Insper

INSPER

PROGRAMA DE ENSINO

IGOR CANAN KFOURI

UM ESTUDO SOBRE OS DETERMINANTES MICROECONÔMICOS E MACROECONÔMICOS DO PREÇO DO AÇÚCAR

SÃO PAULO

2018

IGOR CANAN KFOURI

UM ESTUDO SOBRE OS DETERMINANTES MICROECONÔMICOS E MACROECONÔMICOS DO PREÇO DO AÇÚCAR

Trabalho de Conclusão de Curso, Projeto Final, TCC II, Insper

Orientador: Sérgio Ricardo Martins

SÃO PAULO

2018

Kfouri, Igor Canan

Um estudo sobre os determinantes microeconômicos e macroeconômicos do preço internacional do açúcar. /Igor Canan Kfouri – São Paulo, 2018

Trabalho de Conclusão de Curso (Monografia) — Insper, 2018.
Orientador: Sérgio Ricardo Martins

1. Preço do açúcar 2. Equilíbrio de longo prazo 3. Determinantes 4. Juros 5. Custos de produção 6. Commodities 7. Estoques 8. Erros de previsão 9. Superávit 10. Déficit

Resumo

Este estudo pretende analisar a literatura acadêmica que trata do processo de precificação internacional de commodities, e em especial, do açúcar. Enquanto que os autores estudados concentraram seus esforços em encontrar determinantes puramente macroeconômicos ou microeconômicos em suas análises, o trabalho aqui busca unificar ambas as abordagens. A prerrogativa é a de que choques nos custos de produção na região Centro-Sul do Brasil são poderosos determinantes de longo-prazo do preço internacional do açúcar. Enquanto que, o nível de estoques, os erros de previsão acerca dos superávits/déficits no mercado, e o patamar da taxa real de juros são capazes de alterar os incentivos tanto do lado da demanda quanto do da produção nesse mercado, afetando os preços internacionais no curto e médio prazo. A partir do referencial teórico, o autor desse trabalho propõe definir e testar a significância estatística de um modelo funcional que engloba as diferentes conclusões acerca do assunto.

Palavras Chave: Preço do açúcar, Equilíbrio de longo prazo, Determinantes, Juros, Custos de produção, Commodities, Estoques, Erros de previsão, Superávit, Déficit

Abstract

This paper intends to analyze previous academic work about commodity and sugar international pricing process. Once the existing literature focuses either on macroeconomic or microeconomic determinants, this study presents a mixed approach. The claim is that shifts on Brazilian Center-South sugar production costs pose as a powerful long-run determinant of sugar prices worldwide. On the other hand, final stocks, surpluses/deficits forecast errors and real interest rates could also change incentives either in demand or in supply at the sugar market, affecting prices in the short and medium run. From the theoretical background, the author of this work aims to state a functional model able to comprehend different conclusions upon the subject, for then tests its statistical significance and interprets the results.

Keywords: Sugar price, Long term equilibrium, Determinants, Interest rates, Production costs, Commodities, Inventories, Forecast errors, Surplus, Deficit.

I – Introdução

O açúcar foi um dos protagonistas da história da formação econômica do Brasil. A fertilidade do solo, o clima propício, e as características do modelo de produção de *plantation*, naturalmente colocaram, e ainda colocam, o Brasil na posição de principal produtor-exportador desse produto no mercado global. Haley (2013), valendo-se dos estudos da Sugar Consultancy LMC International, aponta a região centro-sul do Brasil como uma das menos custosas do mundo para produção da cana de açúcar. Em suas palavras, nesse país, "Os canaviais crescem em abundância sem a necessidade de irrigação, as células de processamento coproduzem etanol e açúcar – providenciando sinergias produtivas –, o tamanho médio das áreas de plantio é grande, e a sessão de moagem é longa". Todos esses fatores contribuem para uma alta eficiência produtiva e taxas de capacidade ociosa bem reduzidas.

Historicamente, a colônia que no Brasil se estabeleceu, por configurar o típico caso de colônia de exportação, acabou por desenvolver toda uma economia voltada para a produção e exportação de gêneros agrícolas, com enfoque no açúcar devido â facilidade de produção e de seu valor atrativo no comércio internacional. Nas palavras de Prado Jr (1970): "Durante mais de século e meio a produção do açúcar (...) representará praticamente a única base em que assenta a economia brasileira. Aliás sua importância, mesmo internacional, é considerável. Até meados do séc. XVII o Brasil será o maior produtor mundial de açúcar, e é somente então que começarão a aparecer concorrentes sérios: as colônias da América Central e Antilhas. Contando com tal fator, a colonização brasileira, superados os problemas e as dificuldades do primeiro momento, desenvolveu-se rápida e brilhantemente, estendendo-se cada vez mais para novos setores. E cada extensão corresponde efetivamente a um alargamento da área canavieira".

Passados mais de 500 anos de história, o Brasil continua sendo o maior produtor da cana-de-açúcar do mundo e o maior exportador global de açúcar, e tal relevância desse produto específico e de outras *commodities* para as contas nacionais, torna a moeda e taxa de câmbio brasileiras bastantes dependentes de seus preços. O trabalho de Clements e Fry (2006) indica que países com essas características têm seus meios de troca denominados "moedas commodity", uma vez que suas oscilações estão em grande parte, atreladas a variações dos preços internacionais desses gêneros.

Dito isso, a motivação desse trabalho tem origem no entendimento da importância do açúcar para a economia e contas nacionais, e foca em compreender quais as variáveis microeconômicas especificas do setor, e as macroeconômicas mais gerais, responsáveis por influenciar seu preço internacional. Dinâmica essa, que pode criar uma grande vantagem para os produtores e exportadores, nesse e em outros mercados associados.

Em linhas gerais, o entendimento pleno da dinâmica do preço dessa commodity pode favorecer a economia nacional como um todo, via maior previsibilidade de um componente importante das receitas com exportações, que configuram importante conta na balança comercial. Valendo-se das palavras de Frankel (2006), ¨a estabilização do setor comercial de bens e serviços por si só uma importante tarefa em um mundo onde déficits na balança de pagamentos podem levar a crises financeiras".

Além de formuladores de política econômica, que teriam em mãos mais uma ferramenta de visibilidade acerca das contas nacionais de comércio global, os produtores nesse mercado também poderiam se beneficiar com os resultados desse trabalho. Seriam capazes de planejar de maneira mais racional seus níveis de produção no futuro próximo, bem como seus níveis de estoque, suas necessidades de capital de giro, potencial de geração de lucros e capacidade de realizar investimentos. Do outro lado, consumidores deveriam ser capazes de tomar decisões de consumo presente *versus*. consumo futuro com maior nível de informação. Por fim, a última pretensão deste trabalho é a de abrir portas para abordagens semelhantes para outros gêneros agrícolas.

Esse trabalho parte dos estudos de Haley (2013), que faz uso de diversos componentes microeconômicos em sua análise, e das conclusões macroeconômicas de Frankel (2006), que foca na relação entre política monetária e preços de *commodities*. Foi organizado de maneira a atualizar os modelos desses dois autores com os dados mais recentes, para verificar se ainda permanecem valendo, para depois buscar a melhor maneira de unificar ambas as conclusões anteriores. Pretendendo assim, elaborar um modelo econométrico mais abrangente na explicação do comportamento e as oscilações associadas a essa variável, reduzindo o risco de omitir alguma variável relevante.

II – Revisão da Literatura

2.1 – A Microeconomia do Açúcar.

Segundo dados do United States Depatment of Agriculture (USDA), o Brasil é um dos grandes responsáveis por abastecer o mercado global de açúcar. Não só é o maior produtor e exportador, como, cada vez mais, concentra o mercado. Enquanto que no ano safra 2011/2012, que vai de abril de 2011 até março de 2012, produziu 36,15 milhões de toneladas, equivalente a 21% da produção mundial, em 2016/17 ampliou sua participação no comércio global do açúcar para 23%, totalizando 39,15 milhões de toneladas. Nesse período a taxa de crescimento composta anual (CAGR) foi de 1,6%. A produção de açúcar no Brasil, em 2016/17 superou a produção do segundo maior produtor, a Índia, em 76% ou 17 milhões de toneladas, e em 137% a produção da União Europeia (23 milhões de toneladas a mais).

Considerando as exportações, a situação fica ainda mais concentrada: 48,3% do total das exportações de açúcar nesse mesmo ano safra foram realizadas pelo Brasil. Equivale a dizer que esse país exportou quantidade equivalente a quatro vezes o que a Tailândia exportou e sete vezes o que a Austrália vendeu no comércio global (segundo e terceiro maiores exportadores mundiais de açúcar). O fato de o Brasil ser responsável por esta relevante fatia da oferta global de açúcar implica na suspeita de que mudanças nos custos de produção do país provoquem distúrbios no preço global do produto.

Esse ponto, é explorado no relatório "Cost pass-through: theory, measurement, and potential policy implications" elaborado pelo Office of Fair Trading (OFT) da RBB Economics, 2014. O trabalho demonstra que em mercados de bens homogêneos sob concorrência oligopolista de Cournot, e caracterizados por custo marginal produtivo constante, tal como é o caso do contexto do açúcar brasileiro, o preço de mercado será maior quanto maior for o custo marginal médio de toda a indústria. Dessa maneira, uma alta nos custos produtivos de grande parte dos produtores (tal qual um choque nos custos de produção brasileiro em escala nacional, que afeta a média dos custos global) acarreta no crescimento do preço final do produto, via mecanismo chamado de repasse de custos.

Uma vez que existe uma elevada probabilidade de que o Brasil permaneça na liderança desse mercado, muito devido à enorme natural vantagem comparativa na

produção do açúcar no território nacional – mais precisamente na região centro-sul, como pode ser visto na Tabela 11 do apêndice B desse trabalho – faz-se lógico supor que as expectativas dos custos de produção dessa *commodity* no país devam afetar o preço global do açúcar em todo o mundo (essa relação será testada nesse trabalho). Isto significa que entender as variações dos custos produtivos no país ao longo do tempo, bem como as expectativas do comportamento desses determinantes, permitirá a captura, pelo modelo, das variações no preço do produto, via repasse de custos e expectativas.

Por ter sido este, um dos trabalhos mais expressivos na determinação de um modelo essencialmente microeconômico para explicar o comportamento do preço do açúcar no longo prazo, a utilização dessas três suposições será chave neste trabalho, e, portanto, serão detalhadamente explicadas.

O primeiro determinante diz respeito ao custo de produção na região centro-sul do Brasil. Esse é um componente de equilíbrio de longo prazo e leva em consideração os custos de produção do Brasil justamente pelo fato, já mencionado, de o país ser o maior produtor e exportador da *commodity*. Fenômenos que ocorrem no país, sejam de natureza macroeconômica, sejam de natureza microeconômica, capazes de gerar choques diretos e indiretos nos custos de produção são, portanto, repassados para os preços finais do produto, refletindo uma precificação do açúcar mais elevada em todo o mundo. Em relação a este primeiro determinante, o autor supõe ainda, que, no longo prazo, os custos produtivos estão associados a taxa de câmbio, e que, portanto, devem ser medidos em dólares. Nesse presente estudo, é essencial levar em consideração que a variável "custo de produção na região Centro Sul do Brasil" é um índice, idealizado por Haley (2013), e replicado aqui. Tal índice é montado com base na proporção entre o custo de produção na região centro-sul do Brasil em "t" em relação à sua própria média amostral.

O segundo determinante de Haley (2013) diz respeito ao efeito de médio prazo, muitas vezes dentro de um ano, dos desequilíbrios entre oferta e demanda no mercado global de açúcar. A partir de dados retirado do United States Depatment of Agriculture (USDA), Foreign Agricultural Service`s Production, Supply and Distribution (PSD) foram levantadas duas variáveis:

(1) A primeira é uma medida direta da produção mundial de açúcar menos o

consumo total, medida por *Metric Ton Raw Value* (MTRV) cuja unidade corresponde a 1.000 quilogramas de açúcar bruto. Quando a produção ultrapassa o consumo, existe superávit no mercado, e quando o consumo excede a produção, um déficit. A construção da variável é tal que se o valor for positivo há excesso de oferta no mercado, o que implica no acumulo de estoques para o próximo período e em uma pressão negativa sobre o preço do açúcar. O contrário funciona de maneira análoga. Portanto, esta primeira variável de médio prazo deve ser inversamente correlacionada com o preço.

(2) A segunda, se trata da relação entre o estoque global de açúcar, que corresponde ao açúcar já produzido e estocado em sua forma física, e o consumo global total em certo período. Quanto maior o nível de estoques relativo ao consumo, maior a oferta relativa (a demanda) no mercado, e adicionalmente, menor o risco de escassez da mercadoria. Resulta daí uma forte pressão de baixa nos preços. Não obstante, Haley (2013) supôs que essa medida de oferta relativa influenciaria a magnitude do impacto dos superávits/déficits nos preços. Isso quer dizer que haveria uma possível interação dessas duas variáveis. O autor confirmou a existência de mesma dinâmica no processo gerador dessas séries, ou seja, a cointegração entre essas duas variáveis sugere convergência entre preço e custo do açúcar bruto.

O terceiro e último determinante de Haley (2013) é o que o autor chama de "componente de risco". Para compreender sua definição, deve-se entender a hipótese de que os preços à vista seriam afetados por erros na previsão de equilíbrio de demanda e oferta nos anos anteriores (superávits ou déficits). Nessa lógica, quando o dado final referente ao superávit/déficit é divulgado, o mercado entende que superávits ou déficits mais ou menos elevados do que o que era esperado inicialmente afetam a formação futura dos preços no mercado global. Essas diferenças entre expectativa e realidade causam um certo mal-estar no mercado capaz de catalisar reações de compra massiva ou venda massiva de contratos futuros de açúcar ou de mudarem os incentivos das indústrias para liquidarem estoques mais ou menos rapidamente.

Para testa sua suposição, o autor criou uma variável que corresponde à

diferença entre a projeção inicial de superávit/déficit da USDA – divulgada geralmente em maio, segundo mês do ano safra, nos *outlooks* globais de mercado – e do dado real medido pela mesma instituição. Dessa maneira, quanto mais positiva a variável menor o superávit realizado ou maior o déficit realizado em relação ao que o "mercado" esperava. De maneira análoga, quão menor for a variável maior o superávit realizado ou menor o déficit em relação ao que estimava a USDA. Pela construção do dado, é esperado que o terceiro determinante tenha uma relação de correlação positiva com o preço à medida que déficits maiores (variável mais positiva) levam a expectativas de excesso de demanda no mercado de açúcar no futuro. É importante notar que pelo fato de essas variáveis, bem como a interação, constituírem uma expectativa baseada em dados de um ou mais períodos passados, faz sentido supor que estão defasadas no tempo.

Figura 1 – Resultado da regressão de mínimos quadrados de Haley (2013)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constant	1.3501	0.0241	56.0209	0.0000
D1994TO1996[1]	-0.1213	0.0476	-2.5479	0.0243
D1999TO2000	-0.2202	0.0562	-3.9202	0.0018
World sugar surplus/deficit_per capita(-1)	-0.6887	0.1708	-4.0328	0.0014
Interaction term(-1) incorporating effect of stocks-to-use[2]	0.0174	0.0064	2.7314	0.0171
Difference: surplus/deficit projection less final estimate (-2)[3]	0.0697	0.0203	3.4392	0.0044
Difference: surplus/deficit projection less final estimate (-3)	0.0902	0.0247	3.6553	0.0029
R-squared	0.938	Mean dependent var		1.202
Adjusted R-squared	0.910	S.D. dependent var		0.239
S.E. of regression	0.072	Akaike info criterion		-2.162
Sum squared resid	0.067	Schwarz criterion		-1.814
Log likelihood	28.622	F-statistic		33.015
Durbin-Watson stat	1.374	Prob(F-statistic)		0.000

Effect of stocks-to-use on relationship between price/cost ratio and surplus per capita (-1):	
Low stocks-to-use (1 standard deviation below mean = 19.82 percent) :	-0.343
Average stocks-to-use (mean = 23.65 percent) :	-0.277
High stocks-to-use (1 standard deviation above mean = 27.49 percent) :	-0.210

Fonte: The Influence of Brazilian Costs of Production and World Surplus/ Deficit Measures - United States Department of Agriculture

O sucesso do modelo proposto por este autor, bem como a assertividade de suas hipóteses, deriva do fato de que todas as variáveis se mostraram relevantes a 2,5% de significância, com confirmação dos sinais esperados (exceto no termo de interação). Esses resultados, bem como os critérios de Akaike e de Schwarz, da regressão de Haley (2013) podem ser vistos na Figura 1.

2.2 – A Macroeconomia das Commodities.

Assim como em outros períodos da história, mas mais intensamente na década de 2000, o mundo foi marcado pelo chamado grande boom das commodities, caracterizado pela elevação anormal e prolongada dos preços globais da grande maioria das commodities agrícolas e minerais. Essa alta durou até meados de 2008, quando um pico acentuado nos preços tomou forma para depois despencar e a convergir para seus níveis "normais". Frankel (2006) percebeu que esses movimentos de alta ou baixa simultânea em uma ampla gama de commodities agrícolas e minerais só poderiam ser explicados por uma teoria de abordagem mais macroeconômica.

Se Haley (2013) focou o cenário microeconômico, Frankel (2006) concentrou seus esforços na modelagem dos preços das *commodities* a partir de componentes macroeconômicos. Esse autor relembra que durante a década de 2000 três hipóteses competiam fortemente para explicar tal comportamento. Eram: a hipótese do crescimento global; especulação desestabilizadora; e afrouxamento monetário generalizado (que implica em taxa de juros em níveis mais baixos que o normal).

A primeira teoria colocava o crescimento da China e Índia como principal fenômeno para a alta dos preços. Segundo dados obtidos no World Bank, esses países tiveram, respectivamente, crescimentos médios anuais do PIB de 10,6% e 7,1% entre 2000 e 2007. À luz dessa teoria, a elevação da demanda por *commodities*, acarretada por essas taxas de crescimentos, teria levado os preços a subirem.

A segunda teoria atribuía a culpa da alta dos preços ao mercado e às expectativas dos especuladores nos mercados futuros de *commodities*. Na lógica dessa suposição, a permanência de expectativas falsas no mercado teria culminado na distorção dos preços observada. As expectativas falsas incorporaram a premissa de que os preços das *commodities* estavam muito elevados no começo da década de 2000, e que no longo prazo retornariam a média observada na década anterior. Esse pressuposto fez com que incontáveis investidores de contratos futuros assumissem posições vendidas (*short*) em *commodities*, o que artificialmente manteve os preços em níveis inferiores ao que deveriam estar. Com a redução dos incentivos dos produtores a produzir, uma escassez de oferta começou a tomar forma, induzindo a atualização das expectativas no mercado e desencadeando o comportamento de bolha especulativa observado nos anos seguintes.

Antes de abordar a terceira teoria, utilizada e testada por Frankel (2006) é importante mencionar que as primeiras duas foram alvo de fortes críticas. A primeira porque mesmo depois da crise global de 2007, quando houve *downgrade* nas taxas de crescimento do PIB dos países de todo o mundo incluindo China e Índia, os preços continuaram a subir, sem sinais de trégua. E a segunda, porque mesmo as commodities que não eram negociadas em mercados futuros apresentaram forte alta, de maneira que a especulação não deveria ser o principal determinante da escalada dos preços.

A terceira explicação consiste no afrouxamento monetário e a consequente redução das taxas de juro. Seria então, esse último fator, responsável por influenciar diretamente a decisão de produção de *commodity*. Segundo Frankel (2006), a elevação do juro em uma economia provoca crescimento dos incentivos para produção de *commodities* através de três canais:

1. Aumento dos incentivos para produção/extração das commodities no presente em detrimento da produção no futuro. Esse canal é reflexo de que juros mais altos aumentam o custo de oportunidade dos recursos parados (financeiros ou não). Recursos no ponto vista de um produtor são as minas de carvão, os minérios de ferro e as bacias de petróleo. Manter esses recursos inexplorados tem um custo de oportunidade, que cresce à medida que os juros aumentam;
2. Redução dos incentivos das companhias em acumular e manter estoques. Uma vez que os recursos financeiros provenientes da liquidação dos estoques podem ser alocados em instrumentos de renda-fixa do Governo, com risco menor e rentabilidade menos imprevisível.
3. Emigração dos investidores em contratos a vista de commodities, que passam a liquidar (vender) suas posições compradas em commodities de maneira a realocar seus investimentos em instrumentos de renda fixa, que tem suas rentabilidades elevadas com a escalada do juro e são a classe de investimentos considerada mais segura.

Seu estudo tem como base Estados Unidos da América partindo de uma série de baterias econométricas com a finalidade de comprovar a importância da taxa de juros na determinação do logaritmo do preço real de diferentes *commodities* e índices representativos de *commodities*. Em seu trabalho, foram pegas 56 observações anuais,

entre 1950 e 2005. As *commodities* testadas individualmente foram: açúcar, óleo de soja, milho, borracha, trigo, chumbo, aveia, soja, cacau, algodão, zinco, gado, e outros minérios. Os cinco índices gerais de preços das *commodities* foram feitos por cada uma das instituições a seguir: Goldman Sachs (1969-), Dow Jones, CRB, Moody's e Reuters (1959-).

Utilizando essa lógica, Frankel (2006) executou uma série de regressões lineares para concluir que a 5% de significância, quatro dos índices testados e 11 das *commodities* individualmente regredidas, incluindo o açúcar, forneciam evidencias estatísticas suficientes para rejeitar a hipótese nula de que a taxa de juro e o preço da *commodity*, ou do índice, não possuíam relação significante. A grande maioria dos coeficientes no estudo do autor revelaram-se significativos a 5%, e a taxa de juros ficou negativamente correlacionada à variável resposta em quase todas as regressões, corroborando com a suspeita inicial do autor. Ainda assim, nem todos os resultados foram significantes e algumas variáveis, tais como: ouro, petróleo, platina e prata; indicavam relação positiva entre juro e preço.

Valendo-se das implicações de uma de suas hipóteses, um dos mecanismos de transmissão juro-preço era a demanda por estoques, seria, então, fundamental englobar o comportamento de variações deste componente. Dessa maneira, introduziu três outras variáveis controle, que eram importantes determinantes da demanda por estoques: produção industrial, risco, e o spread entre o preço spot de uma *commodity* e seu preço no mercado futuro.

Ao agregar essas variáveis em seus modelos, Frankel (2006) obteve coeficientes negativos para a taxa de juros real na maioria dos casos e significante para todos. Os resultados das regressões finalmente confirmaram o resultado esperado, indicando que, de fato, o aumento do juro implica em uma pressão de baixa no preço das *commodities*, e que a redução do juro, em uma alta dos preços.

Na continuação de seu trabalho, Frankel (2006) também foi capaz de demonstrar que esse resultado poderia ser ampliado para fora dos Estados Unidos da América, de maneira que o preço da *commodity* em um determinado país *j* – com sistema de câmbio flutuante – seria tão alto quanto menor fosse sua taxa de juro interna e quanto menor fosse a diferença da taxa de juro interna em relação a dos EUA. Na modelagem aqui proposta, esse resultado é importante pois cria a necessidade de testar a relevância, dentro do modelo, das taxas de juros dos países que mais consomem

açúcar no mundo, bem como o spread dessas taxas em relação à norte-americana.

III – Metodologia: Estratégia Empírica

3.1 – Modelagem Econométrica

3.1.1 – Método dos Mínimos Quadrados Ordinários - MQO

O conhecido método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) auxilia na estimação dos verdadeiros valores amostrais, dado determinada população. As suas rígidas premissas e hipóteses devem ser respeitadas para que a estimação dos parâmetros seja considerada crível.

O método de MQO escolhe os parâmetros de forma que o somatório do quadrado do erro seja o menor possível. Essa diferença é denominada de resíduo, para que a Função de Regressão Amostral (FRA) se aproxime o máximo da Função de Regressão Populacional (FRP) (GUJARATI, 2011). O resíduo deve apresentar propriedades estatísticas desejáveis, as quais estão bem definidas no teorema de Gauss-Markov, e para isso os parâmetros devem ser Melhor Estimador Linear Não-Tendencioso (MELNT), ou seja:

1) É linear nos parâmetros: isto é, uma função linear de uma variável aleatória, como a variável dependente no modelo de regressão;

2) Não tendencioso: de maneira que o seu valor médio ou esperado $\hat{\beta}$ seja igual ao verdadeiro β;

3) Tem variância mínima na classe de todos os estimadores lineares não tendenciosos desse tipo. Um estimador não tendencioso com a menor variância é conhecido como um estimador eficiente.

Lembrando ainda, que a existência de autocorrelação, heterocedasticidade ou multicolinearidade podem afetar o estimador encontrado, não sendo mais MELNT.

3.1.2 – Estabilidade das Séries de Tempo

Com o objetivo de garantir a estimações robustas e evitar o problema de regressão espúria a partir do método MQO, é condição necessária para trabalhar com séries temporais estáveis. Sem essa condição não é possível encontrar modelos robustos, o que interfere na estimação do modelo – bem como nas probabilidades de projeção do verdadeiro parâmetro.

O leitor poderá observar na Tabela 2 que mais de um teste de raiz unitária foi realizado. Isso porque a literatura que trata sobre o tema[1], mostra que há certa ambiguidade nesses testes devido à sua baixa potência e à vulnerabilidade a erros do tipo I e II. Enquanto o teste Phillips Perron (PP) acomoda heterocedasticidade, ignora a auto correlação residual, o Dickey Fuller Aumentado (ADF) pondera a autorregresividade, todavia não considera a heterocedasticidade. O Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) inverte a hipótese nula e permite a existência de auto correlação residual nas séries.

A literatura sobre estabilidade de séries temporais[2], que inicia com o artigo seminal de Nelson-Ploser a partir dos dados da crise de 1929, ainda é mais crítica quanto aos testes de raiz unitária convencionais. Na existência de quebra estrutural nas séries de tempo, é possível que os resultados desses testes sejam espúrios.

Bai e Perron (2003) são os primeiros a expandir a análise de uma única quebra estrutural para um teste de quebras múltiplas, parciais e endógenas. A partir de uma regressão múltipla por MQO é possível entender a intuição do teste. Os parâmetros de quebra parcial encontrados são os que minimizam a função objetivo nos intervalos estipulados pelo mapeamento do teste ao longo da amostra.

---

[1] Ver KPSS (1992)

[2] Ver Oliveira (2017) para discussão e construção mais detalhada sobre os testes de quebra estrutural.

3.1.3 – Cointegração e Modelo de Correção de erros

A existência de dinâmica comum entre as séries sugere que as mesmas são cointegradas[3]. Seguindo Haley (2013), será testada a hipótese de cointegração entre o preço do açúcar mundial e o custo de açúcar regional, e se não rejeitada, o vetor de cointegração obtido será usado para especificar uma especificação VAR. Com isso, chega-se ao modelo de correção de erros, o qual possui uma relação de longo e de curto prazo.

O primeiro passo da estimação será testar a hipótese de cointegração seguindo os testes propostos em Johansen (1991). Os testes de máximo valor e traço tem como hipótese nula a existência de r* vetores de cointegração. Enquanto que a hipótese alternativa é respectivamente, r + 1 e r > r* vetores de cointegração. Caso seja comprovada combinação linear, $(Px - Cx) \sim I(0)$, estima-se o vetor de correção de erro e obtém-se a tendência comum das séries e seus respectivos desvios de curto prazo.

3.2 – Hipóteses e Modelagem Empírica

3.2.1 – Determinantes Microeconômicos

Nessa seção será construído o modelo teórico, levantadas e discutidas as hipóteses centrais desse trabalho. Segue-se Haley (2013) na construção metodológica dos determinantes microeconômicos do preço do açúcar; e, Frankel (2006) para entender a relação desse mercado com variáveis macroeconômicas.

Haley (2013) foi, muito provavelmente, o primeiro autor a construir um modelo capaz de contemplar essa dinâmica. O autor parte de três hipóteses para precificação global do açúcar:

(i) Um equilíbrio de longo prazo da relação, ou proporção, entre os custos de produção na região Centro-Sul do Brasil (maior produtor e

[3] Para demonstração de passagem de uma especificação VAR para um modelo de correção de erros ver Oliveira (2017).

exportador) e preço global do açúcar;

(ii) Efeito preço, no médio prazo, da relação entre demanda e oferta no mercado;

(iii) Componente de risco que guarda informação sobre como os preços correntes são afetados pelos erros passados de previsão da oferta e demanda devido a eventos não antecipados. A esse terceiro componente, de risco, o autor formula que os preços spot precificam um spread ou prêmio quando existe um histórico recente de déficit maior do que inicialmente previsto, e um desconto quando um superávit no mercado foi superior ao antecipado pelo mercado.

Nessa pesquisa segue-se Haley (2016) ao testar a hipótese de equilíbrio de longo prazo entre o índice custo de Haley (Cx_t)[4] e o preço do açúcar (Px_t). A literatura que trata de estabilidade das séries de tempo mostra que ainda que as variáveis sejam integradas de primeira ordem individualmente, como especificado abaixo:

$$Px \sim I(1) \rightarrow \alpha + \beta \times x \sim I(1) \tag{1}$$

$$Cx \sim I(1) \rightarrow \alpha + \beta \times y \sim I(1) \tag{2}$$

A dinâmica conjunta das mesmas pode ser estacionária, ou melhor, serem cointegradas:

$$\alpha + \beta \times Cx + \gamma \times Px \sim I(0) \tag{3}$$

Formalmente, esse é o principal resultado do teorema da representação de Engle e Granger (1987). Além da possibilidade de obter resultados mais robustos, quando existe cointegração entre as variáveis, é possível extrair relações de longo e curto prazos. Evidentemente, há ganho de interpretação econômica, uma vez que, apesar de existirem choques temporários no mercado de açúcar, a tendência conjunta entre o preço do açúcar no instante ("Px") e o índice custo de produção na região Centro Sul do Brasil em t ("Cx") permanece no longo prazo.

[4] Detalhes acerca da construção desse índice o leitor pode encontrar na seção de tratamento de dados e no Apêndice B.

Para testar as hipóteses 2 e 3, Haley (2013) regride variáveis que captam as oscilações entre demanda e oferta no mercado de açúcar contra a razão entre o preço de açúcar e o custo regional do mesmo (Px/Cx). Com o objetivo de evitar o fenômeno da regressão espúria, o autor passou a trabalhar com as variáveis em log da diferença quando estacionárias em diferença. A primeira forma funcional é:

$$\frac{Px}{Cx} = \alpha + \beta \times \log(Su) + \gamma \times Sd + \delta \times [\log(Su) \times (Sd)] + \theta \times difPn + \mu \quad (4)$$

Em que:

- *Px*: Preço internacional do açúcar no período "t".
- *Cx*: Desvio (razão) entre o custo, em "t", de produção de açúcar na região Centro/Sul do Brasil, no período "t", em relação ao custo médio de todas as observações disponíveis;
- *Su*: razão entre o estoque mundial e o consumo mundial de açúcar em determinado período, em log;
- *Sd*: superávit ou déficit no mercado de açúcar em "t", per capita;
- *DifP,n*: diferença entre as projeções de mercado de superávit/déficit no mercado (feitas ex-ante) e o dado de superávit/déficit observado ao final do período, normalizado.
- μ: Termo de erro

Os resultados esperados são correlações negativas entre a variável resposta e as variáveis "Su", "Sd", interação entre "Su" e "Sd" e correlação positiva com a variável "difP,n". Uma observação importante feita por Haley (2013) era a de que grande parte dos países do hemisfério norte registravam ano safra de maneira diferente do que no Brasil e outros países do hemisfério Sul. Enquanto no Sul o ano safra começa em abril e termina em março do ano seguinte, no Norte inicia-se em outubro e acaba em setembro do ano seguinte. Isso implicaria uma alta probabilidade de que os dados referentes ao superávit/consumo e à diferença entre projeção inicial e dado pudessem apresentar atrasos (*lags* temporais) na determinação do preço. O autor

concluiu estatisticamente que a primeira série de dados apresenta *lag* de um ano e a segunda, *lag* de dois e de três anos.

Empiricamente, Haley (2013) encontrou a forma funcional mais robusta, sendo contendo superávit/déficit por pessoa (-1); interação entre estoque/consumo (-1) e a diferença entre as projeções com (-2) e (-3)[5]:

$$\frac{Px_{(t)}}{Cx_{(t)}} = \alpha + \beta \times \log(Su_{(t-1)}) + \gamma \times Sd + \delta \times [\log(Su) \times (Sd)]_{(t-1)} + \theta \times difPn_{(t-2)} + \rho \times difPn_{(t-3)} + \mu \quad (5)$$

3.2.2 – Determinantes Macroeconômicos

Ressalta-se a desconfiança, e contribuição desse trabalho, que fatores microeconômicos, *per si*, não são suficientes para explicar a dinâmica de uma *commodity* como o açúcar. Desse modo, incorpora-se as hipóteses desenvolvidas em Frankel (2006). O autor mostrou, a partir de evidências empíricas, que elevadas taxas de juros figurariam importante papel na determinação da demanda por estoques de produtos agrícolas estava correta.

O modelo de Frankel (2006) baseou-se no trabalho seminal de Dornbusch (1976) e em sua teoria acerca do *overshooting* no mercado de câmbio. A adaptação do modelo original de Dornbusch (1976) para o mercado de *commodities* é feita a partir da premissa de que o câmbio, assim como outros preços da economia, é dotado de um equilíbrio de longo prazo, representado pela variável estacionária: "$(q - q')$". Onde "(q)" é o preço do ativo em determinado período e "(q')", o preço de equilíbrio de longo prazo.

Quando essa condição é satisfeita, a esperança do log da variação do preço: "$E(\Delta Px)$" é inversamente proporcional ao log do desequilíbrio de longo prazo: "$(q - q')$" ponderado por uma velocidade de ajuste "θ", e somado à esperança inflacionária, também em log.

[5] O número entre (.) corresponde ao número de defasagens utilizado para ajustar o modelo.

$$E(\Delta Px) = -\theta(q - q') + E(\pi) \tag{6}$$

- **“(q)”** corresponde ao log preço real da *commodity* em “t”, isto é, seu preço *spot* (à termo) subtraído do índice de preços amplo da economia, "π";
- **“(q’)”** corresponde ao log preço real de equilíbrio de longo prazo;
- **“($\boldsymbol{\theta}$)”** é a velocidade do ajuste: do retorno do preço real da commodity para seu equilíbrio de longo prazo
- **“$\boldsymbol{E(\pi)}$"** é a expectativa de inflação em “t”.

A decisão acerca de estocagem ou não de commodity é modelada a partir da seguinte relação:

$$E(\Delta Px) + c = i \tag{7}$$

Onde, i é a taxa de capitalização do dinheiro (taxa de juros); “c” captura tanto o valor monetário do benefício de reter a *commodity*, quanto seus gastos associados. Em outras palavras, a equação prevê que no equilíbrio, a expectativa de valorização do ativo $E(\Delta Px)$ acrescida de "c" equivale à taxa de retorno livre de risco.

Retendo estoque, o produtor se beneficia da possibilidade de que o preço de seu produto suba no futuro, lucrando mais. No entanto, essa decisão está associada a alguns gastos, tais como despesas de estocagem, e o custo de oportunidade em manter um recurso sem aplicação financeira (sem que capitalize, como seria no caso de vender a *commodity* e aplicar o dinheiro em algum título do governo que rende a taxa de juros).

Por simples manipulação algébrica, a união de (6) com (7) resulta em (8), a segunda versão preliminar do modelo aqui proposto:

$$q - q' = -\left(\frac{1}{\theta}\right) \times (i - E(\pi) - c) \tag{8}$$

Portanto, a equação acima formula que o descolamento do preço real da *commodity* em relação ao seu equilíbrio real de longo prazo é inversamente proporcional ao juro real, "$(i - \pi)$”, e positivamente correlacionada com o

componente “c”, que corresponde ao benefício monetário de reter a *commodity* subtraído dos seus gastos associados.

3.2.3 – Modelagem Empírica

Ao assumir algumas premissas em relação ao modelo de Frankel (2006), será possível incluir alguns de seus importantes resultados na equação de Haley (2013). Essas premissas objetivam a simplificação das variáveis: “*convenience yield*”; prêmio de risco; e custo de armazenagem ou estocagem. Todas essas três são componentes de “c” da equação de Frankel (2006), e os pressupostos adotados estão explicados abaixo.

1. Uma vez que a conveniência/benefícios de reter estoques e os custos de armazenagem são variáveis contidas na decisão dos produtores em acumular ou liquidar estoques, estariam bem refletidas no próprio comportamento da variável “Su”, estoque sobre consumo, presente no modelo funcional de Haley (2013).
2. Assume-se que os agentes no mercado são racionais, e que as expectativas de preço futuro e precificações spot, bem como a diferença entre elas, refletem o componente de risco de acumular estoques. Pela crítica da segunda hipótese de Frankel (2006), sabe-se que relaxar essa hipótese causa um grande desconforto, no entanto, a utilidade gerada por essa premissa faz sentido sob a ótica das variações de curto prazo.

A partir do background teórico e das premissas adotadas, chega-se ao modelo empírico deste trabalho, de número (9), que incorpora os elementos das equações abordadas:

$$\frac{Px_{(t)}}{Cx_{(t)}} = \alpha + \beta \times \log(Su_{(t-1)}) + \gamma \times Sdp + \delta \times [interação]_{(t-1)} + \theta \times difPn_{(t-2)} + \rho \times difPn_{(t-3)} - \left(\frac{1}{\vartheta}\right) \times (i - E(\pi) - spread_{aç}) + \omega WBIP + \varphi spread_{juros} + \mu \quad (9)$$

Onde, Px: é a série preço do açúcar; Cx corresponde ao índice proposto por Haley (2013); DifP,n é o erro de previsão de superávit/déficit normalizado; Sdp é o

superávit/déficit per-capita; (Su) é o *stock-to-use* ou múltiplo de Estoque/Consumo; Interação é a multiplicação da série log(Su) e da série Sdp; $\text{Spread}_{\text{açúcar}}$ (ou risco de base) a diferença de preço entre o mercado à vista e o mercado futuro (contrato de maturidade de 1 ano); $spread_{\text{juros}}$ é a razão de juro real Brasil e EUA; Wbip corresponde à produção industrial.

Partindo do modelo funcional anterior, a estimação econométrica terá o seguinte sequenciamento:

1. Modelo de Correção de Erros e Cointegração: i) Teste de causalidade de Granger para definir ordenamento das variáveis; ii) Teste de cointegração de Johansen (1991); iii) Estima-se Modelo de Correção de Erros (VEC) para extrair relações de longo prazo; iv) Estudo de estacionariedade dos resíduos;
2. Regressão com Determinantes Microeconômicos: i) Uso de variáveis estacionárias, as mesmas usadas em Haley (2013); ii) Análise pelos critérios estatísticos, econômicos e econométricos;
3. Regressão com Determinantes Macroeconômicos: i) Uso de variáveis estacionárias, as mesmas usadas em Frankel (2006); ii) Análise pelos critérios estatísticos, econômicos e econométricos;
4. Regressão com Determinantes Micro e Macroeconômicos: i) Uso de variáveis estacionárias; ii) Variáveis usadas em Haley (2013) e Frankel (2006); iii) Análise pelos critérios estatísticos, econômicos e econométricos;

3.3 – Tratamento dos Dados

Os dados nesse trabalho são anuais-safra (entre abril de determinado ano e março do ano seguinte). Apesar dessa escolha implicar em uma redução do tamanho amostral, sua justificativa consiste no fato de a série “custo de produção na região centro-sul do Brasil” ser anual-safra. Uma vez que essa série é uma peça chave deste trabalho, todas as outras séries de dados utilizadas foram obtidas, ou transformadas, em séries de dados anuais-safra.

A amostra contém 29 dados dos anos-safra de 1989 a 2018. Os meses de um ano safra coincide com o começo e fim do período safra no hemisfério sul, onde concentra-se a produção de açúcar mundial total. Assim sendo, o dado de qualquer uma das variáveis utilizadas referente ao ano safra de 2018, por exemplo, terá início no mês de abril de 2017 e término em março de 2018.

Tabela 1 – Dados e fontes da pesquisa

Série	Definição	Fonte
Preço do Açúcar	Preço *nearby* da média do ano agrícola.	Intercontinental Exchange (ICE)
Índice proposto por Haley (2013)	Custo de produção do açúcar na região Centro Sul do Brasil, dividido pelo custo médio de produção (em US$).	LMC International Raizen Energia.
Estimativa inicial superávit/déficit	Subtração entre a previsão da produção total de açúcar no final do ano safra e a estimativa de consumo total.	USDA
Superávit/Déficit (dado observado)	Subtração entre a produção total de açúcar observada do ano safra e o consumo total efetivo.	USDA
Stock-to-use	Proporção de estoques finais em relação ao consumo total de certo ano safra.	USDA
Série de Juros Real - Brasil	Over / Selic - (% a.m.) acumulada ao ano-safra subtraída do índice de inflação (IPCA).	BACEN SGS IPEA
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo (% a.m) acumulada ao ano safra.	IPEADATA
Produção Industrial	Índices de produção industrial global anual do World Bank.	WORLDBANK
Série de juros real - USA	10-Anos Treasury maturidade constante - FRED (% a.m.) acumulada ao ano-safra e subtraída do índice de inflação CPI.	FRED Database e REUTERS

IV – Resultados e Discussão

4.1 – Análise Descritiva dos Dados

4.1.1 – Testes de Raiz Unitária

Pode-se observar na Tabela 2, que os resultados dos testes de raiz unitária nem sempre convergem. Isso se deve à baixa potência dos mesmos, como discutido na Metodologia. Tem-se que todas as séries se mostram estacionárias em diferença, e as séries índice de Haley (2013) "(Px/Cx)", e Superávit/Déficit *per capita* "(Sdp)" se mostraram estacionárias já em nível.

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária via Augmented Dickey–Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP); Elliott, Rothenberg e Stock Point Optimal (ERS), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

	Em nível				Em diferença			
	ADF	**PP**	**ERS**	**KPSS**	**ADF**	**PP**	**ERS[1]**	**KPSS[2]**
PRECO (Px)	-2.21(0.46)	- 2.34(0.39)	14.50	0.11	-4.35(0.00)	-4.30(0.01)	6.96	0.13
CUSTO CS (Cx)	-2.91(0.17)	-1.95(0.59)	0.03	0.11	-4.31(0.01)	-4.31(0.01)	6.499	0.09
Px/Cx	-5.56(0.00)	-5.62(0.00)	1.21	0.50	-6.05(0.00)	-8.98(0.00)	1.07	0.23
Juro BR Real	-2.28(0.42)	-4.10(0.01)	14.80	0.13	-6.31(0.00)	-6.87(0.00)	7.40	0.32
Juro US Real	-4.22(0.01)	-1.65(0.74)	2.40	0.06	-3.47(0.06)	-3.31(0.08)	7.13	0.22
Juro US Nominal	-3.64(0.04)	-3.63(0.04)	4.22	0.09	-4.80(0.00)	-8.27(0.00)	4.70	0.14
Erro Projeção	-4.13(0.01)	-3.67(0.04)	3.24	0.08	-6.17(0.00)	-13.0(0.00)	2.28	0.31
Su	-2.56(0.29)	-2.22(0.45)	12.45	0.14	-4.90(0.00)	-6.40(0.00)	6.37	0.33
Sdp	-6.65(0.00)	-6.64(0.00)	1.24	0.34	-6.52(0.00)	-9.39(0.00)	4644	0.19
Prod. Ind.	-3.19(0.10)	-2.58(0.29)	10.24	0.17	-5.41(0.00)	-9.55(0.00)	2.44	0.32

Nota: ADF = Dickey Fuller Ampliado; PP = Phillips-Perron; ERS = Elliot-Rothemberg-Smith; KPSS = Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin. Os campos com fundo cinza claro correspondem às variáveis cuja hipótese de raiz unitária foi rejeitada pelo teste correspondente (ou que a hipótese de estacionariedade não foi rejeitada). [1]O ponto crítico da estatística ERS a 5% de confiança é 5.72. [2]O ponto crítico da estatística KPSS a 5% de confiança é 0.14, lembrando que a hipótese nula desse teste é invertida com relação aos demais.

Fonte: Elaboração Própria

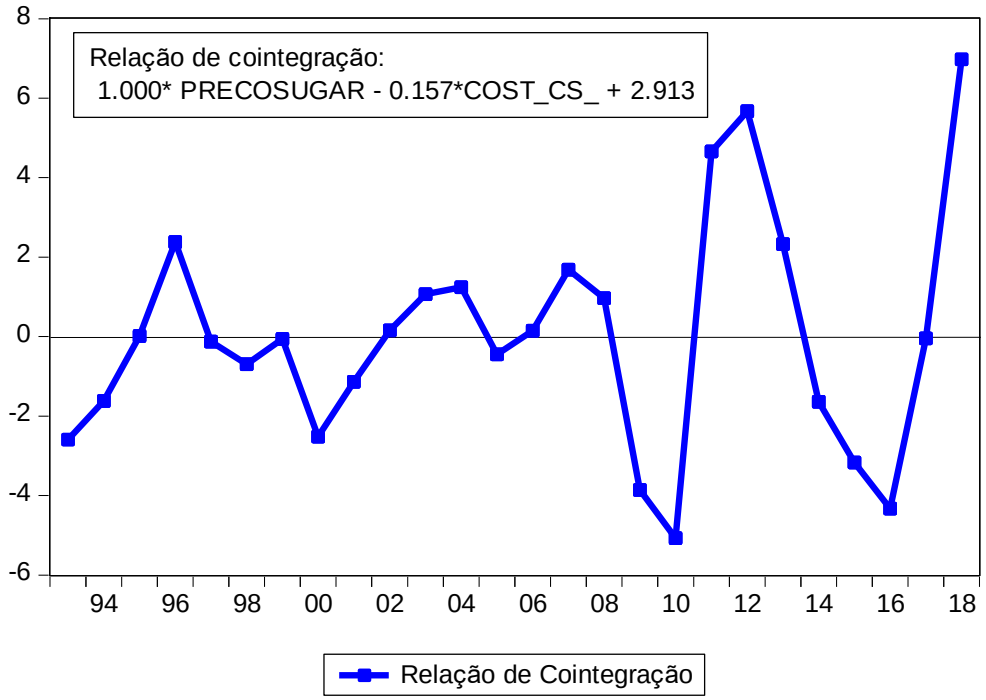
Observando a tabela, confirmam-se os estudos de Haley (2013), que encontraram que as séries preço do açúcar e custos de produção continham raiz unitária. O tratamento utilizado nesse estudo para solucionar esse problema é semelhante à abordagem de Haley (2013). A divisão do preço pelo índice custo resulta na variável final (Px/Cx), sem raiz unitária de acordo com os testes ADF, PP e KPSS.

Outras series que, de acordo com os testes, podem ser não estacionarias em nível são Stock-to-Use *ratio* (tratada como Su nesse trabalho); Produção Industrial Global (Prod. Ind. ou WBIPWLD); e Juro real dos Estados Unidos da América. No entanto, todas as anteriores aparentemente são estacionarias em diferença.

4.1.2 – Relação de Longo Prazo entre o Custo de Produção Centro/Sul e o Preço do Açúcar

Assim como em Haley (2016), o índice custo de Haley (Cx_t) - que mede o desvio do custo de produção na região Centro Sul do Brasil em "t" em relação ao custo médio de médio e longo prazo -, quanto o preço do açúcar (Px_t) são integradas de primeira ordem (Ver Tabela 2). No entanto, a divisão de uma pela outra resulta na série estacionária: (Px/Cx). Por sua vez, essa apresenta a relação de cointegração a seguir:

Figura 2 – Relação de Cointegração entre Preço do Açúcar (Px) e Índice de Haley (2013)



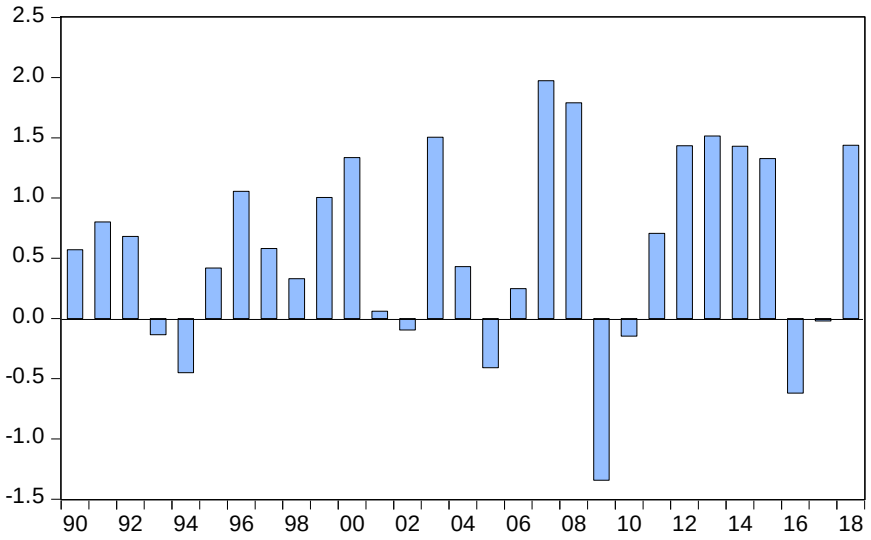
Nota: Valores positivos: preço do açúcar está acima do equilíbrio de longo prazo com relação ao custo de produção. Valores negativos: preço do açúcar está abaixo do equilíbrio de longo prazo com respeito ao custo de produção.
Fonte: Dados da ICE, USDA, LMC International e Cosan. Elaboração própria

Como pode-se observar na Figura 2, a cointegração entre as variáveis “Px” e “Cx” verificada por Haley (2013) ainda permanece verdadeira com a atualização dos dados. A combinação linear de variáveis não estacionárias proporciona ganho informacional e estimações mais robustas, de acordo com Engle e Granger (1987). Vale notar, no entanto, que essa relação parece ter sofrido uma quebra a partir do ano de 2010 safra, quando os desvios de curto prazo se tornam cada vez mais voláteis, e parecem demorar mais em retornar para a relação de equilíbrio de longo prazo.

4.1.3 – Dinâmica Microeconômica: Oferta *vs.* Demanda

Hipótese central levantada por Haley (2013) impactando o preço é o desequilíbrio entre oferta e demanda no mercado de açúcar. Evidentemente, a intuição econômica sugere que as oscilações de preços guardam relação com comportamento dinâmico entre consumidores e produtores. Desse modo, será exposta nessa seção o comportamento de duas variáveis que extraem informações acerca desse comportamento: proporção de superávit/déficit *per capita* e razão *stock-to-use*.

Figura 3 – Evolução da variável Superávit/Déficit per capita (kg)

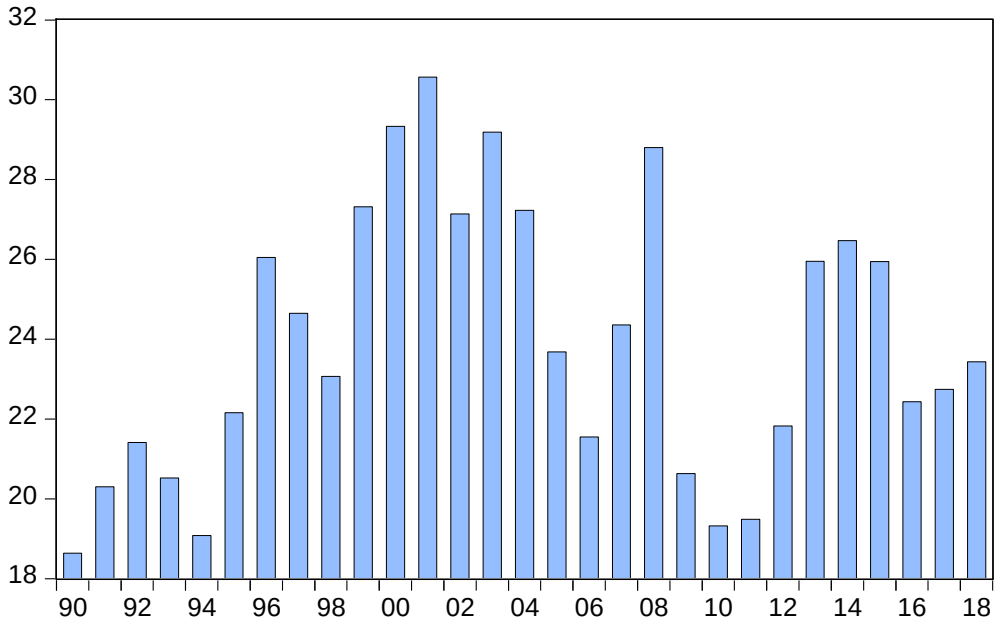


Nota: Corresponde à razão entre a produção e o consumo em termos per capita.
Fonte: USDA.

Na Figura 3 observa-se o superávit/déficit per capita desde o ano safra 1989/90. Na maior parte da amostra existe superávit, com exceção do início, e dos anos de 2009 e 2016. Como pode-se observar na Tabela 6 do Apêndice A, a média

dessa série é de 0.60 kg per capita. A série passa a transitar acima desse nível com mais frequência a partir de 2006, corte amostral que apresenta também maior volatilidade.

Figura 4 – Evolução da Razão Estoque/Consumo (Stock-to-Use ratio ou "Su")



Nota: Corresponde à proporção de consumo estocado.
Fonte: dados da USDA. Elaboração Própria.

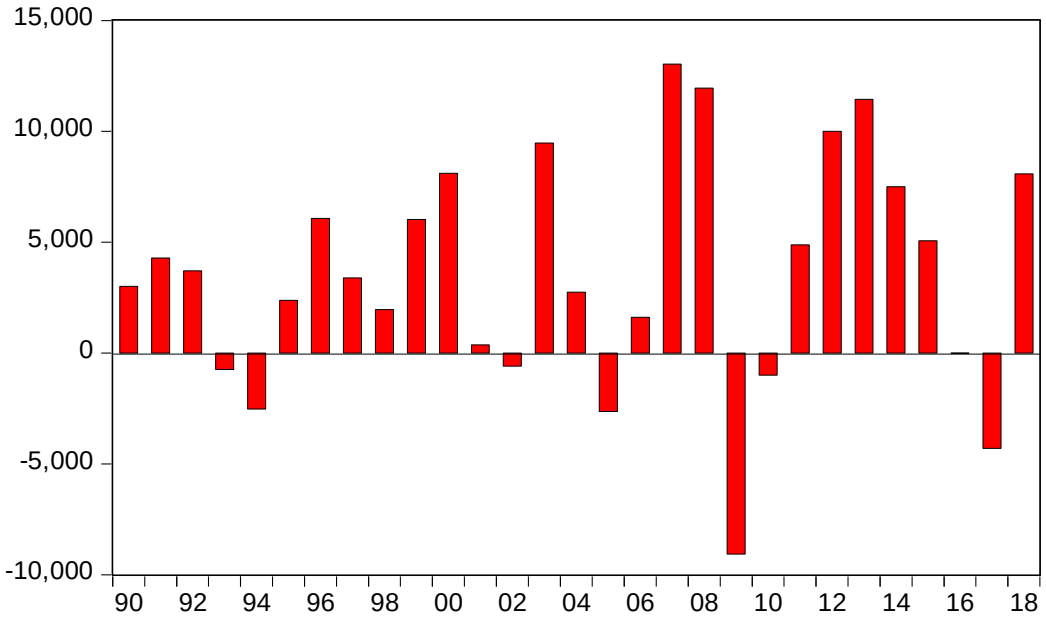
Na Figura 4 tem-se a razão estoque para consumo. A proporção de estoque para consumo médio é de 23.9% nesse período. O pico da série ocorreu no ano 2000, passando a transitar no nível médio desde então. Graficamente não é possível estabelecer correlação entre essa variável e a medida de produção per capita observada na Figura 3. Entretanto, ambas possivelmente explicam a variação no custo e no preço da *commodity*.

4.1.4 – Incerteza na Previsibilidade da Produção de Açúcar

Assim como Haley (2013), é razoável supor não só que os desequilíbrios entre ofertantes e demandantes afetam a formação do preço do açúcar global, como também a expectativa dos agentes. O autor vai um passo além, ao estimar o erro de previsão do mercado quanto ao consumo e produção do produto, e associar essa informação ao risco precificado na formação do preço.

Para testar a hipótese da incerteza na previsibilidade como determinando o preço nesse mercado, será subtraída a previsão do superávit/déficit de produção no início do período pelo valor observado ao final da safra.

Figura 5 – Diferença entre previsão inicial de Superávit/Déficit e dado observado.



Nota: Número positivo: Foi verificado mais déficit do que o previsto ou existe mais superávit do que o previsto; Número negativo = Foi verificado mais superávit do que o previsto ou projeção com menos superávit do que o previsto.
Fonte: USDA.

Pode-se observar na Figura 5 que desde 1990, as previsões tendem a ser mais otimistas quanto ao aumento na produção do que o observado ao final do ano-safra. Assim como as outras séries, é possível nota-se que a partir de 2006/2008, os erros de previsão tornam-se mais voláteis, ou seja, o ambiente para que os produtores possam prever a sua produção torna-se mais instável.

4.2 – Analise das Regressões

Para verificar se o modelo de Haley (2013) permanecia estatisticamente assertivo após a atualização dos dados, foram conduzidos os testes de normalidade e heterocedasticidade sob os resíduos da equação original. Assumindo 5% no primeiro teste, não foram encontradas evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de normalidade. Além disso, a curtose de 3,3 indicou um desvio estatisticamente pequeno

e a assimetria de 0,8 validou os erros padrão e intervalos de confiança. Na condução do teste Breusch-Pagan-Godfrey, de Heterocedasticidade dos resíduos, rejeitou-se a hipótese alternativa, também a 5% de significância. Dessa maneira, foi possível comprovar estatisticamente que os resultados de Haley (2013) permanecem essencialmente válidos após a atualização dos dados.

Tabela 3 – Regressões das equações 1-8 de (Px/Cx) com as variáveis especificadas.

Equação Variável	#1	#2	#3	#4	#5	#6	#7	#8
Constante	0.1195* 0.0042	0.1201* 0.0044	0.1287* 0.0048	0.1299* 0.0046	0.1292* 0.0046	0.1297* 0.0039	0.1349* 0.0042	0.1345* 0.0041
D2010	0.0236* 0.0073	0.0225* 0.0076	0.0254* 0.0064	0.0168** 0.0075	0.0261* 0.0063	0.0266* 0.0058	0.0145** 0.0069	0.0129*** 0.0068
Dif log Su (-1)	-0.1250* 0.0292	-0.1172* 0.0395	-0.0274 0.0414	-0.0299 0.0391	-0.0113 0.0428			
Sdp (-1)					-0.0201* 0.0062	-0.0215* 0.0034	-0.0225* 0.0039	-0.0632** 0.0264
Interação (-1)			0.0007* 0.0002	-0.0006* 0.0002				0.0016*** 0.0010
DifP,n (-2)		0.0008 0.0040		0.0069** 0.0036			0.0050 0.0034	0.0055*** 0.0033
DifP,n (-3)							0.0053*** 0.0033	0.0075** 0.0035
R^2 ajustado	**0.5932**	**0.5820**	**0.6683**	**0.7044**	**0.6850**	**0.6996**	**0.7525**	**0.7683**
Crit. Schwarz	**-4.9796**	**-4.8320**	**-5.1840**	**-5.2216**	**-5.2358**	**-5.4001**	**-5.4050**	**-5.3943**
Crit. Akaike	**-5.1236**	**-5.0255**	**-5.3760**	**-5.4615**	**-5.4278**	**-5.5428**	**-5.6470**	**-5.6846**

Tabela 3 – Coeficientes (acima) e erros padrão (abaixo) de cada regressão; * Coeficiente significativo a 1% ** Coeficiente significativo a 5%; *** Coeficiente significativo a 10%.
Fonte: Dados USDA, ICE, BLOOMBERG, REUTERS. Elaboração Própria

As equações #1 - #4 na Tabela 3 contém variáveis de stock-to-use (Su), nas quais a constante e a variável *dummy*, que busca controlar a quebra estrutural encontrada ao usar o teste que quebras múltiplas Bai e Perron (2003), são significativas para todas as regressões. Apesar da proporção de estoque para consumo ser significativa em #1 - #2, quando se adicionam as variáveis de fluxo, DifP,n(-2) e Interação (-1), a mesma se torna não-significativa. Ademais, há um salto no grau de ajustamento da equação #1 para a #4. Isso evidencia a importância das duas últimas na determinação do preço do açúcar.

Quando retirada a variável stock-to-use da regressão, há melhora no grau de

ajustamento do modelo, sendo as melhores relações encontradas nas equações #7 e #8. Nessas duas a variável de superávit/déficit na produção per capita mostra-se mais relevante que a proporção de consumo estocado. Portanto, sugere-se a confirmação da hipótese inicial de Haley (2013) que os desequilíbrios entre oferta e demanda, e a incerteza da previsão da produção/consumo ajudam a determinar o preço do açúcar global.

Tabela 4 – Regressões das equações 1-8 de Frankel com as variáveis especificadas

Equação / Variável	#1	#2	#3	#4	#5
Constante	0.1579* 0.0240	0.0419* 0.0117	0.0598* 0.0213	0.0562* 0.0129	0.0830* 0.0224
Juro Real Brasil			0.0000 0.0000		
Juro Real US	-1.0761* 0.2685				-0.3319 0.2276
Spot-futures	0.0018* 0.0004	0.0024* 0.0003	0.0021* 0.0003	0.0021* 0.0003	0.0021* 0.0003
Produção Industrial [1]		0.0627* 0.0087	0.0826* 0.0121	0.0841* 0.0105	0.0693* 0.0143
Dif. Produção Industrial	0.0281 0.0991				
Inventories (-1)[2]	-0.3739 0.5796		-1.2988* 0.4779	-1.2842* 0.4669	-1.2992* 0.4436
R2 ajustado	**0.7107**	**0.7768**	**0.8161**	**0.8161**	**0.8312**
Crit. Schwarz	**-5.1227**	**-5.6640**	**-5.7362**	**-5.7360**	**-5.8218**
Crit. Akaike	**-5.3605**	**-5.8054**	**-5.9740**	**-5.9739**	**-6.0597**

Tabela 4 – Coeficientes (acima) e erros padrão (abaixo) de cada regressão; [1] Índice de Produção Industrial foi dividido por 1.000.000.000.000; [2] Estoques no fim do período foi dividido por 1.000.000; * Coeficiente significativo a 1%; ** Coeficiente significativo a 5%; *** Coeficiente significativo a 10%
Fonte: USDA, ICE, World Bank, IPEADATA, BACEN, BLOOMBERG, REUTERS, FRED. Elaboração Própria

As equações #1 - #5 na Tabela 4 contém apenas variáveis macroeconômicas, que em sua maioria apresentam melhor grau de ajustamento que as variáveis microeconômicas já discutidas na Tabela 3. Ressalta-se que tanto o risco de base, como a produção industrial e o nível de estoque do período anterior são significativos

estatisticamente para todas as regressões estudadas.

Ao contrário dos resultados encontrados em Frankel (2006), a política monetária americana mostra-se relevante para a formação de preço no mercado de açúcar apenas na especificação #1; e, a taxa de juro real brasileira não se mostrou relevante para o preço do açúcar no período estudado.

Devido à similaridade das equações #3 - #5, pode-se concluir a partir desse exercício empírico que as variáveis puramente macro que afetam efetivamente os preços da commodity são com atividade global, no setor e o risco de base.

Tabela 5 – Regressões de (Px/Cx) com as variáveis estruturais de Haley (2013) e com as variáveis macro de Frankel (2006)

Equação Variável	#1	#2	#4	#5	#6	#7	#8	#9
Constante	0.1309* 0.0081	0.1553* 0.0167	0.1344* 0.0061	0.1614* 0.0086	0.1655* 0.0074	0.1939* 0.0171	0.1070** 0.0459	0.0654* 0.0101
D2010	0.0122 0.0084	0.0022 0.0168	0.0138*** 0.0072					
Dif log Su (-1)	-0.0471 0.0453							
Sdp (-1)	-0.0603** 0.0277	-0.0595** 0.0262	-0.0478** 0.0242	-0.0243* 0.0037	-0.0183* 0.0037	-0.0132* 0.0034	-0.0092** 0.0038	-0.0076** 0.0031
Interação (-1)	0.0016 0.0011	0.0014 0.0010	0.0013 0.0009					
DifP,n (-2)	0.0049* 0.0035	0.0058*** 0.0033	0.0035 0.0030	0.0057*** 0.0031	0.0041* 0.0026	0.0050** 0.0024	0.0022 0.0026	
DifP,n (-3)	0.0093* 0.0040	0.0068** 0.0035	0.0061** 0.0031	0.0049*** 0.0031	0.0038* 0.0026			
Juro Real US	0.0932 0.2549	-0.0038 0.0030	-0.2731 0.2217					
Juro Nominal US				-0.0049* 0.0018	-0.0068* 0.0016	-0.0075* 0.0014	-0.0013 0.0034	
Spot-futures			0.0010* 0.0003		0.0010* 0.0003	0.0011* 0.0003	0.0016* 0.0004	0.0018* 0.0003
Produção Industrial [1]							0.0477** 0.0236	0.0794* 0.0096
Inventories (-1)[2]							-0.0014** 0.0006	-1.2122* 0.4156
R^2 ajustado	**0.7572**	**0.7755**	**0.8716**	**0.7766**	**0.8447**	**0.8849**	**0.8757**	**0.8876**
Crit. Schwarz	**-5.2021**	**-5.3520**	**-5.5111**	**-5.5075**	**-5.7863**	**-5.8757**	**-5.9392**	**-6.2283**
Crit. Akaike	**-5.5892**	**-5.6908**	**-5.8982**	**-5.7495**	**-6.0766**	**-6.1636**	**-6.2752**	**-6.4662**

Tabela 5 – Coeficientes (acima) e erros padrão (abaixo) de cada regressão;* Coeficiente significativo a 1%; ** Coeficiente significativo a 5%; *** Coeficiente significativo a 10%; [1] Índice de Produção Industrial foi dividido por 1.000.000.000.000; [2] Estoques no fim do período foi

dividido por 1.000.000.
Fonte: USDA, World Bank, IPEADATA, BACEN, REUTERS, BLOOMBERG, FRED. Elaboração Própria.

As equações #1 - #9 na Tabela 5 contém variáveis micro e macroeconômicas, seguindo Haley (2013) e Frankel (2006). Desse modo, esses resultados representam contribuição importante para a literatura de determinantes da formação de preço no mercado de açúcar. As equações #3, #5, #6 - #9 apresentaram melhor grau de ajustamento do que a os modelos isolados do Haley (2013) e do Frankel (2006).

Resultado interessante pode ser observado na passagem da equação #7 para a #8. Enquanto na equação #7 a política monetária americana influência negativamente preço do açúcar, com relevância estatística a 1% de significância, a mesma se torna insignificante estatisticamente para a formação de preços quando se introduz a produção industrial na equação #8. A atividade industrial guarda relação com a atividade econômica, como argumenta Frankel (2006, p.14): "[…] Maior atividade economia deve afetar positivamente a demanda por estoques". Desse modo, o canal de transmissão relevante da política monetária parece estar associado com a atividade econômica, o seu nível de estoques e com o retorno financeiro dos contratos futuros de açúcar.

Esse argumento é reforçado pela equação #9, a qual mostra que quando se retira a taxa de juros americana do modelo, a produção industrial e o risco de base (spread) são capazes de aumentar o *fit* do modelo (R^2 ajustado cresce). Deixo aqui a sugestão para que estudos futuros confirmem essa hipótese.

A partir das regressões acima, o próximo passo é escolher qual o modelo funcional mais apropriado estatisticamente. Este é um passo extremamente importante para interpretar os resultados que seguem (Bozdangan, 1987). Para isso, o leitor deve notar que dada a reduzida base de dados, decorrente da impossibilidade de acessar publicamente os dados referentes aos custos de produção do açúcar na região CS do Brasil, e dado o tamanho do modelo funcional, que demanda cuidado para evitar a omissão de variáveis *relevantes* no modelo, existe uma grande preocupação com a perda de graus de liberdade.

Sendo assim, o autor do presente trabalho optou pelo R^2 ajustado e pelo Critério de Informação de Akaike (AIC) para indicar qual das regressões melhor permite uma interpretação dos resultados. Isso se deu uma vez que, diferentemente do Critério Bayesiano de Schwarz (BIC), o AIC foi criado para incluir a premissa de que

o modelo funcional seria apenas uma aproximação do modelo "real" (e não o modelo "real", como nas considerações do BIC). Além disso, a pequena quantidade de dados relativa ao número de variáveis dentro do modelo funcional é uma importante consideração na obtenção do AIC.

A equação escolhida foi a de número #9, que apresenta maior AIC, de -6.47, e maior R^2 ajustado, de 0.89. No entanto, um destaque especial será dado à equação #7 por corresponder a equação com segundo maior R^2, de 0.88, tendo um número de variáveis explicativas bastante reduzido.

4.3 – Interpretação dos Resultados

A interpretação da equação #7 é a que segue:

- **S.d.p. (-1), ou *lag* de um período da variável Surplus/Deficit per capita:** a 1% de significância, tem-se evidencias para afirmar que o incremento de 1 kg no superávit per capita no mercado, em t - 1, causa em média, uma redução de USD 0.0132 centavos/lb na variável resposta em t.
- **$\text{Spread}_{\text{açúcar}}$ (Spread entre mercado futuro e mercado à vista de açúcar):** a 1% de significância, tem-se evidencias para afirmar que cada centavo/lb de diferença entre o mercado futuro do açúcar e o mercado a vista (spot) tende a gerar um acréscimo, em média, de USD 0.0011 centavos/lb na variável resposta.
- **Dif. Pn. (-2) (Erro de previsão normalizado):** a 5% de significância, tem-se evidencias para afirmar que quando a diferença normalizada entre a primeira estimativa de superávit/déficit no mercado e o dado real em t - 2 cresce 1 desvio padrão (que corresponde a 4.064 MTRV), a variável resposta, em média, sofre acréscimo de 0.0050 centavo/lb.
- **Juro Nominal EUA**: a 1% de significância, tem-se evidencias para afirmar que quando o juro da Treasury de 10 anos nos Estados Unidos cresce 1 p.p., a variável resposta, em média, sofre acréscimo de 0.0075 centavo/lb.

Já a interpretação da equação #9 é a que segue:

- **S.d.p. (-1), ou *lag* de um período da variável Surplus/Deficit per capita:** a 5% de significância, tem-se evidencias para afirmar que o incremento de 1 kg no

superávit per capita no mercado, em t - 1, causa em média, uma redução de USD 0.0076 centavos/lb na variável resposta em t.

- **$Spread_{açúcar}$ (Spread entre mercado futuro e mercado à vista de açúcar):** a 1% de significância, tem-se evidencias para afirmar que cada centavo/lb de diferença entre o mercado futuro do açúcar e o mercado a vista (spot) tende a gerar um acréscimo, em média, de USD 0.0018 centavos/lb na variável resposta.
- **Wbip. Wld. (Produção industrial global):** a 1% de significância, tem-se evidencias para afirmar que o crescimento de 1.000.000.000.000 pontos no índice de produção industrial global (World Bank) tende a resultar em um incremento médio de USD 0.0794 centavos/lb na variável dependente.
- **Inventories (-1), ou *lag* de um período da variável de estoque**: a 1% de significância, tem-se evidencias para afirmar que o incremento de 1.000.000 toneladas de MTRV na quantidade global de açúcar estocado em t - 1, causa em média, uma redução de USD 1.2122 centavos/lb na variável resposta em "t".

V – Conclusão

O presente trabalho concluiu que tanto determinantes microeconômicos, tais como nível de estoque, erros de previsão e existência de superávits/déficits passados no mercado, quanto determinantes macroeconômicos, tal qual o é a taxa de juros nominal norte-americana, ou o nível de produção industrial global, são considerações relevantes para a explicação das oscilações de preço internacionais do açúcar.

Sendo assim, abordar o problema de precificação dessa *commodity* utilizando modelos funcionais que contemplam somente um desses grupos de variáveis explicativas pode prejudicar a precisão estatística de estudos futuros. Isso ocorreria, em função da omissão de variáveis importantes do modelo, uma vez que foi demonstrado que tanto as variáveis de um grupo, quanto as de outro, são relevantes no tratamento do problema.

O estudo realizado também concluiu que a partir da atualização dos dados amostrais, no modelo de Haley (2013), verificou-se que a relação de cointegração entre o preço do açúcar e o custo de produção na região Centro-Sul do Brasil permaneceu verdadeira. No entanto, observou-se que uma peculiaridade se mostrou

bastante evidente a partir do ano safra de 2010: o aumento da volatilidade de desvios de curto prazo.

Outra diferença encontrada foi a irrelevância dos juros reais dos Estados Unidos da América no processo de precificação de curto e médio prazo do açúcar. Essa variável de juros real não se mostrou relevante, nem a 1%, nem a 5% e nem a 10%, em nenhuma das regressões realizadas na Tabela 5. A novidade macroeconômica, no entanto, foi que a variável de juros nominal mostrou-se estatisticamente importante, a 1% de significância, na determinação desse processo de precificação. Adicionalmente, a inclusão da variável de produção industrial no modelo tornou a variável de juros nominais norte-americanos irrelevante a 1%, 5% e a 10%. Tal fenômeno corrobora para a suspeita de Frankel (2003), de que a produção industrial é um importante canal de transmissão pelo qual o menor juros nas economias acarreta em um maior nível de atividade industrial, aumentando a demanda por *commodities*, e dessa maneira, pressionando seus preços.

Finalmente, a contribuição desse trabalho foi a confirmação de que o estudo dos processos de precificação de *commodities* deve incorporar tanto determinantes microeconômicos específicos do mercado em questão, quanto variáveis macroeconômicas mais gerais. O anterior pôde ser evidenciado a partir do estudo aqui conduzido, em que as regressões que incorporaram ambas classes de determinantes apresentaram maior poder explicativo.

Como sugestão para trabalhos futuros sugere-se contornar o problema de micronumerosidade ao se construir índice de custo de Haley (2013) com maior frequência de dados. Ademais, uma extensão das contribuições desse trabalho seria incorporar a análise da capacidade de previsão dos modelos estimados.

Referências Bibliográficas

Bai, J. (1994), ‘Least squares estimation of a shift in linear processes’, Journal of Time Series Analysis 15(5), 453–472

Bai, J. (1997a), ‘Estimating multiple breaks one at a time’, Econometric Theory 13(3), 315–352

Bai, J. (1997b), ‘Estimation of a change point in multiple regression models’, Review of Economics and Statistics 79(4), 551–563

Bai, J. & Perron, P. (1998), ‘Estimating and testing linear models with multiple structural changes’, Econometrica 66(1), 47–78

Bai, J. & Perron, P. (2003), ‘Computation and analysis of multiple structural change models’, Journal of Applied Econometrics 18(1), 1–22

Balabanoff, Stefan (1995), "Oil Futures Prices and Stock Management: A Cointegration Analysis", Energy Economics, vol. 17, no. 3, July 1995, pp.200-210

Bozdongan. H. “Model selection and Akaike's Information Criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions”. Psychometrika. v.52, n.3, 345-370, Sep. 1987

Clements, Kenneth W.: Fry, Renée. “Commodity Currencies and Currency Commodities. Australian National University, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, 2006

Dickey, D.A. e Fuller, W.A. (1979). “Distribution of the estimators for autorregresive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 74

Dornbusch, Rudiger (1976) "Expectations and Exchange Rate Dynamics" Journal of Political Economy 84, 1161-1176

Elliot, G., Rothemberg, T.J. & Stock, J.H. (1996). Efficient test for autorregresive unit root. Econometrica, 64

Engle, Robert F., and C.W.J. Granger. 1987. “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” Econometrica 55, pp. 250

Fama, Eugene, & French, Kenneth R. (1987), “Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage,” Journal of Business, 60, 55–73

Frankel, Jeffrey (1986), "Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model," Amer. J. of Agric. Ec. 68, no. 2, pp. 340-355. Reprinted in Frankel, Financial Markets and Monetary Policy, MIT Press, 1995

Frankel, Jeffrey (2006), " The Impact of Monetary Policy on Commodity Prices."

Summary for Monetary Policy Review - NBER, 2006

Gujarati, D. N.; Porter, D. C. Econometria básica. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

Haley, Stephen (2013) “The Influence of Brazilian Costs of Production and World Surplus/ Deficit Measures”

Johansen, S., 1988, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, No. 2–3, pp. 231–254

Johansen, S., 1991, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” Econometrica, Vol. 59, No. 6, pp. 1551–1580

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. e Shin, Y. (1992). “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root”. Journal of Econometrics, 54

Littell, R. C.; Milliken, G. A. Stroup, W. W & Wolfinger, R. D. SAS System for Mixed Models. Cary: Statistical Analysis System Institute, 2002. 633p

Nelson, C. e Plosser, C. (1982) “Trends and Random Walks in Macro-economic Time Series: some evidence and implications”, Journal of Monetary Economics, 1op

Oliveira, F. (2017) “Três Ensaios sobre Estabilidade de Séries Econômicas: Métodos de Estimação Econométrica de Volatilidade.”

Perron, P. (1989) “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, Econometrica, 57

Philips, P. e Perron, P. (1988), “Testing for a unit root in time series regression”. Biometrika, 75

Pindyck, Robert, and Daniel Rubinfeld. 1998. Econometric Models and Economic Forecasts. New York, NY: McGraw-Hill

Prado Jr, Caio. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. Rev. Bras. Econ., Rio de Janeiro, v. 70, n. 4, p. 399-417, Dec. 2016

RBB Economics (2014) “Cost pass-through: theory, measurement, and potential policy implications” - Office of Fair Trading (OFT)

United States Department of Agriculture (2017), Foreign Agricultural Service: “Sugar: World Markets and Trade”

Working, Holbrook (1949), “The Theory of Price Storage” American Economic Review, vol. 30, December, pp.1254-62

Yang, Jian; Bessler, David, and Leatham, David (2001), “Asset Storability and Price

Discovery in Commodity Futures Markets: A New Look," The Journal of Futures Markets, vol. 21, no.3, March.

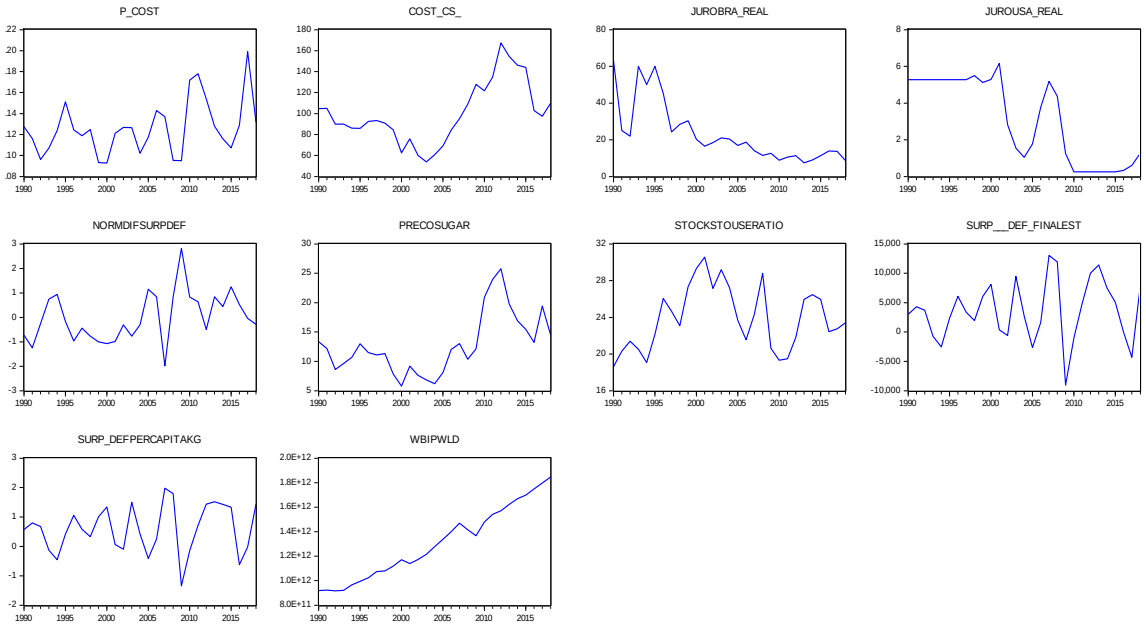
Apêndice A

Tabela 6 – Analise descritiva das variáveis.

Estatística	COST_CS_	DIFJUROBRA_REAL	JUROBRA_REAL	JUROUSA_REAL	NORMDIFSURPDEF	PRECOSUGAR	STOCKSTOUSERATIO	SURP_DEFPERCAPITAKG	WBIPWLD
Média	100	14.82	23.22	3.09	3.06	12.77	23.90	0.60	1.310
Mediana	93	8.54	18.48	3.77	-0.25	12.03	23.43	0.58	1.280
Maximo	167	44.43	63.00	6.16	2.81	25.77	30.57	1.97	1.850
Mínimo	54	1.61	7.49	0.25	-1.98	5.80	18.64	-1.34	9.170
Desvio P.	29	14.56	16.42	2.28	1.00	5.13	3.43	0.81	2.940
Assimetria	0.57	1.02	1.38	-0.13	0.52	0.93	0.23	-0.30	0.260
Curtose	2.71	2.48	3.67	1.22	3.46	3.24	1.95	2.45	1.819
Jarque-Bera	1.71	5.36	9.79	3.89	1.58	4.30	1.59	0.80	2.01
Prob.	0.42	0.06	0.00	0.14	0.45	0.11	0.44	0.66	0.36

Fonte: Elaboração Própria.

Figura 6 – Séries usadas na pesquisa (da esquerda à direita: Px/Cx; Índice de Custo de Haley; Juro Real do Brasil; Juro Real dos EUA; DifP,n; Preço Açúcar; Su; Superávit/Déficit Estimação Final; Sdp; Produção Industrial)



Fonte: USDA, Raízen, World Bank, IPEADATA, BACEN SGS, BLOOMBERG.

Tabela 7 – Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Obs	F-Statistic	Prob.
PRECOSUGAR não Granger Causa COST_CS_	28	9.25324	0.0055
COST_CS_ não Granger Causa PRECOSUGAR		0.38093	0.5427

Fonte. Elaboração Própria

Tabela 8 – Vetor de Correção de Erros

Hipótese No. de VC	Autovalor	Estatistíca Traço	0.05 Valor Crítico	Prob.
Nenhum *	0.629474	28.53398	15.49471	0.0003
Ao menos 1	0.061979	1.727532	3.841466	0.1887

Nota: *Corresponde à rejeição da hipótese ao nível crítico de 5%. *Elaboração Própria*

Tabela 9 – Resíduos do Vetor de Correção de Erros

Equação de Cointegração	CointEq1	
PRECOSUGAR(-1)	1.000000	
COST_CS_(-1)	-0.157460	
	(0.00853)	
	[-18.4531]	
C	2.913362	
Correção de Erro	**D(PRECOSUGAR)**	**D(COST_CS_)**
CointEq1	-1.352754	2.431920
	(0.46037)	(2.27962)
	[-2.93840]	[1.06681]
D(PRECOSUGAR(-1))	1.053808	-0.009171
	(0.32826)	(1.62547)
	[3.21025]	[-0.00564]
D(PRECOSUGAR(-2))	0.526617	0.524981
	(0.36724)	(1.81848)
	[1.43397]	[0.28869]
D(COST_CS_(-1))	-0.144344	0.038505
	(0.05238)	(0.25937)
	[-2.75572]	[0.14846]
D(COST_CS_(-2))	0.001770	0.071518
	(0.05480)	(0.27135)
	[0.03230]	[0.26357]
C	-0.107547	0.794116
	(0.55795)	(2.76280)
	[-0.19276]	[0.28743]

R-squared	0.426030	0.294674
Adj. R-squared	0.282537	0.118342
F-statistic	2.969000	1.671136
Log likelihood	-60.22740	-101.8205
Akaike AIC	5.094416	8.293883
Schwarz SC	5.384746	8.584213
Log likelihood		-154.4889
Akaike information criterion		12.96068
Schwarz criterion		13.63812

Fonte: USDA, ICE. Elaboração Própria.

Figura 7 – Série dos Resíduos do Preço do Açúcar (Px) e Série dos Resíduos do Índice Haley de Custos de Produção na região CS do Brasil (Cx).

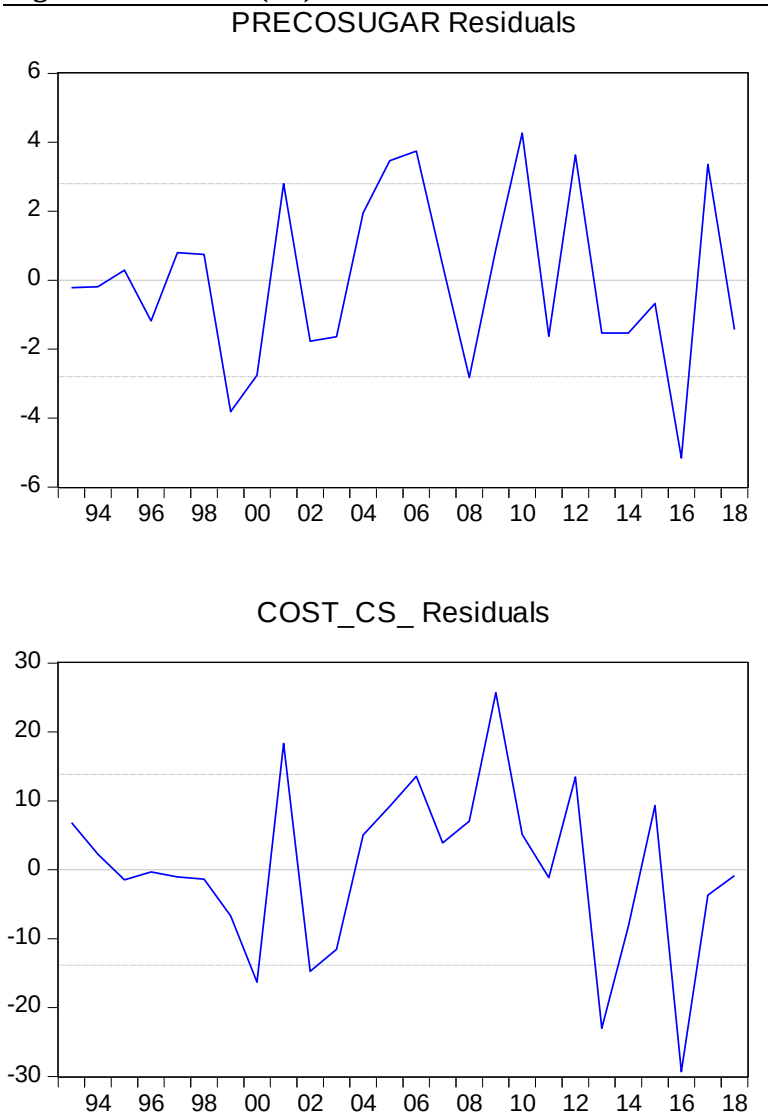


Tabela 10 – Teste de Estacionariedade Multivariada Pormanteau para VCE

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.369495	0.6681
2	3.944021	0.4136
3	7.117237	0.1298
4	1.854433	0.7625
5	5.175762	0.2697
6	1.511028	0.8247
7	11.04764	0.0260
8	1.318404	0.8582
9	5.135940	0.2736
10	11.87144	0.0183
11	9.481359	0.0501
12	4.221606	0.3768

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 11 – Produção de açúcar brasileira (em milhares de toneladas) por região.

Açúcar (mil toneladas)	**2007/08**	**2008/09**	**2009/10**	**2010/11**	**2011/12**	**2012/13**	**2013/14**	**2014/15**	**2015/16**	**2016/17**
Centro-Sul	26.201	26.750	28.645	33.501	31.304	34.097	34.295	32.011	31.221	**35.628**
Norte-Nordeste	4.826	4.299	4.312	4.505	4.621	4.149	3.299	3.560	2.616	**3.107**
Brasil	**31.026**	**31.049**	**32.956**	**38.006**	**35.925**	**38.246**	**37.594**	**35.571**	**33.837**	**38.734**

Fonte: Dados de UNICA, ALCOPAR, BIOSUL, SIAMIG, SINDALCOOL, SIFAEG, SINDAAF, SUDES e MAPA. Elaboração própria.

Tabela 12 – Testes de Causalidade de Granger.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PRECOSUGAR does not Granger Cause COST_CS_	28	9.25324	0.0055
COST_CS_ does not Granger Cause PRECOSUGAR		0.38093	0.5427
DIFJUROBRA_REAL does not Granger Cause COST_CS_	28	0.10836	0.7448
COST_CS_ does not Granger Cause DIFJUROBRA_REAL		4.96610	0.0351
JUROBRA_REAL does not Granger Cause COST_CS_	28	0.54056	0.4690
COST_CS_ does not Granger Cause JUROBRA_REAL		0.98917	0.3295
JUROUSA_REAL does not Granger Cause COST_CS_	28	1.17310	0.2891
COST_CS_ does not Granger Cause JUROUSA_REAL		1.16715	0.2903
NORMDIFSURPDEF does not Granger Cause COST_CS_	28	0.42759	0.5191
COST_CS_ does not Granger Cause NORMDIFSURPDEF		1.62645	0.2139
STOCKSTOUSERATIO does not Granger Cause COST_CS_	28	1.62976	0.2135
COST_CS_ does not Granger Cause STOCKSTOUSERATIO		0.20352	0.6558
SURP___DEF_FINALEST does not Granger Cause COST_CS_	28	0.19527	0.6624
COST_CS_ does not Granger Cause SURP___DEF_FINALEST		0.63156	0.4343

SURP_DEFPERCAPITAKG does not Granger Cause COST_CS_	28	0.04846	0.8275
COST_CS_ does not Granger Cause SURP_DEFPERCAPITAKG		0.50090	0.4857
WBIPWLD does not Granger Cause COST_CS_	28	1.69343	0.2050
COST_CS_ does not Granger Cause WBIPWLD		0.00231	0.9620
DIFJUROBRA_REAL does not Granger Cause PRECOSUGAR	28	2.07618	0.1620
PRECOSUGAR does not Granger Cause DIFJUROBRA_REAL		0.25949	0.6149
JUROBRA_REAL does not Granger Cause PRECOSUGAR	28	0.73914	0.3981
PRECOSUGAR does not Granger Cause JUROBRA_REAL		1.96371	0.1734
JUROUSA_REAL does not Granger Cause PRECOSUGAR	28	4.27940	0.0491
PRECOSUGAR does not Granger Cause JUROUSA_REAL		0.16218	0.6906
NORMDIFSURPDEF does not Granger Cause PRECOSUGAR	28	24.9361	4.E-05
PRECOSUGAR does not Granger Cause NORMDIFSURPDEF		0.05476	0.8169
STOCKSTOUSERATIO does not Granger Cause PRECOSUGAR	28	3.05483	0.0928
PRECOSUGAR does not Granger Cause STOCKSTOUSERATIO		0.41480	0.5254
SURP___DEF_FINALEST does not Granger Cause PRECOSUGAR	28	6.40631	0.0180
PRECOSUGAR does not Granger Cause SURP___DEF_FINALEST		6.33248	0.0186
SURP_DEFPERCAPITAKG does not Granger Cause PRECOSUGAR	28	11.3701	0.0024
PRECOSUGAR does not Granger Cause SURP_DEFPERCAPITAKG		5.69198	0.0249
WBIPWLD does not Granger Cause PRECOSUGAR	28	1.39105	0.2493
PRECOSUGAR does not Granger Cause WBIPWLD		0.01370	0.9078
JUROBRA_REAL does not Granger Cause DIFJUROBRA_REAL	28	2.86573	0.1029
DIFJUROBRA_REAL does not Granger Cause JUROBRA_REAL		1.19251	0.2852
JUROUSA_REAL does not Granger Cause DIFJUROBRA_REAL	28	2.68408	0.1139
DIFJUROBRA_REAL does not Granger Cause JUROUSA_REAL		0.00950	0.9231
NORMDIFSURPDEF does not Granger Cause DIFJUROBRA_REAL	28	8.75044	0.0067
DIFJUROBRA_REAL does not Granger Cause NORMDIFSURPDEF		0.39433	0.5357
STOCKSTOUSERATIO does not Granger Cause DIFJUROBRA_REAL	28	0.01815	0.8939
DIFJUROBRA_REAL does not Granger Cause STOCKSTOUSERATIO		0.07113	0.7919
SURP___DEF_FINALEST does not Granger Cause DIFJUROBRA_REAL	28	0.08162	0.7775
DIFJUROBRA_REAL does not Granger Cause SURP___DEF_FINALEST		0.33042	0.5706
SURP_DEFPERCAPITAKG does not Granger Cause DIFJUROBRA_REAL	28	0.05124	0.8228
DIFJUROBRA_REAL does not Granger Cause SURP_DEFPERCAPITAKG		0.31326	0.5807
WBIPWLD does not Granger Cause DIFJUROBRA_REAL	28	0.05171	0.8220
DIFJUROBRA_REAL does not Granger Cause WBIPWLD		2.13532	0.1564
JUROUSA_REAL does not Granger Cause JUROBRA_REAL	28	2.23690	0.1473
JUROBRA_REAL does not Granger Cause JUROUSA_REAL		3.39392	0.0773
NORMDIFSURPDEF does not Granger Cause JUROBRA_REAL	28	0.24457	0.6252
JUROBRA_REAL does not Granger Cause NORMDIFSURPDEF		2.77021	0.1085
STOCKSTOUSERATIO does not Granger Cause JUROBRA_REAL	28	0.28547	0.5979
JUROBRA_REAL does not Granger Cause STOCKSTOUSERATIO		0.19333	0.6639
SURP___DEF_FINALEST does not Granger Cause JUROBRA_REAL	28	0.43122	0.5174

JUROBRA_REAL does not Granger Cause SURP___DEF_FINALEST		0.05979	0.8088
SURP_DEFPERCAPITAKG does not Granger Cause JUROBRA_REAL	28	0.52575	0.4751
JUROBRA_REAL does not Granger Cause SURP_DEFPERCAPITAKG		0.04443	0.8348
WBIPWLD does not Granger Cause JUROBRA_REAL	28	6.55884	0.0169
JUROBRA_REAL does not Granger Cause WBIPWLD		0.35020	0.5593
NORMDIFSURPDEF does not Granger Cause JUROUSA_REAL	28	0.03613	0.8508
JUROUSA_REAL does not Granger Cause NORMDIFSURPDEF		1.00636	0.3254
STOCKSTOUSERATIO does not Granger Cause JUROUSA_REAL	28	3.89728	0.0595
JUROUSA_REAL does not Granger Cause STOCKSTOUSERATIO		0.64065	0.4310
SURP___DEF_FINALEST does not Granger Cause JUROUSA_REAL	28	0.64054	0.4311
JUROUSA_REAL does not Granger Cause SURP___DEF_FINALEST		0.33747	0.5665
SURP_DEFPERCAPITAKG does not Granger Cause JUROUSA_REAL	28	0.41473	0.5254
JUROUSA_REAL does not Granger Cause SURP_DEFPERCAPITAKG		0.39343	0.5362
WBIPWLD does not Granger Cause JUROUSA_REAL	28	1.26032	0.2723
JUROUSA_REAL does not Granger Cause WBIPWLD		15.4471	0.0006
STOCKSTOUSERATIO does not Granger Cause NORMDIFSURPDEF	28	1.88739	0.1817
NORMDIFSURPDEF does not Granger Cause STOCKSTOUSERATIO		10.4243	0.0035
SURP___DEF_FINALEST does not Granger Cause NORMDIFSURPDEF	28	6.03821	0.0213
NORMDIFSURPDEF does not Granger Cause SURP___DEF_FINALEST		1.51498	0.2298
SURP_DEFPERCAPITAKG does not Granger Cause NORMDIFSURPDEF	28	5.65446	0.0254
NORMDIFSURPDEF does not Granger Cause SURP_DEFPERCAPITAKG		1.78747	0.1933
WBIPWLD does not Granger Cause NORMDIFSURPDEF	28	1.40510	0.2470
NORMDIFSURPDEF does not Granger Cause WBIPWLD		8.60059	0.0071
SURP___DEF_FINALEST does not Granger Cause STOCKSTOUSERATIO	28	1.57641	0.2209
STOCKSTOUSERATIO does not Granger Cause SURP___DEF_FINALEST		3.19079	0.0862
SURP_DEFPERCAPITAKG does not Granger Cause STOCKSTOUSERATIO	28	1.18081	0.2876
STOCKSTOUSERATIO does not Granger Cause SURP_DEFPERCAPITAKG		3.03795	0.0936
WBIPWLD does not Granger Cause STOCKSTOUSERATIO	28	0.03588	0.8513
STOCKSTOUSERATIO does not Granger Cause WBIPWLD		0.95948	0.3367
SURP_DEFPERCAPITAKG does not Granger Cause SURP___DEF_FINALEST	28	0.56410	0.4596
SURP___DEF_FINALEST does not Granger Cause SURP_DEFPERCAPITAKG		0.00014	0.9908
WBIPWLD does not Granger Cause SURP___DEF_FINALEST	28	0.53395	0.4717
SURP___DEF_FINALEST does not Granger Cause WBIPWLD		15.2120	0.0006
WBIPWLD does not Granger Cause SURP_DEFPERCAPITAKG	28	0.73589	0.3991
SURP_DEFPERCAPITAKG does not Granger Cause WBIPWLD		14.7827	0.0007

Apêndice B – Definições e interpretações das variáveis usadas

Px: é a série preço do açúcar, obtida na Intercontinental Exchange (ICE). A série disponível nesta fonte tem nome de ´´SUGAR 11 HISTORICAL PRICES´´ e foi atualizada em 15 de maio de 2018. Refere-se ao preço do contrato do açúcar no.11, cotada em centavos de dólar por libra. Cada dado usado na regressão desse trabalho corresponde à média diária entre o primeiro dia de abril de um ano e último dia de março do ano seguinte. O preço usado foi o *nearby* e o dado final considerado segue a explicação acima. Esta série corresponde à variável resposta do modelo.

Cx: corresponde ao índice proposto por Haley (2013), que por sua vez, é custo de produção do açúcar na região Centro Sul do Brasil em "t", dividido pelo custo médio de produção nessa região de todos os períodos disponíveis (media amostral total). Os dados referentes ao custo de produção na região foram extraídos da LMC International e das apresentações da Raizen Energia, subsidiaria da Cosan. Estao em dólares (USD) e anualizados (safra).

Estimativa inicial de superávit/déficit: serie de dados anuais (safra) feita a partir da subtração entre a primeira estimativa (estimada perto do início do ano safra, geralmente em maio) da produção total de açúcar, medida em 1.000 MTRV, e a estimativa do consumo total (divulgada na mesma época e também em 1.000 MTRV). Portanto, a série refere-se à primeira estimativa de superávit (no caso de o dado ser positivo) ou déficit (caso o dado seja negativo) no mercado de açúcar global para determinado ano safra. A fonte da informação é a base de dados da USDA Economics, Statistics and Market Information System) – USDA Foreign Agricultural Service. A série é importante pois é o primeiro componente da variável ''diferença entre primeira estimativa e dado de superávit/deficit''. Acesso em 15/05/2018.

Dado final de superávit/déficit (dado observado): A série também corresponde a dados anuais (safra) e é feita a partir da subtração entre a produção total de açúcar observada ao final do ano safra e o consumo total. A série, também em 1.000 MTRV, corresponde ao superávit (no caso de o dado ser positivo) ou déficit (caso o dado seja negativo) observado no mercado de açúcar global para determinado ano safra. A fonte da informação é a base de dados da USDA Economics, Statistics and Market Information System) – USDA Foreign Agricultural Service. A série é importante pois

é o segundo componente da variável ‘’diferença entre primeira estimativa e dado de superávit/deficit’’. Acesso em 15/05/2018.

DifP: é a série gerada a partir da diferença entre primeira estimativa e dado de superávit/deficit: Essa série é a subtração da estimativa inicial de superávit/déficit do dado observado de superávit/déficit. Naturalmente, a série gerada é anual (safra). O dado positivo significa que o superávit na última estimativa foi menor do que o esperado anteriormente, e o dado negativo reflete uma estimação inicial de déficit maior do que a expectativa de déficit na estimação final. Conforme foi explorado na Revisão da Literatura, espera-se que essa variável apresente correlação negativa com a variável resposta, uma vez que quanto menor o superávit projetado na última estimativa, menor o ritmo de acumulação de estoques e dessa maneira, menor a oferta potencial no mercado de açúcar. Quando tudo o mais constante, a redução da oferta no mercado de commodities potencialmente cria uma pressão de alta nos preços.

DifP,n: É a normalização da série anterior, feita para reduzir a dispersão dos dados em torno da média, isto é, corresponde a distância do dado (anual) em relação à média da amostra dividida pelo desvio padrão amostral. Por ser uma série que reflete exatamente as conclusões acerca da série “diferença entre primeira e última estimativa de superávit/déficit”, é esperado que apresente correlação negativa com a variável resposta.

Consumo mundial de açúcar (em 1.000 MTRV): a série de dados corresponde ao consumo total anual (safra) no mercado de açúcar. A medida utilizada é o Metric Ton Raw Value. Cada unidade equivale a mil quilogramas de açúcar bruto (raw sugar). A série foi coletada a partir dos relatórios da USDA, Foreign Agricultural Service, Production, Supply and Distribution database. Acesso em 15/05/2018.

Superávit/Déficit (em 1.000 MTRV): Cada dado anual (entre abril de um ano e março do seguinte) corresponde a subtração entre os dois dados anteriores (produção – consumo). Reflete o superávit (no caso de o dado ser positivo) ou déficit (caso o dado seja negativo) no mercado de açúcar global. Espera-se que quanto mais positiva essa variável, mais negativa a variável resposta. A intuição prove da revisão da literatura, que supõe que quanto maior o superávit maior o excesso de oferta no mercado em relação a demanda, o que cria uma pressão negativa nos preços e um acumulo de estoques.

Sdp (em quilogramas): A série foi obtida da divisão da série "superávit/déficit (em 1.000 MTRV)" pela população total (dados obtidos na base de dados do World Bank, medidos em milhões de habitantes). Essa série foi testada em substituição da série superávit/déficit, uma vez que anula efeitos de crescimento populacional. Isso é importante porque populações mundiais muito grandes implicam em uma maior velocidade de liquidação/esgotamento de estoques. Sendo assim, o mesmo nível de estoques poderia ter diferentes impactos na variável resposta a depender da velocidade potencial de consumo, que por sua vez depende do tamanho do mercado consumidor. Esse efeito é eliminado ou reduzido drasticamente, quando a variável superávit/déficit é dividida pelo número de habitantes. A hipótese de que quanto mais positiva essa variável, mais negativa a variável resposta é mantida.

Estoque final: Corresponde a quantidade (medida em 1.000 MTRV) de açúcar disponível em estoques no mundo. A fonte dos dados é a USDA, Foreign Agricultural Service, Production, Supply and Distribution database. Acesso em 15/05/2018.

Su: ou *stock-to-use*, é o múltiplo de Estoque/Consumo. A série anual (safra) é a divisão entre o estoque final em 1.000 MTRV (fornecido pela USDA) pelo consumo total, também em MTRV. Cada dado corresponde a proporção de estoques finais em relação ao consumo total de certo ano safra. Este dado fornece uma ideia da durabilidade do estoque e a potencial velocidade de esgotamento. Espera-se que esse múltiplo seja negativamente correlacionado com a variável resposta, uma vez que quanto maior o estoque, menor a probabilidade de esgotamento futuro do açúcar e menor a necessidade de compra antecipada (incentivos para shifts negativos na curva de demanda no consumo presente da *commodity*)

Interação: É a multiplicação da série "Su" e da série "Sdp". Uma vez que esta última apresenta raiz unitária, transforma-se em log-diferenciada.

Spread (risco de base): Corresponde à diferença de preço entre o mercado à vista e o mercado futuro (1 ano para frente). Valores positivos indicam preços futuros do açúcar superiores ao preço à vista. Essa série foi coletada no Terminal Bloomberg, e o acesso foi feito em 15/05/2017.

JURO_REAL_BRA: é a série de juros real no Brasil. A taxa de juro nominal foi obtida sob nome de "Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) - Banco Central do Brasil, Boletim, Seção mercado financeiro e de capitais (Bacen/Boletim/M. Finan.) -

BM12_TJOVER12” no site Ipeadata em 15/05/2018, e o índice de preços ao consumidor é a série “Inflação - IPCA - (% a.m.) - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC) - PRECOS12_IPCAG12” obtida em mesma data e local da série de juros. Ambas as séries são mensais e foram capitalizadas de maneira composta para cada ano safra (abr-mar).

USrealInt: corresponde à série de juros real nos Estados Unidos da América. A série real de juros no mercado norte-americano é anual e foi coletada no site do World Bank em 15/05/2018. Alternativamente, testou-se a série do FRED: “Effective Federal Funds Rate, Percent, Monthly, Not Seasonally Adjusted” capitalizada e transformada em ano safra subtraída pela série CPI dos Estados Unidos da América.

Dif BR/US: é a razão de juro real Brasil e EUA. Quanto maior seu valor, maior o retorno do juro brasileiro em relação ao norte-americano. Espera-se que quanto maior essa diferença, menor o consumo e a oferta de açúcar, no mercado (via canais de transmissão mencionados na revisão da literatura).

Wbipwld_: corresponde à série de produção industrial global. Os dados foram coletados no Terminal da Bloomberg a partir da base de dados do World Bank (Acesso em 15/05/2018). A série criada utiliza a média mensal dos dados de abril a março de cada ano entre 1989 a 2017. Uma vez que índices de produção industrial são boas aproximações para atividade industrial e econômica, espera-se que a variável apresente correlação positiva com a variável resposta, indicando que quanto mais progride a economia de um país, mais cresce a demanda por *commodities* – seguindo a hipótese de Frankel (2013).