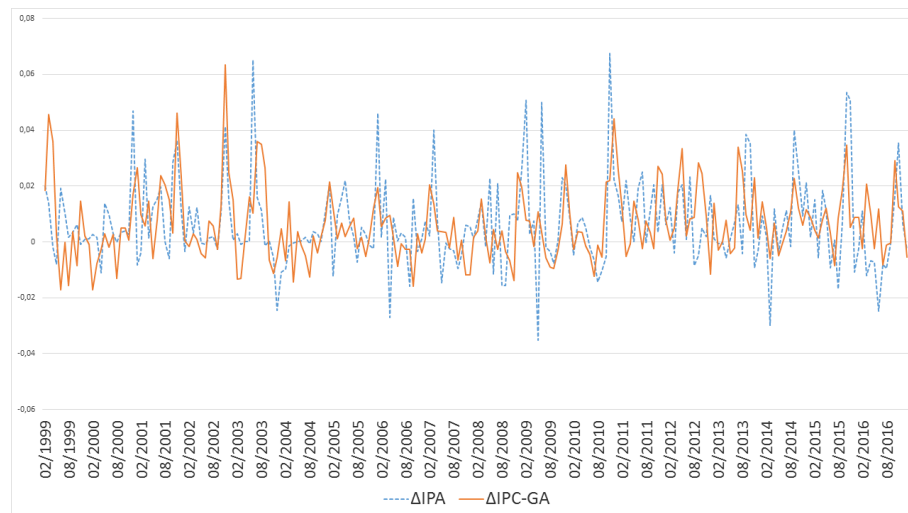


Para construção dessas séries, aplicou-se o logaritmo nas séries do IPA e IPCs com base 100 em janeiro de 1999.

Do gráfico observa-se que o IPA cresceu abaixo do IPC de “alimentação fora” e acima do IPC de “gêneros alimentícios”, gerando efeitos contrários na margem do varejo em cada segmento. Esse fenômeno é condizente com a alta inflação observada no setor de serviços, onde IPC-AF encontra-se, nos últimos anos. Outra possível explicação para o fenômeno é uma mudança do *mix* de cervejas ofertadas de modo a aumentar a presença de cervejas mais caras que têm maior margem.

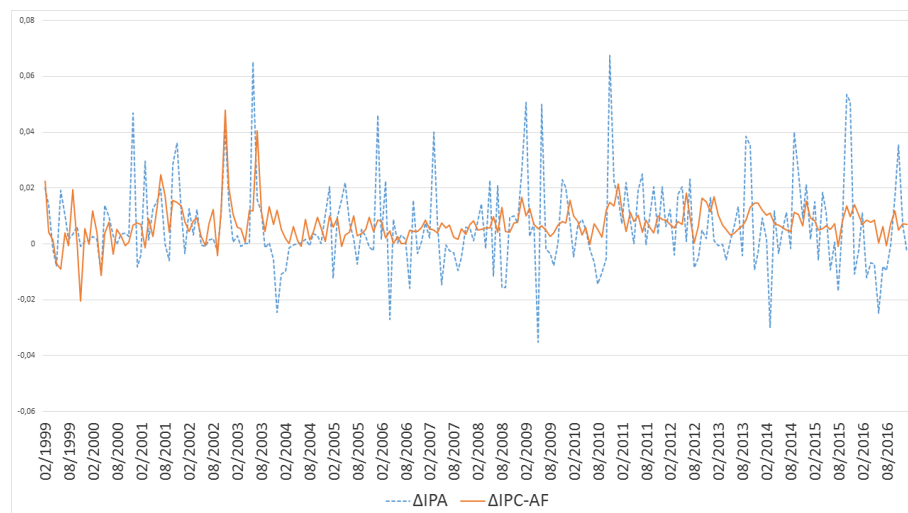
Das figuras 4 e 5 observa-se que as três séries apresentam variações positivas e negativas, característica essencial para a estimação dos modelos. A tabela 1 apresenta a frequência das altas e quedas em cada série. A análise visual, leva a crer ainda que, a

Figura 4: Variação do logaritmo de IPA e IPC-GA



Essas séries correspondem as diferenças das séries apresentadas na figura 2.

Figura 5: Variação do logaritmo de IPA e IPC-AF



Essas séries correspondem as diferenças das séries apresentadas na figura 2.

volatilidade de IPC-GA é maior que a de IPC-AF, esse fenômeno pode ser explicado por custos de menu mais elevados em restaurantes do que em mercados.

2.2 Modelo

Para estimação do modelo proposto, será utilizado um mecanismo de correção de erros, visto que espera-se cointegração das variáveis que serão utilizadas para modelar o problema. Essa abordagem não é única e a discussão das suas vantagens foge do escopo desse estudo¹.

¹ *Frey e Manera (2007)*, por exemplo, apresenta quinze modelos econométricos e oito definições de assimetria. Outra referência recomendada para o tema é *Meyer e Cramon-Taubadel (2004)*

Tabela 1: Distribuição de frequências das variações de IPA e IPC-AF

Quantidade de observações...	Δ IPA	Δ IPC-AF	Δ IPC-GA
menores que -2%	5	3	6
entre -2% e 0%	69	28	84
entre 0% e 2%	108	210	121
maiores que 2%	34	7	37
Total	216	248	248

Para cômputo das variações, foram utilizados o logaritmo das séries.

Formalmente, o modelo básico apresentado por *Frey e Manera (2007)* e *Meyer e Cramon-Taubadel (2004)* é exposto abaixo:

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{j=0}^{J^+} \beta_j^+ \Delta P_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{J^-} \beta_j^- \Delta P_{t-j}^- + \sum_{k=1}^{K^+} \gamma_k^+ \Delta p_{t-k}^+ + \sum_{k=1}^{K^-} \gamma_k^- \Delta p_{t-k}^- + \theta^+ \mu_{t-1}^+ + \theta^- \mu_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Em que t representa o tempo, p representa o logaritmo do preço da cerveja no varejo, P representa o logaritmo do preço da cerveja no produtor, Δ indica variação, $\Delta p^+ = \max\{\Delta p^+, 0\}$, $\Delta p^- = \min\{\Delta p^-, 0\}$, $\Delta P^+ = \max\{\Delta P^+, 0\}$, $\Delta P^- = \min\{\Delta P^-, 0\}$, $\mu_t = p_t - \delta - \lambda P_t$ é o desvio da relação de longo prazo entre as variáveis de interesse, $\mu^+ = \max\{\mu_t, 0\}$, $\mu^- = \min\{\mu_t, 0\}$ e ε é o erro aleatório.

Esse modelo ainda será acrescido de variáveis *dummies* referentes a todos os meses do ano, a fim de controlar efeitos de sazonalidade.

Note que os quatro primeiros somatórios são referentes ao comportamento dos preços no curto prazo enquanto que o termo $\theta^+ \mu_{t-1}^+ + \theta^- \mu_{t-1}^-$ é referente a um comportamento de longo prazo.

A hipótese de cointegração, que será testada na subseção 2.3, por sua vez, permite a substituição de μ_t , que não é conhecido, por sua estimação: $\hat{\mu}_t = p_t - \hat{\delta} - \hat{\lambda} P_t$.

Quanto à definição de assimetria, o modelo escolhido permite a detecção imediata de quatro formas, são elas:

- Assimetria do Impacto Contemporâneo (AIC): Ocorre quando $\beta_0^+ \neq \beta_0^-$.
- Assimetria devida ao Efeito das Defasagens (AED): Ocorre quando $J^+ \neq J^-$ ou quando $\beta_j^+ \neq \beta_j^-$ para algum $j \in \{0, \dots, \min(J^+, J^-)\}$.
- Assimetria do Impacto Acumulado (AIA) até a defasagem k : Ocorre quando $\sum_{j=k}^{J^+} \beta_j^+ \neq \sum_{j=k}^{J^-} \beta_j^-$ para algum $k \in \{0, \dots, \min(J^+, J^-)\}$.

- Assimetria na Trajetória de Ajuste de Equilíbrio (ATAE): Ocorre quando $\theta^+ \neq \theta^-$.

Dentre essas formas, a AIC é o objeto central deste estudo visto que, comparada as demais assimetrias, provavelmente é a de maior magnitude, a de interpretação mais simples e é aquela que coloquialmente é pensada como assimetria no repasse de preços.

2.3 Propriedades Estatísticas das Séries

A cointegração de p e P é uma importante hipótese do modelo. Para verificar se as devidas séries são cointegradas, primeiramente testou-se a presença de raiz unitária nas séries em nível e em variação e, após, testou-se cointegração de fato.

Caso essa hipótese seja ferida, os testes de assimetria escolhidos não se sustentam, portanto, a verificação das propriedades estatísticas das séries representam resultados preliminares que legitimam os testes da seção seguinte.

Testes de Raiz Unitária

É esperado que as séries em nível de IPA, IPC-AF e IPC-GA tenham raiz unitária, enquanto que as séries das primeiras diferenças não tenham. Essa hipótese foi testada e os resultados sintetizados são apresentados na tabela 2².

Tabela 2: Resumo dos testes de raiz unitária

	IPA	IPC-AF	IPC-GA	Δ IPA	Δ IPC-AF	Δ IPC-GA
Augmented Dickey-Fuller	-2,19	-2,98	-2,51	-13,37***	-11,20***	-9,87***
Phillips-Perron	-2,19	-2,84	-2,11	-13,34***	-11,31***	-9,26***
KPSS	0,27***	0,30***	0,24***	-	-	-

Os símbolos ***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Para as séries em nível, os testes foram aplicados com constante e tendência, enquanto que, para as séries das primeiras diferenças, apenas a constante foi utilizada. O critério de informação de Scharwz foi utilizado para determinar a quantidade de defasagens e, no caso do teste KPSS, a janela foi definida pelo critério de Newey-West.

Conforme o esperado, os testes Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Perron rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária para as séries das primeiras diferenças e não rejeitaram para as séries em nível.

Ao contrário dos testes Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Perron, a hipótese nula do teste KPSS é de ausência de raiz unitária, de modo que o espera-se a rejeição

² Os resultados dos testes Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), sumarizados na tabela, são expostos por completo nas tabelas dispostas no anexo A.

da hipótese nula para as séries em nível. Dessa forma, o resultado desse teste representa mais um indício favorável a presença de raiz unitária.

Cabe ressaltar também que o resultado conjunto dos três testes é bastante robusto, na medida em que, enquanto uma amostra pequena poderia levar a conclusões erradas nos testes Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Perron, a hipótese nula invertida no teste de KPSS, elimina quaisquer dúvidas remanescentes.

Testes de Cointegração

Enquanto a subseção anterior não traz indícios contra a cointegração, a presente subseção testa diretamente essa hipótese.

A tabela 3 resume os resultados dos testes de Engle-Granger e Johansen³.

Tabela 3: Resumo dos testes de cointegração

Testes	IPA e IPC-AF		IPA e IPC-GA	
	Estatística do Teste	p-valor	Estatística do Teste	p-valor
Engle-Granger (Estatística τ)	-3,21*	0,0718	-2,07	0,4906
Engle-Granger (Estatística z)	-18,61*	0,0677	-9,66	0,3764
Johansen (Traço)	26,28**	0,0445	27,57**	0,0305
Johansen (Máximo Autovalor)	21,65**	0,0230	22,26**	0,0186

Os símbolos ***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Os testes de Engle-Granger, entre o IPA e os IPCs, foram aplicados somente com constante, enquanto que os testes de Johansen utilizaram constante e tendência. Todos utilizaram o critério de informação de Schwarz.

Apesar dos testes de Engle-Granger rejeitarem a hipótese nula de ausência de cointegração ao nível de 10% entre IPA e IPC-AF, os resultados não apresentam grandes indícios de cointegração.

Por outro lado, todos os testes de Johansen, ao nível de 5%, rejeitam a hipótese nula de ausência de cointegração, um forte indício em prol das hipóteses básicas do modelo. Uma possível explicação para não rejeição da hipótese nula pelo teste de Engle-Granger é a de baixo poder do teste.

2.4 Causalidade

Uma outra hipótese subliminar ao modelo é que o preço do produtor causa o preço do varejo, mas a causalidade inversa é inexistente. Isso ocorre pois o modelo proposto interpreta variações do IPA como choques que impactam as séries do IPC.

³ Os resultados dos testes são expostos por completo nas tabelas dispostas no anexo B.

Como corolário dessa abordagem, espera-se que seja possível identificar causalidade em sentido único entre as séries. A tabela 4 sumariza os resultados dos testes de causalidade de Granger⁴.

Tabela 4: Resumo dos testes de causalidade de Granger.

Defasagens	Δ IPA não Granger- causa Δ IPC-AF	Δ IPC-AF não Granger-causa Δ IPA	Δ IPA não Granger- causa Δ IPC-GA	Δ IPC-GA não Granger-causa Δ IPA
1	14,59***	2,32	16,33***	15,69***
2	7,65***	3,15**	9,34***	9,54***
3	5,76***	1,84	6,59***	7,76***
4	4,62***	1,47	4,77***	7,50***

Os símbolos ***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Os testes confirmam que IPA causa os IPCs no sentido de Granger, contudo, ao contrário do esperado, os testes também indicaram causalidade reversa entre o IPA e IPC-GA.

Esse resultado pode ser interpretado como um poder de barganha dos agentes do canal “gêneros alimentícios” frente aos produtores. Enquanto os mercados parecem ser capazes de exercer pressão para queda de preços de produtores de cerveja, os restaurantes do canal “alimentação fora” não detêm a mesma força.

⁴ Os resultados dos testes são expostos por completo nas tabelas dispostas no anexo C

3 Resultados

Como o capítulo anterior não refutou as hipóteses do modelo proposto, o presente capítulo testará o modelo com algumas pequenas variações. A síntese de todos os modelos estimados, assim como o resultado do teste AIC de assimetria, são apresentados na tabela 5¹.

O “modelo 0” não contém assimetria, i.e., formalmente pode ser escrito como:

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{j=0}^J \beta_j \Delta P_{t-j} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \Delta p_{t-k} + \theta \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

Essa formulação foi estimada para fins de comparação com o “modelo 1”, apresentado na equação (2.1), e com o “modelo 2” que acrescenta *dummies* para todos os meses do ano ao “modelo 1”.

Ressalta-se que a quantidade de lags de todos os modelos foram escolhidas por meio do critério de informação de Schwarz (BIC) que resultou em diferentes especificações. Contudo, a tabela reporta somente os coeficientes das variações sem *lags* do IPA (β_0 , β_0^+ e β_0^-) e os coeficientes das variações com uma defasagem dos IPCs (γ_1 , γ_1^+ e γ_1^-).

Conforme definido na subseção 2.2, AIC ocorre quando $\beta_0^+ \neq \beta_0^-$, mais especificamente, espera-se que, caso exista assimetria, $\beta_0^+ > \beta_0^-$, i.e., os aumentos de custo sejam transmitidos mais fortemente do que as reduções. Espera-se também que β_0^+ e β_0^- sejam positivos, caso contrário, um aumento ou redução está sendo repassado na direção inversa.

Dos resultados nota-se que nem todos os resultados são os esperados. O resultado negativo para β_0^- na especificação do modelo 1 para gêneros alimentícios não é um resultado natural, mas tampouco é estatisticamente significativo. A hipótese nula do teste de Wald ($\beta_0^+ = \beta_0^-$) foi rejeitada para o canal gêneros alimentícios, mas não foi para o canal alimentação fora.

O modelo 2 foi concebido pois a ausência de controle de sazonalidade pode ter sido responsável pelos resultados contra-intuitivos, mas o segundo modelo não apresentou resultados tão distintos do primeiro.

Na especificação com controle de sazonalidade, o teste de Wald rejeitou a hipótese nula de ausência de AIC em ambos os canais. Quanto aos valores estimados para β no canal alimentação fora, o valor de β_0^- , apesar de negativo, está próximo de zero, o que não

¹ Os resultados dos modelos estimados, sumarizados na tabela, são expostos por completo nas tabelas dispostas no anexo D

indica significância econômica, tampouco apresentou significância estatística. Já no canal “gêneros alimentícios”, o valor de β_0^- foi negativo e estatisticamente não significativo.

Comparando o repasse de preços nos dois diferentes canais, nota-se que os varejistas do canal “gêneros alimentícios”, repassam altas de preços mais fortemente que os agentes do canal “alimentação fora”. Segundo o modelo 2, um aumento de 1% nos preços dos produtores gera aumentos aproximados de 0,11% e 0,28% nos preços dos varejistas, para os canais “alimentação fora” e “gêneros alimentícios”, respectivamente.

Isso denota um maior poder de mercado no canal “gêneros alimentícios” (representado por mercados) do que no canal “alimentação fora” (representado por bares e restaurantes). Esse fenômeno pode ser explicado por custos de menu mais altos nos bares e restaurantes do que em supermercados. Enquanto supermercados modificam preços com uma grande frequência, bares e restaurantes costumam realizar mudanças poucas vezes no ano. Uma explicação alternativa é que a cerveja, propriamente dita, representa uma maior parcela dos custos dos mercados do que nos bares que tendem a ter custos mais altos com mão de obra, por exemplo. O resultado pode também ser um indício de que o canal “alimentação fora” tem um nível de concorrência maior do que o canal “gêneros alimentícios”.

A não significância estatística de β_0^- , por sua vez, pode ser interpretada como uma rigidez dos IPCs frente a quedas no IPA, i.e., quedas de preços no IPA não afetam o IPC, enquanto subidas afetam. Essa seria a forma extrema de assimetria.

Tabela 5: Parâmetros estimados para cada modelo de transmissão de preços

	Alimentação fora			Gêneros alimentícios		
	Mod. 0	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 0	Mod. 1	Mod. 2
α	0,0049*** (0,0006)	0,0026*** (0,0009)	0,0039** (0,0017)	0,0023*** (0,0009)	-0,0011 (0,0018)	0,0020 (0,0032)
β_0	0,1068*** (0,0252)	- -	- -	0,1884*** (0,0496)	- -	- -
β_0^+	- -	0,1186*** (0,0314)	0,1100*** (0,0309)	- -	0,2790*** (0,0611)	0,2722*** (0,0638)
β_0^-	- -	0,0078 (0,0722)	-0,0400 (0,0706)	- -	-0,1231 (0,1386)	-0,1161 (0,1418)
γ_1	0,1582** (0,0637)	- -	- -	0,2187*** (0,0655)	- -	- -
γ_1^+	- -	0,1454** (0,0714)	0,1324* (0,0721)	- -	0,2574*** (0,0829)	0,2184** (0,0876)
γ_1^-	- -	-0,0894 (0,2209)	-0,5834* (0,2995)	- -	-0,0287 (0,2038)	0,0976 (0,2105)
θ	-0,0328*** (0,0097)	- -	- -	-0,0351** (0,0155)	- -	- -
θ^+	- -	0,0165 (0,0217)	0,0047 (0,0214)	- -	-0,0307 (0,0328)	-0,0370 (0,0331)
θ_0^-	- -	-0,0694*** (0,0172)	-0,0624*** (0,0168)	- -	-0,0430 (0,0283)	-0,0391 (0,0286)
<i>Dummies</i> sazonais	não	não	sim	não	não	sim
$\beta_0^+ = \beta_0^-$	-	1,2783 [0,2026]	1,7763* [0,0773]	-	2,4186** [0,0165]	2,2969** [0,0227]
$\theta_0^+ = \theta_0^-$	-	2,5385** [0,0119]	2,0028** [0,0466]	-	0,2323 [0,8166]	0,0400 [0,9681]
R^2	0,2460	0,2880	0,4104	0,2673	0,2979	0,3316
Número de observações	211	211	211	211	211	211

Os símbolos ***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. Entre parênteses, os desvios-padrão das estimativas. Entre colchetes, os p-valores. O número de defasagens das variáveis explicativas foi escolhido de modo a minimizar o critério de informação de Schwarz. As estimativas das dummies sazonais, assim como os coeficientes das variáveis defasadas foram omitidas por conveniência.

4 Conclusão

O presente estudo examinou a ocorrência de assimetria na transmissão de preços no mercado de cervejas do Brasil. Os diferentes modelos estimados apresentaram resultados semelhantes que indicam que um aumento de 1% nos preços dos produtores gera aumentos aproximados de 0,11% e 0,28% nos preços dos varejistas, para os canais “alimentação fora” (representado por bares e restaurantes) e “gêneros alimentícios” (representado por mercados), respectivamente. O repasse de quedas de preços nos produtores não apresentou significância estatística.

A não transmissão de quedas nos preços dos produtores pelos varejistas é um resultado inesperado que abre margem para novos estudos. Em especial, a ocorrência desse fenômeno em outros bens de consumo presentes no IPA e no IPC é uma dúvida que vem à tona.

O repasse de aumentos de preços encontrado foi mais forte em um canal que no outro. Isso denota um maior poder de mercado no canal “gêneros alimentícios” (representado por mercados) do que no canal “alimentação fora” (representado por bares e restaurantes). Esse fenômeno pode ser explicado por custos de menu mais altos nos bares e restaurantes do que em supermercados. Uma explicação alternativa é que a cerveja, propriamente dita, representa uma maior parcela dos custos dos mercados do que nos bares. O resultado pode também ser um indício de que o canal “alimentação fora” tem um nível de concorrência maior do que o canal “gêneros alimentícios”.

Outro resultado interessante foi encontrado no canal “gêneros alimentícios”, onde choques nos preços do varejo demonstram causalidade no sentido de Granger nos preços dos produtores, o que pode ser um indício de poder de barganha dos grandes supermercados.

Referências

- AGUIAR, D. R.; SANTANA, J. A. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from brazil. *Agribusiness*, Wiley Online Library, v. 18, n. 1, p. 37–48, 2002. Citado na página 12.
- ALVES, A. F.; TONIN, J. M.; CARRER, M. J. Assimetria de transmissão de preço na comercialização da uva fina de mesa no paran : 1997 a 2011. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, SciELO Brasil, v. 51, n. 3, p. 479–498, 2013. Citado na p gina 12.
- BACHMEIER, L. J.; GRIFFIN, J. M. New evidence on asymmetric gasoline price responses. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 85, n. 3, p. 772–776, 2003. Citado na p gina 12.
- BACON, R. W. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of uk retail gasoline prices to cost changes. *Energy economics*, Elsevier, v. 13, n. 3, p. 211–218, 1991. Nenhuma cita o no texto.
- BLINDER, A. S. On sticky prices: academic theories meet the real world. In: *Monetary policy*. [S.l.]: The University of Chicago Press, 1994. p. 117–154. Citado na p gina 12.
- BORENSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 112, n. 1, p. 305–339, 1997. Citado na p gina 12.
- CAN DO-PINHEIRO, M. Assimetrias na transmiss o dos pre os dos combust veis: O caso do  leo diesel no brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 66, n. 4, p. 469–490, 2012. Citado na p gina 12.
- FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic surveys*, Wiley Online Library, v. 21, n. 2, p. 349–415, 2007. Citado 3 vezes nas p ginas 12, 16 e 17.
- J NIOR, O. C. et al. O setor de bebidas no brasil. *BNDES Setorial*, Rio de Janeiro, n. 40, 2014. Citado 2 vezes nas p ginas 12 e 13.
- LEWIS, M. Asymmetric price adjustment and consumer search: An examination of the retail gasoline market. *Competition Policy Center*, 2004. Citado na p gina 12.
- MEYER, J.; CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of agricultural economics*, Wiley Online Library, v. 55, n. 3, p. 581–611, 2004. Citado 3 vezes nas p ginas 12, 16 e 17.
- PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 108, n. 3, p. 466–502, 2000. Citado na p gina 12.
- PIMENTEL, D. et al. Assimetria no repasse de custos a pre os: Uma an lise para 21 atividades industriais no brasil de 1996 a 2014. 2016. Citado na p gina 12.

TAPPATA, M. Rockets and feathers: Understanding asymmetric pricing. *The RAND Journal of Economics*, Wiley Online Library, v. 40, n. 4, p. 673–687, 2009. Citado na página [12](#).

UCHÔA, C. F. A. Testando a assimetria nos preços da gasolina brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 62, n. 1, p. 103–117, 2008. Citado na página [12](#).

Anexos

ANEXO A – Testes de raiz unitária.

Tabela 6: Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de nível do logaritmo do IPA

Null Hypothesis: LOG_IPA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.193064	0.4906
Test critical values: 1% level	-4.001108	
5% level	-3.430766	
10% level	-3.138998	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IPA)

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:25

Sample (adjusted): 1999M02 2017M01

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IPA(-1)	-0.044281	0.020191	-2.193064	0.0294
C	0.174838	0.077040	2.269452	0.0242
@TREND("1996M05")	0.000280	0.000128	2.192235	0.0294
R-squared	0.022168	Mean dependent var		0.006310
Adjusted R-squared	0.012987	S.D. dependent var		0.015556
S.E. of regression	0.015454	Akaike info criterion		-5.488076
Sum squared resid	0.050871	Schwarz criterion		-5.441197
Log likelihood	595.7122	Hannan-Quinn criter.		-5.469137
F-statistic	2.414434	Durbin-Watson stat		1.779529
Prob(F-statistic)	0.091862			

Tabela 7: Resultados de Phillips-Perron para série de nível do logaritmo do IPA

Null Hypothesis: LOG_IPA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.193064	0.4906
Test critical values: 1% level	-4.001108	
5% level	-3.430766	
10% level	-3.138998	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.000236
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000236

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IPA)

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:43

Sample (adjusted): 1999M02 2017M01

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IPA(-1)	-0.044281	0.020191	-2.193064	0.0294
C	0.174838	0.077040	2.269452	0.0242
@TREND("1996M05")	0.000280	0.000128	2.192235	0.0294
R-squared	0.022168	Mean dependent var		0.006310
Adjusted R-squared	0.012987	S.D. dependent var		0.015556
S.E. of regression	0.015454	Akaike info criterion		-5.488076
Sum squared resid	0.050871	Schwarz criterion		-5.441197
Log likelihood	595.7122	Hannan-Quinn criter.		-5.469137
F-statistic	2.414434	Durbin-Watson stat		1.779529
Prob(F-statistic)	0.091862			

Tabela 8: Resultados de KPSS para série de nível do logaritmo do IPA

Null Hypothesis: LOG_IPA is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.271672
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	0.002700
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.026723

KPSS Test Equation

Dependent Variable: LOG_IPA

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:45

Sample (adjusted): 1999M01 2017M01

Included observations: 217 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.819446	0.008677	440.1618	0.0000
@TREND("1996M05")	0.006275	5.66E - 05	110.9191	0.0000
R-squared	0.982825	Mean dependent var		4.697996
Adjusted R-squared	0.982745	S.D. dependent var		0.397437
S.E. of regression	0.052207	Akaike info criterion		-3.058035
Sum squared resid	0.585992	Schwarz criterion		-3.026884
Log likelihood	333.7968	Hannan-Quinn criter.		-3.045452
F-statistic	12303.04	Durbin-Watson stat		0.088781
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 9: Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de nível do logaritmo do IPC-AF

Null Hypothesis: LOG_IPC_A_F_ has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.979828	0.1400
Test critical values: 1% level	-3.995645	
5% level	-3.428123	
10% level	-3.137440	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IPC_A_F_)

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:48

Sample (adjusted): 1996M07 2017M01

Included observations: 247 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IPC_A_F_(-1)	-0.021887	0.007345	-2.979828	0.0032
D(LOG_IPC_A_F_(-1))	0.272780	0.060463	4.511511	0.0000
C	0.105321	0.034712	3.034139	0.0027
@TREND("1996M05")	0.000170	5.06E - 05	3.350905	0.0009
R-squared	0.161912	Mean dependent var		0.006262
Adjusted R-squared	0.151565	S.D. dependent var		0.008660
S.E. of regression	0.007977	Akaike info criterion		-6.808515
Sum squared resid	0.015462	Schwarz criterion		-6.751683
Log likelihood	844.8516	Hannan-Quinn criter.		-6.785634
F-statistic	15.64855	Durbin-Watson stat		2.032164
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 10: Resultados de Phillips-Perron para série de nível do logaritmo do IPC-AF

Null Hypothesis: LOG_IPC_A_F_ has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.835917	0.1859
Test critical values:		
1% level	-3.995492	
5% level	-3.428049	
10% level	-3.137397	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		$6.81E - 05$
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		$8.67E - 05$

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IPC_A_F_)

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:51

Sample (adjusted): 1996M06 2017M01

Included observations: 248 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IPC_A_F_(-1)	-0.022092	0.007495	-2.947481	0.0035
C	0.107233	0.035436	3.026098	0.0027
@TREND("1996M05")	0.000178	$5.14E - 05$	3.455315	0.0006
R-squared	0.085106	Mean dependent var		0.006276
Adjusted R-squared	0.077638	S.D. dependent var		0.008645
S.E. of regression	0.008303	Akaike info criterion		-6.732493
Sum squared resid	0.016888	Schwarz criterion		-6.689992
Log likelihood	837.8291	Hannan-Quinn criter.		-6.715384
F-statistic	11.39535	Durbin-Watson stat		1.446648
Prob(F-statistic)	0.000019			

Tabela 11: Resultados de KPSS para série de nível do logaritmo do IPC-AF

Null Hypothesis: LOG_IPC_A_F_ is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 12 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.298597
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	0.004952
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.055773

KPSS Test Equation

Dependent Variable: LOG_IPC_A_F_

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:52

Sample: 1996M05 2017M01

Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.731865	0.008928	529.9860	0.0000
@TREND("1996M05")	0.006792	6.23E - 05	109.0275	0.0000
R-squared	0.979644	Mean dependent var		5.574030
Adjusted R-squared	0.979562	S.D. dependent var		0.494220
S.E. of regression	0.070655	Akaike info criterion		-2.454009
Sum squared resid	1.233065	Schwarz criterion		-2.425756
Log likelihood	307.5241	Hannan-Quinn criter.		-2.442637
F-statistic	11886.99	Durbin-Watson stat		0.015024
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 12: Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de nível do logaritmo do IPC-GA

Null Hypothesis: LOG_IPC_G_A_ has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.508142	0.3240
Test critical values: 1% level	-3.995645	
5% level	-3.428123	
10% level	-3.137440	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_IPC_G_A_)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/17 Time: 11:56
 Sample (adjusted): 1996M07 2017M01
 Included observations: 247 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IPC_G_A_(-1)	-0.024963	0.009953	-2.508142	0.0128
D(LOG_IPC_G_A_(-1))	0.424750	0.057843	7.343109	0.0000
C	0.119511	0.047471	2.517556	0.0125
@TREND("1996M05")	0.000148	5.31E - 05	2.797022	0.0056
R-squared	0.213056	Mean dependent var		0.004968
Adjusted R-squared	0.203341	S.D. dependent var		0.015119
S.E. of regression	0.013494	Akaike info criterion		-5.757046
Sum squared resid	0.044249	Schwarz criterion		-5.700214
Log likelihood	714.9952	Hannan-Quinn criter.		-5.734165
F-statistic	21.92987	Durbin-Watson stat		1.994097
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 13: Resultados de Phillips-Perron para série de nível do logaritmo do IPC-GA

Null Hypothesis: LOG_IPC_G_A_ has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.107859	0.5384
Test critical values:		
1% level	-3.995492	
5% level	-3.428049	
10% level	-3.137397	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.000218
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000363

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IPC_G_A_)

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:57

Sample (adjusted): 1996M06 2017M01

Included observations: 248 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IPC_G_A_(-1)	-0.019850	0.010825	-1.833754	0.0679
C	0.095528	0.051669	1.848870	0.0657
@TREND("1996M05")	0.000136	5.76E - 05	2.358824	0.0191
R-squared	0.037896	Mean dependent var		0.004959
Adjusted R-squared	0.030042	S.D. dependent var		0.015089
S.E. of regression	0.014860	Akaike info criterion		-5.568230
Sum squared resid	0.054103	Schwarz criterion		-5.525729
Log likelihood	693.4606	Hannan-Quinn criter.		-5.551121
F-statistic	4.825053	Durbin-Watson stat		1.160611
Prob(F-statistic)	0.008805			

Tabela 14: Resultados de KPSS para série de nível do logaritmo do IPC-GA

Null Hypothesis: LOG_IPC_G_A_ is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.243841
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	0.007648
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.077815

KPSS Test Equation

Dependent Variable: LOG_IPC_G_A_

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:59

Sample: 1996M05 2017M01

Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.773923	0.011095	430.2618	0.0000
@TREND("1996M05")	0.005194	7.74E - 05	67.09829	0.0000
R-squared	0.947991	Mean dependent var		5.418014
Adjusted R-squared	0.947780	S.D. dependent var		0.384240
S.E. of regression	0.087805	Akaike info criterion		-2.019398
Sum squared resid	1.904299	Schwarz criterion		-1.991145
Log likelihood	253.4150	Hannan-Quinn criter.		-2.008025
F-statistic	4502.180	Durbin-Watson stat		0.029537
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 15: Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de primeira diferença do logaritmo do IPA

Null Hypothesis: D(LOG_IPA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.37260	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.460739	
5% level	-2.874804	
10% level	-2.573917	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IPA,2)

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:42

Sample (adjusted): 1999M03 2017M01

Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_IPA(-1))	-0.911812	0.068185	-13.37260	0.0000
C	0.005687	0.001145	4.966832	0.0000
R-squared	0.456392	Mean dependent var		-0.000106
Adjusted R-squared	0.453840	S.D. dependent var		0.021027
S.E. of regression	0.015540	Akaike info criterion		-5.481598
Sum squared resid	0.051435	Schwarz criterion		-5.450243
Log likelihood	591.2718	Hannan-Quinn criter.		-5.468929
F-statistic	178.8263	Durbin-Watson stat		1.996054
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 16: Resultados de Phillips-Perron para série de primeira diferença do logaritmo do IPA

Null Hypothesis: D(LOG_IPA) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-13.33638	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.460739	
5% level	-2.874804	
10% level	-2.573917	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000239
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000222

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IPA,2)

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:44

Sample (adjusted): 1999M03 2017M01

Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_IPA(-1))	-0.911812	0.068185	-13.37260	0.0000
C	0.005687	0.001145	4.966832	0.0000
R-squared	0.456392	Mean dependent var		-0.000106
Adjusted R-squared	0.453840	S.D. dependent var		0.021027
S.E. of regression	0.015540	Akaike info criterion		-5.481598
Sum squared resid	0.051435	Schwarz criterion		-5.450243
Log likelihood	591.2718	Hannan-Quinn criter.		-5.468929
F-statistic	178.8263	Durbin-Watson stat		1.996054
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 17: Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de primeira diferença do logaritmo do IPC-AF

Null Hypothesis: D(LOG_IPC_A_F_) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.19713	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.456730	
5% level	-2.873045	
10% level	-2.572976	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_IPC_A_F_,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/17 Time: 11:49
 Sample (adjusted): 1996M07 2017M01
 Included observations: 247 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_IPC_A_F_(-1))	-0.676745	0.060439	-11.19713	0.0000
C	0.004235	0.000646	6.559944	0.0000
R-squared	0.338509	Mean dependent var		-1.03E - 05
Adjusted R-squared	0.335809	S.D. dependent var		0.010076
S.E. of regression	0.008211	Akaike info criterion		-6.758507
Sum squared resid	0.016520	Schwarz criterion		-6.730091
Log likelihood	836.6756	Hannan-Quinn criter.		-6.747066
F-statistic	125.3757	Durbin-Watson stat		2.049340
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 18: Resultados de Phillips-Perron para série de primeira diferença do logaritmo do IPC-AF

Null Hypothesis: D(LOG_IPC_A_F_) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.30561	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.456730	
5% level	-2.873045	
10% level	-2.572976	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		$6.69E - 05$
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		$7.08E - 05$

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IPC_A_F_,2)

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:51

Sample (adjusted): 1996M07 2017M01

Included observations: 247 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_IPC_A_F_(-1))	-0.676745	0.060439	-11.19713	0.0000
C	0.004235	0.000646	6.559944	0.0000
R-squared	0.338509	Mean dependent var		$-1.03E - 05$
Adjusted R-squared	0.335809	S.D. dependent var		0.010076
S.E. of regression	0.008211	Akaike info criterion		-6.758507
Sum squared resid	0.016520	Schwarz criterion		-6.730091
Log likelihood	836.6756	Hannan-Quinn criter.		-6.747066
F-statistic	125.3757	Durbin-Watson stat		2.049340
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 19: Resultados de Augmented Dickey-Fuller para série de primeira diferença do logaritmo do IPC-GA

Null Hypothesis: D(LOG_IPC_G_A_) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.865579	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.456730	
5% level	-2.873045	
10% level	-2.572976	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_IPC_G_A_,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/17 Time: 11:57
 Sample (adjusted): 1996M07 2017M01
 Included observations: 247 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_IPC_G_A_(-1))	-0.569570	0.057733	-9.865579	0.0000
C	0.002815	0.000917	3.070419	0.0024
R-squared	0.284316	Mean dependent var		-3.36E - 05
Adjusted R-squared	0.281394	S.D. dependent var		0.016134
S.E. of regression	0.013677	Akaike info criterion		-5.738114
Sum squared resid	0.045831	Schwarz criterion		-5.709698
Log likelihood	710.6571	Hannan-Quinn criter.		-5.726673
F-statistic	97.32964	Durbin-Watson stat		1.985176
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 20: Resultados de Phillips-Perron para série de primeira diferença do logaritmo do IPC-GA

Null Hypothesis: D(LOG_IPC_G_A_) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.257226	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.456730	
5% level	-2.873045	
10% level	-2.572976	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000186
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000131

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IPC_G_A_,2)

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 11:58

Sample (adjusted): 1996M07 2017M01

Included observations: 247 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_IPC_G_A_(-1))	-0.569570	0.057733	-9.865579	0.0000
C	0.002815	0.000917	3.070419	0.0024
R-squared	0.284316	Mean dependent var		-3.36E - 05
Adjusted R-squared	0.281394	S.D. dependent var		0.016134
S.E. of regression	0.013677	Akaike info criterion		-5.738114
Sum squared resid	0.045831	Schwarz criterion		-5.709698
Log likelihood	710.6571	Hannan-Quinn criter.		-5.726673
F-statistic	97.32964	Durbin-Watson stat		1.985176
Prob(F-statistic)	0.000000			

ANEXO B – Testes de cointegração.

Tabela 21: Resultados do teste de Engle-Granger para cointegração entre o logaritmo do IPA e o logaritmo do IPC-AF.

Date: 05/12/17 Time: 12:18

Series: LOG_IPA LOG_IPC_A_F_

Sample (adjusted): 1999M01 2017M01

Included observations: 217 after adjustments

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=14)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LOG_IPA	-3.213272	0.0718	-18.61176	0.0677
LOG_IPC_A_F_	-3.145511	0.0837	-18.16862	0.0743

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	LOG_IPA	LOG_IPC_A_F_
Rho - 1	-0.086166	-0.084114
Rho S.E.	0.026816	0.026741
Residual variance	0.000215	0.000290
Long-run residual variance	0.000215	0.000290
Number of lags	0	0
Number of observations	216	216
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

Tabela 22: Resultados do teste de Johansen para cointegração entre o logaritmo do IPA e o logaritmo do IPC-AF.

Date: 05/12/17 Time: 12:24

Sample (adjusted): 1999M06 2017M01

Included observations: 212 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LOG_IPA LOG_IPC_A_F_

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.097093	26.27650	25.87211	0.0445
At most 1	0.021574	4.623693	12.51798	0.6510

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.097093	21.65281	19.38704	0.0230
At most 1	0.021574	4.623693	12.51798	0.6510

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LOG_IPA	LOG_IPC_A_F_	@TREND(96M06)
31.31511	-36.52117	0.078647
8.798903	16.37100	-0.178365

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG_IPA)	-0.001080	-0.002186
D(LOG_IPC_A_F_)	0.001611	-0.000385

1 Cointegrating Equation(s):

Log likelihood

1393.749

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG_IPA	LOG_IPC_A_F_	@TREND(96M06)
1.000000	-1.166248	0.002511
	(0.18156)	(0.00134)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOG_IPA)	-0.033833
	(0.03358)
D(LOG_IPC_A_F_)	0.050447
	(0.01226)

Tabela 23: Resultados do teste de Engle-Granger para cointegração entre o logaritmo do IPA e o logaritmo do IPC-GA.

Date: 05/12/17 Time: 12:26
 Series: LOG_IPC_G_A_ LOG_IPA
 Sample (adjusted): 1999M01 2017M01
 Included observations: 217 after adjustments
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=14)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LOG_IPC_G_A_	-1.983299	0.5379	-9.258465	0.4023
LOG_IPA	-2.074110	0.4906	-9.664088	0.3764

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	LOG_IPC_G_A_	LOG_IPA
Rho - 1	-0.042863	-0.044741
Rho S.E.	0.021612	0.021571
Residual variance	0.000242	0.000296
Long-run residual variance	0.000242	0.000296
Number of lags	0	0
Number of observations	216	216
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

Tabela 24: Resultados do teste de Johansen para cointegração entre o logaritmo do IPA e o logaritmo do IPC-GA.

Date: 05/12/17 Time: 12:28
Sample (adjusted): 1999M06 2017M01
Included observations: 212 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: LOG_IPC_G_A_ LOG_IPA
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.099667	27.57106	25.87211	0.0305
At most 1	0.024750	5.312997	12.51798	0.5521

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.099667	22.25807	19.38704	0.0186
At most 1	0.024750	5.312997	12.51798	0.5521

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LOG_IPC_G_A_	LOG_IPA	@TREND(96M06)
12.95405	-31.96658	0.121410
18.01613	-7.771733	-0.054206

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG_IPC_G_A_)	D(LOG_IPA)
-0.002499	0.002198
-0.001180	-0.001995

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1272.531

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG_IPC_G_A_	LOG_IPA	@TREND(96M06)
1.000000	-2.467690	0.009372
	(0.35597)	(0.00223)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOG_IPC_G_A_)	D(LOG_IPA)
-0.032368	0.028471
(0.00967)	(0.01303)

ANEXO C – Testes de causalidade.

Tabela 25: Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-AF com 1 lag.

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 05/12/17 Time: 14:34
 Sample: 1996M05 2017M01
 Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DELTA_IPC_AF does not Granger Cause DELTA_IPA	215	2.31754	0.1294
DELTA_IPA does not Granger Cause DELTA_IPC_AF		14.5904	0.0002

Tabela 26: Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-AF com 2 lags.

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 05/12/17 Time: 14:35
 Sample: 1996M05 2017M01
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DELTA_IPC_AF does not Granger Cause DELTA_IPA	214	3.14936	0.0449
DELTA_IPA does not Granger Cause DELTA_IPC_AF		7.64602	0.0006

Tabela 27: Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-AF com 3 lags.

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 05/12/17 Time: 14:36
 Sample: 1996M05 2017M01
 Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DELTA_IPC_AF does not Granger Cause DELTA_IPA	213	1.83536	0.1418
DELTA_IPA does not Granger Cause DELTA_IPC_AF		5.76328	0.0008

Tabela 28: Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-AF com 4 lags.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/12/17 Time: 14:37

Sample: 1996M05 2017M01

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DELTA_IPC_AF does not Granger Cause DELTA_IPA	212	1.47197	0.2120
DELTA_IPA does not Granger Cause DELTA_IPC_AF		4.61833	0.0014

Tabela 29: Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-GA com 1 lag.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/12/17 Time: 14:38

Sample: 1996M05 2017M01

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DELTA_IPA does not Granger Cause DELTA_IPC_GA	215	16.3339	7.E - 05
DELTA_IPC_GA does not Granger Cause DELTA_IPA		15.6860	0.0001

Tabela 30: Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-GA com 2 lags.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/12/17 Time: 14:41

Sample: 1996M05 2017M01

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DELTA_IPA does not Granger Cause DELTA_IPC_GA	214	9.34389	0.0001
DELTA_IPC_GA does not Granger Cause DELTA_IPA		9.54068	0.0001

Tabela 31: Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-GA com 3 lags.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/12/17 Time: 14:41

Sample: 1996M05 2017M01

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DELTA_IPA does not Granger Cause DELTA_IPC_GA	213	6.58695	0.0003
DELTA_IPC_GA does not Granger Cause DELTA_IPA		7.75605	6.E - 05

Tabela 32: Teste bilateral de causalidade de Granger IPA e IPC-GA com 4 lags.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/12/17 Time: 14:42

Sample: 1996M05 2017M01

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DELTA_IPA does not Granger Cause DELTA_IPC_GA	212	4.76613	0.0011
DELTA_IPC_GA does not Granger Cause DELTA_IPA		7.50137	1.E - 05

ANEXO D – Modelos de assimetria.

Tabela 33: Modelo sem assimetria no canal “alimentação fora”.

Dependent Variable: DELTA_IPC_AF

Method: Least Squares

Date: 05/21/17 Time: 17:13

Sample: 1999M07 2017M01

Included observations: 211

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004930	0.000596	8.275754	0.0000
DELTA_IPA	0.106778	0.025201	4.237068	0.0000
DELTA_IPA(-1)	0.076711	0.026387	2.907187	0.0040
DELTA_IPC_AF(-1)	0.158244	0.063726	2.483211	0.0138
MI_A_F(-1)	-0.032760	0.009654	-3.393275	0.0008
R-squared	0.245964	Mean dependent var		0.007271
Adjusted R-squared	0.231322	S.D. dependent var		0.006378
S.E. of regression	0.005592	Akaike info criterion		-7.511455
Sum squared resid	0.006442	Schwarz criterion		-7.432027
Log likelihood	797.4585	Hannan-Quinn criter.		-7.479349
F-statistic	16.79910	Durbin-Watson stat		1.997854
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 34: Modelo sem assimetria no canal “gêneros alimentícios”.

Dependent Variable: DELTA_IPC_GA

Method: Least Squares

Date: 05/21/17 Time: 15:41

Sample: 1999M07 2017M01

Included observations: 211

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002291	0.000864	2.651065	0.0086
DELTA_IPA	0.188387	0.049642	3.794891	0.0002
DELTA_IPA(-1)	0.174431	0.051272	3.402064	0.0008
DELTA_IPC_GA(-1)	0.218746	0.065466	3.341388	0.0010
MI_G_A(-1)	-0.035145	0.015459	-2.273375	0.0240
R-squared	0.267316	Mean dependent var		0.005891
Adjusted R-squared	0.253090	S.D. dependent var		0.012384
S.E. of regression	0.010703	Akaike info criterion		-6.213167
Sum squared resid	0.023598	Schwarz criterion		-6.133739
Log likelihood	660.4891	Hannan-Quinn criter.		-6.181060
F-statistic	18.78956	Durbin-Watson stat		1.943408
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 35: Teste de assimetria no canal “alimentação fora”.

Dependent Variable: DELTA_IPC_AF

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 15:28

Sample: 1999M07 2017M01

Included observations: 211

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002621	0.000900	2.912664	0.0040
DELTA_IPA_POS	0.118635	0.031392	3.779120	0.0002
DELTA_IPA_POS(-1)	0.107843	0.030864	3.494160	0.0006
DELTA_IPA_NEG	0.007817	0.072222	0.108232	0.9139
DELTA_IPC_AF_POS(-1)	0.145382	0.071384	2.036614	0.0430
DELTA_IPC_AF_NEG(-1)	-0.089374	0.220883	-0.404622	0.6862
MI_A_F_POS(-1)	0.016522	0.021674	0.762283	0.4468
MI_A_F_NEG(-1)	-0.069448	0.017193	-4.039410	0.0001
R-squared	0.287964	Mean dependent var		0.007271
Adjusted R-squared	0.263411	S.D. dependent var		0.006378
S.E. of regression	0.005474	Akaike info criterion		-7.540331
Sum squared resid	0.006083	Schwarz criterion		-7.413246
Log likelihood	803.5049	Hannan-Quinn criter.		-7.488961
F-statistic	11.72827	Durbin-Watson stat		2.005895
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 36: Teste de assimetria no canal “gêneros alimentícios”.

Dependent Variable: DELTA_IPC_GA

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 15:30

Sample: 1999M07 2017M01

Included observations: 211

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001134	0.001775	-0.638771	0.5237
DELTA_IPA_POS	0.279007	0.061146	4.562960	0.0000
DELTA_IPA_POS(-1)	0.215792	0.061167	3.527906	0.0005
DELTA_IPA_NEG	-0.123111	0.138618	-0.888129	0.3755
DELTA_IPC_GA_POS(-1)	0.257392	0.082897	3.104945	0.0022
DELTA_IPC_GA_NEG(-1)	-0.028668	0.203801	-0.140664	0.8883
MI_G_A_POS(-1)	-0.030658	0.032757	-0.935927	0.3504
MI_G_A_NEG(-1)	-0.042950	0.028258	-1.519928	0.1301
R-squared	0.297943	Mean dependent var		0.005891
Adjusted R-squared	0.273734	S.D. dependent var		0.012384
S.E. of regression	0.010554	Akaike info criterion		-6.227430
Sum squared resid	0.022612	Schwarz criterion		-6.100345
Log likelihood	664.9939	Hannan-Quinn criter.		-6.176060
F-statistic	12.30720	Durbin-Watson stat		1.927870
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 37: Teste de assimetria no canal “alimentação fora” com *dummies* mensais.

Dependent Variable: DELTA_IPC_AF

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 15:24

Sample: 1999M07 2017M01

Included observations: 211

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003948	0.001656	2.383584	0.0181
DELTA_IPA_POS	0.109987	0.030868	3.563150	0.0005
DELTA_IPA_POS(-1)	0.095961	0.030361	3.160701	0.0018
DELTA_IPA_NEG	-0.040009	0.070604	-0.566670	0.5716
DELTA_IPC_AF_POS(-1)	0.132386	0.072093	1.836316	0.0679
DELTA_IPC_AF_NEG(-1)	-0.583402	0.299521	-1.947781	0.0529
DELTA_IPC_AF_NEG(-2)	-0.037013	0.205737	-0.179907	0.8574
DELTA_IPC_AF_NEG(-3)	-0.186030	0.206139	-0.902451	0.3680
DELTA_IPC_AF_NEG(-4)	-0.084368	0.207854	-0.405897	0.6853
DELTA_IPC_AF_NEG(-5)	0.805416	0.205527	3.918792	0.0001
DELTA_IPC_AF_NEG(-6)	0.669176	0.246341	2.716464	0.0072
MI_A_F_POS(-1)	0.004744	0.021376	0.221949	0.8246
MI_A_F_NEG(-1)	-0.062389	0.016783	-3.717339	0.0003
JAN	0.001664	0.001782	0.933971	0.3515
FEV	-0.000556	0.001808	-0.307765	0.7586
MAR	-0.002018	0.001834	-1.100423	0.2726
ABR	-0.001877	0.001824	-1.028783	0.3049
MAI	-0.001720	0.001828	-0.941025	0.3479
JUN	-0.001655	0.001840	-0.899853	0.3694
JUL	0.000599	0.001782	0.336035	0.7372
AGO	-0.002559	0.001795	-1.425784	0.1556
SET	-0.000691	0.001832	-0.377123	0.7065
OUT	0.001411	0.001814	0.777894	0.4376
NOV	0.000245	0.001775	0.138018	0.8904
R-squared	0.410416	Mean dependent var		0.007271
Adjusted R-squared	0.337900	S.D. dependent var		0.006378
S.E. of regression	0.005190	Akaike info criterion		-7.577383
Sum squared resid	0.005037	Schwarz criterion		-7.196129
Log likelihood	823.4139	Hannan-Quinn criter.		-7.423273
F-statistic	5.659679	Durbin-Watson stat		2.042149
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela 38: Teste de assimetria no canal “gêneros alimentícios” com *dummies* mensais.

Dependent Variable: DELTA_IPC_GA

Method: Least Squares

Date: 05/12/17 Time: 15:26

Sample: 1999M07 2017M01

Included observations: 211

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001965	0.003210	0.612090	0.5412
DELTA_IPA_POS	0.272152	0.063799	4.265751	0.0000
DELTA_IPA_POS(-1)	0.206904	0.063957	3.235052	0.0014
DELTA_IPA_NEG	-0.116053	0.141715	-0.818918	0.4138
DELTA_IPC_GA_POS(-1)	0.218439	0.087608	2.493362	0.0135
DELTA_IPC_GA_NEG(-1)	0.097578	0.210470	0.463618	0.6434
MI_G_A_POS(-1)	-0.036968	0.033080	-1.117547	0.2652
MI_G_A_NEG(-1)	-0.039111	0.028552	-1.369777	0.1724
JAN	0.001213	0.003551	0.341459	0.7331
FEV	-0.006485	0.003658	-1.773028	0.0778
MAR	-0.003241	0.003655	-0.886549	0.3764
ABR	-0.002822	0.003650	-0.773105	0.4404
MAI	-0.002718	0.003685	-0.737491	0.4617
JUN	-0.005749	0.003657	-1.572105	0.1176
JUL	-0.003104	0.003631	-0.854741	0.3938
AGO	-0.001760	0.003624	-0.485713	0.6277
SET	0.000292	0.003658	0.079720	0.9365
OUT	-0.002970	0.003608	-0.823099	0.4115
NOV	0.000689	0.003576	0.192584	0.8475
R-squared	0.331515	Mean dependent var		0.005891
Adjusted R-squared	0.268845	S.D. dependent var		0.012384
S.E. of regression	0.010590	Akaike info criterion		-6.172165
Sum squared resid	0.021531	Schwarz criterion		-5.870339
Log likelihood	670.1635	Hannan-Quinn criter.		-6.050161
F-statistic	5.289819	Durbin-Watson stat		1.925406
Prob(F-statistic)	0.000000			

ANEXO E – Testes de Wald.

Tabela 39: Teste de AIC no canal “alimentação fora” para modelo básico.

Wald Test:

Equation: MODELO_BASICO_AF

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	1.278276	203	0.2026
F-statistic	1.633990	(1, 203)	0.2026
Chi-square	1.633990	1	0.2012

Null Hypothesis: $C(2) = C(4)$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(2) - C(4)$	0.110818	0.086694

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela 40: Teste de ATAE no canal “alimentação fora” para modelo básico.

Wald Test:

Equation: MODELO_BASICO_AF

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	2.538549	203	0.0119
F-statistic	6.444233	(1, 203)	0.0119
Chi-square	6.444233	1	0.0111

Null Hypothesis: $C(7) = C(8)$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(7) - C(8)$	0.085970	0.033866

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela 41: Teste de AIC no canal “gêneros alimentícios” para modelo básico.

Wald Test:
Equation: MODELO_BASICO_GA

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	2.418576	203	0.0165
F-statistic	5.849508	(1, 203)	0.0165
Chi-square	5.849508	1	0.0156

Null Hypothesis: $C(2)=C(4)$
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(2) - C(4)$	0.402118	0.166262

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela 42: Teste de ATAE no canal “gêneros alimentícios” para modelo básico.

Wald Test:
Equation: MODELO_BASICO_GA

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.232268	203	0.8166
F-statistic	0.053948	(1, 203)	0.8166
Chi-square	0.053948	1	0.8163

Null Hypothesis: $C(7)=C(8)$
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(7) - C(8)$	0.012292	0.052921

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela 43: Teste de AIC no canal “alimentação fora” para modelo básico com *dummies* mensais.

Wald Test:
Equation: MODELO2_AF

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	1.776329	187	0.0773
F-statistic	3.155346	(1, 187)	0.0773
Chi-square	3.155346	1	0.0757

Null Hypothesis: $C(2)=C(4)$
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(2) - C(4)$	0.149997	0.084442

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela 44: Teste de ATAE no canal “alimentação fora” para modelo básico com *dummies* mensais.

Wald Test:
Equation: MODELO2_AF

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	2.002807	187	0.0466
F-statistic	4.011237	(1, 187)	0.0466
Chi-square	4.011237	1	0.0452

Null Hypothesis: $C(12)=C(13)$
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(12) - C(13)$	0.067134	0.033520

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela 45: Teste de AIC no canal “gêneros alimentícios” para modelo básico com *dummies* mensais.

Wald Test:
Equation: MODELO2_GA

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	2.296900	192	0.0227
F-statistic	5.275750	(1, 192)	0.0227
Chi-square	5.275750	1	0.0216

Null Hypothesis: $C(2)=C(4)$
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(2) - C(4)$	0.388205	0.169013

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela 46: Teste de ATAE no canal “gêneros alimentícios” para modelo básico com *dummies* mensais.

Wald Test:
Equation: MODELO2_GA

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.040030	192	0.9681
F-statistic	0.001602	(1, 192)	0.9681
Chi-square	0.001602	1	0.9681

Null Hypothesis: $C(7)=C(8)$
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(7) - C(8)$	0.002142	0.053515

Restrictions are linear in coefficients.