UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

**Os impactos da volatilidade cambial nas exportações brasileiras de soja
para a China.**

Tiago Boischio Votta
Orientador: Prof. Dr. José Roberto Securato

SÃO PAULO
2017

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann
Diretor da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária

Prof. Dr. Roberto Sbragia
Chefe do Departamento de Administração

Prof. Dr. Moacir de Miranda Oliveira Junior
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração

TIAGO BOISCHIO VOTTA

**Os impactos da volatilidade cambial nas exportações brasileiras de soja
para a China.**

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Administração do Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. José Roberto Securato

Versão Corrigida
(versão original disponível na Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

SÃO PAULO
2017

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Votta, Tiago Boischio

Os impactos da volatilidade cambial nas exportações brasileiras de soja para a China / Tiago Boischio Votta. -- São Paulo, 2017.
189 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2017.
Orientador: José Roberto Securato.

1. Risco 2. Volatilidade cambial 3. Commodities 4. Soja 5. Cointegração 6. Inflação. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 338.5

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço ao povo brasileiro e paulista pela oportunidade de estudar na Universidade de São Paulo (USP) – pública, gratuita e de qualidade.

Ao meu orientador, Prof. Dr. José Roberto Securato, pela oportunidade de testemunhar didática extraordinária, aliada com uma capacidade sem igual de desenvolver, desvendar e provar - em lousa - raciocínios teóricos. O professor desafia e estimula não apenas seus orientandos, mas todo e qualquer aspirante à carreira de educador. Ao mestre minha gratidão pela oportunidade de estudar no PPGA, pela instrução científica e pelas inúmeras lições de didática e de vida oferecidas. A retransmissão, ainda que certamente inferior, do conhecimento adquirido com o professor tornou-se um objetivo na minha vida.

Ao Prof. Dr. José Roberto Ferreira Savóia, pelas lições e pelo exemplo dentro e fora da sala de aula, pela gentileza, disponibilidade, atenção e incentivo, bem como pelas sugestões ao longo do processo de idealização, desenvolvimento, qualificação e conclusão deste trabalho.

Ao Prof. Dr. Edson Ferreira de Oliveira, pela disponibilidade e pelas observações, comentários e sugestões que fundamentaram o aperfeiçoamento desta pesquisa.

Aos demais professores, funcionários e colegas do PPGA, pela gentileza, atenção, ensinamentos e, sobretudo, pela oportunidade de dividir o processo de crescimento e aprendizado.

À minha esposa, por estar ao meu lado por todas as etapas deste processo, bem como pela compreensão com as incontáveis madrugadas de luzes acesas. Obrigado pelo esforço em me incentivar, por seus conselhos e por sua imersão, extemporânea, no mundo da econometria. Obrigado pela parceria meu amor.

Aos meus pais Reginaldo e Luciana, ao Marcello, ao Caio, aos meus avós, tios e tias porque nunca deixaram de confiar em mim, me dando o suporte para ser sempre um indivíduo melhor.

À minha sogra, Prof. Dra. Helena Bonciani Nader, pelo exemplo de cientista e cidadã, por sua filha fantástica e pelo auxílio na edição final do texto.

Ao meu amigo prof. Marcelo da Barrosa, pelas incontáveis discussões acaloradas sobre pescaria, permeadas pelos textos de Bahmani-Oskooee e o comportamento esperado dos vetores auto-regressivos.

RESUMO

Votta, T.B. (2017). *Os impactos da volatilidade cambial nas exportações brasileiras de soja para a China*. (Dissertação de Mestrado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

Seguindo a literatura mais recente sobre o tema, a presente dissertação teve por objetivo aferir as elasticidades da função de oferta brasileira de exportação de soja para a China à variabilidade da taxa de câmbio. Sob o viés que a alta inflação brasileira gera nas variáveis independentes, mais de um recorte para a instrumentalização dos diferentes determinantes foi considerado no design de pesquisa. Este adotou a cointegração por meio da *abordagem do teste de Fronteiras de Pesaran* para a especificação concomitante de modelos *ARDL* (12,12,12,12) e *ARDL* (8,8,8,8,8) com doze ou oito trimestres-safra defasados, para o período compreendendo o primeiro trimestre de 1999 ao segundo de 2016. A busca por evidências para relações de longo prazo das exportações em toneladas de soja do Brasil para a China se deu em termos dos valores passados destas, bem como dos valores atuais e passados dos preços relativos, da demanda chinesa e da volatilidade cambial. A partir dos resultados destas projeções, o raciocínio sobre a influência da volatilidade cambial sobre as exportações de soja brasileira indica que esta, de fato, *é positiva no longo prazo*. Já no curto prazo são encontrados efeitos negativos. Assim, o aumento do risco pode diminuir as exportações dentro de um mesmo ano-safra, mas seu impacto é fundamentalmente positivo para o sojicultor. Dessa forma, como preconizado por Schultz (1980) os sojicultores são empreendedores que *não são avessos ao risco*. Pelo contrário, eles são *entusiastas* do risco, não apenas por este ser parte importante de suas decisões de investimento e financiamento, mas também porque a volatilidade maior aumenta a utilidade em exportar do sojicultor.

Palavras-chave: Risco. Volatilidade Cambial. *Commodities*. Soja. Cointegração. Inflação.

ABSTRACT

Votta, T.B. (2017). *The impact of exchange rate volatility on Brazilian exports of soybeans to China*. (Masters Dissertation). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

The objective of this dissertation was to assess the elasticity of Brazilian soybean exports to China in terms of the variability - or risk - of the exchange rate. In order to consider the bias of inflation volatility on the assessment of the independent variables, more than one methodology to calculate the different regressors was used. Projections were made using Pesaran's *bounds test* approach to cointegration, through the concomitant specification of ARDL (12,12,12,12) and ARDL(8,8,8,8,8) models consisting of up to twelve or eight lagged quarters- aggregated to the crop calendar- for the period from the first quarter of 1999 to the second quarter of 2016. Elasticity estimations from this approach allowed a search for *long-run forcing* influence between the regressors and Brazil's soybean exports, in terms of past values- in tons- of these, as well as current and past values of relative prices, Chinese demand and exchange rate volatility measures. The results of these projections indicate that an increase in risk has indeed a *positive* effect in the long term, while within the crop-year the effects are found to be negative. Thus, an increase in volatility may decrease exports in the short term, but its impact is fundamentally positive to the soy farmer. Thus, as advocated by Schultz (1980), soybean farmers are entrepreneurs who are not risk averse. On the contrary, they are *risk enthusiasts*, not only because the bulk of their investment decisions are subject to uncertainty, but also because an increase in volatility increases the utility that a soybean farmer extracts from exports.

Keywords: Exchange rate volatility. Commodities. International Trade. Brazil. China. Soybeans. Risk. Cointegration. FX. Inflation.

SUMÁRIO

Capítulo 1 – Introdução	15
1.1 Situação problema.....	15
1.2 Problema de pesquisa.....	19
1.3 Pergunta problema.....	19
1.4 Objetivo.....	19
1.4.1 Objetivos específicos.....	20
1.5 Justificativa de pesquisa.....	20
1.6 Configuração da pesquisa.....	21
1.6.1 Modelo de investigação.....	21
1.6.2 Efeitos da Volatilidade Cambial.....	22
1.6.3 Procedimentos de pesquisa.....	23
1.7 Limitações do estudo.....	24
Capítulo 2 – Revisão de literatura.....	27
2.1 Contexto Macroeconômico.....	27
2.2 O risco da soja.....	31
2.3 Definição de Risco e de volatilidade.....	37
2.3.1 Fatos estilizados sobre a volatilidade das taxas de câmbio.....	41
2.4 Revisão da Literatura sobre os efeitos da volatilidade cambial nas exportações.....	42
2.4.1 Arcabouço Teórico.....	43
2.4.2 Pesquisa empírica global.....	46
2.4.3 Pesquisa empírica cujo objeto espacial é o Brasil.....	49
2.4.4 Pesquisa empírica sobre o fluxo de commodities.....	50
2.4.5 A China.....	53
Capítulo 3 – Metodologia.....	61
3.1 Modelos conceituais clássicos.....	61
3.2 Modelo conceitual proposto para função de exportação.....	64
3.3 Cálculo das elasticidades.....	70
3.3.1 Teste de Fronteiras de Pesaran.....	71
3.3.1.1 Fatos estilizados sobre raízes unitárias de séries temporais financeiras..	71
3.4 Procedimentos de pesquisa.....	81
3.5 Dados utilizados.....	83
3.5.1 A variável dependente.....	86
3.5.2 Renda do país importador.....	93
3.5.3 Preços Relativos.....	95
3.5.3.1 Preços Relativos da Soja Rotterdam/Paranaguá.....	97
3.5.3.2 Preços Relativos: Taxas Cambiais.....	102
3.5.4 Volatilidade Cambial.....	112
3.5.5 Outras variáveis consideradas.....	137
3.5.5.1 Preços relativos.....	137
3.5.5.2 Preços da soja.....	138
3.5.5.3 Custos relativos.....	138
3.5.5.4 Volatilidade de terceiro país.....	139
3.5.5.5 Frete.....	139
3.5.5.6 Renda do exportador.....	141

Capítulo 4 - Análise de resultados.....	143
4.1 Resultados Gerais.....	154
4.2 Análise das elasticidades.....	158
4.2.1 Efeitos de longo prazo da Volatilidade Cambial.....	158
4.2.2 Efeitos de curto prazo da Volatilidade Cambial.....	164
4.2.3 Efeitos da Renda.....	166
4.2.3 Efeitos dos preços relativos.....	166
4.2.3 Efeitos do quarto regressor.....	169
Capítulo 5 – Considerações finais.....	173
REFERÊNCIAS.....	177

LISTA DE ABREVIATURAS

ABIOVE	Associação Brasileira da Indústria de Óleos Vegetais
ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller test</i>
AGRO	Agronegócio
AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
AR	<i>Autoregressive</i>
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
ARDL	<i>Autoregressive Distributed Lag Model</i>
ARIMA	<i>Autoregressive Integrated Moving Average</i>
BDI	<i>Baltic Dry index</i>
BR	Brasil
CEIC	<i>China Economic Information Center</i>
CEPEA	Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada
CNYBRL	Cross cambial entre Yuan chinês e o Real brasileiro, preços em Reais.
CNYUSD	Cross cambial entre Dólar americano e o Yuan chinês, preços em Dólares.
CONAB	Companhia Nacional de Abastecimento
CONS	Estimativa de esmagamento doméstico chinês de soja para o ano-safra corrente.
CP	Curto Prazo
CPI	<i>Consumer Price Index</i>
CUSUMsq	Teste da soma cumulativa dos resíduos ao quadrado
DESVMOV	Volatilidade de FX pelo desvio padrão móvel das 36 últimas observações mensais
ECM	<i>Error Correction Mechanism</i>
EU	União Européia
EUA	Estados Unidos da América
FAS	<i>Foreign Agriculture Service - USDA</i>
FGV	Fundação Getúlio Vargas
FRB	<i>Federal Reserve Bank of Atlanta</i>
FX	Câmbio
GARCH	Volatilidade de FX medida pela variância condicional diária aferida por um processo Garch (1,1), e tomada ao trimestre-safra
HEGY	Teste de raiz unitária de Hyllerberg, Engle, Granger e Yoo (1990)

IPA	Índice de Inflação ao Produtor Amplo setorial do agronegócio brasileiro
IPEA	Instituto brasileiro de Pesquisas Econômicas Aplicadas
JB	Teste de Jarque e Bera
KPSS	Teste de raiz unitária de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin
LM	Multiplicador de Lagrange
LOGRET	Volatilidade de FX medida pelo desvio padrão móvel da primeira diferença logarítmica dos retornos diários tomados ao trimestre-safra
LP	Longo prazo
MDIC	Ministério do Desenvolvimento da Indústria e Comércio Exterior do Brasil
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
NARDL	<i>Non Linear Autoregressive Distributed Lag</i>
OECD	Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico
PP	Teste de Phillips Perron
PR	Preços Relativos
PIB	Produto Interno Bruto
PPC	Paridade do Poder de Compra
PRN	Preços Relativos Nominais
PRN	Preços Relativos Reais
PSS	Teste de Fronteiras de Pesaran, Shin e Smith
PTAX	Taxa de câmbio calculada pelo Banco Central do Brasil. Consiste na média das taxas informadas pelos dealers de dólar durante 4 janelas do dia.
USDA	United States Department of Agriculture
USDBRL	<i>Cross</i> cambial entre Dólar americano e o Real brasileiro, preços em Reais.
USDCNY	<i>Cross</i> cambial entre Dólar americano e o Yuan chinês, preços em Yuans
VAR	<i>Vector Autoregression</i>
VECM	Modelos Vetoriais de Correção de Erros
VOL	Volatilidade

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	O modelo de investigação.....	21
Figura 2	Câmbio nominal USDBRL e CNYUSD entre 1999-2016.....	28
Figura 3	Índices de inflação e seus respectivos loge:IPA agro e CPI chinês.....	29
Figura 4	Renda chinesa e renda do agronegócio: preços reais e nominais.....	30
Figura 5	Evolução das exportações de soja brasileira para a China.....	32
Figura 6	Estimativa do esmagamento doméstico de soja chinês.....	34
Figura 7	Principais destinos da soja brasileira.....	35
Figura 8	Sazonalidade das importações de soja chinesa.....	35
Figura 9	O modelo de pesquisa e os vetores de efeitos de volatilidade.....	66
Figura 10	A exportação de soja brasileira para a China.....	88
Figura 11	Gráfico da sazonalidade dos embarques brasileiros de soja para a China.....	92
Figura 12	PIB chinês e consumo de soja chinês.....	95
Figura 13	Preços relativos e volatilidade cambial.....	96
Figura 14	Preços da soja em grão.....	98
Figura 15	Preço relativo da soja: real e nominal.....	99
Figura 16	Preços relativos da soja e do câmbio.....	104
Figura 17	Desvio padrão dos log-retornos mensais para 12, 24, 36 ou 48 observações mensais de CNYBRL_real.....	115
Figura 18	Volatilidade CNYBRL_real LOGRET.....	117
Figura 19	Volatilidade CNYBRL_real GARCH	119
Figura 20	Volatilidade DESVPMOV.....	123
Figura 21	Índices para volatilidade ingênua.....	124
Figura 22	Vol. incondicional diária LOGRET para USDBRL nominal e real.....	128
Figura 23	Vol. incondicional diária LOGRET para CNYBRL e USDBRL real.....	129
Figura 24	Vol. incondicional diária LOGRET para USDBRL e CNYUSD reais.....	129
Figura 25	Volatilidade GARCH.....	135
Figura 26	Medidas de volatilidade.....	136
Figura 27	Índice de frete granel seco <i>Baltic dry index</i>	140
Figura 28	Rendimento da soja brasileira, tonelada por hectare.....	141
Figura 29	Gráfico dos 20 melhores modelos selecionados por AIC.....	146
Figura 30	Histograma dos resíduos da cointegração ARDL (8,6,8,5,1).....	147
Figura 31	CUSUM ao quadrado para o modelo selecionado.....	149
Figura 32	Resumo dos resultados para todos os modelos projetados.....	155
Figura 33	Resultados segmentados por metodologia de volatilidade γ	156
Figura 34	Resultados segmentados por variável preço (ρ).....	157
Figura 35	Resultados segmentados por par cambial de referência (ρ e γ).....	157
Figura 36	Modelos projetados segmentados por tipo de preços (η).....	158

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Efeitos de Volatilidade para a estimação da Variável Dependente.....	23
Tabela 2	Incertezas e riscos da soja.....	33
Tabela 3	Tarifas nominais para a soja.....	36
Tabela 4	Estudos sobre os efeitos da volatilidade nas exportações brasileiras.....	56
Tabela 5	Estudos sobre os efeitos da volatilidade nas exportações globais.....	58
Tabela 6	Estudos sobre os efeitos da volatilidade em commodities agrícolas.....	60
Tabela 7	Modelos para a equação (10) apresentados para os vetores $\eta, \rho, \theta, e \gamma$	68
Tabela 8	Modelos para a equação (12) apresentados para os vetores $\eta, \rho, \theta, e \gamma$ e x	70
Tabela 9	Cenário para as exportações de soja sob maxidesvalorização do Real.....	83
Tabela 10	Lista das variáveis consideradas.....	85
Tabela 11	Estatística descritiva das variáveis.....	86
Tabela 12	Teste de raiz unitária sazonal HEGY.....	90
Tabela 13	Calendário agrícola da soja.....	93
Tabela 14	Estatísticas descritivas dos Preços Relativos.....	99
Tabela 15	Principais características da amostra de dados cambiais.....	106
Tabela 16	Auto-correlação para as séries.....	108
Tabela 17	Teste de heteroscedasticidade: ARCH.....	133
Tabela 18	Correlograma dos resíduos ao quadrado CNYBRL Real GARCH (1,1).....	134
Tabela 19	Output do modelo de regressão.....	145
Tabela 20	Teste de fronteiras de Pesaran.....	146
Tabela 21	Teste de estabilidade de Ramsey.....	148
Tabela 22	Estatística Q dos resíduos.....	149
Tabela 23	Resultados teste LM Breusch-Godfrey de correlação serial.....	150
Tabela 24	Teste de heteroscedasticidade: Breusch-Pagan-Godfrey.....	150
Tabela 25	Coeficientes do mecanismo de correção de erro.....	152
Tabela 26	Coeficientes de longo prazo para o modelo selecionado.....	153
Tabela 27	Efeitos de longo prazo da volatilidade cambial.....	160
Tabela 28	Coeficientes de curto prazo para a volatilidade (β_3).....	163
Tabela 29	Coeficientes de curto prazo para a renda (β_1).....	165
Tabela 30	Coeficientes de curto prazo para os preços relativos (β_2).....	168
Tabela 31	Coeficientes de curto prazo para o quarto regressor (β_4).....	171

Capítulo 1 – Introdução

1.1 Situação problema

A primeira formalização do conceito de incerteza é atribuída a Knight (1921) para quem risco é a incerteza mensurável, enquanto incerteza é o risco imensurável. O estudo da incerteza é sobretudo um paradoxo filosófico dado que não se pode avaliar o que é, em essência, imensurável. Já o estudo do risco, ou a *mensuração da incerteza ponderável*, é tema de grande interesse da teoria de economia, administração e finanças.

A instituição de regimes cambiais flutuantes iniciada por países desenvolvidos com o colapso do sistema de câmbios fixos em 1973 deu origem à desregulamentação dos fluxos de capital que, nas décadas seguintes, aparelhou o desenvolvimento das cadeias de suprimento globais. A integração comercial gerou utilidade ao fomentar a alocação eficiente de recursos que inseriu as economias emergentes, como o Brasil e a China, nas cadeias de valor globais. Não obstante, a livre determinação do câmbio pelas leis de oferta e demanda do mercado resultou em amplificação da incerteza na medida em que se registram aumentos na incidência, transmissibilidade e *overshooting* de crises internacionais.

O preço de liquidação de transações com o mercado externo é efetivado pela taxa de câmbio, uma variável exógena à atividade dos agentes, e cuja variabilidade é determinada por fatores políticos, comerciais e macroeconômicos. A variabilidade financeira aumenta a *possibilidade de erro* dos agentes econômicos na medida em que suas decisões de investimento e financiamento estão expostas à eventualidade de seu preço efetivo ser diferente do preço esperado.

O impacto do desalinhamento e da volatilidade cambial afeta países e indústrias de forma assimétrica, não havendo conclusão geral sobre se este risco é positivo ou negativo para a propensão em investir e desinvestir dos diferentes agentes. Para Aghion, Bacchetta, Ranciere e Rogoff (2009), apesar do quase-consenso de que a volatilidade cambial é central para o desenvolvimento econômico, a literatura ainda carece de sustentação teórica e evidência empírica que demonstrem qual o seu real efeito. Assim, o diagnóstico do impacto da incerteza mensurável nos meios de pagamento motiva o exame da equação do risco cambial sobre as exportações. Para Wang e Barret (2007 p. 225) este é “um dos principais enigmas da economia

internacional” pois, não obstante o assunto ser objeto de profusa investigação acadêmica, os esforços para uma resposta definitiva até agora foram malsucedidos.

Sob a perspectiva da discussão teórica, para os monetaristas da tradição novo-keynesiana, empresas são avessas a risco. A ocorrência de um choque exógeno leva o agente de perfil de risco conservador a reduzir suas vendas de forma a manter o mesmo nível de risco ótimo. Assim, formula-se a hipótese inicialmente atribuída a Ethier (1973) que o aumento na volatilidade cambial é prejudicial, uma vez que implica uma redução no volume das transações globais. Este é o argumento principal dos proponentes dos regimes de controle cambial e oferece fundamentação teórica para políticas de controle monetário como o estabelecimento da Zona do Euro, o ciclo de desvalorizações pós crise de 2008 que deu origem ao termo *currency wars* (Bergsten, 2013) e a política de incentivo às exportações mediante controle cambial chinês.

Em contraponto a esta visão, existem autores que defendem regimes cambiais flexíveis na medida em que estes conferem para a economia uma maior habilidade de se ajustar a choques econômicos, como observado por Friedman (1953) ou Mundell (1963). Para Ozturk (2006) os proponentes de regimes flexíveis consideram que a flutuação cambial reflete os fundamentos da economia, e que esta suaviza possíveis desbalanceamentos proporcionando ajustes menos dramáticos do que os que podem ocorrer em um regime de câmbio fixo. Fisher (2005) acrescentou a este argumento que regimes cambiais fixos ocasionam em fluxos ineficientes de investimentos e de capitais. Já Sercu e Vanhulle (1992) afirmaram que a volatilidade pode ter efeito positivo sobre o comércio já que esta poderia dar ao exportador a expectativa de vender por um preço que exceda seus custos. Sob a perspectiva da teoria do portfólio, o grau de aversão ao risco de cada agente econômico determina a sua reação à incerteza. O gerenciamento de risco aliado à perspectiva de maior retorno pode impactar positivamente no resultado das exportações de um agente econômico não avesso ao risco.

A falta de resposta teórica para esta questão motiva um ramo da literatura que se dedica a encontrar evidências empíricas para os efeitos da volatilidade por meio da projeção de equações de demanda por exportação. Em recente revisão deste tema Auboin e Ruta (2013) relataram um dissenso generalizado nos resultados dos estudos; McKenzie (1999), anos antes já identificava esta ambiguidade, argumentando que estudos são sensíveis à operacionalização das variáveis, uma vez que são sujeitos a vieses de agregação e de omissão. O autor recomendava, então, a utilização de dados desagregados, tendo nesse recorte *melhores variáveis explicativas* como

recurso. As revisões de Osturk (2006) e Auboin e Ruta (2013) identificaram que a literatura recente segue este mesmo caminho.

A análise de regressão da literatura proposta por Ćorić e Pugh (2010), e atualizada e estendida por, dentre outros, Wesley, Shen, Li e Wilson (2012), quantifica 33 estudos que identificaram impacto negativo da volatilidade no comércio, e outros 25 com impacto positivo. Os autores assinalaram que a heterogeneidade nos coeficientes das funções de demanda de exportação da literatura reflete as diferentes escolhas metodológicas e operacionais de cada pesquisador. Por exemplo, enquanto equações que abordam países desenvolvidos tendem a identificar poucas evidências do impacto da volatilidade no comércio, aquelas concentradas em países em desenvolvimento costumam encontrá-las. Na mesma medida, para Wesley et al. (2012), este impacto se faz mais presente em pesquisas desagregadas de *commodities* agrícolas, em contraponto aos estudos agregados ou sobre bens heterogêneos, como os manufaturados.

Ao abordar de uma forma quantitativa o dissenso na literatura, estes autores compararam as metodologias em *Efeitos da Volatilidade*, separando-os entre efeitos de dados e efeitos de especificação. Efeitos de dados são escolhas como o horizonte temporal, os países, mercados e indústrias considerados, bem como o nível de agregação da variável dependente. Já efeitos de especificação são a escolha da medida de volatilidade, a utilização de preços reais ou nominais, a frequência de coleta e análise dos dados e as técnicas econométricas.

Uma revisão das análises que se concentram nos impactos do risco sobre o Brasil, a China e a exportação de *commodities* corroboram a constatação destes autores quanto à existência de divergências de metodologia e de escopo, apresentando resultados muitas vezes conflitantes entre as diferentes obras que tiveram estes países e mercados como foco de interesse. Enquanto esta discussão é desenvolvida em detalhes no restante desta dissertação, é estruturante ilustrar o dissenso nos resultados e nas diferentes abordagens operacionais por meio de alguns exemplos.

Em relação aos resultados conflitantes, tomando a análise do Brasil como exemplo, Bahmani-Oskooee, Harvey e Hegerty (2013) encontraram significativa influência negativa da volatilidade cambial sobre as exportações de alguns produtos da pauta de exportação agrícola brasileira para os EUA. Já Casagrande, Feistel, Hidalgo e Azevedo (2014) estimaram equações das exportações brasileiras agregadas por produtos manufaturados ou básicos para a Ásia, NAFTA e a União Europeia, não encontrando evidências de impacto da volatilidade cambial sobre a exportação de produtos básicos, mas sim sobre os manufaturados. Quanto à abordagem, os primeiros autores consideraram dados anuais para o comércio bilateral de mais de uma

centena de produtos das duas pautas de exportação tomados *desagregados*. Já os autores que seguiram utilizaram dados mensais *agregados* de *vendas totais* do Brasil dividindo-as nas categorias de bens básicos e manufaturados. A ambiguidade nos métodos e abordagens, bem como nos resultados entre estes dois autores exemplifica e reflete as diferenças metodológicas e a não homogeneidade nos resultados do conjunto da literatura internacional e nacional sobre o tema.

Uma sugestão de destaque para a análise da variável dependente é a de Mutuc, Pan e Hudson (2011), para quem a abordagem ao nível de uma única *commodity* é desejável como objeto de pesquisa porque promove maior controle dos regressores quando comparada a uma análise agregada. Para Anderson e Garcia (1989) a estimativa do impacto da volatilidade cambial sobre os fluxos de *commodities* é facilitada pelo fato de que este comércio se observa em ambiente econômico competitivo, líquido e homogêneo. Neste contexto, a influência da volatilidade cambial sobre a exportação de soja foi objeto específico de interesse destes e outros autores como Almarwani, Jolly e Thompson (2007), Zhang, Reed e Saghaian (2010), e Adhikari, Malaga e Belasco (2011).

Há ainda grande diversidade quanto às operacionalizações das variáveis independentes. Por exemplo, a variável independente Preços Relativos é medida em alguns estudos por índices de custos relativos, e/ou índices e níveis de preços relativos, e/ou via a moeda, com frequências de captura diária, mensal, trimestral e anual. A taxa pode ser expressa em termos reais, efetivos ou nominais, e sua volatilidade é muitas vezes estimada por meio de diferentes metodologias de variância condicional e/ou incondicional. Como exemplos destas escolhas, enquanto Périddy (2003) e Araújo (2011) utilizaram a taxa de câmbio brasileira nominal, Aguirre, Ferreira e Notini (2007) e Bittencourt, Larson e Thompson (2007) utilizaram a taxa de câmbio brasileira real. Ainda, a taxa de câmbio como *proxy* para preços relativos foi utilizada por, dentre outros, Grier e Smallwood (2013), e Bahmani-Oskooee et al. (2013), enquanto outros autores também consideram a taxa de câmbio, mas o fazem em conjunção com alguma outra medida de preço relativo como por exemplo, índices de inflação para Hall, Hondroyiannis, Swamy, Tavlás e Ulan (2010) e Casagrande et al. (2014). Outros autores optam ainda pela construção de índices de preços relativos a partir dos preços locais de produtos em relação aos preços internacionais como por exemplo, Anderson e Garcia (1989), Langley, Giugale, Meyers e Hallahan (2000) e Chiappini e Jégourel (2014).

1.2 Problema de pesquisa

Muitos autores investigaram se a volatilidade cambial tem influência sobre as exportações, porém não há consenso quanto aos impactos desta variabilidade. Diferentes estudos apresentam metodologias e coeficientes conflitantes.

A presente dissertação visa cooperar com a busca por entendimento do papel que as taxas cambiais exercem sobre o comércio internacional, por meio de uma investigação determinística do grau de influência que a variabilidade da moeda tem sobre as vendas brasileiras de soja.

Assim, o estudo busca preencher lacunas na presente literatura quanto ao exame deste problema sobre o escopo da relação bilateral Brasil-China para o comércio de soja, bem como responder à escassez de estudos que façam um recorte horizontal entre as diferentes abordagens instrumentais para medir os *Efeitos da Volatilidade*.

1.3 Pergunta problema

Qual o impacto da volatilidade cambial sobre as exportações brasileiras de soja para a China?

1.4 Objetivo

A presente dissertação tem como propósito geral testar a hipótese de existência de cointegração, ou a existência de uma relação estrutural de longo prazo entre a variabilidade da taxa de câmbio e as exportações de soja brasileira em grão para a China no período de 1999 a 2016.

Confirmada a hipótese, objetiva-se estimar a *elasticidade* da volatilidade cambial sobre as exportações por meio da projeção de equações estáveis no longo prazo de *demanda estrutural* de importação chinesa por soja brasileira, utilizando variáveis explicativas exógenas como os preços relativos, a renda, e a volatilidade cambial.

1.4.1 Objetivos específicos

- Averiguar as elasticidades de curto e longo prazo dos diferentes efeitos, isto é, aferir se há direcionamento positivo, negativo ou neutro entre os coeficientes dos preços relativos, da renda, e da volatilidade cambial.
- Em diálogo com a literatura, comparar alternativas de abordagem e de instrumentalização para as variáveis.
- Ponderar a análise à elasticidade de outros fatores explicativos de oferta e demanda como: a volatilidade de terceiro país, os custos relativos, o frete, o *basis* ou preços relativos, a produtividade e a renda brasileira.

1.5 Justificativa de pesquisa

Nas últimas décadas o sistema agroindustrial brasileiro da soja se desenvolveu em um contexto de crescimento sustentado na demanda, revoluções tecnológicas e crises de liquidez nacional e internacional.

Sob a perspectiva macroeconômica de países emergentes, Barros, Bachi e Burnquist (2002) consideraram que a dificuldade de acesso ao mercado de capitais a que são submetidos os países em desenvolvimento torna estratégico o recurso escasso obtido com as exportações. Para estes autores, as relações comerciais brasileiras de mercadorias concentram-se em produtos agropecuários, tendo a soja como expoente entre as diferentes *commodities* agrícolas.

O exportador de soja brasileiro, quando comparado ao seu principal competidor, o sojicultor norte-americano, está particularmente exposto à variabilidade. O Brasil é um país emergente, caracteristicamente agroexportador, e que ciclicamente passa por períodos de fragilidade financeira. A maior susceptibilidade do Real às crises e aos desbalanceamentos, em hipótese, impactam na maior possibilidade de erro do sojicultor brasileiro. Como o montante exportado de soja representa considerável fonte de renda externa para o Brasil, o estudo dos impactos da volatilidade cambial sobre este processo se apresenta como um campo pertinente.

Ainda, justifica-se a análise desta relação bilateral porque que a China é o principal cliente brasileiro para as exportações desta oleaginosa e o maior importador de soja do mundo, com

60% do comércio global em 2010 (Muhammad, 2015). Por fim, como indicado por Barros et al. (2002) a estimação de equações de demandas por *commodities* agrícolas brasileiras pode auxiliar o processo de definição de políticas comerciais e de programas de ajustamento do setor externo. Além disso, o conhecimento destas elasticidades de oferta e demanda de exportação auxilia os agentes ligados aos diferentes segmentos das cadeias agroindustriais na tomada de decisão sobre sua produção e comercialização.

1.6 Configuração da pesquisa

1.6.1 Modelo de investigação

A estratégia de investigação mais frequente na literatura sobre o tema envolve a estimativa de equações de demanda de exportação em sua forma reduzida. Esta estratégia possibilita verificar *ex-ante* alterações nas variáveis condicionantes, permitindo análises prospectivas sobre o comportamento do comércio externo. Neste modelo, a variável dependente é comumente estimada como sendo o resultado de uma função de longo prazo entre a volatilidade cambial, um indicador de receita da demanda, os preços relativos, e outras determinantes específicas como, por exemplo, constantes, custos relativos, determinantes de sazonalidade e a volatilidade de um terceiro país. Não raro, estudos comparam o mesmo *efeito*, ou ponto metodológico, sobre duas ou mais perspectivas considerando, por exemplo, equações para diferentes países ou utilizando mais de uma medida de volatilidade.

Assim, a partir de uma extensão do modelo de equilíbrio de comércio de Goldstein e Khan (1978), e inspirada por estudos anteriores, tais como Coes (1981), Cushman (1986), Bahmani-Oskooee et al. (2013) e Casagrande et al. (2014), a presente dissertação, como ilustrado pela Figura 1, estima o relacionamento estrutural de longo prazo entre a volatilidade cambial e as exportações de soja brasileira para a China a partir do seguinte construto teórico.

Figura 1. O modelo de investigação.

Nota: μ representa o termo de erro. Fonte: elaborado pelo autor.

1.6.2 Efeitos da Volatilidade Cambial

A literatura que precede esta investigação empírica manipula diferentes alternativas para a operacionalização das variáveis. Apoiado na abordagem de, entre outros, Ćorić e Pugh (2010) a presente dissertação considera e compara diferentes Efeitos da Volatilidade Cambial, ou seja, compara sob o mesmo modelo diferentes horizontes temporais, preços nominais ou reais, o Produto Interno Bruto (PIB) chinês ou o Esmagamento de soja chinês, diferentes abordagens para os preços e custos relativos, efetivos, e de moeda.

Enquanto a exata operacionalização de cada fator será discutida em detalhes na metodologia, a Tabela 1 apresenta as principais características consideradas para os efeitos de volatilidade adotados no estudo.

Tabela 1.
Efeitos de Volatilidade para a estimação da Variável Dependente Exportações de Soja do Brasil para a China em toneladas

Horizonte temporal	1999 - 2016	
Defasagem do VECM	2 e 3 anos	
Metodologia estimação	Cointegração via teste de fronteiras de Pesaran et al. (2001)	
Recorte temporal	Trimestre-safra	
Preços	Nominais	Reais
Preços relativos	Câmbio (FX)	Preços relativos (PR)
Proxy para FX	USDBRL	CNYBRL
Proxy para PR	Preço da soja Rotterdam/Paranaguá	
Horizonte de volatilidade	Curto Prazo (CP)	Longo Prazo (LP)
Medidas de CP	LOGRET	GARCH
Medidas de LP	DESVPMOV	
Recorte temporal	CP = diário / trimestral	LP = mensal/3 anos
Proxy para Demanda	PIB chinês	Esmagamento de soja chinês
Outras variáveis	Custos relativos	Volatilidade de terceiro país
	PIB do Agronegócio	Produtividade da soja
	Preço da soja em Rotterdam	Índice de frete granel sólido
Regressores fixos	Sazonalidade	Período p/ CNYUSD fixo

Nota: Esquematização das abordagens instrumentais do estudo. USDBRL é a taxa de câmbio para o par cambial do Real brasileiro contra o Dólar norte-americano, expresso em reais; CNYBRL é a taxa de câmbio para o par do Real brasileiro contra o Yuan chinês, expresso em reais; FX é o câmbio; PR é o preço relativo da soja; DESVPMOV é a volatilidade de FX medida pelo desvio padrão móvel das 36 últimas observações mensais; LOGRET é a volatilidade de FX medida pelo desvio padrão móvel da primeira diferença logarítmica dos retornos diários tomados ao trimestre-safra; Garch é a volatilidade de FX medida pela variância condicional diária aferida por um processo Garch (1,1), e tomada ao trimestre-safra; PIB chinês é o Produto Interno Bruto real chinês em valor agregado conforme metodologia de Chang, Chen, Waggoner e Zha (2016); e Esmagamento é a estimativa de esmagamento, ou consumo doméstico chinês de soja para o ano-safra conforme metodologia do United States Dep. of Agriculture (USDA); VECM é o modelo de correção de erros, ou a equação de curto prazo. *Fonte:* Elaborado pelo autor.

1.6.3 Procedimentos de pesquisa

Para atingir o objetivo deste estudo, primeiro, verificou-se a literatura teórica e empírica para mapear a progressão das análises e dos métodos usados nesta área de pesquisa; em seguida, um modelo conceitual foi construído para a análise das elasticidades-preço, renda e volatilidade cambial; em terceiro, seguindo, dentre outros, Nkoro e Uko (2016), e Bahmani-Oskoei et al. (2013), efeitos de curto e longo prazo foram estimados em funções de demanda de exportação para cada combinação dos Efeitos da Volatilidade, por meio do método de cointegração de séries temporais com a abordagem do *bounds test*, ou *Teste de Fronteiras* de Pesaran, Shin e Smith (PSS) (2001). Esta metodologia é consistente para a estimação de equação composta por

séries temporais estacionárias e não estacionárias de tendência determinística, como o são as observadas neste estudo.

O software EvIEWS 9 é utilizado para todas as estimativas considerando o coeficiente de significância para a rejeição de H_0 de 1% para os testes de Fronteiras e 1% e 10% para os testes de resíduos.

O primeiro passo foi confirmar que nenhuma variável é um processo estocástico via testes de raízes unitárias. Em seguida, a cointegração foi estimada seguindo PSS. As equações que resultaram cointegradas foram então submetidas a testes padrão de diagnósticos pós-estimação para garantir a estabilidade e a ausência de erros na forma funcional das equações. Então, a partir da análise dos coeficientes das equações cointegradas e estáveis, aproxima-se do objetivo deste estudo ao capturar as elasticidades para o curto e longo prazos das variáveis.

1.7 Limitações do estudo

A presente dissertação está sujeita a limitações quanto ao escopo do modelo analisado já que os diagnósticos não podem ser imediatamente transferidos para outras *commodities*, relações bilaterais ou horizontes temporais.

Incertezas existem, portanto, o modelo está sujeito ao viés de omissão de variáveis desconhecidas que poderiam impactar a relação no longo prazo. Em outras palavras, Cleaver (1985, p.28) coloca que a magnitude observada da elasticidade de demanda pode ser excessiva já que outros fatores alheios ao modelo podem ter maior importância para o crescimento agrícola como a intervenção dos governos, o crescimento populacional, a dotação orçamentária, o desenvolvimento de ciência pesquisa e desenvolvimento, a liquidez creditícia, dentre outros fatores *desconhecidos*. Assim, os coeficientes da análise podem estar equivocados.

A seleção, coleta e operacionalização dos dados também é fator limitante na medida em que as diferentes metodologias de coletas dos dados são passíveis de viés. Neste raciocínio, o estudo está sujeito à metodologia das seguintes fontes: ABIOVE - Associação Brasileira da Indústria de Óleos Vegetais, Bloomberg, Bolsa do Báltico, CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento, MDIC - Ministério da Indústria Desenvolvimento e Comércio, Banco Mundial, FRB - Federal Reserve Bank of Atlanta, FGV - Fundação Getúlio Vargas, IPEA - Instituto brasileiro de Pesquisas Econômicas Aplicadas, e do USDA - *United States Department of Agriculture*.

O horizonte de agregação temporal constitui talvez a principal limitação desta dissertação

já que a trajetória de sazonalidade determinística e heteroscedástica no longo prazo das séries analisadas representa alguns obstáculos operacionais. Em outras palavras, indicadores econômicos comumente apresentam tendências, e acontecimentos passados têm ascendência sobre as expectativas dos agentes para as observações futuras. Assim, a análise requer instrumentalização econométrica específica.

A cointegração via *Modelos Vetoriais de Correção de Erros* (VECM) pode ser utilizada para a inferência não espúria de um modelo com estas características, porém a técnica implica na criação de $n \cdot z$ variáveis experimentais como regressores da equação, onde n é igual ao número ótimo de defasagens temporais para o encaixe do modelo e z é o número total de variáveis. Analogamente, para a soja, esta problemática traduz-se na necessidade de análise das relações de todo o horizonte do ciclo de investimento agrícola.

Assim, a inferência de equações de demanda por soja requer a utilização de n defasagens que abarquem os ciclos dentre, e ao longo dos anos para cada z variável considerada, o que acaba por limitar os *graus de liberdade* das projeções.

Ainda, quando $n=12$, e os preços relativos efetivos não são considerados, este estudo segue a limitação de Aguirre et al. (2007) e Bahmani-Oskooee et al. (2013), ao assumir a oferta de soja como sendo perfeitamente elástica. Assim, outros fatores de oferta que não a taxa de cambio, são assumidos totalmente elásticos e excluídos da análise.

Alternativamente, quando preços efetivos são considerados e/ou quando $n=8$, a metodologia adotada passa a seguir, Anderson e Garcia (1989) e Chiappini e Jégourel (2014) entre outros autores, que flexibilizam a restrição da elasticidade total da oferta mediante diferentes perspectivas. Substituindo e/ou incluindo preços e variáveis identificados na literatura como explicativos da equação de oferta e demanda de exportação, os autores buscam compreender melhor a natureza do fenômeno estudado.

A limitação nos graus de liberdade deste estudo resulta ainda na impossibilidade da análise de modelos NARDL - *Non Linear Autoregressive Distributed Lag*. Esta estratégia foi sistematizada por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) e é uma extensão de PSS que diferencia variabilidades positivas e negativas, sendo bastante útil para explicar a volatilidade em um contexto em que os agentes respondem de formas diferentes a aumentos ou reduções nos preços relativos. Infelizmente, a operacionalização desta estratégia requer a criação de outras tantas variáveis operacionais positivas e negativas, o que tornou inviável sua aplicação para o recorte deste estudo.

Capítulo 2 – Revisão de literatura

2.1 Contexto Macroeconômico

Os Estados Unidos encontravam-se em aguda crise financeira ao final da guerra do Vietnã em 1971. Pela primeira vez desde o fim da II Guerra Mundial o país registrava um déficit na balança comercial. No dia 15 de agosto daquele ano, o presidente norte americano Richard Nixon anunciou um conjunto de medidas que determinou a suspensão temporária da conversibilidade do Dólar em ouro e a imposição de uma tarifa de importação aos países que não concordassem com uma desvalorização da divisa norte-americana. O anúncio foi o marco de um processo que culminou com o colapso do acordo de Bretton Woods quando, a partir de março de 1973, os preços das moedas das principais economias internacionais passaram a flutuar.

Para Clark, Tamirisa, Wei, Sadikov, e Zeng (2004) a liberalização dos fluxos de capital e o aumento escalar nas transações aumentaram a proporção e a frequência das crises financeiras internacionais. Para os autores, a magnitude das variações nas taxas cambiais varia conforme o grau de desenvolvimento do mercado de capitais dos países, sendo que países com histórico menor de políticas econômicas estabilizantes, como os países emergentes, são particularmente afetados.

A exemplo de outros países em desenvolvimento, o Brasil e a China utilizaram a depreciação cambial com o intuito de incentivar exportações e reprimir importações em diversos períodos ao longo do século XX. A Figura 2 representa em dois eixos verticais as taxas nominais Real brasileiro (USDBRL) e o Renminbi, ou Yuan chinês (USDCNY), expressos contra o Dólar americano para o período de flutuação cambial do Real brasileiro. O comportamento das taxas é sintoma das diferentes políticas monetárias de cada país. A taxa cambial chinesa é controlada pelo governo, enquanto o Real brasileiro flutua de acordo com a oferta e demanda do mercado, com intervenções pontuais do Banco Central do Brasil.

Figura 2. Câmbio nominal USDBRL e CNYUSD entre 1999-2016.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Bloomberg e do IPEA

No Brasil, a política fiscal expansionista do regime militar das décadas de 60 e 70 resultou, a partir da crise do petróleo de 1973, em dificuldades crônicas no balanço de pagamentos, tendo como consequência direta uma crise monetária que viria a ser debelada apenas 20 anos depois, com a adoção do Plano Real. Posto em vigor no início de 1994, o plano consistia em uma série de medidas contracionistas para o controle da inflação. Dentre estas, cabe ressaltar a “âncora cambial”, ou a fixação da moeda brasileira frente ao Dólar para conter a escalada dos preços internos mediante o incentivo à importação.

Em janeiro de 1999 o Banco Central brasileiro abandonou o regime de bandas, a âncora cambial foi levantada e o Real passou a ser negociado no mercado aberto, marcando o início do horizonte temporal do presente estudo. Muito embora flutuante, o câmbio no período foi administrado pela autoridade monetária mediante a intervenção direta nos mercados para garantir a liquidação dos pagamentos e gerenciar períodos de alta volatilidade.

O atual regime de metas de inflação está em vigor no país desde 1999. Para Orair (2016), no período, o regime sofreu flexibilizações ou recrudescimentos mediante orientações da política econômica. A política fiscal e monetária oscilou entre uma fase contracionista entre 1999 e 2005, seguida de expansionismo entre 2006 e 2014, com uma nova reversão contracionista a partir de 2015. No período, o grau de fragilidade nas perspectivas das contas externas determinou a variabilidade da moeda, tendo o Brasil passado por tempos de crise, estabilidade e valorização real da taxa.

Os reflexos de longo prazo das políticas expansionistas brasileiras e da política de controle

monetário chinês podem, em alguma medida, ser observados no comportamento dos índices de inflação da Figura 3 e dos impactos que estes preços têm sobre a renda dos países na Figura 4. Muito embora a hiperinflação dos anos 80 e 90 não tenha retornado, a inflação brasileira se manteve entre as mais altas do mundo. Isto fica bastante evidente na Figura 3, que compara o índice IPA - Índice de Inflação ao Produtor Amplo setorial do agronegócio brasileiro, em linhas tracejadas, contra o Índice de Preços ao Consumidor (CPI) chinês, em linhas contínuas. Como a inflação brasileira é consistentemente maior que a inflação chinesa, a figura acrescenta duas outras curvas para a melhor visualização do comportamento do *crescimento* da inflação, ou o *log* das duas séries, indicados por linhas duplas.

Figura 3. Índices de inflação e seus respectivos Log_e: IPA agropecuários e CPI chinês.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do IPEA-FGV e de Chang et al. (2016)

As Figuras 2 e 3 evidenciam o controle fiscal e monetário exercido pelo governo da República Popular da China, em paralelo com o desequilíbrio monetário brasileiro. Na Figura 3, enquanto o índice da inflação brasileira para o período subiu 644%, a inflação chinesa foi substancialmente menor a 44%.

Figura 4. Renda chinesa e renda do agronegócio: preços reais e nominais.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do CEPEA e de Chang et al. (2016). Nota: Índices para 1999=100

Já a Figura 4 apresenta o efeito negativo que a inflação causa na riqueza ao comparar índices para a renda da China ao PIB do agronegócio brasileiro. Com o PIB nominal em linhas simples e o real em linhas duplas, a *linha contínua* representa o PIB chinês, que mostra um crescimento constante com os índices nominal e real partindo de 100 e atingindo 585 e 417 respectivamente.

Já para o caso brasileiro, o crescimento *nominal* do PIB do agronegócio foi igualmente grande atingindo 599%. Ainda que as *linhas tracejadas* apresentem surtos de variabilidade positiva seguidos de estagnação nominal quando a aceleração chinesa é constante, a figura mostra que, em grande medida, a renda em reais *nominais* brasileiros do agronegócio cresceu a um ritmo equivalente ao chinês no período considerado.

Já a estacionariedade da linha tracejada dupla é extemporânea, ou não antecipada. Para 2015 o crescimento do PIB do agronegócio a preços reais foi de 6%, isto é, a renda total da produção da agroindústria brasileira, indexada em preços ao produtor entre 1999 e 2015, cresceu em termos reais, apenas 6% em 17 anos.

Enquanto o nível máximo foi observado em 2013 com 24% de crescimento real em 15 anos, o aparente equilíbrio estacionário de longo prazo da série provavelmente sugere que as políticas expansionistas mencionadas por Orair (2016), em alguma medida, foram financiadas por este crescimento nominal.

Em outras palavras, estes dados indicam que a fragilidade fiscal do Brasil implica que, para uma empresa de soja, o aumento no volume de exportações é, no longo prazo, acompanhado por um aumento *proporcional* nos seus custos medidos pelo índice de inflação setorial.

Já a China, que cresceu em termos reais, tem uma condição distinta. Nos últimos 30 anos, sob inflação controlada, o crescimento anual do PIB médio foi acima de 10%, transformando a economia controlada pelo Estado em um líder no comércio global.

Para Williams e Luo (2015) a competitividade chinesa têm origem em fatores como o baixo custo do trabalho, acordos comerciais e, especialmente, na política de depreciação da taxa de câmbio. Para estes autores o objetivo da política monetária chinesa é fomentar o crescimento pelas exportações, mediante o controle cambial.

Para Devadoss, Hilland e Mittlehammer (2014), entre 1995 e 2005 o Yuan foi fixo à taxa nominal de CNYUSD \$8.28. O governo norte-americano considerava esta taxa subvalorizada, o que motivou um longo debate político e econômico entre estes dois parceiros comerciais. A pressão norte-americana fez a China reformar seu regime cambial para a flutuação cambial suja em 2005, quando a autoridade monetária chinesa passou a permitir a variação do Yuan contra uma cesta de Dólares americanos, Ienes japoneses e Wons sul-coreanos dentro de estreito limite de 0.3% de variação diária. Então, em um processo controlado pela autoridade monetária, o CNYUSD passou a apreciar saindo de \$8.11 em 2005 para \$6.83 em 2008 quando, em reação à crise financeira norte-americana, a taxa nominal foi novamente fixa ao Dólar. Este novo período fixo durou até 2010, quando a política monetária foi novamente revertida, dando início a um novo processo de valorização cuja máxima se deu em \$6.09 ao final de 2013. De 2013 em diante a moeda atingiu estabilidade, iniciando uma desvalorização a partir de 2015 com a desaceleração chinesa.

2.2 O risco da soja

“Farmers, the world over, in dealing with costs, returns, and risks are calculating economic agents. Within their small, individual, allocative domain they are fine-tuning entrepreneurs, tuning so subtly that many experts fail to recognize how efficient they are.” (Schultz 1980, p. 644).

Theodore Schultz possivelmente não tinha o sojicultor brasileiro em mente quando da sua conferência na outorga do prêmio Nobel de Economia de 1979, no entanto suas considerações poderiam ilustrar os desafios da sojicultura brasileira.

À época, o cultivo da oleaginosa no Brasil se desenvolvia a passos largos, porém como a

tecnologia existente não viabilizava plantios em solos tropicais, o grosso da produção ainda era restrito à região Sul do país. No ano de 1980, a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) lançava a primeira cultivar de soja adaptada à fronteira agrícola, marcando o passo inicial de um sistema de desenvolvimento humano como o apregoado por Schultz, quando empreendedores buscando oportunidades investiram em tecnologia, em conhecimento e em capital, o que permitiu que em 30 anos o Cerrado transformasse o Brasil em líder global no cultivo de soja (Figura 5).

Figura 5. Evolução das exportações de soja brasileira para a China.

Fonte: Adaptado pelo autor a partir de dados da Abiove.

Nota: Fronteira agrícola é igual a todos os Estados brasileiros à exceção de SP, e dos Estados da região Sul.

Neste ínterim, o aumento na renda e no custo de oportunidade dos indivíduos que ocorreu a partir do aumento da participação dos países em desenvolvimento no comércio global mudou o paradigma da demanda por exportações agrícolas, fornecendo *driver* de demanda capaz de absorver a oferta gerada pelo Cerrado.

Para Schultz (1980, p. 644) a alocação eficiente de recursos, inerente à lida na lavoura, desenvolve no agricultor uma certa “perícia para lidar com os efeitos da incerteza”. Agricultores são gerentes de risco na medida em que incertezas na etapa produtiva e na comercialização fazem parte do seu processo de tomada de decisões de investimento e financiamento.

Para Pirrong (2014, p.12), o gerenciamento de risco é uma atividade crucial do comerciante de *commodities*. Como sua produção é sazonal e tipicamente ocorre em um local diferente de seu consumo, que é constante, o mercado está estruturado em contratos a termo entre agentes financeiros, fornecedores de insumos, produtores, *traders* e consumidores. Estes contratos expõem o sojicultor a uma “miríade de riscos”, entre os quais o autor identificou: risco de preços

spot (nível de preços), risco de *spread* (diferença entre o *spot* e o preço futuro), risco de *basis* (diferença entre o *spot* em locais diferentes), risco de moeda, risco político, risco legal, risco reputacional, e riscos de liquidez de crédito e de mercado.

Ainda sobre as incertezas às quais o sojicultor está exposto, podem ser listados os riscos de choques na demanda: as decisões de investimento e financiamento; a volatilidade dos preços reais, relativos e cambiais; o manejo de frete e logística; as intervenções governamentais; e as intempéries climáticas como exemplos de fatores exógenos enfrentados pelos produtores brasileiros no processo de transformação do país no maior exportador mundial da oleaginosa.

Sob a ótica da inserção da sojicultura brasileira no mercado internacional, as últimas décadas foram marcadas por uma série de incertezas oriundas de choques exógenos. Para melhor desenvolver esta análise é conveniente listar as incertezas mensuráveis enfrentadas pelo agricultor em choques cujos impactos na atividade são conhecidos, e choques cujo impacto é incerto, como representado na Tabela 2.

Tabela 2.
Incertezas e riscos da soja.

Choques de impacto positivo	Choques de impacto negativo	Choques de impacto incerto
Surgimento das cadeias de suprimento globais	Barreiras fitossanitárias e comerciais	Volatilidade Cambial
P&D	P&D em concorrentes e substitutos	O papel do governo
Valorização nos preços	Desvalorizações nos Preços	Aspectos climáticos e agrônômicos incertos
	Crises financeiras	

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: P&D é igual a pesquisa e desenvolvimento.

Para choques que têm impacto conhecido, na perspectiva da oferta, o salto tecnológico que ocorreu em direção a práticas de manejo da agricultura tropical levou a um aumento na área plantada e na produtividade da soja brasileira. Já no lado da demanda, o marcado aumento no consumo de proteína por parte da China à medida que mais famílias vivem em cidades é bastante positivo para o agricultor brasileiro. Inversamente, o impacto da imposição de barreiras fitossanitárias e comerciais por parte das economias desenvolvidas ao produto agrícola brasileiro, por certo, causa efeito deletério às exportações. A Figura 6 contextualiza esta discussão ao plotar o consumo doméstico total da soja na China (esmagamento total) em toneladas/ano.

Figura 6. Estimativa do esmagamento doméstico de soja chinês.
 Fonte: Elaborado pelo autor a partir de estimativas do USDA.

Dados do USDA indicam que para a safra 2014-2015, 52% da produção brasileira de soja foi destinada à exportação, versus 46% e 17% para os Estados Unidos e a Argentina respectivamente, indicando que a concorrência interna é, portanto, relativamente baixa para o Brasil.

Os mesmos dados apontam ainda que no mercado global de soja em grão o Brasil é o maior vendedor, com 40.18% das exportações globais, seguido pelos Estados Unidos, com 39.82%, a Argentina com 8.39% e o Canada e a Ucrânia, com 3.06 e 1.92 por cento, respectivamente.

Do lado da demanda, o maior importador do mundo é a China, com 64.18% do mercado, enquanto os países da zona do Euro são responsáveis por 10.97% das importações. O restante da demanda mundial é dividido entre o Japão, a Turquia, a Indonésia, a Rússia, o Egito, o Vietnã e o Irã (2.46; 1.8; 1.64; 1.64; 1.59; 1.24; e 1.07 respectivamente).

A Figura 7 mostra para a mesma safra, mas com dados do MDIC, que para o Brasil a China é ainda mais importante, sendo o destino de 79% do total da soja exportada pelo Brasil.

Figura 7. Principais destinos da soja brasileira.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do sistema Alice web: MDIC.

As compras de soja chinesa seguem um padrão sazonal, determinado pelas safras de seus principais fornecedores. A Figura 8 coloca a sazonalidade das compras chinesas de soja em perspectiva para a média de 2011 a 2015. A linha sólida mostra o total das importações, enquanto a linha tracejada única representa o Brasil, a linha sólida dupla os Estados Unidos da América (EUA) e a linha tracejada dupla a Argentina. As curvas são reflexo das estações do ano, e portanto, das colheitas, acontecerem em períodos diferentes para cada país produtor de soja.

Figura 8. Sazonalidade das importações de soja chinesa.

Nota: média das importações período 2011 – 2015 em toneladas. Fonte: elaborado pelo autor com dados do USDA.

De acordo com Meador e Wu (2014) a tendência para a produção de oleaginosas chinesa é a estagnação, enquanto a demanda segue com prognósticos de fortes crescimentos. Para o ano

safras 14/15 a baixa lucratividade do cultivo chinês de soja e representa números relativamente abaixo para a área plantada em 24.78 milhões de hectares e para a produção total em 57.2 milhões de toneladas, ambas apresentando quedas de 0.9% e 2.6% respectivamente. Para os autores, o prognóstico para as safras futuras indica que esta redução deve continuar, na medida em que áreas disponíveis continuam em tendência de substituição por culturas mais rentáveis e, que não se observa no horizonte uma possibilidade de aumento real na produtividade/ha. Não obstante, os autores observaram que, face à capacidade limitada de produção local e da continuação da trajetória de crescimento observada na demanda chinesa por proteína animal e por óleos vegetais, como se observa na Figura 6, a China precisará, no horizonte previsível, aumentar os embarques de soja do Brasil, Argentina, Estados Unidos e Canadá.

Para Muhammad (2015), projeções indicam que na próxima década a China será responsável por 80% do crescimento na demanda global por soja. Do lado da oferta, o autor projeta ainda que os Estados Unidos, a Argentina e o Brasil continuarão dividindo o mercado sem previsão de grandes mudanças no *market-share* dos países.

Sobre as condições de *concorrência do mercado de soja*, enquanto o comércio se dá de forma líquida e transparente em mercado internacional, este não se dá na ausência de barreiras tarifárias e não tarifárias. Para Rodrigues, Burnquist e Costa (2011) a exportação de soja brasileira para a China e para a Europa se dá sobre um ambiente de *escalada* tarifária, onde a tarifa de importação sobre a matéria prima é baixa, e aumenta progressivamente para bens semifinais ou finais, estimulando, portanto, a importação de produtos primários em detrimento dos processados. (Tabela 3).

Tabela 3.
Tarifas nominais para a cadeia da soja, nos mercados da União Europeia e da China: em %.

Produto	EU (%)	China
Grãos de soja	0%	3%
Farelo de soja	0%	5%
Óleo de soja bruto	3.2%	9%
Óleo de soja refinado	5.1%	9%

Fonte: Adaptado pelo autor a partir de Nassar, Arashiro e Jank (2007).

Nota: EU é a União Europeia.

A diferenciação do produto é baixa já que há pouca variação no preço por qualidade do grão de soja, exceção feita a exigências da Comissão Europeia para o controle de soja geneticamente modificada, que acarreta preços mais altos e pode ser entendida como uma barreira fitossanitária. O mercado internacional da soja em grão é líquido com dados da Bloomberg mostrando movimentação de 126 milhões de toneladas na safra 2014-2015. O custo

aos novos entrantes no Brasil é relativamente baixo com abundância de acres de terras destinados a outras atividades econômicas podendo ser rapidamente convertidos para o plantio de soja já que o ciclo de produção nas regiões brasileiras mais eficientes em termos de crescimento vegetativo dura apenas cerca de quatro a cinco meses. Já a fixação e execução das transações são majoritariamente liquidadas em Dólares norte-americanos.

Ademais, não existem dados sobre a quantidade de contratos OTC (*over the counter*) transacionados por exportadores brasileiros de soja. Não obstante, a presente dissertação *assume* que instrumentos de *hedge* são *amplamente* disponíveis, seja via contratos a termo por insumo e produto, *forwards* cambiais ou outros tipos de derivativos, mediante um *custo de carregio* de posição financeira não negligenciável.

2.3 Definição de Risco e de volatilidade

Uma vez elencados o contexto macroeconômico no qual o sojicultor está inserido, e as principais características e riscos da exportação de soja, para fundamentar o modelo conceitual de pesquisa é importante aprofundar a discussão sobre o *conceito de risco*.

Henry Markowitz, precursor da moderna teoria de finanças e da teoria do portfólio, em sua autobiografia publicada por ocasião de seu prêmio Nobel em 1990, indicou que Hume e Darwin foram os pensadores que mais o influenciaram.

Em 1748, o filósofo escocês David Hume publicou a “Investigação acerca do entendimento humano”, com uma crítica à utilização do raciocínio indutivo de forma determinística. A indução pode ser entendida como a formação de expectativas sobre o futuro baseado em causalidades e probabilidades passadas. Hume criticava a ciência da época que assumia o mundo como governado por leis causais e estáveis que poderiam ser deduzidas pelo raciocínio lógico.

Para demonstrar as limitações da lógica indutiva, uma ilustração subjetivista é adotada por, dentre outros, Karl Popper em “A Lógica da Pesquisa Científica” (2004). Na Europa antiga havia um dito popular - para o qual não se sabe a origem precisa - que dizia que “todos os cisnes são brancos”. Aristóteles já utilizava cisnes brancos como exemplos de causalidade e cisnes negros como exemplos de impossibilidades em *Analytica Priora*. De fato, na Europa só haviam cisnes brancos. O ditado popular na Londres do século XVI traduzia uma premissa que se provou falsa no final do século XVII, quando o explorador holandês Willem de

Vlaminghs encontrou cisnes negros em um rio remoto no interior da Austrália. Deste modo, a expressão popular “todos os cisnes são brancos” passou a significar não mais determinação e causalidade, mas sim a ser um exemplo do conceito de *falseabilidade de hipóteses* para Popper.

A análise probabilística é o alicerce para deduzir as *chances* de erro a partir do método científico. A crítica de Hume ao determinismo atribuído às probabilidades foi o marco de uma discussão filosófica e científica que tenta entender em que ponto e em que medida seres humanos munidos de seu intelecto, conhecimento, e método científico podem prever e, portanto, controlar o mundo físico ao seu redor.

Sob a perspectiva da projeção que o homem faz sobre o futuro, nas palavras de Securato (1993) citado em Rocha (2007, p. 18), esta será muitas vezes “sistemática objetiva e consciente (...) teremos toda uma preparação instrumental disponível para tal, mas muitas vezes ela será assistemática, subjetiva ou mesmo inconsciente”.

Para Jorion (2009), os grandes avanços nos modelos matemáticos de gestão de riscos não foram capazes de impedir perdas significativas durante a crise de 2008. Segundo o autor, especificações fundamentalmente incorretas para riscos de contraparte, liquidez e de modelo estiveram no cerne da transmissibilidade da crise entre diferentes mercados e economias. Este evento simboliza como a questão da subjetividade da incerteza foi e se mantém um tema relevante.

Jorion (2009) citou também uma definição para risco e incerteza criada de forma espontânea durante uma sessão de perguntas e respostas à imprensa em 2002 na qual o então secretário de defesa norte-americano Donald Rumsfeld cunhou um termo tanto curioso quanto esclarecedor: “*there are known knowns, known unknowns and unknown unknowns*”, ou em português: “existem conhecidos conhecidos, desconhecidos conhecidos e desconhecidos desconhecidos.” O aparente trava-línguas é na verdade uma excelente sinopse da filosofia da incerteza.

Para Holton (2004) no cerne desta discussão estão duas correntes filosóficas sobre o entendimento das probabilidades. Uma denominada subjetivista é inspirada em Hume ao assumir que a incerteza associada aos fenômenos torna imprudente o exercício da projeção probabilística.

A outra corrente filosófica é a perspectiva objetivista. Knight (1921, p.218) é um exemplo desta frente para quem as proposições têm probabilidades intrínsecas de serem verdadeiras ou falsas e estas são independentes do conhecimento anterior dos agentes. Para ilustrar o raciocínio

o autor utiliza uma urna com bolas vermelhas e pretas e dois homens. Um que sabe a proporção de três para um para as bolas e outro que desconhece esta informação. O segundo homem erroneamente estimaria a probabilidade de retirar uma bola preta em cinquenta-cinquenta quando na verdade esta seria de 25%. O homem então não sabe a real informação, mas ainda assim a probabilidade existe.

Para o autor a probabilidade *real* só poderia ser observada por meio da análise de dados homogêneos e simétricos. Na ilustração, Knight considera que os dois homens podem olhar através do buraco da urna e formar uma estimativa da proporção das bolas. Para o autor, no mundo real, a ausência de homogeneidade e simetria torna a maioria das decisões de negócios, em proposições deste tipo. Assim, o autor define que probabilidades estatísticas refletem a “incerteza mensurável” enquanto a incerteza imensurável, do subjetivismo de Hume, e dos cisnes negros são denominadas de *incerteza*.

Para as interpretações objetivistas, probabilidades são reais e podem ser descobertas por lógica ou estimadas por análises estatísticas. Já a perspectiva subjetivista entende que a probabilidade é na verdade uma interpretação inerente ao entendimento humano e não é intrínseca à natureza. Assim, qualquer projeção é enviesada pela especificação que os indivíduos traçam de suas próprias incertezas.

Para os propósitos desta dissertação é assumida a existência de *incertezas*, mas o método científico de análise de probabilidades é útil para fazer projeções sobre o futuro. Assim, probabilidades objetivas, utilidade e preferências são ferramentas para a determinação da *incerteza* e da *exposição ao risco*. Estas ferramentas estão limitadas aos aspectos perceptíveis do risco já que definições operacionais só podem ser aplicadas ao que pode ser percebido e mensurado. Assim, a *incerteza* é uma variável *não mensurável*. Já o *risco*, entendido como a *incerteza mensurável*, pode ser definido como os aspectos perceptíveis da incerteza.

Em finanças, probabilidades subjetivas são utilizadas para definir operacionalmente o *risco*, enquanto funções de utilidade são utilizadas para definir operacionalmente o conceito de *exposição*. *Medidas de risco* como a variância dos retornos podem ser utilizadas para caracterizar os aspectos do risco percebível.

Para ilustrar esta perspectiva utilizando as palavras de Markowitz (1952, p.77), o aumento no retorno esperado é uma *coisa boa* enquanto a *variância* neste retorno é uma *coisa indesejável*. Ainda segundo Markowitz (1952, p.89), os conceitos de *risco* e *retorno* são frequentemente utilizados em economia. Na prática, se o termo “*retorno*” for substituído por

“*retorno esperado*” e o termo risco for substituído por “*variância esperada do retorno*”, “pouca diferença de significado aparente resultaria”.

Para Holton (2004, p.20), existem dois ingredientes necessários para a existência de risco. O primeiro é a incerteza sobre os resultados de uma determinada proposição, e o segundo é que o resultado tem que ser *significativo* no sentido de trazer algum impacto positivo ou negativo para a utilidade. No exemplo apresentado pelo autor, se um homem salta de um avião em movimento sem paraquedas, *seu risco é zero* já que não há perspectiva de resultado favorável.

Bodie e Merton (2000) elucidaram esta questão ao diferenciar a incerteza e o risco. Para os autores sempre que não se sabe ao certo o que vai ocorrer no futuro há incerteza. Já o risco é a incerteza que importa, já que afeta o bem-estar das pessoas. Nesta mesma linha Brigham e Houston (2012) definem risco como a chance da ocorrência de evento desfavorável.

Para Damodaran (2003) a definição de que o risco é sempre negativo é equivocada. De acordo com o autor, a melhor definição para risco vem da língua chinesa. Fēngxiǎn, ou risco, representado na grafura tradicional, é a conjunção de dois caracteres: O *Perigo* e a *Oportunidade*. Para este autor o risco é a probabilidade de recebermos algo inesperado como retorno sobre um investimento. Neste modo, o risco inclui não somente os resultados ruins, mas também os resultados imprevistos e positivos.

Uma outra definição para esta problemática é a de J.R. Securato (aula em 12 de abril de 2016) para quem risco é a chance de as estimativas, projeções e decisões estarem enganadas ou ainda, quando a média é igual a esperança, o risco é a “*possibilidade de erro pela decisão pela média*”.

Nesta linha de raciocínio, Rocha (2007) traz a seguinte definição “sucessos e fracassos constituem uma partição do conjunto dos possíveis resultados que podem ocorrer quando na tentativa de atingirmos nossos objetivos”. Por isso, “definiremos risco como a probabilidade de ocorrerem fracassos” (Securato, 1993, p.28, citado em Rocha 2007, p.20). Para estes autores, considerando a soma das probabilidades de sucessos e fracassos igual a 1 é possível escrever:

$$Risco = P(fracasso) = 1 - P(Sucesso)$$

Em um texto posterior Securato et al. (2008) consideraram que o risco pode ser definido como o desvio padrão calculado sobre uma série de retornos, onde A_t é o preço do ativo A no instante $t=i$.

$$R = \frac{(A_t - A_{t-1})}{A_{t-1}} \quad (1)$$

Já a volatilidade seria o desvio padrão calculado sobre retornos de séries contínuas que seguem a seguinte estrutura:

$$R = LN\left(\frac{A_t}{A_{t-1}}\right) \quad (2)$$

Ainda para estes autores, se alguém pudesse prever o futuro com exatidão não haveria risco, pois este está associado à probabilidade de fracasso de uma proposição. Para cada expectativa em relação ao futuro existe uma medida numérica capaz de quantificar este risco.

Andersen e Bollerslev (1998) avaliam que, ao contrário do preço que é uma variável de fluxo e pode ser mensurado instantaneamente, volatilidade é uma variável de estoque e, portanto, deve ser medida ao longo de algum período. Por esta razão, como a volatilidade não pode ser medida com absoluta precisão, esta *não pode ser considerada observada*, mas sim estimada. O caráter latente da volatilidade transforma a estimativa de risco em um problema de filtragem em que a *volatilidade verdadeira* não pode ser determinada exatamente, mas apenas extraída com algum grau de *erro*.

Ainda, para estes autores, o *risco* dos ativos consiste de volatilidades intra-diárias, da variabilidade entre os dias, e de efeitos de longo prazo. Então, o *risco* tem um caráter inerentemente não observado, que evolui estocasticamente através do tempo.

2.3.1 Fatos estilizados sobre a volatilidade das taxas de câmbio

Após o relato de alguns aspectos da teoria do risco, a discussão dos *fatos estilizados* da variável de interesse volatilidade cambial pode ser fundamentada. Bollerslev, Engle e Nelson (1994) escreveram uma revisão sobre o *conceito* que é utilizado em economia para achados empíricos que são consistentes em diferentes recortes, instrumentos e mercados, a ponto de serem considerados *verdades*.

Séries temporais financeiras, como as taxas de câmbio, são conhecidas por exibir certos padrões estilizados cujo conhecimento e modelagem são cruciais para a correta especificação e estimativa de modelos econométricos. Fama (1965) é frequentemente citado como um exemplo de documentação das regularidades empíricas em relação a essas séries.

Para as taxas de câmbio, é considerado estilizado a ocorrência de *caudas longas*, ou seja, quando comparada com a distribuição normal, há um excesso de *curtose* nos resíduos das projeções. Nesta medida, enquanto o momento padronizado para uma distribuição normal é 3, muitas séries temporais financeiras resultam em valores bem acima de 3 (Fama, 1965).

Outro comportamento comumente observado nas taxas cambiais é que grandes variações tendem a ser seguidas por grandes variações, enquanto pequenas mudanças tendem a ser seguidas também por pequenas mudanças. Para Engle (2004), quando a volatilidade é alta, é provável que permaneça alta e, quando é baixa, é provável que também assim permaneça. O denominado agrupamento da volatilidade, ou *volatility clustering* seria, para o autor, fenômeno de resposta ao acúmulo de informação.

Black (1976) chama a atenção para a assimetria, ou *skewness* outro fato estilizado dos mercados financeiros. Um movimento descendente, ou depreciação, geralmente é seguido de maior volatilidade. Assim movimentos de preços estão negativamente correlacionados com a volatilidade.

Outro fato conhecido é o *feedback* de volatilidade; isto é, um choque no mercado externo aumenta o risco de manter ativos denominados na moeda local, o que por sua vez, aumenta e transmite volatilidade aos mercados (Longmore & Robinson, 2004). Ainda segundo estes autores, a volatilidade tem *persistência*, havendo evidências para que o processo de variância condicional da volatilidade cambial tenha raiz unitária, ou seja estacionário.

Por fim, eventos regulares como feriados, fins de semana e estações do ano têm também efeitos determinísticos sobre a volatilidade da taxa de câmbio.

2.4 Revisão da Literatura sobre os efeitos da volatilidade cambial nas exportações

Como indicado, por exemplo por Clark et al. (2004), a produção científica sobre o tema é extensa. Em seu trabalho, esses autores contribuíram com pormenorizada revisão das diferentes linhas teóricas e empíricas que discorreram sobre este problema de pesquisa. Outros trabalhos com o mesmo propósito como Bahmani-Oskooee e Hergerty (2007); Côté (1994); McKenzie (1999), Ozturk (2006), Ćorić e Pugh (2010), Bayar (2017), Auboin e Ruta (2013) e Wesley et al. (2012) também merecem destaque ao compilarem os referenciais necessários para o entendimento dos diferentes aspectos deste campo de estudo, bem como dos avanços da produção científica. As revisões concordam ao afirmar que não há consenso acerca do tema no conjunto dos estudos produzidos. Para esta constatação, a contribuição de Ćorić e Pugh (2010) é especialmente ilustrativa. Ao estimar uma meta-regressão na literatura, os autores encontram 33 estudos que identificam impacto negativo da volatilidade no comércio, e outros 25 com impacto positivo.

Os detalhes desta dissonância são expostos na sequência desta dissertação: o arcabouço teórico traz as hipóteses que motivam as investigações empíricas. A exposição destas é dividida em subseções. A primeira registra alguns dos textos de destaque desta ampla literatura internacional. Em seguida, é discutida uma coletânea relativamente abrangente dos textos que estudaram esta questão sobre a perspectiva brasileira. Então, são apresentados alguns textos de destaque da literatura internacional que consideram especificamente o fluxo de *commodities*. Por fim, estudos recentes sobre o impacto do risco cambial sobre o fluxo de comércio chinês são discutidos.

Ainda, ao final da seção é apresentado um conjunto de tabelas que sistematizam uma seleção de textos internacionais, brasileiros e sobre *commodities* para auxiliar na descrição desta ampla literatura.

2.4.1 Arcabouço Teórico

Em 1932, John Maynard Keynes argumentou em seu Tratado para a Reforma Monetária que um banco central de um país tem diante de si um dilema quanto a objetivos internos - manter a inflação estável; e externos – manter estáveis as taxas cambiais. Se um país escolhe fixar sua taxa de câmbio para atingir a estabilidade externa, ele estaria abrindo mão do controle sobre os preços internos. Já, se o objetivo é estabilizar os preços internos, ele poderia ter que sacrificar a estabilidade cambial.

Para Irwin (2017, p.4) o conflito entre objetivos de política interna e externa foi posto em evidência com a reação dos países ao *crash* da bolsa norte-americana de 1929. Os países tinham de escolher entre manter a taxa de câmbio fixa ao preço do ouro e sofrer com a deflação nos preços internos, ou abandonar o padrão-ouro, permitindo a estabilidade dos preços internos e gerando desvalorização cambial. Segundo o autor, entre 1930 e 1936, *um a um* os países desvalorizaram sua moeda e, em 1936, já não mais havia países adotando o padrão-ouro, “exatamente como Keynes havia previsto”. Em um esforço para manter o controle sobre os preços internos e a taxa de câmbio fixa, alguns países na época optaram por impor limites à circulação de moedas e de capitais, e assim “o dilema político de Keynes virou um trilema”. Este princípio é também conhecido como o trilema de Mundel-Flemming ou ainda “a tríade impossível”.

Ainda segundo Irwin (2017), nas décadas de 50 e 60, o debate sobre regimes de câmbio fixo *versus* regimes flutuantes era majoritariamente a favor da manutenção do regime fixo da

era de Bretton-Woods, já que este seria a melhor maneira de um Estado garantir a estabilidade financeira frente aos agentes especuladores. O argumento de Friedman (1953) de que a especulação e o câmbio flexível são na verdade agentes estabilizadores representava a minoria da época. A partir dos anos 1980, a maioria dos economistas pendeu para o argumento de Friedman de que taxas de câmbio flexível são desejáveis para se diminuir a variabilidade, porém a alta frequência com a qual esta visão é questionada coincide com ocorrência das crises financeiras internacionais.

Com o colapso do Sistema de Bretton Woods, incertezas sobre os impactos na economia real deram origem a uma série de estudos que, já no início da década de 70, traziam a hipótese de que haveria influência da volatilidade cambial nas exportações. Ethier (1973) foi o primeiro a propor a ideia de que um aumento na volatilidade cambial implicaria em maior risco, trazendo como consequência a redução nas transações globais. Para este autor, um aumento na volatilidade cambial gera incertezas sobre a taxa cambial sob a qual um contrato de exportação será executado. Como firmas são avessas ao risco elas tendem a reduzir sua oferta até o ponto em que a receita marginal acrescida de um prêmio de risco X é igual ao custo de produção marginal, gerando assim, por consequência lógica, impacto negativo nas exportações.

No mesmo ano Clark (1973) construiu um modelo com uma série de suposições para uma firma que exporta 100% de sua produção de bens homogêneos, que opera em condições competitivas, com preços exógenos, cuja liquidação da operação é executada em moeda estrangeira ao preço *spot* e para qual não há disponibilidade de ferramentas de *hedge*. Esta firma não tem poder de precificação, não importa insumos e sua decisão de produção é determinada sem o conhecimento da volatilidade cambial esperada. Nestas condições, sua produção seria constante no ciclo de planejamento. Com estas suposições, a incerteza sobre as taxas de câmbio futuras traduz-se na incerteza sobre a liquidação local da transação. A firma maximiza o valor esperado da utilidade que assume a seguinte forma $U(p) = \alpha P + \beta P^2$. Sob condições de aversão de risco ($\beta < 0$), a condição de primeira ordem requer que a receita marginal exceda o custo marginal. Como a firma precisa ser compensada pelo risco cambial, a curva de oferta se move e o volume de produção e comércio é reduzido. Neste cenário, uma firma avessa ao risco reduz sua exposição via a redução das vendas, assim, tanto os lucros como a variância dos lucros caem, enquanto a utilidade esperada aumenta. Se insumos são importados, a contração da oferta de exportação, por sua vez, seria menor. Neste modelo, a variabilidade cambial só não teria efeitos negativos sobre o comércio no caso de correlação perfeita entre receitas e custos em moeda local.

A partir da teoria proposta por estes autores, deu-se início ao que Clark et al. (2004, p.5), denominaram “volumosa” literatura teórica com hipóteses sobre os impactos da incerteza sobre o comércio. Autores como Akthar e Hilton (1984), Baron (1976), Belanger, Gutiérrez, Racette e Raynauld (1992), Cushman (1986) e Perée e Steinherr (1989) similarmente propuseram a hipótese que o impacto deste risco no comércio é negativo.

Todavia, este entendimento foi refutado por, dentre outros, Sercu e Vanhulle (1992), para quem a volatilidade pode ter efeito positivo sobre o comércio já que esta aumenta a perspectiva do comerciante de vender a um preço que exceda seus custos. Para Ozturk (2006), autores que encontram vantagens nos regimes cambiais flexíveis consideram que a flutuação cambial apenas reflete os fundamentos da economia. Assim, a variabilidade cambial suavizaria possíveis desbalanceamentos econômicos proporcionando ajustes menos dramáticos, e, portanto, mais eficientes do que os que podem ocorrer em um regime de câmbio fixo. Para Fisher (2005) os regimes cambiais fixos resultam em fluxos ineficientes de investimentos e de capitais.

Outros teóricos que compartilham hipóteses sobre um possível efeito positivo da volatilidade cambial sobre os fluxos de comércio são: Franke (1991), Dellas e Zilberfarb (1993) Viaene e de Vries (1992), e Broll e Eckwert (1999).

Não obstante, outros trabalhos concluem com a inexistência de impacto não específico da volatilidade cambial nas exportações. Hooper e Kohlhagen (1978), por exemplo, apontaram que os efeitos da volatilidade cambial dependem de quem carrega o risco. A volatilidade tem um efeito positivo quando o contrato de liquidação é estipulado na moeda do país importador, assim é o exportador que detém o risco; e um efeito negativo quando o contrato é liquidado na moeda do exportador de modo a que o risco seja alocado ao importador. Gotur (1985) e Willett (1986), similarmente discutiram que a volatilidade cambial pode ter efeitos positivos, negativos ou nulos sobre as exportações, com a observação destes efeitos dependendo do produto exportado, da relação comercial e do próprio recorte de pesquisa.

Para Bahmani-Oskooee e Hegerty (2007), o advento do arcabouço teórico incentivou prolífica investigação empírica a colocar estas teorias à prova. Notadamente, como ilustrado por, dentre outros, McKenzie (1999), e em par com a literatura empírica, ainda não há consenso teórico sobre se efeitos da volatilidade cambial são positivos ou negativos no fluxo comercial.

2.4.2 Pesquisa empírica global

McKenzie (1999) pesquisou uma série de estudos empíricos e encontrou padrão de resultados mistos com prevalência de estudos que mostram efeitos insignificantes ou não sistemáticos em ambos os lados da equação.

Bahmani-Oskooee e Hegerty (2007) argumentam que enquanto os primeiros pesquisadores investigaram estes efeitos com técnicas econométricas relativamente simples, com o tempo, os modelos passaram a ser mais sofisticados. Em sua revisão de literatura, os autores relatam o uso de defasagens distribuídas; variáveis instrumentais; vários procedimentos para controlar a auto-correlação; Vetores Auto-regressivos (VAR); cointegração de séries temporais; e modelos de gravidade. Contudo, a diferença nas parametrizações não se limita a técnicas de projeção econométrica. Outros aspectos como diferentes *proxies* para a taxa de câmbio, a volatilidade da moeda, variáveis de crescimento e a medida dos fluxos comerciais em si foram analisados em diferentes metodologias. Há grande variação também no âmbito do escopo com estudos sendo feitos sobre países, mercados ou setores específicos. Bahmani-Oskooee, Bolhassani e Hegerty (2012) indicaram que enquanto análises anteriores desses efeitos fizeram uso de dados agregados por país, estudos mais recentes têm-se centrado sobre o comércio bilateral, particularmente para produtos específicos. Esta florescente literatura tem crescido para incluir numerosos pares de países.

Para Bini-Smaghi (1991), a literatura em geral adota modelos similares para a oferta, a demanda ou gravidade, porém a operacionalização das variáveis nestes estudos difere de forma substancial. Quanto aos preços, os autores reportaram que estudos podem olhar para preços nominais, preços reais, ou ambos, acrescentando que não se espera diferença de monta entre as abordagens dado que estas taxas são altamente correlacionadas.

Para Ćorić e Pugh (2010), existe um *senso comum* sobre um suposto impacto negativo da volatilidade cambial sobre o comércio cujo argumento se baseia na crença de que a volatilidade cambial está associada ao risco e a incerteza dos preços internacionais. Neste raciocínio, as empresas exportadoras planejam sua produção para um preço esperado de venda em moeda estrangeira. Se o preço efetivo for susceptível a cair depois da produção e antes da venda, é possível que a firma perca dinheiro ao optar por vender. Assim, para evitar este risco, produtores tenderiam a direcionar suas vendas para o mercado interno, reduzindo o total exportado. Os autores reportaram ainda que existe um grupo de cientistas com visão antagônica a este senso comum, argumentando que a volatilidade é positiva para o aumento do comércio a partir da

noção de que a maior volatilidade cambial aumenta a probabilidade de que o preço efetivo de venda seja maior do que o preço esperado no momento da decisão de produção. Um preço mais alto, sem mudanças nos custos de produção, traria maior lucro para o exportador. Como a maior volatilidade aumenta o *preço teórico da opção por exportar*, produtores teriam um incentivo para aumentar seus volumes com a expectativa de aumento na volatilidade. Os autores colocam que, apesar das visões contraditórias, a escolha por exportar ou não parece estar associada ao grau de aversão ao risco do exportador e do importador, bem como à disponibilidade de mercados à termo para a proteção contra estes riscos.

Para Wang e Barret (2007), o relacionamento entre a volatilidade cambial e o comércio internacional é um dos principais *enigmas* da economia internacional. Para os autores a visão comum de que o risco cambial reduz o comércio ajudou a motivar a união monetária da Europa e é utilizada correntemente para justificar a intervenção nos mercados por parte dos bancos centrais. Os autores colocaram, porém, que os estudos que tentaram provar esta relação de uma forma empírica apresentaram resultados altamente inconsistentes. Os autores apontam para análises, dentre outras, de Obstfeld, Dornbusch e McKinnon (1995) e Cho, Sheldon e McCorriston (2002), que argumentam que os efeitos esperados não são observados porque os exportadores conseguem adquirir proteção contra a flutuação de curto-prazo mediante a utilização de estratégias de *hedge*. As proteções contra as flutuações de longo-prazo seriam mais dispendiosas, e então, supostamente, estes efeitos negativos poderiam ser mais bem observados por estimativas de longo prazo.

Cho et al. (2002) utilizaram uma metodologia de análise de dados em painel para avaliar a relação entre o comércio bilateral e a volatilidade cambial para os países do G-10 no período de 1974 a 1995. O efeito da volatilidade cambial de longo-prazo sobre o comércio internacional agrícola foi comparado com o comércio de outros setores. A conclusão atingida é que a volatilidade tem um impacto negativo muito maior sobre a agricultura. Tenreyro (2007) contrapôs-se à colocação de Cho et al. (2002) ao argumentar que os efeitos negativos e significantes encontrados são resultado de regressões espúrias por problemas de endogeneidade e heteroscedasticidade que não foram considerados nestes modelos.

Clark et al. (2004) consideraram que a investigação a nível bilateral permite uma melhor avaliação e controle de outros fatores que estão afetando o comércio. Como consequência, a chance de detectar um efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio aumenta.

Para Bayar (2017), a literatura de equações de exportação pode ser agrupada em três níveis de análise: o grupo de exportações agregadas, que é quando a variável dependente corresponde

às exportações totais de um país e as variáveis independentes correspondem a vários determinantes macroeconômicos das exportações; o grupo de equações de gravidade que consideram, em acréscimo às variáveis do grupo agregado, alguns regressores fixos representantes de atrito comercial como a distância geográfica, a língua e a existência de acordos e barreiras comerciais; e o grupo de análise setoriais, que é quando a variável dependente exportações de um setor desagregado é estimada com o auxílio das mesmas variáveis macroeconômicas, acrescidas de características específicas ao setor sob análise.

Bayar (2017) traçou uma revisão de literatura com foco nas diferenças operacionais entre os estudos encontrando uma tendência à inclusão de quantas variáveis for possível, tanto do lado da oferta quanto do lado da demanda pela literatura mais recente. Segundo o autor, estes estudos indicam que as exportações são afetadas por fatores macroeconômicos como: o PIB dos parceiros comerciais; a taxa de câmbio; os preços relativos; os custos de trabalho; os impostos e os subsídios; além de fatores sociais, políticos e culturais. A maioria dos trabalhos reportados inclui um indicador de renda do país importador e um indicador de preços relativos. Para a renda externa, a maior parte dos estudos utiliza o PIB real, mas alguns autores fizeram a opção por outra abordagem, como por exemplo, o índice de produção industrial. Alguns estudos incluem ainda um indicador de renda ou produtividade do país exportador para medir os efeitos derivados da demanda interna. Já para as *proxies* de preços relativos, as operacionalizações mais comuns são a taxa de câmbio real e/ou o preço relativo entendido com o *basis*, ou a diferença entre a ponta compradora e a vendedora. Ainda segundo Bayar (2017), alguns autores optaram por realizar análise desagregada por setor e por importador, aliando a investigação das mesmas variáveis independentes dos estudos sobre comércio agregado a novas variáveis representantes de características setoriais.

Para Auboin e Ruta (2013), muito embora o debate sobre os efeitos da volatilidade e desalinhamento cambiais venha ocorrendo há muitas décadas, este ganhou força a partir dos anos 2000, quando o desalinhamento cambial foi denunciado no âmbito político com os debates das *currency wars*. Para estes autores, a razão para o tema gerar tanto debate tem origem em três fatores distintos. Em primeiro lugar, as taxas cambiais são variáveis endógenas resultantes da interação de determinantes financeiros, comerciais e macroeconômicos, mas, ao mesmo tempo, na perspectiva de um comerciante individual, o movimento da moeda é exógeno. A incerteza e o custo associado a esse movimento pode causar frustração aos produtores. Como segundo fator, o custo na economia real do desalinhamento e volatilidade cambiais afeta países e indústrias de forma assimétrica, interferindo com a competição internacional e distorcendo a

alocação eficiente de recursos em diferentes atividades. Em terceiro lugar, como evidenciado pela crise de 2008, as taxas de câmbio de um determinado país podem, no curto prazo, ter um efeito de contaminação na macroeconomia de outras nações.

Dinçer e Kandil (2011) examinaram os efeitos das flutuações cambiais esperadas e não esperadas na Turquia, encontrando que a apreciação cambial que pôde ser antecipada pelos agentes é prejudicial ao comércio a medida em que as firmas diminuem a produção como antecipação a uma perda de competitividade. Já a depreciação cambial inesperada resulta em aumento nas exportações, com este efeito sendo observado apenas no curto prazo. Aftab, Abbas e Nawaz Kayani (2012) realizaram uma análise Auto-Regressiva com Defasagens Distribuídas (ARDL) para as exportações setoriais do Paquistão, encontrando impactos negativos da volatilidade cambial na maior parte dos setores industriais. Por sua vez, Nazlioglu (2013) investigou o efeito da volatilidade cambial sobre 20 setores de exportação da Turquia, encontrando dez setores positivamente afetados e oito setores que não sofreram qualquer impacto.

Bahmani-Oskooee, Hegerty e Hosny (2015) examinaram a relação bilateral EUA-Egito para 36 indústrias tomadas desagregadas em dados anuais para o período de 1994 a 2007. Os autores encontraram evidências de impacto positivo da volatilidade sobre o comércio na maioria das indústrias, especialmente para produtos químicos, bem como para indústrias nas quais o Egito detém uma participação de mercado maior.

2.4.3 Pesquisa empírica cujo objeto espacial é o Brasil

Após a hiperinflação dos anos 80 e o sistema de câmbio fixo vigente entre fevereiro de 1994 a janeiro de 1999, o Real brasileiro passou a flutuar. Holland (2006) afirmou que a partir de "janeiro de 1999 até janeiro de 2005, cerca de seis anos depois do regime flutuante, as taxas de câmbio nominais e reais variaram de 10 e 6 por cento ao mês, respectivamente". O fato de que a crescente literatura que investigava o impacto da volatilidade cambial sobre fluxos de comércio internacional dava pouca atenção ao caso brasileiro intrigava o autor.

Desde então, o Brasil foi estudado por alguns pesquisadores sob essa perspectiva. Grier e Smallwood (2013) e Hall et al. (2010) não encontraram evidências de quaisquer impactos da volatilidade cambial sobre as exportações brasileiras ao investigar o país como componente de um grupo de países emergentes em estudos de painel agregado.

Já Aguirre et al. (2007) aplicaram a técnica do *Teste de Fronteiras* inicialmente proposta por Pesaran et al. (2001) ao analisar o impacto da volatilidade do câmbio no agregado das exportações de manufaturados brasileiros em Dólares no período entre 1986 e 2002. No estudo dos autores, a volatilidade foi medida de duas formas: com o GARCH da taxa cambial real mensal e com o desvio padrão móvel também da taxa deflacionada. Seus resultados foram conflitantes, indicando que não há impacto quando a variável dependente volatilidade foi medida pelo método GARCH, e há coeficientes significantes e negativos ao utilizar o método dos desvios em relação à média.

Bahmani-Oskooee et al. (2013) também utilizaram o *bounds test* ao analisar o impacto da volatilidade cambial nas exportações de toda a pauta de comércio exterior da relação bilateral entre o Brasil e os Estados Unidos. Com o *proxy* da volatilidade como o desvio padrão móvel da taxa cambial real para o período de 1971-2010, os autores encontraram evidência empírica corroborando os teóricos impactos negativos da volatilidade cambial nas exportações de *commodities* agrícolas brasileiras.

Notadamente pesquisas desenvolvidas até agora ainda não foram capazes de atingir um consenso. No entanto, existem algumas semelhanças metodológicas compartilhadas entre os artigos que são dignas de nota. Enquanto Aguirre et al. (2007); Grier e Smallwood (2013); Hall et al. (2010) e Péridy (2003) usam dados agregados, apenas o estudo de Coes (1981) e de Bahmani-Oskooee et al. (2013) olham para o comércio ao nível do produto/indústria com dados desagregados.

A Tabela 4, apresentada ao final da seção 2.4.5 sumariza as metodologias e conclusões destes estudos.

2.4.4 Pesquisa empírica sobre o fluxo de commodities.

Estudos teóricos atribuem o impacto da volatilidade cambial ao nível de aversão ao risco da firma. Assim, é provável que características específicas de diferentes setores causem impactos diferenciados. A volatilidade dos preços é um dos maiores riscos agrícolas dado que há um horizonte temporal relativamente grande entre as decisões de produção e a liquidação da venda, que gera incerteza sobre o preço efetivo das transações. Para Carter e Pick (1989) a variabilidade da taxa cambial transfere risco dos mercados globais para os mercados domésticos e, como o comércio global de grãos é denominado em Dólares, custos de transação adicionais existem se a relação comercial se dá entre dois agentes localizados fora do país norte-

americano. Os autores salientaram ainda a importância de defasagens temporais no relacionamento entre a taxa de câmbio e o comércio agrícola dado que o tempo de entrega deste tipo de mercadoria tende a ser relativamente longo.

O trabalho clássico de Schuh (1974) foi o primeiro a considerar as relações entre as taxas de câmbio e os produtos agrícolas. O autor argumentou que um Dólar valorizado causa o declínio nas exportações americanas de produtos agrícolas devido ao aumento de seu preço relativo em relação aos competidores. Assim, a apreciação cambial levaria à depressão dos preços, à diminuição dos lucros na fazenda e ao excesso de oferta.

Anderson e Garcia (1989) analisaram o fluxo de soja utilizando um modelo *cross-section* de Mínimos Quadrados Ordinários com defasagem, no qual as exportações de soja dos EUA para a França, Japão e Espanha em toneladas foi aferida como uma função da taxa de câmbio nominal trimestral, o preço da soja e do óleo de girassol na Holanda, o preço do farelo de canola na Alemanha, o PIB do país importador, *dummies* sazonais e a volatilidade entendida como a variação percentual simples entre os preços trimestrais. Os resultados indicam que a volatilidade tem efeito negativo e significativo sobre a exportação da soja, porém a magnitude do efeito varia por país importador.

Babula, Ruppel e Bessler (1995) não encontraram relação de longo prazo entre o câmbio, o preço, as vendas e os embarques de milho norte-americano. No curto prazo, os autores identificam que enquanto a taxa cambial não influencia as exportações, esta tem impacto significativo no preço do milho.

Para Pick (1990) enquanto a volatilidade do câmbio não tem efeitos no comércio de produtos agrícolas norte-americanos com outros países desenvolvidos, ela tem efeitos negativos e significantes no comércio com países em desenvolvimento. Maskus (1986), por sua vez, argumentou que as exportações agrícolas norte-americanas são mais negativamente impactadas do que as exportações dos outros setores.

Para Broda e Romalis (2003), a volatilidade cambial tem efeito negativo sobre o comércio e este é mais expressivo sobre bens industrializados, quando comparado com o efeito sobre o comércio de *commodities*. Os autores reportaram que este efeito é pequeno para países desenvolvidos, e grande para países em desenvolvimento.

Almarwani et al. (2007) analisaram os impactos da volatilidade cambial sobre as exportações globais de soja, tomadas ao nível desagregado para os três principais exportadores e os cinco principais importadores. Os autores encontraram que a depreciação cambial é

positiva para exportações brasileiras e argentinas, mas não tem efeito nas exportações norte-americanas. Já a volatilidade cambial apresenta efeitos positivos apenas para as exportações dos EUA, não exercendo efeitos sobre as exportações dos dois outros países. Os autores concluíram ainda que um preço doméstico relativamente mais alto aumenta as exportações para todos os países, o que seria uma evidência comprobatória de que a produção de soja é primordialmente destinada para as exportações.

Langley et al. (2000) utilizaram as exportações tailandesas em um exercício para mostrar as vantagens de se tomar a análise ao nível desagregado, concluindo que a volatilidade cambial tem impacto positivo sobre as exportações de aves, enquanto não há evidências de efeitos sobre o agregado total das exportações agrícolas.

Wesley et al. (2012) estenderam o modelo bibliométrico de análise de meta-regressão de Ćorić e Pugh (2010), pesquisando 399 estimações feitas pela literatura para o período entre 1980 e 2011, com o foco em estudos que olharam para produtos agrícolas, concluindo que o comércio agrícola é mais sensível à volatilidade do que os outros mercados.

Zhang e Buongiorno (2009) utilizaram um modelo ARDL para estimar os efeitos da volatilidade cambial sobre o volume e os preços de 8 produtos florestais exportados dos EUA para 9 países. O modelo foi estimado com dados mensais e a volatilidade cambial de cada país foi estimada com um modelo GARCH (1,1). Os efeitos da volatilidade foram considerados significantes, com os autores notando que há uma defasagem importante de até seis meses para os efeitos aparecerem. Os autores revelaram ainda que os sinais dos coeficientes dependem do importador, com efeitos negativos da volatilidade sendo observados para o comércio com países cuja volatilidade cambial é alta, enquanto efeitos positivos são observados para os países nos quais a volatilidade é baixa.

2.4.5 A China

Dentro da literatura que aborda a variabilidade cambial e o fluxo comercial asiático, uma limitação é apontada por, dentre outros, Nakamura, Steinsson e Liu (2016, p.113) para quem as estatísticas oficiais chinesas apresentam uma “versão suavizada da realidade”. Muito embora Fernald, Malkin e Spiegel (2013) e Holz (2014) tenham refutado esta ideia ao não encontrar evidências de manipulação dos dados do PIB chinês, alguns analistas olham os dados com desconfiança. Chang, Chen, Waggoner e Zha (2016) ressaltaram que, independente da qualidade fática dos dados, as estatísticas oficiais chinesas não seguem o padrão econométrico internacional, com séries sendo reportadas apenas como retornos sazonais. Para estes autores esta discrepância na reportagem da estatística é a principal razão pela qual muitos pesquisadores têm dificuldade com esta variável ao realizar análises de séries temporais. Os autores contribuem então com uma metodologia de adaptação das séries macroeconômicas chinesas, *disponibilizando* o seu banco de dados.

Sobre a perspectiva da volatilidade cambial, como provado por Bahmani-Oskooee (1984), muito embora a China tenha optado por controlar sua moeda, as principais moedas do mundo são variáveis, fazendo com que a taxa de câmbio efetiva e os termos de troca chineses inexoravelmente também variem, deixando a China também exposta a supostos impactos do risco cambial sobre o comércio.

A controvérsia gerada por esta estratégia de política cambial motivou a literatura a discutir o impacto do desalinhamento cambial e da volatilidade do CNYUSD chinês sobre o comércio de *commodities*. Como por exemplo, Devadoss et al. (2014), Bahmani-Oskooee e Wang (2007), e Bahmani-Oskooee e Xu (2012). Em geral, os autores entenderam que efeitos do desalinhamento e desvalorização cambiais são positivos para as exportações chinesas. Porém, como no restante da literatura, não há consenso quanto aos impactos da volatilidade com estes coeficientes variando conforme as escolhas metodológicas de cada autor.

Bahmani-Oskooee e Xu (2012) analisaram a relação bilateral Japão - China reportando que as importações chinesas de produtos japoneses são mais afetadas pela volatilidade do que as exportações. Soleymani e Chua (2013), por sua vez, investigaram a volatilidade cambial sobre a perspectiva da relação bilateral Malásia - China. Efeitos de curto e longo prazo foram estimados via o teste de fronteiras de Pesaran em dados bilaterais trimestrais desagregados ao nível da indústria para 151 indústrias importadoras e 24 indústrias exportadoras malaias para o

período 1985-2010. Os resultados encontraram cointegração para 94 produtos importados e 16 exportados, sendo que a maior parte dos coeficientes têm sinal positivo.

Nishimura e Hirayama (2013) concentraram-se na relação bilateral Japão-China, dando especial atenção às reformas cambiais chinesas via o uso de regressores fixos para marcar as quebras estruturais. Os autores utilizaram a abordagem de cointegração em ARDL para estimar efeitos de curto e longo prazo para as exportações agregadas, e para 5 setores da indústria avaliados separadamente. Os autores concluíram que as exportações chinesas são negativamente afetadas pela variabilidade no JPYCNY, porém o mesmo não foi possível dizer das exportações japonesas, uma vez que estas não apresentaram evidências de impacto.

Chi e Cheng (2016) consideraram os efeitos de curto e longo prazo para a renda real, a taxa de câmbio bilateral e a volatilidade cambial sobre o fluxo marítimo de exportação australiana para China, Japão, Coréia, Taiwan, Índia, Indonésia e Malásia. Utilizando dados trimestrais os autores encontraram que os efeitos da volatilidade são significativos, porém o sinal dos coeficientes varia dependendo da relação bilateral o que, para os autores, confirma a validade de se promover estudos desagregados.

Tabela 4. Estudos sobre os efeitos da volatilidade nas exportações brasileiras.

Autor (Ano)	Coes (1981)	Péridy (2003)	Aguirre et. al. (2007)	Bittencourt et al. (2007)	Hall et.al. (2010)	Araújo (2011)	Bahmani-Oskooee et al. (2013)
Horizonte temporal	1957-1974	1975-2000	1986-2000	1989-2002	1980-2006	1980-2007	1971-2010
Recorte analítico	Estudo setorial.	Dados agregados entre Brasil e México.	Dados setoriais agregados.	Dados agregados por setor.	Dados globais agregados.	Dados agregados por país.	Relação Bilateral Dados desagregados por indústria.
Países	Brasil	G7 e principais parceiros comerciais.	Brasil	Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai.	21 países de menor grau de desenvolvimento, incluindo o Brasil.	90 países em desenvolvimento.	Brasil – EUA
Método	MQO com lags.	Painel de efeitos fixos.	ARDL	Modelo Gravitacional em painel.	Painel de efeitos fixos.	Painel de efeitos aleatórios.	ARDL
Variável Dependente	Volume de exportação.	Demanda e oferta de exportações.	Exportações de bens manufaturados.	Setores: Agricultura, indústria química, pecuária, mineração e óleo, manufaturados.	Exportações	Crescimento do PIB.	Exportações e importações.
Medida de volatilidade	Índice	2 medidas, GARCH e Desvio padrão móvel de observações mensais do câmbio nominal.	2 medidas, GARCH e Desvio padrão móvel de observações mensais do câmbio real.	2 medidas, Desvio padrão móvel de 2, 4, 6, 8 ou 10 observações anuais da taxa de câmbio real e a diferença entre a taxa cambial mensal máxima e mínima.	2 medidas, GARCH e, Log do desvio padrão móvel de 8 observações trimestrais do câmbio nominal.	2 medidas, Médias anuais da variação % mensal do câmbio nominal e seu coeficiente de variação.	Log do desvio padrão móvel de 12 observações mensais do câmbio real.
Outros Regressores	PIB, Preços Relativos.	Produtividade, PIB estrangeiro, emprego, Lag das exportações.	Taxa de câmbio real, Nível de importações globais e taxa de ociosidade da indústria.	PIB bilateral, população bilateral, distância geográfica.	PIB, índice de preços relativos.	Investimento, crescimento exportações, inflação, juros, dummies para crises.	Taxa de câmbio bilateral real, e Pib estrangeiro.
Resultados	13 bens manufaturados e 6 bens agrícolas positivos e significantes.	Coeficientes para o G7 negativos, porém insignificantes.	Coeficientes não são diferentes de zero com Garch, enquanto para Desvpmov são negativos e significantes.	Negativo e significativo a 5% para produtos agrícolas, volatilidade de terceiro país positivo e significativo a 1%.	Não encontrou evidências de impactos.	Impactos negativos e significantes.	Expo agr brasileira para os EUA são negativamente impactadas pela volatilidade – a soja não foi considerada.

Tabela 4. Estudos sobre os efeitos da volatilidade nas exportações brasileiras. (cont.)

Autor (Ano)	Bittencourt e Campos (2014)	Casagrande et al. (2014)	Grier e Smallwood (2013)	Carmo e Bittencourt (2014)	Pianca et al. (2016)	Silva et al. (2016)	Vieira e Damasceno (2016)
Horizonte temporal	1989-2011	1999-2013	1973-2007	1995-2009	1996-2011	1997-2011	1995-2011
Recorte analítico	Dados agregados por setor.	Dados agregados por setor.	Dados Globais Agregados.	Margem intensiva do Brasil.	Dados agregados.	Dados agregados por relação bilateral.	Dados agregados.
Países	China, EUA, Argentina, Alemanha, Japão, Holanda e Chile.	Ásia, Nafta e EU.	8 países de maior grau de desenvolvimento, 19 de menor.	Brasil	Brasil	Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela.	20 parceiros comerciais do Brasil.
Método	Modelo Gravitacional por painel em MQO e em PPML.	Johansen	Análise multivariada.	Modelo gravitacional.	Método Generalizado dos Momentos.	Modelo Gravitacional em PPML.	Johansen
Variável Dependente	Setores agropecuário, químico, metais, manufaturados e máquinas.	Produtos básicos e produtos manufaturados.	Exportações	Margem intensiva.	PIB e PIB per capita.	Fluxo total de comércio bilateral.	Variação do PIB.
Medida de volatilidade	Desvio padrão móvel de 2, 4, 6, 8 ou 10 observações anuais da taxa de câmbio real.	Log do desvio padrão móvel de 12 observações mensais da taxa de câmbio efetiva real.	2 medidas, VAR e GARCH.	3 medidas, Log do desvio padrão móvel de 12 observações mensais, coeficiente de variação da taxa mensal, e diferença entre a taxa cambial mensal máxima e mínima.	Desvio padrão da taxa de câmbio para 3 meses e para 4 trimestres.	Desvio padrão móvel de 2, 4 ou 6 observações anuais da taxa de câmbio real.	2 medidas, Garch trimestral e Desvio padrão móvel de 4 observações trimestrais da taxa de câmbio real.
Outros Regressores	PIB br e estrangeiro, distância geográfica, tarifas incidentes no comércio setorial, acordos comerciais, Volatilidade de terceiro país.	Média ponderada da renda mundial, Índice de preços relativos construídos a partir de índices de inflação, taxa de cambio efetiva real.	PIB estrangeiro e taxa de câmbio real.	PIB br e estrangeiro, distância geográfica, abertura comercial, acordos comerciais, fronteiras e idiomas.	PIB dos EUA, termos de troca, Dummies para: plano real, diferentes crises internacionais, e sazonalidade.	PIB bilateral, taxa de câmbio real, distância geográfica, tarifas incidentes no comércio setorial, fronteira e idioma, e volatilidade de terceiro país.	Desalinhamento cambial, formação bruta de capital fixo, % crescimento das exportações, inflação e inflação brasileira.
Resultados	Volatilidade Cambial e volatilidade terceiro país são negativamente significantes para todos os setores.	Produtos básicos são menos impactados pela taxa de câmbio que produtos manufaturados.	Impactos negativos nos países menos desenvolvidos.	Maior volatilidade cambial diminui o número de produtos da pauta de exportação brasileira.	Impactos negativos.	Instabilidade cambial é prejudicial ao comércio bilateral.	Enquanto Garch não é significativo, Desvpmov apresenta efeitos negativos no crescimento.

Nota: Mínimos quadrados ordinários (MQO), Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML), North American Free Trade Agreement (NAFTA). União Europeia (EU).

Fonte: Adaptado e atualizado pelo autor a partir de Bahmani-Oskooee et al. (2013), Bahmani-Oskooee e Hergerty (2007), e dos textos originais dos autores.

Tabela 5. Estudos selecionados sobre os efeitos da volatilidade nas exportações globais.

Autor (Ano)	Anderson e Garcia (1989)	Pick (1990)	Langley et al. (2000)	Sheldon (2003)	Kandilov (2008)	Cushman (1986)
Horizonte temporal	Trimestral 1974-1985	Trimestral 1978-1987	Mensal 1990 -1999	Anual 1975-1995	Anual 1975-1997	Trimestral 1973-1983
Recorte analítico	Dados desagregados para o produto soja.	Dados agrícolas agregados.	2 recortes, agregado (1) e desagregado (2).	2 recortes, dados bilaterais agregados e desagregados em 4 setores.	Exportação bilateral e setorial.	Bilateral agregado com Vol de terceiro país.
Países	Exportação - EUA importação – Japão, Espanha e França.	Japão, Coréia S, Canada, Austrália, Alemanha Ocidental, França, Holanda, Reino Unido, Brasil e México.	Tailândia	10 países desenvolvidos.	69 países	EUA versus Reino Unido, Holanda, França, Alemanha, Canada e Japão.
Método	MQO com Lags.	MQO com Lags.	Engle - Granger	Modelo Gravitacional – painel	Modelo Gravitacional – painel.	MQO
Variável Dependente	Exportações trimestrais Americanas de Soja - em toneladas.	Valor real das exportações agrícolas agregadas.	(1) ton de frango congelado Thai desagregado e (2) exportações totais.	Exportações totais, Máquinas, químicos, manufaturados e agricultura.	Exportações totais, Máquinas, químicos, manufaturados e agricultura.	Exportações reais.
Medida de volatilidade	2 medidas - Variação trimestral % da taxa nominal, e variação entre o spot e o forward.	2 medidas- desvio padrão móvel de 4 observações trimestrais da taxa de câmbio real, e a mesma com 12 observações mensais.	GARCH	2 medidas - Desvio padrão móvel da taxa de câmbio real de 10 observações anuais e, E a diferença entre a taxa cambial de 10 anos máxima e mínima.	GARCH	Desvio padrão móvel de 4 observações trimestrais dos retornos não logarítmicos da taxa de câmbio real.
Outros Regressores	Preço do farelo de canola em Hamburgo, preço do óleo de girassol em Rotterdam, PIB do país importador, Preço da soja Rotterdam, taxa de câmbio e <i>dummies</i> sazonais.	Receita real do importador (PIB) Custos de produção relativos, taxa de câmbio real.	1- Preço da coxa de frango nos EUA, Produção industrial Japonesa, 2 – Preços de exportação, PIB ponderado por comércio.	Receita, Distância geográfica, Acordos Comerciais e fronteiras.	Receita, distancia, população, tarifas e subsídios.	Receita no país importador, Capacidade ociosa, câmbio real, câmbio de terceiro país e volatilidade de terceiro país.
Resultados	Resultados negativos e significantes, porém, a magnitude varia por país concluindo que pesquisas futuras têm de ser feitas em nível desagregado.	Para México é negativo e significativo para ambas medidas de volatilidade. Brasil e Coreia do Sul significativo e negativo para frequência maior apenas. Resultados para países desenvolvidos não são significantes.	Impacto positivo e significativo, apenas para a equação desagregada, ilustrando a relevância de estudos desagregados.	Efeitos negativos e significantes apenas para o setor agrícola.	Efeitos negativos e significantes para agricultura maiores em países em desenvolvimento, quando a volatilidade de terceiro país (EUA) é considerada.	Volatilidade cambial tem efeito negativo sobre o comercio, quando considerado o efeito terceiro país.

Tabela 5. Estudos selecionados sobre os efeitos da volatilidade nas exportações globais (cont.).

Autor (Ano)	Chiappini e Jégourel (2014)	Cho et al. (2002)	Huchet-Bourdon e Korinek (2011)	Zhang e Buongiorno (2009)	Kafle e Kennedy (2013)	Obi et al. (2013)	Wang e Barret (2007)
Horizonte temporal	Mensal 2000-2011	Anual 1974-1995	Mensal 1999-2006	Mensal 1989-2007	Anual 1970-2010	Anual 1980-2008	Mensal 1989 -1998
Recorte analítico	Dados desagregados para produtos cereais.	Dados bilaterais agregados por setor.	Dados bilaterais agregados por setor.	Dados desagregados por produto florestal	Fluxo bilateral agregado por setor.	Dados desagregados por produto agrícola.	Exportação bilateral e setorial.
Países	França	G10	China, Zona do Euro, EUA.	Exportações EUA.	EUA versus 28 países.	África do Sul	Relação bilateral Taiwan – EUA.
Método	Modelo gravitacional – Painel PPML.	Modelo gravitacional – painel.	ARDL	ARDL	Modelo gravitacional – painel efeitos fixos.	Johansen	Johansen.
Variável Dependente	Trigo, Cevada, aveia, milho e arroz.	Comércio total, máquinas, químicos, manufaturados e agricultura.	2 modelos - Exportação total em Dólares de Bens agrícolas e de bens manufaturados.	Papel cartão, madeira conífera, madeira não conífera e papelão.	Exportação total de produtos agrícolas.	Equações separadas para exportações Sul africanas de milho, laranja, açúcar, maçã, uva, pera e abacaxi.	8 setores: agroindústria, têxteis, químicos, metais, instrumentos óticos, transporte, e máquinas elétricas.
Medida de volatilidade	LOGRET da taxa de câmbio real mensal para 5 anos. E variação entre o máximo e mínimo de todo o período.	LOGRET Taxa cambial real mensal para 10 anos. E variação entre o máximo e mínimo de todo o período.	3 medidas – Garch e Desvio padrão móvel das últimas 12 e 60 observações mensais.	GARCH	Desvio padrão móvel da primeira diferença logarítmica da taxa de câmbio real mensal para 10 anos.	ARCH-GARCH	GARCH-M
Outros Regressores	Volatilidade do preço da <i>commodity</i> , PIB real, câmbio real, distância geográfica, <i>Dummies</i> para: fronteiras, língua e relação colonial.	PIB, distância geográfica, acordos comerciais e fronteiras.	Receita, e taxa de câmbio real.	Preço de exportação.	PIB per capita país importador e exportador, acordos comerciais, taxa de câmbio real.	PIB estrangeiro, preço de exportação.	Produção industrial EUA, taxa de câmbio forward, <i>dummies</i> trimestrais para sazonalidade.
Resultados	Negativo e significativo em todos os casos.	Variação entre setores é grande, agricultura é negativo e significativo.	Efeito da volatilidade é apenas marginal.	Efeito negativo quando a volatilidade cambial do país importador é alta. Para países com baixa volatilidade, esta tem efeito positivo.	Volatilidade tem impacto no setor agrícola, taxa de câmbio real tem impacto no setor manufaturado.	Volatilidade cambial tem efeitos positivos sobre a exportação e o Market share, isso se dá na medida em que a volatilidade cambial leva à desvalorização do Rand.	Impacto negativo apenas na agricultura, porém o autor nota que os resíduos não seguem a normal.

Nota: G10 é o grupo das 10 economias mais desenvolvidas do mundo, GARCH-M é o GARCH na média.

Fonte: Adaptado e atualizado pelo autor a partir de Bahmani-Oskooee e Hergerty (2007), e dos textos originais dos autores.

Tabela 6. Estudos selecionados sobre os efeitos da volatilidade em commodities agrícolas.

Autor (Ano)	Adhikari et al. (2011)	Fogarasi (2011)	Almarwani et al. (2007)	Sarker e Villanueva (2007)	Wang et al. (2011)	Chen (2011)	Zhang et al (2010)
Horizonte temporal	Semanal 1999-2008	1999-2008	Anual 1961-2000	Mensal 1989-2004	Mensal 1999-2010	Mensal 2002 – 2007	Mensal 1996-2006
Recorte analítico	Desagregado para a soja.	Dados agrícolas agregados.	Desagregado por produto e por país.	Bilateral desagregado para o milho.	Bilateral desagregado para a soja.	Bilateral, Agregado para o setor agrícola.	Bilateral desagregado para a soja.
Países	Exportações dos EUA para China, Japão e México.	Exportações Húngaras para 81 países.	Top 3 exportadores e top 5 importadores para cada <i>commodity</i> .	Importações Mexicanas de milho dos EUA.	EUA, Brasil e Argentina.	Exportações chinesas para o Japão.	Exportações BR-China e EUA –China.
Método	VECM	Modelo gravitacional – painel balanceado.	ARCH	Johansen	Equações simultâneas.	ARDL	Painel EC2SLS
Variável Dependente	Quantidade exportada em toneladas.	Exportações agrícolas Húngaras.	Exportações em toneladas por país e por produto de: Milho, algodão, frango e soja.	Importação de milho em toneladas.	Preço chinês da soja importada.	Exportações agrícolas reais com ajuste sazonal.	Exportação de soja em toneladas.
Medida de volatilidade	EGARCH	Desvio padrão móvel da primeira diferença logarítmica da taxa de câmbio real mensal para 48 meses.	TARCH	GARCH	TARCH	GARCH	Desvio padrão móvel dos retornos logarítmicos.
Outros Regressores	Preços de exportação, preços e quantidades de competidores.	PIB país importador, Fronteira comum, tratados comerciais e tarifas.	Taxa de câmbio ou volatilidade cambial, PIB do país importador, <i>export share</i> dos países competidores, e preço doméstico relativo.	Taxa de câmbio real, PIB importador, preço do milho na fronteira, preço doméstico de milho, inventário de porcos, <i>dummies</i> para sazonalidade e existência do NAFTA.	Dados por país: PIB, quantidade importada e exportada em toneladas, taxa cambial nominal, inflação. 3% de tarifa ad quantum + 13% VAT, Preço da soja nos EUA, Preço futuro da soja em Dalian.	Taxa de câmbio nominal, PIB real estrangeiro, CPI estrangeiro, Custos relativos e <i>dummies</i> para a imposição de barreiras.	Preço do óleo de aquecimento, PIB, preço do mercado internacional taxa de câmbio nominal, preço da soja, custo do frete e volatilidades do frete, da soja, e do câmbio. Preços futuros de soja e câmbio.
Resultados	Ambíguos, com Vol cambial chinesa impactando negativamente a exportação para a China e positivamente para o México. Vol do lene diminui exportações para o Japão e aumenta para a China e México.	Efeito positivo sobre as exportações agrícolas	Para a soja, impacto positivo para as exportações americanas e não há impacto para Brasil e Argentina.	Impacto negativo nas importações mexicanas.	Impactos significantes para os EUA e para a Argentina, mas não para o Brasil.	Volatilidade Cambial influencia positivamente.	Para exportações do Brasil para a China, impacto positivo da volatilidade cambial, impacto negativo do frete, impactos não diferentes de zero para preço de competidores.

Nota: EGARCH é o GARCH exponencial, TARCH é o *threshold* ARCH, VAT é o imposto sobre o valor agregado, EC2SLS é o modelo de Covariáveis Endógenas de Dois Estágios.

Fonte: Adaptado pelo autor a partir de Bahmani-Oskooee e Hergerty (2007), e dos textos originais dos autores.

Capítulo 3 - Metodologia

As subseções a seguir descrevem o modelo conceitual clássico proposto, a estratégia de projeção econométrica, as condições da análise temporal, bem como a variável dependente e as variáveis independentes.

3.1 Modelos conceituais clássicos

A presente investigação empírica segue, dentre outros, Barros et al. (2002), Bahmani-Oskooee et al. (2013) e Casagrande et al. (2014) ao fundamentar-se na abordagem de Goldstein e Khan (1985) para os modelos de equilíbrio na quantidade demandada e ofertada de exportação.

Para Goldstein e Khan (1985), a modelagem de fluxos de comércio bilaterais deve necessariamente contemplar, dentre outros aspectos, o tipo de bem que está sendo transacionado, a estrutura institucional do comércio em questão, o objetivo da modelagem e, por fim, a disponibilidade de dados. A suposição básica deste modelo é que nem importações nem exportações são substitutos perfeitos para os bens produzidos internamente. Os países comercializam um mesmo tipo de bem, com os preços variando de país a país e não há domínio total de mercado.

Para King (1997, p.82) os modelos para bens homogêneos negociados internacionalmente consideram que o preço de equilíbrio de mercado é estabelecido em um “leilão internacional de preços” sendo o seu preço esperado comum a todos os agentes, uma vez descontados custos de transporte, carregos e barreiras comerciais. Para Barros et al. (2002), a suposição de bens de substituição perfeita, implica que em mercados competitivos e com custos marginais constantes, a elasticidade-preço seria perfeitamente elástica. Isto implicaria na dominância de um dos mercados resultando em elasticidade de demanda infinita. Para os autores esta suposição teórica não se confirma nos estudos empíricos, o que tornaria plausível a suposição de substituição imperfeita.

Para Cavalcanti e Ribeiro (1998) as pesquisas dos determinantes das exportações fundamentam-se nas teorias do consumidor e da firma, com efeitos e elasticidades sendo observados por variáveis do lado da oferta e do lado da demanda. Casagrande et al. (2014) estenderam este argumento ao afirmar que segundo os princípios microeconômicos da teoria da

demanda, fundamentados no modelo de maximização da demanda do consumidor, o consumidor maximiza sua utilidade sujeito a sua restrição orçamentária. Assim, a função de demanda por comércio exterior é função dos níveis de renda do país importador, do preço do bem importado e do preço dos bens substitutos locais e estrangeiros.

Para Dornbusch (1989) e Hooper, Johnson e Marquez (2000) os dois principais fatores determinantes da demanda por exportações de um país são o efeito-renda, ou o nível da atividade econômica e poder de compra do parceiro comercial, e o efeito-preço relativo. A literatura mais recente, de acordo com Casagrande et al. (2014), muitas vezes acrescenta a este modelo tradicional outros determinantes como a taxa de câmbio real e sua respectiva volatilidade.

Para Barros et al. (2002), a projeção de um modelo de exportação pode se dar em três abordagens. A primeira consiste na hipótese do país pequeno onde apenas a função de oferta é estimada. Uma forma alternativa é empregada quando a oferta pode ser assumida perfeitamente elástica, ou seja, presume-se a existência de capacidade ociosa e/ou retornos crescentes à escala. A terceira abordagem é quando a projeção é feita mediante o ajuste na função de demanda. Para tanto se assume a elasticidade-preço como finita, pressupondo-se representatividade do país no comércio mundial, e/ou produtos substitutos imperfeitos. Binkley (1981) demonstrou que a especificação da demanda por importação como uma equação única em Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é pertinente quando a oferta confrontada pela nação importadora é exógena e elástica.

Goldstein e Khan (1978) propuseram um modelo de equilíbrio entre a quantidade ofertada e *demandada de exportação*. Neste modelo a seguinte especificação para a equação de *demanda* por exportação é considerada:

$$\log X_t^d = a_0 + a_1 \log(PX / PXW)_t + a_2 \log YW_t \quad (3)$$

Onde:

X^d	corresponde à demanda por exportações;
PX	corresponde ao preço do produto exportável;
PXW	corresponde ao preço dos produtos concorrentes;
YW	corresponde à renda real do país importador.

Com relação às elasticidades, espera-se que a_1 seja negativo e que a_2 seja positivo. Esta especificação fundamenta-se na hipótese de homogeneidade de preços, isto é, variações PX/PXW são sempre simétricas.

Em equilíbrio, a *oferta* de exportações também é especificada, sendo expressa em função do preço relativo de exportação e de um fator representativo da capacidade produtiva do país exportador:

$$\log X_t^z = b_0 + b_1 \log(PX / P)_t + b_2 \log Y_t^* \quad (4)$$

Onde:

X^z corresponde à quantidade ofertada de exportações;

PX corresponde ao preço do produto exportável;

P corresponde ao preço doméstico;

Y^* corresponde ao produto potencial doméstico.

A equação (4) formaliza a premissa de que, se PX aumenta com relação a P , a produção destinada à exportação torna-se mais rentável, levando ao aumento de oferta. Adicionalmente, considera-se *ceteris paribus*, a relação positiva entre Y^* e X^z . Deste modo, os coeficientes b_1 e b_2 são hipoteticamente positivos. Normalizando a equação (4) para o índice de preços, têm-se:

$$\log PX_t = b_0 + b_1 \log X_t^z + b_2 \log Y_t^* + b_3 \log P_t \quad (5)$$

$$\text{Onde: } b_0 = -\frac{b_0}{b_1}; b_1 = \frac{1}{b_1}; b_2 = -\frac{b_2}{b_1}; e b_3 = \frac{b_1}{b_1};$$

Goldstein e Khan (1978) propõem ainda um modelo de desequilíbrio, onde o ajustamento parcial para o *quantum* demandado é especificado da seguinte forma:

$$\Delta \log X_t = \gamma [\log X_t^d - \log X_{t-1}] \quad (6)$$

Onde $0 \leq \gamma \leq 1$ sendo γ o coeficiente de ajustamento e Δ o operador de primeira diferença ($\Delta \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1}$)

Substituindo (1) em (4) tem-se:

$$\log X_t = \zeta_0 + \zeta_1 \log(PX / PXW)_t + \zeta_2 \log YW_t + \zeta_3 \log X_{t-1} \quad (7)$$

Onde ζ_1 é a elasticidade-preço e ζ_2 é a elasticidade-renda no curto prazo, enquanto as frações $\frac{\zeta_1}{1-\zeta_3}$ e $\frac{\zeta_2}{1-\zeta_3}$ são as elasticidades de longo prazo. Por fim, simetricamente, este método pode ser aplicado tanto à oferta quanto à demanda de exportações.

Bahmani-Oskooee (1986), Asseery e Peel (1991), Arize (1997) e Casagrande et al. (2014) são exemplos de autores que estenderam este modelo para a incorporação de variáveis de câmbio real e volatilidade cambial. Para os primeiros autores, a função de demanda por exportações é especificada, em termos log-lineares da seguinte forma:

$$\ln x_t^d = \alpha + \beta \ln YW_t + \theta \ln \left(\frac{PX}{PXW} \right)_t + \delta \ln E_t + \vartheta t \quad (8)$$

Onde:

X corresponde à quantidade ofertada de exportações;

YW corresponde ao PIB real do país importador;

PX corresponde ao preço do produto exportável;

PXW corresponde ao preço dos produtos concorrentes;

E corresponde à taxa de câmbio efetiva;

ϑ corresponde ao termo de erro.

β e θ são as elasticidades renda e preço com os sinais esperados $\beta > 0$ e $\theta < 0$. Com E sendo definido como o número de moeda estrangeira por unidade de moeda local, espera-se que $\delta < 0$, indicando que a depreciação cambial estimula as exportações.

3.2 Modelo conceitual proposto para função de exportação

Considerada a discussão anterior, descreve-se então o modelo proposto para a função de exportações. Para tanto, seguindo Casagrande et al. (2014), será utilizado um modelo de substitutos imperfeitos, quando a função de demanda assume a seguinte forma geral:

$$X = f(P_{\eta\rho}, Y_{\theta}, V_{\eta\rho\gamma}, \varepsilon) \quad (9)$$

Nesta são expressas as relações entre o *quantum* das exportações, representado pela exportação de soja brasileira em toneladas para a China (X); o índice de Preços relativos (P), a Renda da China (Y), a Volatilidade cambial (V), e um termo de erro (ε). Tal como apontado na seção 1.4.1, já que não se encontra na literatura uma resposta definitiva para qual é a operacionalização ótima dos elementos da equação de fluxo comercial, um dos objetivos

específicos da presente dissertação é comparar diferentes abordagens para a determinação das variáveis P , Y e V . Para a construção de modelo de conjuntos de equações autônomas, são designados os vetores de análise $\eta, \rho, \theta, \gamma$, que serão detalhados na seção 3.5, onde:

η = Preços Reais ou Nominais

ρ = FX ou PR onde:

- FX = a taxa cambial do Real contra o Dólar (USDBRL) ou contra a Yuan (CNYBRL)
- PR = Índice de Preços Relativos da soja em grão em Paranaguá contra o preço internacional.

θ = PIB ou $Consumo$ onde:

- PIB = Produto Interno Bruto real chinês seguindo Chang et al. (2016)
- $Consumo$ = Estimativa do USDA para o esmagamento total de soja, doméstica ou importada, nas fábricas chinesas para o ano safra corrente.

γ = $GARCH$ ou $LOGRET$ ou $DESVPMOV$; Tomados sobre $FX\eta$ onde:

- $GARCH$ = o desvio padrão da *variância condicional diária* somada ao trimestre-safra.
- $LOGRET$ = desvio padrão da *variância móvel incondicional* dos *log-retornos diários* somados ao trimestre-safra.
- $DESVPMOV$ = *desvio padrão móvel* das 36 últimas observações mensais *em nível*, tomadas ao trimestre-safra

É oportuno demonstrar a maneira como a pesquisa pretendeu responder aos objetivos de comparação de diferentes instrumentalizações a partir da Figura 9, que apresenta o modelo conceitual para a equação (9), bem como as diferentes instrumentalizações consideradas.

Figura 9. O modelo de pesquisa e os vetores de efeitos de volatilidade.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Wooldridge (2006) indicou que a especificação de funções *duplo-log* é comumente utilizada como forma em modelos de séries temporais, especialmente quando as séries analisadas refletem estoques, fluxos ou preços. Como o escopo desta dissertação é estimar as elasticidades entre os coeficientes de um grupo de variáveis com estas características, a equação (9) é modificada de modo a especificar os modelos investigados à primeira diferença de $\log(x)$, implicando que a variável é aferida como a taxa de crescimento de x . Ao proceder desta maneira, esta dissertação seguiu dentre outros Aguirre et al. (2007), Langley et al. (2000), Adhikari et al. (2011), Bahmani-Oskooee et al. (2013), Casagrande et al. (2014), e Vieira e Damasceno (2016) que desenvolveram a equação (10):

$$\ln X_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_{\theta_t} + \beta_2 \ln P_{\eta\rho_t} + \beta_3 \ln V_{\eta\rho\gamma_t} + \epsilon \quad (10)$$

Os coeficientes esperados *a priori* são: α_0 é uma constante que pode ser restrita ou irrestrita e fixa ou com tendência linear conforme a metodologia de PSS; $\beta_1 > 0$ pois um aumento no consumo das famílias e da renda aumenta a demanda por importações; $\beta_2 > 0$, já que importadores compram mais soja brasileira quando os preços relativos internacionais aumentam. Em relação ao termo de erro, tem-se a esperança de média igual a zero, variância constante e ausência de correlação serial. Por fim β_3 , ou o coeficiente da volatilidade, é a variável de interesse do estudo e não tem coeficiente esperado *a priori*, pois, como a literatura indica, não há consenso teórico sobre o tema.

A Tabela 7 apresenta os modelos estimados para a equação (10) com a ordenação das linhas e das colunas catalogando diferentes modelos autônomos para os vetores η , ρ , θ , e γ .

Assim, para poder comparar os diferentes efeitos de volatilidade equações autônomas, da

variável dependente Exportações de Soja (X) são estimadas em função de:

- i. * o PIB chinês, a taxa de câmbio nominal USDBRL, e a volatilidade cambial do USDBRL medida por DESVPMOV;
- ii. ** o consumo chinês de soja medido pela estimativa de consumo doméstico de soja chinês, a taxa de câmbio nominal USDBRL, e a volatilidade cambial do USDBRL medida por DESVPMOV;
- iii. *** o PIB chinês, a taxa de câmbio nominal USDBRL, e a volatilidade cambial do USDBRL medida por GARCH;
- iv. ****o consumo chinês de soja medido pela estimativa de consumo doméstico de soja chinês, a taxa de câmbio nominal USDBRL, e a volatilidade cambial do USDBRL medida por LOGRET;
- ...
- xxxvi. ***** o consumo chinês de soja medido pela estimativa de consumo doméstico de soja chinês, os preços relativos reais da soja Rotterdam/Paranaguá, a volatilidade cambial do USDBRL a preços reais medida por LOGRET.

Tabela 7.

Modelos estimados para a equação (10) apresentados para os vetores $\eta, \rho, \theta, e \gamma$.

η		Real					
ρ	Nominal	FX	PR	FX	FX	PR	PR
		USDBRL	USDBRL	CNYBRL	USDBRL	CNYBRL	USDBRL
γ	θ						
		<i>*log(pib)</i>	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_n _ desvpmov)	log(vol_cnybrl_r _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_r _ desvpmov)	log(vol_cnybrl_r _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_r _ desvpmov)
		**log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_n _ desvpmov)	log(vol_cnybrl_r _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_r _ desvpmov)	log(vol_cnybrl_r _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_r _ desvpmov)
		log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ garch)	log(vol_usdbrl_n _ garch)	log(vol_cnybrl_r _ garch)	log(vol_usdbrl_r _ garch)	log(vol_cnybrl_r _ garch)	log(vol_usdbrl_r _ garch)
		***log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ garch)	log(vol_usdbrl_n _ garch)	log(vol_cnybrl_r _ garch)	log(vol_usdbrl_r _ garch)	log(vol_cnybrl_r _ garch)	log(vol_usdbrl_r _ garch)
DESVPMOV	PIB	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_n _ desvpmov)	log(vol_cnybrl_r _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_r _ desvpmov)	log(vol_cnybrl_r _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_r _ desvpmov)
	Consumo	**log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_n _ desvpmov)	log(vol_cnybrl_r _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_r _ desvpmov)	log(vol_cnybrl_r _ desvpmov)	log(vol_usdbrl_r _ desvpmov)
GARCH	PIB	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ garch)	log(vol_usdbrl_n _ garch)	log(vol_cnybrl_r _ garch)	log(vol_usdbrl_r _ garch)	log(vol_cnybrl_r _ garch)	log(vol_usdbrl_r _ garch)
	Consumo	***log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ garch)	log(vol_usdbrl_n _ garch)	log(vol_cnybrl_r _ garch)	log(vol_usdbrl_r _ garch)	log(vol_cnybrl_r _ garch)	log(vol_usdbrl_r _ garch)
LOGRET	PIB	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)	log(pib)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ logret)	log(vol_usdbrl_n _ logret)	log(vol_cnybrl_r _ logret)	log(vol_usdbrl_r _ logret)	log(vol_cnybrl_r _ logret)	log(vol_usdbrl_r _ logret)
	Consumo	****log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	log(cons)	*****log(cons)
		log(usdbrl_n)	log(prn)	log(cnybrl_r)	log(usdbrl_r)	log(prr)	log(prr)
		log(vol_usdbrl_n _ logret)	log(vol_usdbrl_n _ logret)	log(vol_cnybrl_r _ logret)	log(vol_usdbrl_r _ logret)	log(vol_cnybrl_r _ logret)	log(vol_usdbrl_r _ logret)

Nota: Não são mostrados os termos invariantes da equação. Assim, as expressões descritas são parte integrante de equações nas quais a variável dependente $\log(x)$, é estimada em função das variáveis da tabela além de uma constante α , e um termo de erro ε . *Por exemplo**, $\log(x) = \alpha + \log(\text{pib}) + \log(\text{usdbrl_n}) + \log(\text{vol_usdbrl_n_desvpmov}) + \varepsilon$.

Legenda: n são preços nominais, r são preços deflacionados; *Cons* é o *Consumo* ou a estimativa de esmagamento doméstico chinês de soja para o ano-safra corrente conforme metodologia do USDA; PIB é o PIB real chinês em valor adicionado conforme metodologia de Chang et al. (2016); FX = taxa de câmbio é a *proxy* utilizada para preços relativos; PR = o preço relativo da soja em grão é a *proxy* utilizada para preços relativos;

USDBRL= é o par cambial Dólar-Real expresso em Reais; CNYBRL é o par cambial Yuan-Real com valores em reais; PRR é o Preço Relativo Real da soja em grão, e PRN é o Preço Relativo Nominal.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para Bayar (2017, p.4), estudos recentes de equações de exportação apresentam a tendência de incluir muitas variáveis relevantes, tanto do lado da oferta quanto do lado da demanda. Autores como Langley et al. (2000), Wang e Barret (2007) e Cushman (1986), dentre outros, buscam minimizar o *termo de erro* E , com o acréscimo de outras variáveis independentes à equação (9). Seguindo estes autores, para responder ao terceiro objetivo específico desta dissertação, uma abordagem alternativa à (9) faz-se necessária mediante um segundo modelo de substitutos imperfeitos, que se diferencia do modelo anterior pela adição do *termo* Q . A adição de um único termo se dá dentro das limitações impostas pelos graus de liberdade, que restringe a quantidade de variáveis do modelo como discutido na seção 3.3.1.5

Assim, modificando (9) e (10) para a inclusão de uma variável independente, as equações (11) e (12) são descritas.

$$X = f(P_{\eta\rho}, Y_{\tau}, V_{\eta\rho\gamma}, Q_x, E) \quad (11)$$

$$\ln X_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_{\theta_t} + \beta_2 \ln P_{\eta\rho_t} + \beta_3 \ln V_{\eta\rho\gamma_t} + \beta_4 \ln Q_t + \epsilon \quad (12)$$

A cada função estimada através da equação (10) e listada na Tabela 7; Q_x é adicionada onde x representa diferentes alternativas para uma quarta variável: preços relativos, frete, PIB do agronegócio, *yield*, custos relativos, ou a volatilidade de terceiro país. Estas construções e coeficientes esperados são detalhados na seção 3.5

Assim, a Tabela 8 acrescenta os efeitos da volatilidade considerados para Q_x aos dados apresentados na Tabela 7. Analogamente as interseções entre as linhas e colunas da Tabela 8 representam os modelos estruturais considerados para a determinação da variável dependente exportações de soja, contra cada uma das classes de variável independente: volatilidade, demanda chinesa e preços relativos. A caixa cinza, por sua vez, corresponde às diferentes especificações para o vetor Q_x .

Tabela 8.
Modelos para a equação (12) apresentados para os vetores $\eta, \rho, \theta, e \gamma$ e x .

		DESVMOV	GARCH	LOGRET
		PIB chinês		Consumo
Nominal	FX USDBRL	Preço relativos FX e Soja Rotterdam/Paranaguá		
	PR USDBRL	Frete - Índice da bolsa do Báltico de frete granel seco*		
Real	FX USDBRL	Pib Agro BR	Yield da Soja	
	PR USDBRL	Preço da soja em Rotterdam		
	FX CNYBRL	Custos Relativos; IPA brasileiro, CPI chinês e deflator CPI/IPA		
	PR CNYBRL	Volatilidade de terceiro país CNYUSD_real		

Nota: * BDI Baltic Dry Index, os preços da soja em Paranaguá são disponibilizados pelo CEPEA e os preços de Rotterdam disponibilizados pelo Banco Mundial. O PIB do agronegócio é disponibilizado pelo CEPEA, o índice de inflação do agronegócio é o IPA - produtos agropecuários da Fundação Getúlio Vargas, o CPI chinês segue a metodologia de Chang et al. (2016); CNYUSD é o par cambial Yuan-Dólar com valores em Dólares, o Yield é a produtividade em toneladas por hectare da CONAB.
Fonte: Elaborado pelo autor.

3.3 Cálculo das elasticidades

Uma vez enunciado o modelo de investigação, a presente seção dedica-se a delinear a estratégia de investigação econométrica, por meio da descrição de como as elasticidades dos coeficientes são aferidas por modelos de cointegração.

A projeção de dados macroeconômicos, de comércio, e financeiros tem um obstáculo, na medida em que os erros destas estimativas costumeiramente apresentam médias e variâncias não constantes ao longo do tempo. Ao contrário, a variabilidade passada na diferença entre os valores esperados e os valores efetivos altera a expectativa sobre os erros futuros neste tipo de séries.

Para Nkoro e Uko (2016, p.66) quando a regressão linear das variáveis apresenta *erros não gaussianos e heteroscedasticidade*, a obtenção de elasticidades realísticas para séries macroeconômicas necessariamente passa por integrar dinâmicas de curto e longo prazo, em estimações do tipo cointegração de séries temporais. A análise tradicional de regressão em MQO (Mínimos Quadrados ordinários) para séries integradas em ordem um, ou I(1), pode muitas vezes levar a conclusões supervalorizadas para os coeficientes das elasticidades com inferências enganosas ou espúrias.

Granger (1981) e Engle e Granger (1987) foram os primeiros a formalizar a ideia de estimação de elasticidades por cointegração ao utilizar vetores auto-regressivos para a prova da *Causalidade de Granger* onde: se X causa Y, então mudanças que aconteceram em X foram seguidas por mudanças em Y. Nesta metodologia, forças de equilíbrio no curto prazo *forçam*

as variáveis no longo prazo – *long-run forcing variables* - possibilitando medir o grau de divergência ou convergência destas através do teste da hipótese nula “*não existe relacionamento de longo prazo entre as variáveis*” contra a hipótese alternativa “*existe relacionamento de longo prazo*”. A rejeição da hipótese nula afirma a existência de uma combinação estacionária e linear entre duas variáveis não necessariamente estacionárias.

A literatura que se dedica à análise de cointegração desenvolveu ferramental para a estimativa de elasticidades de longo prazo entre variáveis integradas, via a parametrização das dinâmicas de curto prazo entre as variáveis em um Modelo de Correção de Erros (VECM).

3.3.1 Teste de Fronteiras de Pesaran

Para Nkoro e Uko (2016), Bahmani-Oskoei et al, (2013), e Bahmani-Oskoei e Durmaz (2016), a estratégia de investigação adequada para quando a equação envolve variáveis $I(0)$ e $I(1)$ é a abordagem do Teste de Fronteiras (PSS) de Pesaran e Shin (1998) estendido por Pesaran et al. (2001).

3.3.1.1 Fatos estilizados sobre raízes unitárias de séries temporais financeiras

Para Nkoro e Uko (2016, p.88), a maior vantagem da abordagem PSS é que, enquanto os métodos de Granger e de Johansen só são viáveis com as variáveis de interesse integradas em mesma ordem, o método de Pesaran é consistente mesmo quando os resultados dos testes de raízes unitárias são conflitantes ou ambíguos, o que na prática prescinde a realização destes. A lógica por trás deste raciocínio ancora-se no fato de que o modelo funciona para as características comumente observadas nas séries macroeconômicas, já que estas, por construto, não são aleatórias. Os autores acrescentaram ainda que, embora não necessária, a condução destes testes é benéfica “para evitar um esforço inútil” já que a estimação com uma variável $I(2)$ levaria ao colapso do modelo.

Para Bahmani-Oskoei e Durmaz (2016), De Vita e Abbott (2004), Grier e Smallwood (2013), dentre outros, tanto a intuição quanto a literatura que se dedicou a estudar a função de exportação sobre a perspectiva da análise de séries temporais credita fortes evidências para a existência de raízes unitárias no mínimo à primeira diferença nas séries. Em outras palavras, variáveis macroeconômicas não são processos aleatórios $I(2)$. Enquanto algumas séries são

variáveis estacionárias, com $E(X) = 0 = I(0)$ - como a taxa de câmbio real e a volatilidade cambial, outras têm uma tendência de crescimento determinística, com $E(X) > 0 = I(1)$ - como os preços nominais, a exportação e o PIB.

Seguindo a orientação de Nkoro e Uko (2016), testes de raízes unitárias são *desenvolvidos na primeira diferença*, ou seja, nesta dissertação testou-se a hipótese de inexistência de variável com passeio aleatório com deslocamento, empregando as metodologias de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) (1992), o teste de Phillips Perron (PP) (1988) e o *Augmented Dickey-Fuller test* (ADF) de Dickey e Fuller (1979).

Como previsto pelos estudos anteriores, nenhuma variável considerada nesta dissertação foi provada aleatória - já que todas não rejeitam H_0 para os testes de primeira diferença. Ainda, a volatilidade é $I(0)$ e as exportações de soja são $I(1)$, o que na prática inviabiliza os métodos de Granger e Johansen, que são os métodos que *requerem* testes de raízes unitárias.

Para Bahmani-Oskooee et al. (2013) e Nkoro e Uko (2016), a determinação do grau de integração das variáveis não é relevante para a abordagem PSS. Seguindo estes autores, a presente dissertação não reporta detalhes destes testes, já que o comportamento destas séries é *estilizado* na literatura.

3.3.1.2 Vantagens do método PSS

Enquanto a análise PSS apresenta-se como apropriada para o objeto de pesquisa, convém elencar algumas vantagens no uso desta abordagem:

- Como discutido acima, para Nkoro e Uko (2016, p.88), uma vantagem do método é que este pode ser utilizado em variáveis $I(0)$ ou $I(1)$, prescindindo então da realização de testes de raízes unitárias
- Para Pesaran e Shin (1998, p.16), “a modificação apropriada das ordens de integração” é suficiente para, ao mesmo tempo, corrigir a correlação serial e remover o problema de regressores endógenos e heteroscedásticos. Em outras palavras, se existe um relacionamento de longo prazo entre as variáveis, a análise econométrica que PSS desenvolve no inter-relacionamento entre as diferentes variáveis, e suas n -defasagens, corrige os *erros de especificação na forma funcional* que outros métodos podem apresentar quando estudam uma combinação de variáveis $I(1)$ e $I(0)$.

- Ainda de acordo com PSS, estimativas de Monte Carlo sugerem melhor performance para amostras pequenas em relação às abordagens de Engle e Granger (1987) ou de Johansen e Juselius (1990).
- As restrições nas defasagens podem ser aplicadas para cada variável separadamente, diferente da abordagem de Johansen e Juselius (1990), o que permite mais flexibilidade no modelo de identificação (Nkoro & Uko, 2016)
- A estratégia está baseada em uma única equação ARDL (Auto-Regressiva com Defasagens Distribuídas), ao invés de um processo VAR com multiequações como é o caso do processo de Johansen e Juselius (1990). Isto é útil pois reduz o número de parâmetros a ser estimado (Nkoro & Uko, 2016).

3.3.1.3 Estrutura da projeção

A partir do exposto, a presente dissertação utiliza modelos com Vetor de Correção de Erro (VECM) a partir da abordagem do *Teste de Fronteiras* por vetor Auto-regressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL) de Pesaran et al. (2001) na busca por evidências para as elasticidades de curto e longo prazo entre as exportações de soja brasileira para a China em termos dos volumes passados desta, bem como dos valores atuais e passados dos preços relativos, da demanda chinesa por soja e da volatilidade cambial.

Para Nkoro e Uko (2016, p.88), a abordagem PSS permite identificar os vetores de cointegração, ou seja, testa-se cada uma das variáveis para uma única relação de longo prazo com a função de cointegração. Se um vetor de cointegração é identificado, ou ainda, se existe uma única equação estável capaz de parametrizar a relação entre todas as variáveis do modelo em uma única relação linear, o vetor de cointegração pode ser parametrizado em um modelo de correção de erro VECM cujos coeficientes são as elasticidades de curto e longo prazo entre as variáveis.

Seguindo o exposto por Nkoro e Uko (2016, p.88), a especificação do modelo ARDL ($p, q_1, q_2, \dots, q_k$) é dada como segue:

$$\Phi(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta(L, q_i)x_{it} + \delta w_t + u_t \quad (13)$$

Onde:

$$\Phi(L, p) = 1 - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p \text{ e}$$

$$\beta(L, q) = 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_q L^q, \text{ para } i = 1, 2, 3, \dots, k, \mu_t \sim iid(0, \delta^2)$$

L é operador de defasagem de modo que $L^0 y_t = X_t$, $L^1 y_t = y_{t-1}$, e w_t é um vetor de variáveis determinísticas como: o termo de intercepto, *dummies* de sazonalidade, ou variáveis explicativas exógenas, bem como suas respectivas defasagens $p=0,1,2,\dots,m$; $q=0,1,2,\dots,m$; $i=1,2,\dots,k$. Para um total de $(m+1)^{k+1}$ diferentes modelos ARDL.

OU

A especificação do modelo geral ARDL ($p, q_1, q_2, \dots, q_k$):

$$\Phi(L)y_t = \varphi + \theta_1(L)x_{1t} + \theta_2(L)x_{2t} + \theta_k(L)x_{kt} + \mu_t \quad (14)$$

Utilizando o operador de defasagem L aplicado para cada componente dos vetores, definem-se o polinomial de defasagens $\Phi(L, p)$, bem como o vetor polinomial $\beta(L, q)$. Sob este processo, se μ_t representar um processo de ruído branco, ou ainda se é estacionário e independente de $x_t, x_{t-1}, \dots$ e $y_t, y_{t-1}, \dots$ então o modelo ARDL pode ser estimado consistentemente através de MQO. Ainda seguindo Nkoro e Uko (2016), se a *estatística F* de um *teste de Wald* estabelecer a existência de um único relacionamento de longo prazo entre as variáveis, então o método ARDL é o mais robusto dos métodos de cointegração.

3.3.1.4 Passos da abordagem ARDL para a cointegração

Estabelecida a abordagem de cointegração de PSS, são então necessários três passos, ou procedimentos metodológicos, para o encaixe de um modelo ARDL (Nkoro e Uko, 2016).

O primeiro passo é a determinação da existência de relacionamento de longo prazo entre as variáveis e, para tanto, computa-se a *estatística F* do *Teste de Fronteiras* para estabelecer a existência ou não de um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. O teste é feito separadamente em cada uma das variáveis assumindo esta como endógena contra outras variáveis exógenas. A abordagem é então ilustrada pelos autores com uma única regressão ARDL (p, q) com um regressor $I(d)$, onde, por conveniência, os regressores determinísticos e as constantes não são incluídas, como segue:

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_p y_{t-p} + \theta_0 x_t + \theta_1 x_{t-1} \dots + q_1 x_{t-p} + \mu_{1t} \quad (15)$$

Para $t=1, 2, \dots, T$ e $\mu_t \sim iid(0, \delta^2)$.

Onde $\Phi, \theta_0, e \theta_1$ são parâmetros a serem estimados e x_t (ou y_t) é um processo I(d) gerado por $x_t = x_{t-1} + \epsilon_t$

Restringe-se μ_t e ϵ_t sendo não correlacionados para todas as defasagens de modo que x_t (ou y_t) são estritamente exógenos com respeito a μ_t e ϵ_t . Estes *iid* e resultado de um processo assumido constante, que pode ser restrito ou irrestrito e estacionário ou com tendência linear. Para a robustez do processo de apreciação das elasticidades, estas restrições precisam ser testadas pós-estimação com testes de resíduos para estabilidade e a normalidade da cointegração, como formulado em sequência, no quarto passo.

Neste escopo, a condição de estabilidade, ou a cointegração, é estabelecida para $|\Phi| < 1$ para um modelo dinamicamente estável. Para Nkoro e Uko (2016) essa suposição é similar à condição de estacionariedade do processo AR (1), implicando que existe uma relação de longo prazo entre $x_t(y_t)$. Já que se $\Phi = 1$ então não há relacionamento de longo prazo.

Para estes autores, a discussão acima pode ser denotada na prática, como segue:

O modelo ARDL para a abordagem de cointegração:

$$\Delta Y_t = \delta_{0i} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_2 \Delta X_{t-i} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 X_{t-1} + V_{1t} \quad (16)$$

Onde k é o número máximo de defasagens.

A hipótese nula de não existência de relacionamento de longo prazo é então definida:

H0: $\delta_1 = \delta_2 = 0$ (hipótese nula - não existe relacionamento de longo prazo)

H1: $\delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$ (hipótese alternativa- existe relacionamento de longo prazo)

Este é executado para cada um dos modelos, determinados pela quantidade de variáveis em um processo que pode ser descrito como segue:

$$F_x(Y_1|X, \dots \dots X_k) \quad (17)$$

A hipótese é testada por meio de um *teste de Wald* para a equação (17). A estatística F é testada sobre a hipótese conjunta nula que os coeficientes das variáveis defasadas na equação (16) ($\delta_1 X_{t-1} + \delta_2 Y_{t-1}$) são iguais a zero. Neste caso ($\delta_1 - \delta_2$) é a elasticidade de longo prazo, enquanto ($\alpha_1 - \alpha_2$) representam as dinâmicas de curto prazo do modelo. A distribuição desta estatística é assintótica – ou não padronizada. Dois conjuntos de valores críticos para F são disponibilizados por PSS, um para o caso de que todas as variáveis são I(0) - ou seja, um valor crítico mínimo a partir do qual pode-se garantir a inexistência de relacionamento de longo

prazo entre as variáveis -, e outro para o caso em que todas as variáveis do modelo ARDL são I(1), significando que, a partir de um limite máximo para o *teste-F*, existe uma única cointegração possível. Assim, se a estatística computada do *teste-F* para a significância conjunta das variáveis nas equações (14) e (15) resulta fora do limite dentre essas duas fronteiras, “uma conclusão definitiva pode ser tomada” (Nkoro e Uko, 2016, p.83). Isto é, quando o valor do teste é acima do limite superior, e os erros da equação resultante são *gaussianos* e seguem processo de *ruído branco*, H0 pode ser rejeitada em favor da variável alternativa, permitindo a conclusão definitiva de que existe cointegração entre as variáveis.

O segundo passo para a seleção apropriada do modelo de longo prazo é a determinação do número ótimo de lags (k). Enquanto Pesaran et al. (2001) sugerem a imposição de um número fixo de lags, Bahmani-Oskooee e Ardalani (2006) provaram que o resultado do *teste-F* pode ser sensível à quantidade de lags utilizados. Para encontrar o melhor modelo, estudos posteriores, como Bahmani-Oskooee e Wang (2007) passaram a estimar via MQO todas combinações de lags possíveis, estipulando um limite máximo arbitrário de lags, e depois selecionando o melhor modelo via a estimação por máxima verossimilhança. A metodologia literalmente estima todas as combinações possíveis entre todas as defasagens, selecionando o melhor modelo de acordo com critérios de seleção pré-determinados. Como existe a suspeita de que os relacionamentos da função de exportação de soja se façam presentes tanto no curto quanto no longo prazo, para a presente dissertação optou-se por utilizar o Akaike Information Criterion (AIC) por razão deste ter uma tendência à inclusão de um maior número de variáveis. Os valores de AIC para o modelo da equação (14) são dados por:

$$AIC_p = -n/2(1 + \log 2\pi) - n/2 \log \delta^2 - P,$$

Onde: δ^2 é um estimador de máxima verossimilhança (MLE) da variância dos erros da regressão, n é o número de parâmetros estimados e $p=0,1,2,\dots,P$ onde P é a ordem máxima do modelo selecionado.

O ARDL idealmente deve ser estimado aos níveis, ou seja, os preços preferencialmente não devem ser diferenciados. As defasagens das variáveis devem ser alternadas, re-estimadas dentro do modelo e comparadas, através do AIC, com o modelo com o menor valor para esta estatística sendo escolhido como o modelo que responde relativamente melhor. Este processo é facilitado por softwares como o EVIEWS 9, utilizado neste estudo, já que estes executam estes milhares de iterações automaticamente.

Selecionado o melhor modelo, enfim pode-se aferir as elasticidades, através dos coeficientes de longo prazo x_t , para uma variação unitária em y_t sendo estimados por

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_i(1, \hat{q}_i)}{\hat{\phi}(1, \hat{p})} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq}}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p} \quad i = 1, 2, \dots$$

Onde $\hat{p}$ e $\hat{q}_i$, $i=1,2,\dots,k$ são os valores selecionados estimados para p e q .

Analogamente, as elasticidades de longo prazo para as variáveis determinísticas, exógenas e independentes é estimado por:

$$\hat{\psi} = \frac{\hat{\delta}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p}$$

Onde $\hat{\delta}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$ é o coeficiente em MQO de δ na equação (13) para o modelo ARDL selecionado.

OU

O modelo ARDL (k) selecionado para a equação de longo prazo também pode ser denotado como segue:

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{1t} + \sum_{i=1}^k \alpha_2 x_{2t} + \sum_{i=1}^k \alpha_3 x_{3t} + \sum_{i=1}^k \alpha_n x_{nt} + \vartheta_{1t} \quad (18)$$

Onde $X_t(X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, \dots, X_{nt})$ são as variáveis explicativas ou as variáveis que *forçam* o comportamento da variável dependente no longo prazo ou *long run forcing variables*.

Selecionado o melhor modelo para (18), parte-se para o **terceiro passo** da abordagem, a projeção do modelo de correção de erros. Como anteriormente colocado, quando *variáveis não estacionárias* são regredidas, os resultados podem ser espúrios. Para Nkoro e Uko (2016, p.84), uma maneira de resolver este problema é diferenciar os dados de modo a torna-los estacionários. Enquanto proceder desta maneira resolve em grande parte o problema nas variâncias das expectativas dos erros, o procedimento limita a análise aos comportamentos de curto prazo e virtualmente impossibilita qualquer inferência sobre o longo prazo. Os autores colocam que isso é um problema pois pesquisadores estão principalmente interessados nos efeitos de longo prazo de suas variáveis de interesse, por este motivo é *imperativa* a análise de longo prazo via a cointegração estimada pelos modelos de curto prazo de correção de erro.

O modelo irrestrito de correção de erros associado com o modelo ARDL ($\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k$) pode ser obtido reescrevendo a equação (14) em termos dos níveis desfasados e das primeiras diferenças de $Y_t \dots X_{1t} \dots, X_{2t} \dots X_{kt}$ e w_t como segue:

$$Y_t = \Delta y_t + y_{t-1}$$

$$Y_{t-1} = y_t - \sum_{j=1}^{s-1} \Delta y_{t-j} \quad s = 1, 2, \dots, p$$

$$w_t = \Delta w_t + w_{t-1}$$

$$x_t = \Delta x_t + x_{t-1}$$

$$x_{1t-s} = y_{it-1} - \sum_{j=1}^{s-1} \Delta x_{it-j} \quad s = 1, 2, \dots, q_i$$

Substituindo então estas relações na equação (14) tem-se:

$$\Delta y_t = -\Phi(1, \hat{p})EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} + \delta \Delta w_t + \sum_{i=1}^k \Phi_j \Delta_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q-1} \beta_{ij} \Delta x_{i,1-j} + u_t \quad (19)$$

Onde EC_t é o termo de correção de erro definido por:

$$EC_t = \varepsilon_t = Y_t - \sum_{i=1}^k \hat{\theta}_i X_{it} - \hat{\psi}' w_t \quad s = 1, 2, \dots, p$$

$\phi(1, \hat{p}) = 1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p$ mede a importância quantitativa do termo de correção de erro. Φ_j e β_{ij} são coeficientes da dinâmica de curto prazo para a convergência de modelo ao equilíbrio.

O termo EC_t pode ser entendido como o parâmetro de *velocidade de ajuste*, ou o efeito *feedback*. Ele é obtido através dos resíduos da estimativa do modelo de cointegração descrito na equação (16) com seus coeficientes sendo obtidos através da normalização da equação em X_t . O termo mostra quanto do desequilíbrio está sendo corrigido, isto é, a proporção com a qual o desequilíbrio no período anterior é ajustado em Y_t . Um coeficiente positivo indica uma divergência, enquanto o coeficiente negativo indica convergência. Se a estimativa $EC_t = -1$, então 100% do ajuste ocorre no primeiro período, ou instantaneamente. Se $EC_t = -0.5$, então 50% do ajuste ocorre no primeiro período de defasagem, e, por fim se $EC_t = 0$, não há ajustamento, não havendo relação de longo prazo entre as variáveis.

3.3.1.5 Estabilidade dos resíduos da projeção e horizonte temporal

Enquanto a seção 4 detalha os resultados, o desenvolvimento metodológico se beneficia de alguns esclarecimentos quanto a resultados dos testes empíricos.

Como é comum na análise de séries temporais, a presente investigação encontrou um transtorno à medida em que as análises dos resíduos das projeções são *não-gaussianos*.

No contexto da estimação da elasticidade da volatilidade cambial nas exportações de soja, a origem deste viés pode se dar por omissão de variáveis, ou por especificação incorreta do modelo e/ou das variáveis.

A busca por uma solução para este entrave encontrou resposta no grau de agregação e no horizonte temporal de análise das variáveis. A exportação de soja é um fenômeno que se compõe de fatores plurianuais - como as decisões de investimento, e interanuais – como a variabilidade nos preços. A análise do relacionamento de longo prazo entre estas variáveis tem então que englobar estas duas perspectivas.

A cointegração via *Modelos Vetoriais de Correção de Erros* (VECM) pode ser utilizada para a inferência não espúria de um modelo com estas características, porém a técnica implica na criação de n variáveis experimentais como regressores da equação, onde n é igual ao número ótimo de defasagens temporais para o encaixe do modelo para cada variável independente.

Os softwares estatísticos comumente utilizados por pesquisadores para desenvolver esta análise como STATA, MICROFIT, EVIEWS e os Pacotes R têm em comum um limite máximo de 12 defasagens para a análise PSS. Este limite é em grande parte *ad hoc* já que se justifica pela necessidade da maioria das pesquisas. Enquanto tecnicamente foi possível estender este limite através de programação, o que se observou na prática é que para o conjunto de dados analisados não foi possível estender o horizonte de análise por uma limitação de graus de liberdade e tamanho da amostra.

Para a projeção com as exportações de soja, a correção da heteroscedasticidade traduz-se na necessidade de análise das relações de todo o horizonte do ciclo de investimento agrícola. Assim, a inferência de equações de demanda por soja requer a utilização de n defasagens que abarquem os ciclos dentre, e ao longo dos anos para cada z variável considerada, além das *dummies* de sazonalidade, o que acaba por limitar os graus de liberdade das projeções.

Sob esta limitação, a busca para mitigar os erros não gaussianos inicialmente se deu através de variáveis agregadas ao mês como em Chen (2011), Wang et al. (2011) e Chiappini e Jégourel

(2014). Os resultados não foram satisfatórios, talvez em razão da estimativa não englobar as interações que impactam a soja em ciclos maiores do que um ano. Seguindo Kandilov (2008), Sheldon (2003), e Kafle e Kennedy (2013) a agregação anual foi também considerada. Os resultados foram mais encorajadores, mas em geral ainda apresentavam erros nos resíduos que não passavam a 1% nos testes de estabilidade, provavelmente pela alta agregação mascarar efeitos que forçam as variáveis ao longo do ano. Já quando os dados foram agregados ao trimestre, resultados estáveis a 1% de confiança foram encontrados para séries cointegradas.

Entre as curvas de demanda consideradas nas investigações empíricas, equações trimestrais são consistentes em termos de sua forma funcional a partir de $n=8$, enquanto para $n=12$, os resultados são ainda mais estáveis. Como regressores adicionais impactam diretamente nos graus de liberdade e dado o início da série em 1999, a utilização de $n=12$ lamentavelmente permite apenas a utilização de uma variável dependente e três regressores, além dos regressores operacionais.

Já para $n=8$ sobram mais graus de liberdade. Por esta razão, neste estudo, as regressões estimadas para o ciclo de três anos apresentam, em geral, erros mais estáveis que as regressões consideradas para o ciclo de dois anos, porém estas estão mais sujeitas ao viés de omissão de variáveis.

Em outras palavras, quando $n=12$, e os preços relativos efetivos não são considerados, este estudo segue a limitação de Aguirre et al. (2007) e Bahmani-Oskooee et al. (2013), ao assumir a oferta de soja como sendo perfeitamente elástica. Assim, outros fatores de oferta que não a taxa de câmbio, são assumidos totalmente elásticos e excluídos da análise.

Alternativamente, quando preços efetivos são considerados e/ou quando $n=8$, a metodologia adotada passa a seguir, Anderson e Garcia (1989) e Chiappini e Jégourel (2014) entre outros autores, que flexibilizam a restrição da elasticidade total da oferta sob diferentes perspectivas. Substituindo e/ou incluindo preços e variáveis identificados na literatura como explicativos da equação de oferta e demanda de exportação, os autores buscam compreender melhor a natureza do fenômeno estudado.

A partir do momento em que equações estáveis foram encontradas o estudo pôde desenvolver os objetivos específicos ao investigar diferentes maneiras de estimar a equação buscando melhor compreender esta relação de longo prazo.

De uma forma geral, encontrou-se a cointegração entre as variáveis para os modelos considerados, porém muitas equações ainda apresentam erros na sua forma funcional. Enquanto

o aumento do horizonte temporal, como previsto por PSS, ajuda a corrigir estes erros, as evidências sugerem que o tamanho relativamente pequeno da amostra prejudica algumas projeções.

Por este motivo, o presente estudo adota um quarto passo ao incluir uma criteriosa verificação dos resíduos. A projeção não espúria de PSS restringe μ_t e ϵ_t a vetores de ruído branco, ou seja, os erros devem ter distribuição de probabilidade com média zero, variância finita, e não podem ser correlacionados a X ou Y . Assim, testes de hipótese para a estabilidade, e normalidade dos resíduos são realizados para todas as cointegrações estimadas, com 90 ou 99% de significância.

3.4 Procedimentos de pesquisa

O modelo conceitual proposto é dado pelas equações:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_{\theta t} + \beta_2 \ln P_{\eta \rho t} + \beta_3 \ln V_{\eta \rho \gamma t} + \epsilon \quad (10)$$

$$\ln X_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_{\theta t} + \beta_2 \ln P_{\eta \rho t} + \beta_3 \ln V_{\eta \rho \gamma t} + \beta_4 \ln Q_t + \epsilon \quad (12)$$

Já a abordagem empírica fundamenta-se no encaixe de um modelo em ARDL para a abordagem de cointegração como em (16)

$$\Delta Y_t = \delta_{0i} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_2 \Delta X_{t-i} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 X_{t-1} + V_{1t} \quad (16)$$

Substituindo (10) e (12) em (16), afinal, chega-se às equações de investigação (20) e (21)

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \delta_1 + \sum_{j=1}^{12} \alpha_j \Delta \ln X_{t-j} + \sum_{j=0}^{12} \beta_1 \Delta \ln Y_{\theta t-j} + \sum_{j=0}^{12} \beta_2 \Delta \ln P_{\eta \rho t-j} + \sum_{j=0}^{12} \beta_3 \Delta \ln V_{\eta \rho \gamma t-j} + \delta_1 \ln X_{t-1} \\ & + \delta_2 \ln Y_{\theta t-1} + \delta_3 \ln P_{\eta \rho t-1} + \delta_4 \ln V_{\eta \rho \gamma t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \delta_1 + \sum_{j=1}^8 \alpha_j \Delta \ln X_{t-j} + \sum_{j=0}^8 \beta_1 \Delta \ln Y_{\theta t-j} + \sum_{j=0}^8 \beta_2 \Delta \ln P_{\eta \rho t-j} + \sum_{j=0}^8 \beta_3 \Delta \ln V_{\eta \rho \gamma t-j} + \sum_{j=0}^8 \beta_4 \Delta \ln Q_{t-j} \\ & + \delta_1 \ln X_{t-1} + \delta_2 \ln Y_{\theta t-1} + \delta_3 \ln P_{\eta \rho t-1} + \delta_4 \ln V_{\eta \rho \gamma t-1} + \delta_5 \ln Q_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (21)$$

Então, a partir da extensão do modelo conceitual e da abordagem empírica exposta na seção 3.3.1 e determinadas as equações (20) e (21) a presente dissertação segue os passos propostos por Nkoro e Uko (2016) e Bahmani-Oskoei et al. (2013), ao estimar equações de exportação por meio do método de cointegrações de séries temporais mediante a abordagem do *Teste de Fronteiras* de Pesaran et al. (2001), uma vez que este é consistente para a estimação de curto e

longo prazo de equação com variáveis estacionárias e não estacionárias de tendência determinística, como o são as observadas neste estudo.

Assim, a quantidade exportada é estimada em cointegração que inclui como determinantes *proxies* para a renda do país importador, os preços relativos e a volatilidade. Huchet-Bourdon e Korinek (2011) definem cointegração como um relacionamento estacionário de longo prazo com as variáveis sendo cointegradas se existir entre elas uma combinação linear estacionária. A abordagem de PSS permite a mensuração de efeitos de curto e de longo prazo, uma distinção importante dado o *delay* inerente à produção e ao comércio internacional de *commodities*, bem como aos riscos associados.

Primeiro são executados *testes de raiz unitária* em todas as variáveis do estudo, de modo a garantir que nenhuma das variáveis tenha tendência estocástica, isto é, que nenhuma das variáveis seja um passeio aleatório com deslocamento.

Sob esta pré-condição, a metodologia de PSS pode ser utilizada para a especificação de um modelo Auto-Regressivo com Defasagens distribuídas (ARDL) que explique as relações de curto e longo prazo entre as exportações de soja em termos dos valores passados desta, bem como dos valores atuais e passados dos preços relativos, da demanda chinesa de soja e da volatilidade cambial.

Equações autônomas são estimadas para modelos ARDL trimestrais em dois grupos de modelos diferentes.

- O primeiro compreende 36 modelos para a equação (20) para os anos-safra de 1999 a 2016, sendo o modelo de ARDL estimado com três anos de defasagem, ou doze trimestres-safra.
- O segundo compreende a análise trimestral de 295 modelos para a equação (21) para os anos safra de 1999 a 2016, sendo o modelo de ARDL estimado com dois anos de defasagem, ou oito trimestres-safra, esta modificação é feita para admitir a inclusão de regressores auxiliares na análise dada uma restrição nos graus de liberdade.

Segundo PSS, para cada modelo são consideradas uma única constante que pode ser restrita ou irrestrita e fixa ou com tendência linear resultando em quatro estimações autônomas. O encaixe da função de exportação é feito via o software estatístico EVIEWS 9. Cada equação de longo prazo é estimada por máxima verossimilhança, sendo as equações calculadas simultaneamente pelo software, com o melhor modelo de defasagens selecionado por AIC.

Destes, os modelos que resultam cointegrados a 1% de confiança são selecionados para testes adicionais de estabilidade e de resíduos, sendo excluídos das análises todos os modelos que falhem em aceitar a nula para qualquer destes testes de hipótese. Os modelos restantes são selecionados para a análise dos coeficientes, aproximando-se então, do objeto deste estudo.

3.5 Dados utilizados

Como notaram Ćorić e Pugh (2010), a heterogeneidade nos coeficientes das funções de demanda de exportação da literatura reflete as diferentes escolhas metodológicas e operacionais de cada pesquisador. Muitas das decisões para especificação das variáveis têm caráter circunstancial, com as exatas especificações tendo impacto direto na clareza das elasticidades estimadas. Um exemplo deste conflito está na instrumentalização da variável dependente *fluxo de exportações* por medidas *ad quantum* ou *ad valorem*. Para ilustrar esta questão é útil admitir o cenário hipotético descrito na Tabela 9:

Tabela 9.
Cenário hipotético para as exportações de soja sob uma maxidesvalorização do Real.

	t_0	t_1	Δ
Preço internacional da soja (US\$/ton)	50	20	-40%
Preço da soja no Brasil (R\$/ton)	100	120	+20%
Taxa cambial em reais USDBRL	2.00	6.00	-300%
Quantidade exportada (milhão de toneladas)	10	20	+100%
Valor exportado em Dólar (US\$ milhões)	500	400	-25%
Valor exportado em Real (R\$ milhões)	1,000	2,400	240%

Fonte: Elaborado pelo autor para ilustrar a discussão de conflitos operacionais.

Neste simulacro, uma maxidesvalorização do Real brasileiro leva a um preço para a soja em Dólares extremamente atrativo para o produtor brasileiro imediatamente após o choque em t_0 . Esta atratividade levaria em t_1 a um aumento de 100% na soja exportada, e uma consequente desvalorização de 40% do preço desta em Dólares no mercado internacional.

Sob este cenário extremo, a instrumentalização do valor exportado *em Reais* revelaria que o choque cambial resultou em um aumento no valor exportado de 240%. A análise do valor exportado *em Dólares* mostraria uma queda de 25% e a análise da exportação *em Toneladas* mostraria um aumento de 100% no volume total exportado.

Fica evidente nesta simulação que a correta especificação da variável dependente é fundamental para reduzir o erro na estimativa das elasticidades, na medida em que um pesquisador interessado nos efeitos da volatilidade cambial pode chegar a diferentes conclusões dependendo de sua decisão por adotar medidas *ad valorem* ou *ad quantum* em sua análise.

Enquanto esta discussão ajuda a fundamentar uma das controvérsias encontradas para a instrumentalização da variável dependente, como desenvolvido na revisão de literatura, ainda existem outras polêmicas. O tratamento das sazonalidades, a diferença entre produtos homogêneos e heterogêneos, o grau de substituição do bem e o nível de agregação setorial e temporal, por exemplo.

Há ainda grande diversidade quanto às operacionalizações das variáveis independentes. Os Preços relativos, por exemplo, podem ser aferidos através de índices de custos relativos, e/ou índices e níveis de preços relativos, e/ou via a moeda, com frequências de captura diária, mensal, trimestral e anual. A taxa pode ser expressa em termos reais, efetivos ou nominais, e sua volatilidade é muitas vezes estimada via diferentes metodologias de variância condicional e/ou incondicional.

Como é comum na análise econométrica de séries temporais, o presente estudo traz uma série de decisões quanto à operacionalização das variáveis apresentadas na Tabela 10. Já a Tabela 11 apresenta as estatísticas descritivas para todas as variáveis projetadas. Na sequência, as variáveis são discutidas separadamente de modo que fontes, gráficos, análises, instrumentalizações e expectativas para os coeficientes são apresentados por conjunto de tipo de variável permitindo assim a análise pormenorizada dos *Efeitos de Volatilidade* identificados por Ćorić e Pugh (2010).

Tabela 10.

Lista das variáveis consideradas.

	Descrição	Tipo de variável	Unidade	Fonte
<i>x</i>	Vendas de soja brasileira para a China	Variável dependente	Toneladas	Abiove - MDIC
<i>cons</i>	Esmagamento total de soja chinês - estimado	Demanda	Toneladas/ano safra	USDA
<i>pib</i>	PIB Real chinês segundo Chang et al. (2016)	Demanda	CNY	FRB Atlanta
<i>pm_soja</i>	Preço Relativo Nominal - Rotterdam / Paranaguá	PR - soja	usd/ton	Banco Mundial e CEPEA
<i>pr_r_soja</i>	Preço Relativo Real - Rotterdam / Paranaguá	PR - soja	usd/ton	Banco Mundial e CEPEA
<i>fx_usdbrl_nom</i>	Taxa de Câmbio Nominal	PR- FX	usdbrl	IPEA data
<i>vol_usdbrl_nom_garch</i>	Volatilidade – GARCH	VOL	%	IPEA data
<i>vol_usdbrl_nom_logret</i>	Volatilidade - Retornos logarítmicos	VOL	%	IPEA data
<i>vol_usdbrl_nom_desvpmov</i>	Volatilidade - Desvio padrão móvel	VOL	%	IPEA data
<i>fx_usdbrl_real</i>	Taxa de Câmbio Real	PR- FX	usdbrl	IPEA data
<i>vol_usdbrl_real_garch</i>	Volatilidade – GARCH	VOL	%	IPEA data
<i>vol_usdbrl_real_logret</i>	Volatilidade - Retornos logarítmicos	VOL	%	IPEA, Bloomberg e Chang et al. (2016)
<i>vol_usdbrl_real_desvpmov</i>	Volatilidade - Desvio padrão móvel	VOL	%	IPEA data
<i>fx_cnybrl_real</i>	Taxa de Câmbio Real	PR- FX	cnybrl	IPEA, Bloomberg e Chang et al. (2016)
<i>vol_cnybrl_real_garch</i>	Volatilidade – GARCH	VOL	%	IPEA, Bloomberg e Chang et al. (2016)
<i>vol_cnybrl_real_logret</i>	Volatilidade - Retornos logarítmicos	VOL	%	IPEA, Bloomberg e Chang et al. (2016)
<i>vol_cnybrl_real_desvpmov</i>	Volatilidade - Desvio padrão móvel	VOL	%	IPEA, Bloomberg e Chang et al. (2016)
<i>inflacao_br</i>	Índice de preços ao produtor - IPA agropecuários	Custos relativos	índice	IPEA data
<i>inflacao_cn</i>	Índice de preços chinês - CPI	Custos relativos	índice	FRB Atlanta
<i>baltic_freight_index</i>	Índice de frete - Bolsa Baltic - Granel seco	Outros - Frete	índice	Baltic Exchange -Bloomberg
<i>pn_soja_rotterdam</i>	Preço da soja em grãos – CIF Rotterdam	Outros - preço	usd/ton	Banco Mundial
<i>pib_agronegocio</i>	Produto Interno Bruto - Agropecuário	Outros - Produção	brlUSD	CEPEA
<i>vol_cnyusd_r_desvpmov</i>	Volatilidade - Desvio padrão móvel	Outros - vol terceiro país	%	Bloomberg e Chang et al. (2016)
<i>vol_cnyusd_r_garch</i>	Volatilidade - GARCH	Outros - vol terceiro país	%	Bloomberg e Chang et al. (2016)
<i>vol_cnyusd_r_logret</i>	Volatilidade - Retornos logarítmicos	Outros - vol terceiro país	%	Bloomberg e Chang et al. (2016)
<i>yield_agr_sojabr</i>	CONAB- produtividade da soja brasileira	Outros- Produtividade	ton/hectare	CONAB - Bloomberg

Fonte: elaborado pelo autor.

Tabela 11.

Estatística descritiva das variáveis operacionalizadas para o trimestre-safra.

Código	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Pad.	Assimetria	Curtose	Observações	Início da Amostra	Fim da Amostra
x	1527	1249	5904	27	1312	1.28	4.34	70	Q1 1999	Q2 2016
cons	48581	45610	95250	17313	22024	0.33	1.96	70	Q1 1999	Q2 2016
piib	2628	2463	5016	1000	1239	0.37	1.79	70	Q1 1999	Q2 2016
IPA_br	328	306	703	100	143	0.38	2.38	70	Q1 1999	Q2 2016
CPI_cn	117	115	144	100	15	0.33	1.61	70	Q1 1999	Q2 2016
prn_soja	1.12	1.12	1.36	0.90	0.09	0.11	2.58	70	Q1 1999	Q2 2016
pr_r_soja	0.46	0.42	1.09	0.19	0.21	1.26	3.91	70	Q1 1999	Q2 2016
fx_usdbrl_nom	2.30	2.17	3.96	1.19	0.61	0.91	3.16	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_usdbrl_nom_garch	0.15	0.13	0.43	0.07	0.07	2.27	8.77	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_usdbrl_nom_logret	0.14	0.12	0.48	0.02	0.08	1.94	7.51	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_usdbrl_nom_desvpmov	0.30	0.29	0.65	0.01	0.13	0.97	3.95	70	Q1 1999	Q2 2016
fx_usdbrl_real	0.87	0.70	1.70	0.37	0.43	0.57	1.89	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_usdbrl_real_garch	0.18	0.16	0.41	0.11	0.06	2.38	8.65	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_usdbrl_real_logret	0.16	0.14	0.48	0.02	0.09	1.93	7.05	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_usdbrl_real_desvpmov	0.13	0.12	0.29	0.01	0.07	0.31	2.17	70	Q1 1999	Q2 2016
fx_cnybrl_real	0.14	0.14	0.21	0.09	0.03	0.46	2.33	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_cnybrl_real_garch	0.17	0.16	0.41	0.11	0.06	2.42	8.85	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_cnybrl_real_logret	0.16	0.14	0.48	0.02	0.09	2.00	7.39	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_cnybrl_real_desvpmov	0.02	0.02	0.03	0.00	0.01	0.31	2.59	70	Q1 1999	Q2 2016
baltic_freight_index	2418	1571	10113	375	2120	1.90	6.37	70	Q1 1999	Q2 2016
pn_soja_rotterdam	369	375	672	186	137	0.26	1.77	70	Q1 1999	Q2 2016
piib_agronegocio	35651	30850	84464	8399	19884	0.76	2.68	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_cnyusd_r_desvpmov	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	1.04	3.22	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_cnyusd_r_garch	0.02	0.02	0.04	0.02	0.00	1.11	4.21	70	Q1 1999	Q2 2016
vol_cnyusd_r_logret	0.02	0.02	0.04	0.00	0.01	0.43	2.83	70	Q1 1999	Q2 2016
yield_agr_sojabr	2.75	2.78	3.07	2.32	0.20	0.57	2.32	70	Q1 1999	Q2 2016

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews.

Nota: Desv. Pad. É o desvio padrão para a amostra. Q é o trimestre-safra.

3.5.1 A variável dependente

O modelo do equilíbrio geral do comércio de Goldstein e Khan (1978) desenvolve o conceito de bens perfeitamente substituíveis. Como já foi discutido, neste modelo os preços do produto não teriam impacto em sua oferta. Esta discussão é fundamentalmente teórica já que na prática nenhum comércio sobre nenhum bem opera estritamente dentro destas suposições. Não obstante, para a análise das elasticidades sobre a perspectiva da teoria é importante assumir a soja brasileira como uma *commodity* homogênea, negociada livremente em mercados internacionais líquidos, com baixas barreiras à entrada e alta

liquidez. Sua produção é majoritariamente voltada para a exportação, sendo baixa a competição do mercado doméstico. Ainda, a soja brasileira em grão é um bem intermediário, sendo utilizado principalmente para a manufatura de ração animal e óleos vegetais. Como tal, a demanda por soja em grão está sujeita aos preços internacionais desta em relação aos preços locais e internacionais do óleo de soja e do farelo de soja, bem como de produtos substitutos como farelo de canola, ou óleo de palma, por exemplo.

Para a variável dependente Exportação Brasileira, estudos anteriores de Périody (2003), Aguirre et al. (2007), Grier e Smallwood (2013), Hall et al. (2010); utilizam como *proxy* o valor real em Dólares do total agregado das exportações. Já Bahmani-Oskooee et al. (2013) utilizam o valor real em Dólares por item da pauta de exportação. Dentre os estudos que coletaram dados brasileiros, Coes (1981) considerou um *proxy* nominal para esta variável.

Já na pesquisa empírica global, Anderson e Garcia (1989), Langley et al. (2000), Almarwani et al. (2007), Adhikari et al. (2011), Zhang et al. (2010), Sarker e Villanueva (2007) e Devadoss et al. (2014) são exemplos de estudos que utilizaram dados de volume de exportações agrícolas *nominais desagregados em toneladas* como *proxy* da variável dependente X. A vantagem desta abordagem é que ela abranda o risco de se incorrer em viés de erro de especificação das variáveis pelo impacto que a variabilidade nos preços e custos relativos têm na variável dependente quando a monetização da medida *Exportações* é utilizada.

Com relação ao escopo da relação comercial, Clark et al. (2004) consideram que a investigação a nível bilateral permite uma melhor avaliação e controle de outros fatores que estão afetando o comércio. Como consequência, a chance de detectar um efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio melhora. Na literatura sobre o comércio bilateral brasileiro, identificam-se os textos precursores de Bahmani-Oskooee et al. (2013) que analisaram a relação comercial EUA-Brasil, Bittencourt et al. (2007) que analisaram dados das relações bilaterais do Brasil com a Argentina, o Paraguai e o Uruguai, e Silva, Freitas e Mattos (2016) que analisaram a relação bilateral do Brasil contra os mesmos países de Bittencourt et al. (2007) acrescentando a estes Bolívia, Chile, Colômbia, Peru e Venezuela. Já dentre os autores internacionais que analisaram o fluxo comercial de produtos agrícolas em relações bilaterais têm-se, por exemplo, Wang e Barret (2007) que analisaram as exportações setoriais para a relação Taiwan – EUA, Chen (2011) que analisou as exportações agrícolas chinesas para o Japão, e Wang et al. (2011) que estudou as relações bilaterais de exportação de soja entre a China e os EUA, o Brasil e a Argentina.

Seguindo estes autores, a variável X na equação (9), exportações de soja brasileira para a China é quantificada por: **a soma por trimestre-safra para o período 1999 a 2016 da soja exportada do Brasil para a China, em toneladas.** Com os dados sendo disponibilizados ao nível de agregação mensal pelo MDIC.

Enquanto a dinâmica da variável dependente exportações de soja brasileira para a China foi introduzida na seção 2.2, a discussão a seguir traz os detalhes que norteiam esta variável na perspectiva da abordagem metodológica.

Para Pirrong (2014) o mercado de *commodities* se caracteriza por margens estreitas em um ambiente de elevada liquidez e giro. Isto, em tese, força os agentes deste mercado a ajustes relativamente mais rápidos nas suas posições (Schultz, 1980). Assim, o estudo da *commodity*, da moeda e da renda com *observações interanuais* pode ajudar no entendimento da pergunta problema.

Ainda, para a equação (9) a única variável que não contém um vetor de análise é a *variável X*, exportações de soja. Em outras palavras, dentre as variáveis consideradas no estudo, a variável dependente X é a única variável para qual apenas uma abordagem é considerada.

Figura 10. A exportação de soja brasileira para a China.

Nota: Dados de exportação brasileira são do MDIC, enquanto dados de importação chinesa são da Alfândega chinesa tomados em milhares de toneladas métricas com uma defasagem de 3 meses para contabilizar o tempo de transporte. A diferença é comumente observada em dados de fluxos de comércio e pode se dar, dentre outros fatores, em diferentes padrões alfandegários para a reportagem de embarque e desembarque.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do MDIC – coletados pelo sistema Alice Web e da alfândega chinesa – coletados pela Bloomberg.

Na Figura 10 as linhas indicam as exportações de soja do Brasil para a China. A linha sólida traz dados do governo brasileiro, enquanto a linha tracejada traz dados do governo chinês defasados em três meses, já a linha dupla, traz a diferença entre as duas séries. Esta discrepância é comumente observada em dados de fluxos de comércio e pode se dar, dentre outros fatores, por diferentes padrões alfandegários para a reportagem de embarque e desembarque, bem como eventuais mudanças no destino da mercadoria pós embarque.

Como os dados da alfandega chinesa só estão disponíveis a partir de 2005, a presente dissertação opta por utilizar apenas os dados brasileiros, que começam em 1999. A Figura 10 serve, portanto, para elucidar este possível viés.

Duas outras análises podem ser tiradas ainda deste gráfico. A primeira é que a diferença de três meses entre a data reportada de embarque no Brasil contra a data reportada de desembarque na China é claramente consistente para todo o período. Isto implica na importância da consideração de dados trimestrais na projeção. Outro ponto importante é a nítida sazonalidade nas séries de importação. Este fato não surpreende, já que exportações de produtos agrícolas são o exemplo clássico de uma série com sazonalidade determinística.

Isto *à priori* não é um entrave, já que a sazonalidade determinística pode ser modelada através de regressores fixos, porém alguns cuidados metodológicos têm de ser tomados para evitar elasticidades espúrias nas projeções, uma vez que os testes comumente utilizados na literatura para testar se as variáveis no modelo não são aleatórias, os testes de raízes unitárias de KPSS, PP e ADF, tendem a rejeitar que uma série $I(2)$ com sazonalidade é de fato $I(2)$.

Como já foi discutido, a abordagem PSS permite a inclusão de variáveis $I(0)$ ou $I(1)$, e nenhuma das variáveis consideradas no estudo é $I(2)$. Isto implica que não é *necessária* a descrição das raízes unitárias do estudo.

Todavia, a descrição do procedimento para a variável dependente é importante não apenas para a centralidade da variável ao estudo, mas também porque a caracterização das raízes unitárias ajuda a compreender o comportamento da série como um todo, já que o teste de raiz unitária traz outras informações além da confirmação, absolutamente esperada, de que a série exportações de soja não é aleatória.

Quando existe *sazonalidade determinística* nas séries, a inclusão de *dummies* é capaz de incluir esta informação no modelo. A dificuldade está na garantia de que as séries não

seguem *sazonalidade estocástica*, o que é a mesma coisa que dizer que se quer garantir que nenhuma variável seja aleatória, nem que tenha um componente sazonal aleatório.

Em outras palavras, há o risco de se incorrer em projeção espúria se a variável exportações for uma variável aleatória, e os testes tradicionais para averiguar esta condição não são capazes de detectá-la se houver alguma sazonalidade na série.

Para Hyllerberg (1992), sazonalidade é o movimento sistemático, embora não necessariamente regular, que se observa ao longo de um ano. Este pode ser causado direta ou indiretamente por mudanças no calendário, no clima e no *timing* da tomada de decisão através de mudanças nas decisões de investimento, financiamento, produção e consumo dos agentes da economia. Estas decisões são influenciáveis pelas expectativas e preferências dos agentes econômicos, bem como pela alocação de recursos e as técnicas produtivas disponíveis na economia.

O teste de raiz unitária recomendado quando a série que se quer estudar pode apresentar sazonalidade é apresentado na Tabela 12, que traz os resultados do teste de raiz unitária sazonal de Hyllerberg, Engle, Granger e Yoo (1990) (HEGY) ao nível para as exportações mensais de soja.

Tabela 12.
Teste de raiz unitária sazonal | HEGY.

Null	Critical values 5%*	Statistical
π_0 Nonseasonal unit root (Zero frequency)	-3.470000	-1.314564
π_1 Seasonal unit root (2 quarters per cycle)	-1.950000	-1.920755
π_2 Seasonal unit root (4 quarters per cycle)	2.960000	1.015687

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

Este é um teste conjunto para a existência de raízes unitárias sazonais e não sazonais, quando π_n é diferente de zero os dados indicam uma série estacionária. Em outras palavras, quando o teste é realizado ao nível da variável, se $\pi_0 < 0$, não existe raiz unitária de longo prazo, ou seja, a série é $I(0)$.

Assim, este teste cobre a lacuna dos outros testes de raízes unitárias ao fornecer as evidências necessárias para estabelecer-se a condição de estacionariedade ou tendência determinística em uma série *sazonal*.

Já π_1 e π_2 testam a sazonalidade determinística da série, isto é, a evidências de ciclos sazonais de longo prazo. Se $\pi_1 < 0$ não existe raiz sazonal semi-anual, enquanto se $\pi_2 < 0$ não existe sazonalidade anual.

Ainda, se π_0 em nível for maior que 0, um segundo teste pode ser realizado na variável tomada à diferença, que pode ser a primeira, ou a diferença semianual ou anual como indicado por π_1 e π_2 . Se no segundo teste $\pi_0 < 0$ têm-se que não existe raiz unitária de longo prazo, o que torna a série $I(1)$.

Os resultados da Tabela 12 indicam que as exportações da soja brasileira para a China não são aleatórias. A rejeição de H_0 para π_0 indica que a variável é estacionária $I(0)$, enquanto a rejeição para π_1 indica que não há sazonalidade semi-anual. A não rejeição da nula por parte de π_2 , por sua vez indica que a série apresenta uma sazonalidade determinística em seu *ciclo anual*.

Assim, como o teste foi feito em nível, os resultados confirmam a *inexistência* de sazonalidade estocástica, e a *existência* de sazonalidade determinística, o que implica em que *dummies* trimestrais para modelar a sazonalidade podem ser utilizadas para capturar o ciclo anual. Em outras palavras a rejeição de H_0 para π_0 para o teste em nível dá variável implica que a sazonalidade da série não resulta em um passeio aleatório para a variável dependente, mas sim um processo determinístico e previsível que se dá em decorrência do ciclo natural da soja. Enquanto estes resultados são absolutamente previsíveis, e a abordagem PSS prescinde de diferenciação das variáveis, o teste é importante pois a existência de raízes não sazonais em diferença significaria o colapso da projeção.

A Figura 11 traz o gráfico de sazonalidade das exportações de soja brasileira para a China. Este tipo de gráfico é comum entre analistas de *commodities* pois auxilia a compreensão histórica ao plotar os diferentes anos como séries distintas sobre um mesmo eixo do ano-calendário.

Figura 11. Gráfico da sazonalidade dos embarques brasileiros de soja para a China.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do MDIC. Nota: As linhas grossas e tracejadas representam as médias para os primeiros e os últimos cinco anos da amostra.

A Figura 11 mostra que a maior porção dos embarques se dá no período entre março e agosto. Já a Tabela 13 mostra que março é justamente o mês em que se inicia a colheita de soja no Brasil, e esta segue até o final de maio.

Por estas razões, a presente dissertação adotou o *ano-safra* começando em março para todas as operacionalizações. Entendendo que a agregação trimestral pelo calendário gregoriano resultaria em descompasso temporal entre as safras prejudicando a correta especificação.

Assim, todos os dados mensais considerados nesta dissertação foram defasados em dois meses de forma a trazer as informações para dentro de um mesmo ano safra, e depois agregados ao correspondente *trimestre-safra*.

Tabela 13.
Calendário agrícola da soja.

	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
Estados Unidos					plântio	plântio	maturação	maturação	maturação	colheita	colheita	
Brasil	maturação	maturação	colheita	colheita	colheita					plântio	plântio	plântio
Argentina	plântio	maturação	maturação	colheita	colheita						plântio	plântio

Fonte: Adaptado pelo autor a partir de dados do USDA.

Nota: maturação é o processo de crescimento vegetativo.

3.5.2 Renda do país importador

Para Bayar (2017) a renda do importador é identificada por praticamente todos os autores que estimam equações de exportações como fator importante na projeção. De fato, a renda do país importador é um dos componentes do modelo clássico de Goldstein e Khan (1978). Para Forbes e Warncock (2012) esta variável está entre os mais importantes determinantes a explicar a flutuação do comércio entre países. Como evidenciado por Hall et al. (2010); Bahmani-Oskooee et al. (2013); Grier e Smallwood (2013); e Devadoss et al. (2014), é consenso na literatura empírica a utilização de alguma medida de renda do país demandante como uma das variáveis explicativas do modelo teórico sendo o produto interno bruto (PIB) a medida mais comumente utilizada.

Embora a Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OECD) publique dados trimestrais para países não-membros -como o Brasil- notadamente a organização não disponibiliza dados trimestrais para o PIB chinês. Como foi discutido na seção 2.4.5, existem duas limitações ao se considerar esta medida para a China. A primeira, como colocado por Nakamura et al. (2016) diz respeito à fiabilidade dos dados oficiais já que órgãos internacionais não publicam este dado e os dados do governo chinês seriam ilegítimos para alguns autores.

A segunda, como colocado por Chang et al. (2016), trata do padrão estatístico dos dados. Para estes autores os dados das contas nacionais chinesas só são disponibilizados

pelo *National Bureau of Statistics* da China de forma dessazonalizada e anualizada com valores de crescimento ano a ano sendo disponibilizados com frequência trimestral. Para os autores isso impossibilitaria estudos estatísticos comparativos.

Os autores desenvolvem então uma metodologia que interpola dados nominais oficiais chineses e deflatores de uma empresa privada, CEIC - *China Economic Information Center*, para gerar séries temporais macroeconômicas chinesas consistentes com os padrões da análise estatística, isto é, os dados são convertidos de uma taxa para um índice. Estas séries são atualizadas semestralmente e são disponibilizadas pelo *Federal Reserve Bank of Atlanta (FRB)*. Assim, o índice para o PIB Real por valor agregado mensal chinês de Chang et al. (2016) foi utilizado nesta dissertação como variável independente, bem como a taxa CPI desta mesma série foi a considerada para os cálculos de *preços reais* chineses.

Ainda, para considerar Nakamura et al. (2016), é razoável supor que estes números podem ser de fato não representativos da demanda chinesa, então uma alternativa é considerada.

O motivo pelo qual a renda do país importador é utilizada no modelo conceitual é para medir os efeitos de longo prazo da *demanda* pelo bem. Como a pergunta que se quer responder é quais são os impactos da volatilidade cambial sobre as exportações de soja, uma medida que estime diretamente o consumo da oleaginosa talvez possa ser apropriada para esta *proxy*.

Assim, dados do *Foreign Agriculture Service (FAS)* do USDA, para a estimativa do esmagamento doméstico de soja em grãos chinês são utilizados como alternativa para a *proxy* desta variável. O USDA publica trimestralmente três números para os fatores de produção da soja, *actual*, *estimated* e *projected*. Por clareza, *estimated*, que é o número que traz a projeção para o ano-safra corrente é o utilizado.

Em termos de operacionalização das variáveis para o ano-safra brasileiro, o PIB mensal real reportado por Chang et al. (2016) é de fato um índice, assim é possível adotar a metodologia de defasagem de dois meses ao índice mensal para o encaixe no ano safra, capturando as observações trimestrais do índice sobre este novo eixo.

Já para o caso do esmagamento de soja ou consumo de soja (CONS), o número é trimestral com uma estimativa corrente para a projeção do consumo para todo o ano safra, assim não se faz necessária nenhuma operacionalização.

As linhas ascendentes na Figura 12 plotam ambas as séries em *Log* para a comparação de suas elasticidades. A trajetória de ambas as séries é bastante similar. O segundo eixo plota as mesmas séries em função de sua diferença logarítmica. Por este procedimento é possível perceber que a série CONS acrescenta um pouco mais de informação, traduzida por maior variabilidade em torno da média.

Figura 12. PIB chinês e consumo de soja chinês.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do USDA para CONS e do Federal Reserve Bank of Atlanta para o PIB. Nota: Para facilitar a comparação entre os comportamentos das séries os dados são para o logaritmo e a diferença do logaritmo. Q representa o trimestre-safra.

3.5.3 Preços Relativos

O preço relativo entre bens comercializáveis internos e estrangeiros é um dos principais determinantes dos fluxos agregados de exportação e importação, e consequentemente do desempenho comercial de um país. A Figura 13 traz as diferentes abordagens instrumentais para os preços relativos neste estudo, ou os diferentes *Efeitos* para o Preço relativo e para a Volatilidade cambial analisados.

Figura 13. Preços relativos e volatilidade cambial.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Como foi discutido na seção 2.4, diversas são as abordagens na literatura para estas variáveis. Na presente dissertação as alternativas utilizadas como *proxy* para o Preço Relativo foram: a taxa cambial bilateral, a taxa da moeda de liquidação e os preços relativos da soja, sendo estes considerados tanto a preços nominais quanto a preços reais.

Segundo Wooldridge (2006), para que diferentes mercados possam ser comparados ao longo do tempo em paridade de poder de compra (PPC), séries de preços geralmente são consideradas a preços reais, ou ajustadas para a inflação. O processo envolve a criação de índices de preços, o que inclui a readequação de base temporal, para a criação de valores nominais a partir de índices reais. Nesta dissertação os seguintes índices de inflação são utilizados: para a realização das taxas chinesas, o CPI ou *Consumer Price Index* seguindo a metodologia de Chang et al. (2016); e para as taxas brasileiras, o IPA-Agro ou o Índice de Preços ao produtor Amplo – produtos agropecuários, da Fundação Getúlio Vargas.

Ambos os índices tiveram suas bases recalculadas para 1999, sendo criado ainda o índice $Deflator = CPI/IPA$ ($t1-1999=100$). As três séries resultantes foram utilizadas como instrumentos para a operacionalização das variáveis independentes. Além disto, os custos relativos representados pelo IPA, quando a taxa é USDBRL e o Deflator quando a taxa é em CNYBRL foram considerados como Quarta Variável (Q_x) em algumas modelagens como será discutido em detalhes na seção 3.5.5.

Desta maneira as variáveis consideradas como preços relativos são: PRN_SOJA, PRR_SOJA, USDBRL_N, USDBRL_R e CNYBRL_R onde:

$$PRN_SOJA = \text{Preço Relativo Nominal da soja} = \frac{\text{US\$ por soja em grão Rotterdam}}{\text{US\$ por soja em grão Paranaguá}}$$

$$PRR_SOJA = \text{Preço Relativo Real da soja} = \frac{CPI\ china}{IPA\ brasil} * \frac{\text{US\$ por soja em grão Rotterdam}}{\text{US\$ por soja em grão Paranaguá}}$$

$$USDBRL_N = \text{Taxa de Câmbio Nominal, Dólar/Real, em reais brasileiros}$$

$$USDBRL_R = \text{Taxa de Câmbio Real, Dólar/Real em reais} = USDBRL_N * IPA$$

$$CNYBRL_R = \text{Taxa de Câmbio Real Yuan/Real, em reais} \left(\frac{CNY}{USD} * \frac{USD}{BRL} \right) * \frac{CPI}{IPA}$$

3.5.3.1 Preços Relativos da Soja Rotterdam/Paranaguá

Para PRN_SOJA, 70 observações de duas séries de preços mensais foram consideradas (Figura 14). A primeira, uma *proxy* para o *preço da soja no mercado internacional*, é o preço da soja em grãos de origem norte-americana com o *incoterm* C.I.F. Rotterdam; isto é, os preços são cotados com custos, seguros e fretes a cargo do vendedor, com a carga posta, ou entregue, no porto Holandês. Esta série é disponibilizada em Dólares por toneladas pelo Banco Mundial e é comumente utilizada como *benchmark* para preços de soja no mercado à vista. Especificamente para estudos que projetam demanda por exportações e volatilidade cambial, Anderson e Garcia (1989) e Wang et al. (2011) também utilizaram este índice.

Já a segunda série é o indicador de preço da soja ESALQ/BM&F BOVESPA – Paranaguá (PR), disponibilizado pelo CEPEA para a soja em grão brasileira destinada à exportação posto porto de Paranaguá com *incoterms* DAP ou FAS - *Delivery At Place* ou *Free Alongside Ship* - cotado em Dólares por saco de 60 quilos. O indicador representa o preço de exportação e é o indicador oficial de liquidação de contratos de soja na Bolsa de Futuros brasileira.

É importante colocar ainda que, do mesmo modo que o IPA e o Deflator, a medida PN_SOJA_rotterdam é utilizada como um operador para o cálculo dos Preços Relativos como discutido nesta seção, e como uma quarta variável Q_x , como discutido na seção 3.5.5.

Figura 14. Preços da soja em grão.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do CEPEA e do banco mundial.

A instrumentalização destes índices envolveu primeiro a conversão da série brasileira de Dólares/kg para Dólares/ton. O segundo passo foi a obtenção da razão Rotterdam/Paranaguá, o que resulta em uma série temporal PRN_SOJA_mensal com 70 observações de preços relativos mensais da soja. O terceiro passo foi a defasagem da série em dois meses para a conformidade com a abordagem *ano-safra* do estudo. Por fim as taxas mensais resultantes foram agregadas através das médias ponderadas simples dos três meses do correspondente *trimestre-safra*. O resultado destas transformações é PRN_SOJA.

A taxa PRR_SOJA, é calculada a partir da multiplicação dos valores mensais de PRN_SOJA pelo *Deflator*. Operacionalmente, a razão entre os preços é primeiro capturada mensalmente da mesma forma que PRN_SOJA, e depois multiplicada pelo DEFLATOR. A série de preços resultante é então defasada em dois meses e agregada ao trimestre-safra pela média das observações do trimestre correspondente.

Destas operacionalizações resultam as duas séries trimestrais representadas pela Figura 15, com as principais estatísticas descritivas listadas na Tabela 14, ambas consideradas como *variáveis independentes* nas projeções. A linha contínua representa os preços relativos nominais, enquanto a tracejada representa os reais. Como a construção da taxa é $\frac{\text{Preço internacional}}{\text{Preço Brasileiro}}$, números maiores representam uma maior competitividade da soja brasileira frente o mercado internacional.

Figura 15. Preço relativo da soja: real e nominal.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do CEPEA, do Banco Mundial, da Bloomberg e de Chang et al. (2016)

Tabela 14.
Estatísticas descritivas dos Preços Relativos

código	prn_soja	prr_soja
Média	1.12	0.46
Mediana	1.12	0.42
Máximo	1.36	1.09
Mínimo	0.9	0.19
Desv. Pad.	0.09	0.21
Assimetria	0.11	1.26
Curtose	2.58	3.91

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

Preços relativos nominais representam o *basis* do Brasil em Dólares, o que pode ser entendido como a competitividade da soja brasileira. Como a figura apresenta uma média estacionária e próxima de 1, isto poderia indicar que o mercado internacional de soja em Dólares é líquido e o Brasil tem volume suficiente para influenciar o equilíbrio dos preços. Assim, o aumento nos preços internacionais aumenta a utilidade em Dólares das vendas externas para o produtor brasileiro, fazendo-o investir em mais exportações, o que *força* negativamente os preços internacionais.

Já os preços relativos reais da soja, ou a linha tracejada, apresentam uma trajetória decrescente clara. Como a diferença entre as duas séries é a consideração, ou não, dos custos relativos, é notável a perenidade do efeito depreciativo que a inflação brasileira tem sobre os *preços relativos ao produtor* de soja.

Ainda, para além da trajetória de desvalorização da taxa real, uma comparação das estatísticas descritivas dos dois índices mostra que PRR tem um desvio padrão maior, bem como apresenta assimetria e curtose maiores. Isto indica que a variabilidade de PRR é maior. Isto não é esperado já que a multiplicação por índices de inflação, em teoria, serviria para trazer o modelo ao equilíbrio de uma relação de paridade.

Estes resultados provocam uma análise mais detalhada ao final da qual se esclarece a opção por considerar diferentes abordagens para os preços relativos, como se discute a seguir.

3.5.2.2 Preços efetivos vs. Preços Reais

A trajetória tendendo a zero da variável PRR_SOJA, em princípio, é contra intuitiva. A contínua desvalorização do preço da soja relativo ao sojicultor brasileiro implicaria, no longo prazo, em menos soja sendo plantada no Brasil, o que *forçaria* o nível dos preços locais de volta ao equilíbrio de paridade de poder de compra. Em outras palavras: se o preço tende a zero, os sojicultores tendem a *fechar as porteiras*. Como empiricamente se observa o oposto, uma vez que a produção brasileira continua se expandindo, convém ampliar este raciocínio.

Para tanto, é importante resgatar as Figuras 2, 3 e 4, que mostram a China como uma economia regida sobre grande estabilidade ao passo que o Brasil tem tanto a sua taxa de câmbio, quanto a sua taxa de inflação com alta volatilidade.

Ainda, o desenvolvimento no período pós 1999 se deu em perspectivas e graus diferentes para os dois países. Enquanto a renda chinesa cresceu estável e constantemente para todos os setores, a renda brasileira não tem a mesma característica. Ainda que o setor de *commodities* tenha sido beneficiado pela demanda chinesa, o país passou por uma série de instabilidades no período. A China desencadeou um processo de enriquecimento real, ao passo que a renda brasileira em relação à chinesa em termos reais se desvalorizou. É por esta razão que se observa o comportamento do PRR_SOJA na figura 15.

Para fins desta metodologia, a mudança na relação de equilíbrio de preços entre os dois países implica em maior complexidade na análise das elasticidades dos preços relativos sob a *Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC)*.

Clark et al. (2004, p.17) trouxeram considerações sobre o viés indesejável que picos de volatilidade inflacionária podem trazer à análise. Para os autores, nos modelos teóricos de equilíbrio, os preços relativos e suas respectivas volatilidades são propostos em termos reais, isto é, no longo prazo e sob PPC os preços tendem ao equilíbrio. Preços nominais e reais “são ambos distintos conceitualmente, mas não diferem muito na prática”. Os preços dos bens tendem a ser aderentes na moeda local no curto prazo, mas a volatilidade sobre preços nominais ou reais é virtualmente a mesma para propósitos práticos na maior parte dos casos.

Enquanto estas são as condições do equilíbrio, os autores ressaltaram que preços reais são preteridos quando a inflação é mais volátil do que o câmbio. No caso deste desequilíbrio, capturar a taxa nominal seria o mais apropriado porque a informação que se quer medir, a volatilidade na taxa de câmbio, não é poluída por um fator exógeno. Em outras palavras, se a relação comercial é aferida para países com inflação alta, há o risco de se incorrer em viés de variável omitida ao se assumir os preços reais sem considerar o grau de variabilidade da inflação.

A sugestão de Clark et al. (2004) é oportuna para o caso brasileiro dada a persistência da escalada de preços no país. Em outras palavras, para analisar o risco cambial sobre o *Real brasileiro*, as taxas nominais são apropriadas porque expurgam o efeito da alta inflação local da medida de volatilidade que se pretende estudar.

Já para o caso chinês, a Figura 2 mostra que os preços nominais são fixos para parte do período analisado, o que implica na incoerência em se estimar a variabilidade cambial a preços nominais para o Yuan.

Assim, para analisar os impactos da variabilidade da moeda na relação comercial entre os dois países a abordagem ideal para os preços relativos não é evidente. A taxa de câmbio real bilateral sofre com o desequilíbrio da inflação brasileira, enquanto a taxa de câmbio nominal bilateral sofre com o desequilíbrio do câmbio fixo chinês.

Por esta razão, alternativas para a abordagem da variável preços relativos foram consideradas, *além* da taxa bilateral real, que é a mais comumente aproximada para os preços relativos ao câmbio na literatura. Assim, são analisadas ainda as *taxas efetiva* real e nominal, com *efetivo* sendo o conceito estendido à taxa efetiva utilizada nas transações de venda de soja, ou a taxa do Dólar-Real USDBRL.

Assim, segue-se Clark et al. (2004) ao procurar entender *se e como* a inflação impacta na relação de longo prazo entre a volatilidade cambial e as exportações através da projeção de preços reais e nominais para a taxa efetiva, ou de liquidação, USDBRL, enquanto a taxa bilateral, CNYBRL, é tomada apenas a preços reais.

3.5.3.2 Preços Relativos: Taxas Cambiais

3.5.3.2.1 Amostragem e tratamento dos dados cambiais

A amostra inicial coletada para as taxas de câmbio da China e do Brasil em referência ao Dólar - USDBRL e USDCNY - compreendeu o período de julho 1998 até junho de 2016, com um total de 6543 observações sendo 1846 finais de semana 4493 dias úteis e 180 feriados ou dias sem preço. Operacionalmente, os finais de semana foram excluídos da amostra enquanto os feriados foram corrigidos com uma interpolação linear simples entre o dado anterior e o dado posterior.

As séries de câmbio nominal para o USDBRL, ou o Dólar/Real, foram coletadas junto ao IPEA, enquanto as taxas nominais para o CNYUSD, ou o Dólar/Yuan, foram coletadas junto à Bloomberg. O motivo pelo qual utilizam-se duas fontes diferentes é que foi feita a opção pelo índice de inflação IPA-agro do IPEA como deflator de preços para o Brasil. O IPEA disponibiliza também a série *Dólar PTAX* de venda diária, que é a taxa divulgada pelo Banco Central do Brasil. Assim, para garantir a consistência entre as duas séries, o IPEA é utilizado como fonte para os dados de moeda e de inflação brasileiros.

Já para os preços da inflação em Yuan, em consonância com a metodologia adotada para o PIB, foi utilizado o CPI da China como disponibilizado por Chang et al. (2016) e o FRB Atlanta. Os preços nominais Yuan/Dólar, por sua vez, foram coletados via Bloomberg por meio do *ticker USDCNY Currency PX_LAST*, que é o campo que registra o preço de fechamento do dia para a taxa.

A taxa USDBRL é operacionalizada de uma maneira quando esta é *proxy* para a *variável independente preços relativos*, e de outra quando utilizada como *ferramenta de cálculo*.

Para o primeiro caso a taxa USDBRL_NOMINAL *agregada ao trimestre-safra* é calculada a partir da média aritmética mensal dos preços diários PTAX de venda publicados pelo IPEA. Aferidos os preços médios mensais, a metodologia de trimestre-

safrá é aplicada via a defasagem da série resultante em dois meses. Assim, março se torna o primeiro mês do ano-safrá. Por fim, é feita a média dos três preços mensais para cada trimestre-safrá totalizando 70 observações para a variável independente.

Além disso, a taxa diária USDBRL_nominal é utilizada como instrumento de cálculo das variáveis USDBRL real e CNYBRL nominal e real, bem como das respectivas volatilidades.

Para o cálculo de USDBRL real, operacionalmente, é medido o produto das taxas de USDBRL nominal diárias com um índice balanceado do IPA-Agro, onde Jan 1999 = 100. Assim, cada taxa diária é multiplicada por uma taxa de inflação para seu mês respectivo atingindo uma série instrumental de preços *USDBRL_Real diários*. Desta série toma-se a média aritmética mensal, com a sequência de preços resultante sendo defasada em dois meses e depois agregada ao trimestre-safrá, totalizando 70 observações para a *variável independente preços relativos USDBRL_real*.

É válido notar que é sobre esta mesma série instrumental diária que é feito o cálculo das volatilidades LOGRET e GARCH, enquanto a série mensal é a fonte para os dados da medida de volatilidade DESVPMOV. Estas serão discutidas em detalhes na próxima seção.

Por fim, quando a variável independente é CNYBRL_real adota-se a definição do IPEA onde a taxa de câmbio real entre duas moedas é o produto do custo nominal de um Dólar americano em Reais pelo custo nominal de um Yuan em Dólares americanos, multiplicados por um instrumento deflator.

Dessa forma, operacionalmente, do produto das taxas diárias de CNYUSD e USDBRL nominais resulta a série instrumental diária CNYBRL nominal. Esta é multiplicada por um deflator construído pela razão entre dois índices balanceados para Jan 1999 = 100, o CPI chinês de Chang et al. (2016) dividido pelo IPA-Agro do IPEA.

Assim o CNYBRL_real diário é dado por $\left(\frac{CNY}{USD} * \frac{USD}{BRL}\right) * \frac{CPI}{IPA}$

Da mesma maneira das séries USDBRL_real e nominal, a taxa diária CNYBRL_real é agregada ao mês quando é feita a defasagem para operar a sazonalidade antes da agregação ao trimestre, da qual resulta a série da variável independente.

Figura 16A. Preço relativo da soja, nominal e real.
Fonte: CEPEA, Banco Mundial, Bloomberg e Chang et al. (2016). Nota: T é o trimestre-safra.

Figura 16B. Preços relativos do câmbio - CNYUSD nominal e real.
Fonte: Bloomberg e Chang et al. (2016). Nota: Q é o trimestre-safra.

Figura 16C. Preços relativos do câmbio - USDBRL nominal e real.
Fonte: IPEA. Nota: dados transformados ao trimestre safra (Q).

Figura 16D. Preços relativos do câmbio - CNYBRL nominal e real.
Fonte: IPEA, Bloomberg e Chang et al. (2016). Nota: dados transformados ao trimestre safra (Q).

O conjunto de gráficos mostrados na Figura 16 traz os históricos de preços relativos. A Figura 16A traz os preços relativos reais e o *basis* da soja, já a Figura 16B traz os preços do Yuan, em Dólares para todo o período do estudo. Enquanto estes não são regressores do estudo, eles são utilizados operacionalmente nos cálculos da variável independente CNYBRL nominal e real, bem como das suas respectivas volatilidades. A taxa é utilizada também quando Qx é a volatilidade de terceiro país. A trajetória retilínea em parte da observação, reflete os períodos de câmbio fixo como foi identificado por Devadoss et al. (2014).

Já as figuras 16 C e D mostram as variáveis independentes USDBRL real e nominal, e CNYBRL real e nominal. Muito embora a análise gráfica não represente um *teste formal*, o comportamento que se observa nestes gráficos indica que as taxas dos dois pares cambiais provavelmente são correlacionadas, como o previsto por Bini-Smaghi (1991) e por Clark et al. (2004).

Este comportamento provavelmente se deve ao fato de que a variação do câmbio chinês é mínima, quando comparada à variação da taxa brasileira. Outra constatação que se pode fazer a partir da análise dos dois gráficos é que as taxas nominais têm uma tendência ao crescimento determinístico, já as taxas reais, tanto no caso chinês, quanto no caso brasileiro, indicam tendência de desvalorização.

Para o caso chinês, como foi relatado por Williams e Luo (2015), a taxa cambial real se desvalorizou no período analisado. Os autores indicaram que isto se deve a uma política de desvalorização deliberada do governo.

Já no caso brasileiro, como o câmbio é flexível, a teoria de comércio internacional postula que as elasticidades do BRL nominal e real são inversamente proporcionais. Um aumento na inflação significa a perda do poder de compra do papel moeda. O câmbio flutuante, através das forças de mercado, *força* a desvalorização cambial, ou um aumento na quantidade de Reais necessários para comprar um mesmo Dólar, ou ainda a subida da taxa nominal USDBRL e CNYBRL. Deste modo, como a subida dos preços gera perda de riqueza, o poder de compra dos cidadãos é diminuído, o que fica representado na trajetória descendente da taxa cambial real.

A discussão do comportamento das taxas é relevante sobre a perspectiva da análise dos resultados, já que como será discutido na 4.2.3, as trajetórias diferentes destes preços são refletidas nos sinais esperados para as elasticidades.

Enquanto os gráficos suscitam algumas considerações, é importante analisar estas sobre a perspectiva do diagnóstico econométrico. A Tabela 15 traz as principais estatísticas descritivas da amostra *diária* dos dados cambiais.

Tabela 15.
Principais características da amostra de dados cambiais.

Amostra	01/07/98		30/06/16			
Frequência	Diária					
Par cambial	USDBRL nom	USDCNY nom	CNYBRL nom	CNYUSD real	USDBRL real	CNYBRL real
Fonte	IPEA	Bloomberg	Bloomberg e IPEA	Bloomberg e Chang et al. (2016)	IPEA	IPEA, Bloomberg e Chang et al. (2016)
	Taxa de câmbio R\$/US\$ comercial PTAX venda	Ticker: USDCNY Crncy campo = preço de fechamento	$\left(\frac{CNY}{USD} * \frac{USD}{BRL}\right)$	Realizado com CPI	Realizado com IPA	Realizado com deflator
Dias sem preço	181	28	204			
Dias com preço	4516	4669	4493			
Média	2.30	7.38	0.31	19.09	0.87	0.14
Mediana	2.17	7.63	0.29	17.33	0.73	0.14
Máx	4.19	8.28	0.66	28.94	1.98	0.24
Min	1.16	6.04	0.14	11.93	0.36	0.09
Desv. Pad.	0.61	0.87	0.09	6.27	0.42	0.03
Assimetria	0.89	0.19	1.23	0.30	0.52	0.43
Curtose	3.36	1.28	4.89	1.44	1.88	2.45
Jarque Bera	619.8	604.2	1809.1	538.5	442.3	194.6
JB p valor	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

A Tabela 15 traz uma série de estatísticas descritivas. As primeiras são a medida de tendência central, ou a média. A seguir está a mediana, que representa o ponto ou valor central de cada série. Depois são reportados o valor máximo e mínimo. Todas estas informações são, portanto, uma representação numérica dos gráficos já apresentados.

A seguir estão o desvio-padrão, a assimetria, a curtose e o teste de Jarque e Bera (JB) (1980). Se a assimetria é positiva, os dados têm um *skew* para a direita, o que significa que a cauda da direita é mais longa do que a cauda esquerda, ou ainda, como observado por Black (1976), que a desvalorização do preço ocorre em ambiente mais volátil do que a valorização. Para o conjunto de dados todos os preços apresentam assimetria positiva, como preconizado pelos *fatos estilizados*.

O indicador de curtose, por sua vez, é uma medida relacionada à concentração dos dados ou à sua disposição vertical. Um valor abaixo de 3 indica que a série apresenta menos dispersão do que a normal, enquanto um valor acima de 3 indica uma *distribuição leptocúrtica*, o que significa dizer que ela apresenta mais *outliers* do que a curva normal.

Para o conjunto de dados cambiais diários, a taxa é *leptocúrtica* para USDBRL nominal e CNYBRL nominal, enquanto é *platicúrtica* para USDCNY nominal, CNYUSD real, USDBRL real e CNYBRL real. Em outras palavras, a taxa chinesa, como poderíamos esperar de uma taxa fixa, apresenta menos desvios em relação à média do que a distribuição normal. O mesmo pode ser dito das taxas reais, que apresentam menor variabilidade do que a normal à medida que são taxas indexadas. Já o Real, ou a taxa USDBRL nominal apresenta o comportamento *estilizado* na literatura, ao mostrar um índice maior de *outliers*.

O teste de JB é o exame da hipótese nula conjunta para a assimetria ser 0 e a curtose ser 3. Como todos as séries apresentam p valor menor do que 0.05, pode-se chegar à conclusão de que seus erros não estão distribuídos normalmente.

Todas as séries apresentam evidências para a existência de auto-correlação. No exemplo abaixo, para *CNYBRL_real* as demais séries estão representadas, por similaridade.

A Tabela 16 apresenta uma série de resultados de testes de correlação serial para diferentes operacionalizações de CNYBRL diário e mensal. A discussão destes resultados, coloca em evidência outro *fato estilizado*, informações acumuladas no passado impactam no comportamento das variáveis, ou o agrupamento das volatilidades, ou ainda o *volatility clustering*.

Tabela 16.

A. Auto-correlação para a série diária em nível.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.998	0.998	4681.7	0.000
		2 0.996	-0.111	9342.0	0.000
		3 0.993	0.062	13983.0	0.000
		4 0.991	-0.012	18605.0	0.000
		5 0.989	0.004	23207.0	0.000
		6 0.987	0.026	27791.0	0.000
		7 0.985	0.028	32358.0	0.000
		8 0.983	0.021	36909.0	0.000
		9 0.982	0.024	41446.0	0.000
		10 0.980	0.004	45967.0	0.000
		11 0.978	-0.028	50473.0	0.000
		12 0.976	0.034	54964.0	0.000
		13 0.975	-0.003	59441.0	0.000
		14 0.973	0.004	63903.0	0.000
		15 0.971	0.043	68351.0	0.000
		16 0.970	0.021	72788.0	0.000
		17 0.968	-0.055	77212.0	0.000
		18 0.967	0.005	81621.0	0.000
		19 0.965	-0.000	86016.0	0.000
		20 0.964	0.012	90397.0	0.000
		21 0.962	-0.012	94765.0	0.000
		22 0.960	-0.037	99117.0	0.000
		23 0.958	-0.035	103452.0	0.000
		24 0.956	-0.033	107770.0	0.000
		25 0.954	-0.012	112068.0	0.000
		26 0.952	-0.013	116349.0	0.000
		27 0.949	-0.018	120609.0	0.000
		28 0.947	-0.008	124851.0	0.000
		29 0.945	0.009	129073.0	0.000
		30 0.943	0.016	133278.0	0.000
		31 0.941	0.027	137466.0	0.000
		32 0.939	0.020	141638.0	0.000
		33 0.937	-0.017	145795.0	0.000
		34 0.935	0.021	149936.0	0.000
		35 0.934	0.005	154063.0	0.000
		36 0.932	-0.000	158174.0	0.000

B. Auto-correlação para série mensal em nível.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.939	0.939	193.29	0.000
		2 0.896	0.110	369.74	0.000
		3 0.858	0.050	532.45	0.000
		4 0.823	0.018	682.80	0.000
		5 0.785	-0.027	820.43	0.000
		6 0.751	0.006	946.91	0.000
		7 0.714	-0.034	1061.9	0.000
		8 0.688	0.065	1169.0	0.000
		9 0.655	-0.049	1266.6	0.000
		10 0.630	0.042	1357.2	0.000
		11 0.608	0.037	1442.2	0.000
		12 0.594	0.067	1523.8	0.000
		13 0.580	0.022	1601.9	0.000
		14 0.576	0.082	1679.2	0.000
		15 0.564	-0.029	1753.6	0.000
		16 0.561	0.065	1827.7	0.000
		17 0.544	-0.097	1897.6	0.000
		18 0.534	0.036	1965.4	0.000
		19 0.528	0.047	2032.1	0.000
		20 0.523	0.018	2098.0	0.000
		21 0.515	0.004	2162.0	0.000
		22 0.508	-0.002	2224.5	0.000
		23 0.496	-0.008	2284.5	0.000
		24 0.489	0.020	2343.3	0.000
		25 0.480	0.012	2400.1	0.000
		26 0.468	-0.038	2454.4	0.000
		27 0.456	0.005	2506.2	0.000
		28 0.445	-0.019	2555.8	0.000
		29 0.426	-0.050	2601.6	0.000
		30 0.417	0.041	2645.5	0.000
		31 0.407	0.032	2687.7	0.000
		32 0.405	0.062	2729.8	0.000
		33 0.397	-0.024	2770.3	0.000
		34 0.383	-0.061	2808.4	0.000
		35 0.373	0.005	2844.7	0.000
		36 0.369	0.025	2880.2	0.000

C. Auto-correlação para série diária em 1ª diferença.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.116	0.116	63.260	0.000
		2 -0.048	-0.063	74.192	0.000
		3 0.001	0.015	74.197	0.000
		4 -0.001	-0.006	74.202	0.000
		5 -0.029	-0.028	78.101	0.000
		6 -0.034	-0.028	83.403	0.000
		7 -0.027	-0.023	86.756	0.000
		8 -0.028	-0.025	90.417	0.000
		9 -0.006	-0.002	90.601	0.000
		10 0.032	0.030	95.453	0.000
		11 -0.027	-0.037	98.764	0.000
		12 -0.006	0.004	98.912	0.000
		13 -0.000	-0.007	98.913	0.000
		14 -0.043	-0.045	107.49	0.000
		15 -0.035	-0.025	113.13	0.000
		16 0.055	0.058	127.27	0.000
		17 0.015	-0.003	128.33	0.000
		18 -0.004	0.001	128.41	0.000
		19 -0.009	-0.012	128.76	0.000
		20 0.017	0.013	130.08	0.000
		21 0.041	0.039	138.17	0.000
		22 0.052	0.044	150.75	0.000
		23 0.038	0.032	157.40	0.000
		24 0.012	0.014	158.10	0.000
		25 0.009	0.010	158.44	0.000
		26 0.022	0.018	160.66	0.000
		27 0.000	0.005	160.67	0.000
		28 -0.017	-0.009	161.96	0.000
		29 -0.027	-0.019	165.38	0.000
		30 -0.035	-0.024	171.29	0.000
		31 -0.036	-0.026	177.43	0.000
		32 0.012	0.016	178.15	0.000
		33 -0.015	-0.023	179.29	0.000
		34 -0.014	-0.007	180.17	0.000
		35 -0.003	-0.001	180.20	0.000
		36 -0.055	-0.058	194.27	0.000

D. Auto-correlação para série mensal em 1ª diferença.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.120	-0.120	3.1415	0.076
		2 -0.053	-0.068	3.7485	0.153
		3 -0.015	-0.030	3.7980	0.284
		4 0.034	0.026	4.0609	0.398
		5 -0.021	-0.016	4.1577	0.527
		6 -0.004	-0.005	4.1605	0.655
		7 -0.081	-0.085	5.6309	0.583
		8 0.072	0.050	6.7959	0.559
		9 -0.054	-0.049	7.4536	0.590
		10 -0.048	-0.058	7.9812	0.631
		11 -0.070	-0.087	9.1141	0.611
		12 -0.007	-0.044	9.1256	0.692
		13 -0.079	-0.099	10.576	0.646
		14 0.050	0.016	11.166	0.673
		15 -0.065	-0.064	12.153	0.667
		16 0.109	0.083	14.961	0.528
		17 -0.066	-0.056	15.994	0.524
		18 -0.033	-0.054	16.245	0.575
		19 -0.010	-0.030	16.268	0.639
		20 0.030	-0.013	16.482	0.686
		21 -0.009	-0.008	16.502	0.741
		22 0.024	-0.008	16.639	0.783
		23 -0.039	-0.036	17.011	0.809
		24 0.015	-0.034	17.062	0.846
		25 0.027	0.022	17.248	0.873
		26 -0.011	-0.018	17.277	0.900
		27 -0.001	0.009	17.277	0.924
		28 0.073	0.051	18.607	0.910
		29 -0.069	-0.051	19.793	0.899
		30 -0.008	-0.047	19.811	0.921
		31 -0.068	-0.078	20.980	0.912
		32 0.047	0.007	21.540	0.919
		33 0.048	0.052	22.137	0.924
		34 -0.026	-0.013	22.317	0.938
		35 -0.046	-0.040	22.855	0.943
		36 0.051	0.011	23.536	0.946

E. Auto-correlação para LOG diário em nível.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.086	0.086	34.432	0.000
		2 -0.024	-0.031	37.087	0.000
		3 -0.002	0.003	37.100	0.000
		4 -0.003	-0.004	37.142	0.000
		5 -0.021	-0.020	39.151	0.000
		6 -0.021	-0.018	41.198	0.000
		7 -0.013	-0.011	42.031	0.000
		8 -0.013	-0.012	42.880	0.000
		9 -0.014	-0.012	43.752	0.000
		10 0.027	0.028	47.085	0.000
		11 -0.021	-0.028	49.149	0.000
		12 0.005	0.010	49.249	0.000
		13 0.004	0.000	49.310	0.000
		14 -0.027	-0.029	52.841	0.000
		15 -0.029	-0.024	56.720	0.000
		16 0.049	0.053	68.155	0.000
		17 0.019	0.008	69.822	0.000
		18 -0.007	-0.006	70.035	0.000
		19 -0.003	-0.001	70.067	0.000
		20 0.022	0.019	72.362	0.000
		21 0.040	0.039	80.045	0.000
		22 0.048	0.043	91.000	0.000
		23 0.017	0.011	92.340	0.000
		24 0.010	0.012	92.794	0.000
		25 0.014	0.017	93.781	0.000
		26 0.023	0.020	96.308	0.000
		27 -0.004	-0.001	96.400	0.000
		28 -0.006	-0.001	96.591	0.000
		29 -0.017	-0.016	98.008	0.000
		30 -0.024	-0.017	100.67	0.000
		31 -0.029	-0.021	104.67	0.000
		32 0.021	0.023	106.83	0.000
		33 -0.013	-0.019	107.66	0.000
		34 -0.017	-0.013	109.02	0.000
		35 -0.001	0.002	109.02	0.000
		36 -0.043	-0.046	117.94	0.000

F. Auto-correlação para LOGRET diário.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.440	-0.440	911.09	0.000
		2 -0.072	-0.330	935.38	0.000
		3 0.013	-0.243	936.18	0.000
		4 0.009	-0.182	936.56	0.000
		5 -0.010	-0.157	937.00	0.000
		6 -0.004	-0.141	937.08	0.000
		7 0.004	-0.122	937.16	0.000
		8 -0.000	-0.110	937.16	0.000
		9 -0.022	-0.135	939.46	0.000
		10 0.048	-0.069	950.38	0.000
		11 -0.040	-0.099	957.91	0.000
		12 0.015	-0.081	958.91	0.000
		13 0.016	-0.048	960.17	0.000
		14 -0.016	-0.051	961.40	0.000
		15 -0.044	-0.120	970.32	0.000
		16 0.059	-0.068	986.75	0.000
		17 -0.003	-0.050	986.78	0.000
		18 -0.016	-0.053	988.01	0.000
		19 -0.011	-0.070	988.61	0.000
		20 0.004	-0.084	988.67	0.000
		21 0.005	-0.084	988.80	0.000
		22 0.022	-0.048	991.07	0.000
		23 -0.013	-0.047	991.91	0.000
		24 -0.006	-0.049	992.09	0.000
		25 -0.002	-0.051	992.12	0.000
		26 0.020	-0.027	993.99	0.000
		27 -0.014	-0.027	994.93	0.000
		28 0.005	-0.012	995.06	0.000
		29 -0.003	-0.011	995.09	0.000
		30 -0.000	-0.006	995.09	0.000
		31 -0.031	-0.050	999.53	0.000
		32 0.046	-0.006	1009.7	0.000
		33 -0.017	-0.013	1011.1	0.000
		34 -0.011	-0.027	1011.6	0.000
		35 0.032	0.020	1016.4	0.000
		36 -0.022	0.013	1018.7	0.000

G. Auto-correlação para LOGRET mensal.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.038	-0.038	0.3202	0.571
		2 -0.024	-0.025	0.4443	0.801
		3 -0.006	-0.008	0.4521	0.929
		4 0.014	0.013	0.4947	0.974
		5 -0.008	-0.008	0.5106	0.992
		6 0.016	0.016	0.5659	0.997
		7 -0.082	-0.081	2.0892	0.955
		8 0.039	0.033	2.4327	0.965
		9 -0.068	-0.070	3.4857	0.942
		10 -0.059	-0.064	4.2740	0.934
		11 -0.083	-0.090	5.8382	0.884
		12 -0.042	-0.058	6.2510	0.903
		13 -0.089	-0.099	8.1050	0.837
		14 0.060	0.040	8.9421	0.835
		15 -0.053	-0.051	9.6119	0.843
		16 0.101	0.091	12.037	0.741
		17 -0.074	-0.077	13.345	0.713
		18 -0.034	-0.051	13.628	0.753
		19 -0.001	-0.020	13.628	0.805
		20 0.073	0.039	14.921	0.781
		21 -0.013	-0.014	14.963	0.825
		22 0.036	0.000	15.274	0.850
		23 -0.046	-0.045	15.784	0.864
		24 -0.007	-0.047	15.797	0.895
		25 0.003	0.000	15.800	0.921
		26 -0.014	-0.028	15.849	0.940
		27 -0.006	0.007	15.857	0.956
		28 0.074	0.047	17.230	0.944
		29 -0.063	-0.046	18.227	0.940
		30 -0.000	-0.034	18.227	0.955
		31 -0.079	-0.074	19.821	0.940
		32 0.023	0.003	19.951	0.952
		33 0.065	0.075	21.024	0.947
		34 0.005	-0.003	21.030	0.960
		35 -0.063	-0.061	22.079	0.956
		36 0.075	0.031	23.551	0.945

Fonte: Elaborado pelo autor para a taxa CNYBRL_real a partir do software Eviews.

Na Tabela 16, o teste A apresenta o correlograma de auto-correlação analisado em nível para a série CNYBRL real *diária*, já o teste B traz a série *mensal*, também em nível. Os dois resultados são similares na estatística Q, que determina que os resíduos das séries não são *ruído branco*, ou seja, elas não são aleatórias. Ambos os testes apresentam também elevados e similares índices para a auto-correlação e a correlação parcial e estas têm uma redução em significância conforme se aumenta o grau do teste. Enquanto em ambos os casos estes permanecem significantes e significativos até $k=36$, a redução é maior no caso de B. Como K para A é igual a 36 dias, enquanto K para B é = 36 meses, os resultados apresentam claras evidências de efeitos auto-regressivos nos preços, ou de acúmulo de informação. A diferença entre A e B, é esperada já que, como colocado por Drost e Nijman (1993) a *heteroscedasticidade condicional*, ou a variância nos erros ao longo do tempo, tende a desaparecer conforme se diminui a frequência da amostra.

O teste E por sua vez apresenta o teste de auto-correlação sobre uma série log (CNYBRL_real) em *nível*. Os resultados, quando comparados ao teste análogo A, mostram que a operacionalização do logaritmo reduz sensivelmente a auto-correlação, mas não a elimina.

Os testes C e D representam a versão em primeira diferença de A e B. Em outras palavras, a série de preço na qual o correlograma é calculado não é mais a própria taxa de câmbio, mas sim passa ser a série de retornos calculados a partir da equação (1) discutida na seção 2.3. Assim, para CNYBRL_real temos que a 1ª diferença = $R = \frac{(CNYBRL_t - CNYBRL_{t-1})}{CNYBRL_{t-1}}$. Onde $t = 1$ dia para o teste C, ou $t = 1$ mês para o teste D.

Para o teste C os impactos da auto-correlação na amostra foram consideravelmente reduzidos em relação ao teste A, não obstante, os resultados continuam a indicar a existência de persistência ou correlação serial. Em outras palavras, as barras diminuíram de tamanho, e os números de AC abaixaram substancialmente. Não obstante, as barras continuam a sobrepassar as barreiras do desvio padrão e os níveis de AC continuam maiores do que zero, o que implica na continuidade da observação de agrupamento de volatilidades para os dados diários tomados à primeira diferença.

Os resultados para D, ou o retorno mensal simples, indicam que ainda há algum problema de auto-correlação, para $K=1$, com este desaparecendo em $K=2$. Isto aponta na direção da existência de efeitos Auto-Regressivos com Heteroscedasticidade Condicional (ARCH) na amostra.

Já os testes F e G apresentam o correlograma calculado para uma série de *log-retornos* diários e mensais, ou seja, o teste é feito sobre uma série de retornos calculados a partir da equação (2) apresentada na seção 2.3. $LOGRET = LN\left(\frac{CNBRL_t}{CNYBRL_{t-1}}\right) = 1^a \text{ diferença}$.

Os testes F e G apresentam resultados fundamentalmente distintos dos testes correlatos. No caso de F, quando comparado com a seu análogo C, os *p valores* de Q continuam indicando em ambos os casos a não aleatoriedade do resíduo. Quanto à AC, todavia, o efeito auto-regressivo fica muito mais perceptível para o caso de F, já que há uma clara tendência de diminuição destes valores quando aumenta a ordem de defasagem do teste. Assim, este resultado é uma ilustração clássica do efeito de heteroscedasticidade condicional, ou em outras palavras, ele representa que, para esta amostra, a variância observada não é constante ao longo do tempo.

Por fim o teste G, em comparação ao seu análogo D indica que a série de retornos logarítmicos mensais, quando comparada à série de retornos simples, é melhor para a projeção econométrica não espúria pois G não apresenta evidências de auto-correlação.

Um resumo destes resultados indica que as séries apresentam evidências de correlação serial, como preconizado pelos fatos estilizados. A correlação serial é mais clara nos dados diários, mas também está presente nos dados mensais.

Nas variáveis tomadas em nível A, B e E, todos os *p valores* mostrados na última coluna são zero até a quarta decimal, o que rejeita a hipótese de ausência de auto-correlação, ou nas palavras de Engle (2001, p.162), rejeita a hipótese “no ARCH”, ou “não tem ARCH”.

Ainda, as séries sobre os retornos apresentam menos evidências de auto-correlação do que as séries em nível. Como observado por Nkoro e Uko (2016) isto é esperado pois a diferenciação dos dados torna-os estacionários, o que naturalmente os aproxima da normal. É importante ressaltar que na visão destes autores, muito embora operacionalizar o retorno resolve em grande parte problemas de projeções com erros na forma funcional, o procedimento limita a análise às elasticidades de curto prazo e impossibilita qualquer inferência sobre o longo prazo.

Por fim, os *retornos logarítmicos mensais* não apresentam evidências para a auto-correlação, enquanto *logret* diário apresenta claros efeitos de *clustering* de volatilidade.

Assim, de uma forma geral, em se tratando do impacto esperado dos *preços relativos*, é possível afirmar que preços altos da soja no mercado internacional e preços locais relativamente baixos são fatores cujo impacto é benéfico ao sojicultor enquanto preços altos de insumos e preços baixos de produtos substitutos agem contra o interesse do produtor. Na mesma medida, uma taxa cambial nominal valorizada age contra o interesse do sojicultor já que sob esta externalidade ele recebe uma quantidade menor de Reais para uma mesma quantidade de soja em Dólares. Para as taxas reais, uma valorização real implica ao mesmo tempo na piora dos termos de troca para o exportador, mas na melhora da trajetória de sua curva de custos, enquanto uma desvalorização real implica em uma piora na paridade de poder de compra da moeda nacional, ou uma diminuição na riqueza total, o que é benéfico para as vendas externas em $t0$, mas prejudicial para $t1$, na medida em que os custos relativos também aumentam.

3.5.4 Volatilidade Cambial

3.5.4.1 Frequência das estimativas

Na literatura, enquanto alguns autores explicitam os motivos para sua opção de frequência e método de cálculo de volatilidade, outros justificam sua escolha no horizonte de dados disponíveis. Para relacionar esta discussão às variáveis do estudo, algumas curvas de volatilidade são apresentadas como exemplo. Ao término desta seção, fundamentam-se os aspectos do horizonte temporal da pesquisa a partir do qual é feita a determinação e descrição operacional das variáveis. Assim, a exata operacionalização destes exemplos está na próxima seção.

Para Merton (1980), a estimação da volatilidade é beneficiada pelo aumento da frequência de captura dos dados, sendo ideal a coleta na maior frequência disponível. Para Silvestrini e Veredas (2008) a escolha da frequência é muitas vezes dada por argumentos econômicos, mas muitas vezes ela é subjetiva. Para o caso de preços de ações, por exemplo, os autores colocam que não fica claro qual a melhor amostra para os retornos, se mensal, semanal, diária, de hora em hora, ou de *tick* em *tick*.

Mamingi (2015) fez uma revisão de literatura sobre os aspectos positivos e negativos da agregação temporal. Para o autor, a literatura sobre o tema indica que entre os benefícios estão que a agregação não altera a estacionariedade das séries ou o grau de cointegração. Já pelo lado dos “custos”, o autor identifica dentre outros: uma menor precisão e qualidade

nas projeções, a mudança nas raízes unitárias sazonais, a mudança no poder dos testes estatísticos, a alteração da causalidade em modelos VECM e a alteração na estrutura da série temporal.

Para Silvestrini e Veredas (2008), a escolha da frequência influencia os resultados das projeções na medida em que para um mesmo modelo econométrico resultados diferentes são aferidos para frequências diferentes. Entretanto, naturalmente, espera-se que os modelos estimados em diferentes frequências sejam relacionados. Por exemplo, um modelo para dados trimestrais deve ser análogo ao modelo para dados anuais, já que este é uma agregação temporal dos trimestres ao longo do ano. Assim, não apenas os dados anuais são uma função dos dados trimestrais como o modelo anual é uma função do modelo trimestral. E, o modelo trimestral é mais rico na quantidade de informações, já que o número de observações usado para a projeção é quatro vezes maior do que o modelo anual.

Os autores acrescentaram também que o processo de agregação pode tomar duas diferentes formas: por estoque ou por fluxo. Estoque, ou amostra sistemática, refere-se a uma amostragem sendo realizada a cada k períodos da série de alta frequência. Já o fluxo, ou a agregação temporal, se refere à agregação na qual a variável é somada para cada k períodos.

Para Engle, Focardi e Fabozzi (2008) o problema da agregação temporal traduz-se na dúvida de se um modelo mantém a mesma forma quando são usadas escalas de tempo diferentes. Para os autores, sob a perspectiva empírica, está “longe de ser óbvio” que modelos econométricos mantém a mesma forma. Na verdade, padrões encontrados em algumas escalas de tempo podem desaparecer em outras. Como exemplo, os autores citaram que retornos de séries financeiras apresentam auto-correlações no curto prazo que desaparecem quando a frequência de observação é menor. Os autores ressaltaram que isto não resulta de erro precisão do modelo, mas sim reflete diferentes fenômenos do comportamento das séries financeiras em diferentes horizontes de tempo.

Dentre os motivos elencados para a utilização de variâncias *ingênuas e baixas frequências de observação em funções de exportação*, alguns autores, como Obstfeld et al. (1995), e Bahmani-Oskooee et al. (2013) consideram o modelo conceitual de Clark (1973), no qual é assumida a inexistência de instrumentos de *hedge*. Esta pressuposição é alterada na definição que a volatilidade na prática pode ser *protegida* apenas no curto prazo, já os custos de *hedge* para o longo prazo seriam proibitivos. Assim, com o argumento de que o *hedge* no curto prazo torna difícil a observação de *efeito* da volatilidade no curto prazo,

podendo este ser até inexistente, os autores testam os *efeitos* da volatilidade com medidas de variância móvel simples de *baixa frequência* utilizando observações em janelas grandes de três ou cinco anos de observações *anuais*.

Apesar da proposição destes autores quanto às vantagens de se estimar a volatilidade em baixas frequências e para o longo prazo, o que se observa na literatura é que a frequência de captura de dados mensais é a *mais comumente utilizada*. A volatilidade calculada sobre observações mensais foi contemplada por, dentre outros, Wang e Barret (2007), Chiappini e Jégourel (2014), Fogarasi (2011), Kafle e Kennedy (2013), Huchet-Bourdon e Korinek (2011), Chen (2011), Wang et al. (2011) Sarker e Villanueva (2007), Zhang et al. (2010) Obi, Ndou e Peter (2013), Casagrande et al. (2014), Grier e Smallwood (2013) e Carmo e Bittencourt (2014). Nestes casos é comum que a taxa seja capturada na mesma frequência em que se projetam os dados: por exemplo, incluindo as mudanças nas taxas de câmbio de 12 ou 24 meses no contexto de projeções mensais. Outro motivo para a popularidade do uso de baixas frequências no cálculo da volatilidade é a disponibilidade dos dados. Como dados mensais são mais disponíveis, é apenas natural que a maior parte dos estudos o considerem em suas análises.

A instrumentalização da frequência do risco parte da disponibilidade e confiabilidade dos dados, passando pelo interesse científico que se quer responder com a projeção, culminando na coleta de dados com frequência que corresponda a este interesse de pesquisa. Neste sentido, convém ilustrar a discussão do horizonte dos dados para os modelos de variável *incondicional*, ou os modelos de retorno tipicamente utilizados na literatura.

Figura 17. CNYBRL_real. Desvio padrão dos log-retornos mensais para 12, 24, 36 ou 48 observações mensais de CNYBRL_real.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para tanto, utilizando o par cambial CNYBRL real, a Figura 17 plota a volatilidade incondicional de séries de *log retornos* mensais tomados a diferentes frequências. Ou seja, para a amplitude de um ano a curva mostra o desvio padrão móvel dos 12 retornos mensais em logaritmos naturais em uma janela móvel mensal, já para a medida de quatro anos o mesmo cálculo é tomado sobre os 48 log-retornos. Na Figura 17, a linha pontilhada simples representa a volatilidade para a amplitude menor de um ano. O que se observa é que esta medida de volatilidade apresenta valores maiores e menos persistentes ao longo do tempo do que as medidas com horizonte temporal maior.

Ou seja, quanto maior é o horizonte, mais *suavizadas* são as medidas, pois a amostra é maior. Para esta metodologia, os pesos são iguais para todas as observações e, assim, uma observação volátil impacta menos no resultado total. Pela mesma razão, as variabilidades de prazo maior demoram mais a retornar para períodos de baixa volatilidade após a observância de alta volatilidade no passado.

Para Bollerslev (1986), o risco e a volatilidade são centrais para as finanças e qualquer investigação empírica que falsamente assuma a constância da variância *corre o risco* de não estar observando os *efeitos mais importantes* dos dados.

As quedas bruscas na volatilidade observadas na Figura 17 representam de forma gráfica a heteroscedasticidade dos resíduos dos retornos, ou o viés a que Bollerslev (1986)

se refere. O movimento das curvas mostra de forma empírica o efeito deletério à análise causado ao se considerar uma média aritmética dos resíduos nos pesos da estimação. Em outras palavras, estas projeções dão a variabilidade observada ontem a mesma importância que uma variabilidade observada a dias, meses e anos de distância. Isso na prática, implica que *outliers* ou períodos de alta volatilidade impactam com o mesmo peso por um longo período de tempo, após o qual o seu peso no cálculo é tornado igual a zero.

Outro conceito que a Figura 17 ajuda a ilustrar é a definição de Engle (2001) para a expectativa *condicional* e *incondicional*. Para o autor, o termo *incondicional* se refere à análise sobre informação aferida *apenas* sobre uma janela móvel. Assim, observações fora da janela não têm qualquer impacto sobre a medida. Já *expectativa condicional* é a esperança sobre o futuro sujeita a informação acumulada ao longo de *todo* o tempo.

Para Liu e Tse (2012), dados com maior frequência não são usados por alguns autores porque os resíduos dos retornos tendem a ser *ruidosos*, tornando o risco mais difícil de ser compreendido sob alta frequência.

Não obstante, existem autores que consideram que a melhor inferência do efeito da volatilidade cambial se faz com o *acúmulo da informação* das frequências. Os trabalhos de French, Schwert e Stambaugh (1987) e Schwert (1989) foram um dos primeiros a considerar a *soma dos retornos diários ao quadrado* dentro de um mês, para aferir a volatilidade daquele mês, ou o *método da volatilidade incondicional histórica*.

Andersen, Bollerslev, Diebold e Labys (2003) são um exemplo de uma literatura crescente que estima modelos para a volatilidade *realizada condicional* e *incondicional* com taxas de câmbio *intra-diárias*, ou o método da volatilidade *realizada*. O argumento central destes autores é que o uso de dados com maior frequência torna possível, em termos práticos, considerar a volatilidade como sendo observada ou realizada, em oposição a considerar a volatilidade latente.

Dentre estudos que estimam os Efeitos da Volatilidade sobre as exportações com frequências maiores é possível destacar Adhikari et al. (2011) que utilizaram taxas semanais para estimar um modelo de exportações de soja com *volatilidade condicional*, Nishimura e Hirayama (2013) que utilizaram taxas diárias para estimar um modelo de exportações chinesas com a variância incondicional e condicional para projetar a volatilidade do Yuan-Iene, e Nishimura e Sun (2016) que utilizaram as mesmas medidas, mas desta vez considerando o par cambial Yuan-Euro.

Figura 18. Volatilidade CNYBRL real LOGRET.

Nota: σ é o desvio padrão dos *logretornos*. 21D, 65D 252 D são dias de observação do desvio, 12 M são meses de observação do desvio. Fonte: Elaborado pelo autor.

Para ilustrar estes recortes temporais, a Figura 18 estende a análise de frequência contida na Figura 17 ao ilustrar a dados *mensais* para o par CNYBRL_REAL da medida do desvio padrão dos *log-retornos* LOGRET, onde σ_{21D} é igual ao desvio padrão para uma janela de 21 log retornos diários compreendendo 21 dias úteis ou um mês. Analogamente, σ_{65D} é tomada para os 65 dias úteis e corresponde a observações mensais do trimestre, enquanto σ_{252D} corresponde ao prazo de um ano. Ainda, para relacionar a análise com a feita na figura anterior, σ_{12M} traz o desvio dos retornos tomados mês a mês para o período de doze meses.

A figura apresenta em seu eixo y, os valores percentuais da volatilidade mensal. Assim, as variáveis tomadas *D* são a soma dos retornos diários para o mês, ou as variáveis tomadas na forma de *fluxo*, como a apresentada por Schwert (1989); já a variável *M*, tomada na forma estoque, representa uma observação por mês de uma série que representa a volatilidade como o desvio padrão dos 12 últimos log-retornos mensais.

A figura mostra que as medidas *D 21 e 65* são *ruidosas*, ao passo que as medidas *D 252 e 12M* são mais *estáveis*, como colocado por Liu e Tse (2012). Ainda, é possível perceber, como na Figura 17, que quanto menor for o horizonte temporal, maior são os níveis médios, bem como a variabilidade.

A diferença na magnitude do valor, bem como na variabilidade - baixos para a medida capturada por estoque e altos para as medidas capturadas por fluxo- ilustra as contribuições de French et al. (1987) e Andersen et al. (2003), dentre outros, que consideram que a informação contida em maiores frequências aprimora o número para a volatilidade latente, trazendo este valor mais próximo da variabilidade *realizada*.

Por seu trabalho neste campo, ou pela introdução de modelos que consideram defasagens auto-regressivas como variáveis a serem projetadas em um processo de estimação do risco, Engle (1982) foi premiado com o Nobel de 2003. Já a Bollerslev (1986), um aluno de PhD do laureado à época da publicação do trabalho seminal, é atribuída a introdução das classes de modelos auto-regressivos para a heteroscedasticidade condicional generalizada ou GARCH.

Como nos modelos ARCH, estimações em GARCH consideram o impacto das médias passadas como coeficientes a serem estimados para a projeção. A inovação de Bollerslev considera, para além das médias, as variâncias defasadas de *todo o horizonte de dados* como coeficientes de uma estimação auto-regressiva. Assim, um processo GARCH estima a variância condicional, entendida como a expectativa condicional do futuro sujeita à informação acumulada ao longo do tempo.

Os modelos GARCH, embora tenham a desvantagem de serem dependentes do tamanho e da frequência da amostra, apresentando resultados tendendo a zero para observações infrequentes como as mensais, são uma maneira eficaz de se projetar a *variância condicional diária*.

Zivot (2009) resume esta discussão ao reportar que enquanto alguns autores não utilizam a abordagem GARCH com o argumento de que esta exige grande amostras, outros se apoiam na crítica de Drost e Nijman (1993), para quem o método GARCH como proposto por Bollerslev (1986) não é fechado à agregação temporal. A crítica dos autores se refere a que volatilidade condicional diária estimada por um processo GARCH diário é uma projeção para a volatilidade em $t+1$ dia. Para os autores, diferente dos processos Auto-regressivos integrados de médias móveis (ARIMA), a soma das variâncias condicionais diárias dentro de um mês não traz a previsão para aquele mês, mas sim e *apenas* a soma de previsões da variância condicional diária. Na prática, isto significa que teoricamente o modelo GARCH é encaixado apenas para a frequência na qual ele é estimado. Enquanto alguns autores utilizam a GARCH tomada com valores de baixa frequência, Zivot (2009) coloca que o modelo não tem boa performance nestas condições.

Figura 19. Volatilidade CNYBRL real GARCH.

Nota: Linhas contínuas representam a série de variâncias condicionais mensais oriunda de um processo GARCH (1,1) com *dummy* para períodos de Yuan fixo para a taxa CNYBRL real. A linha contínua foi estimada sobre uma série de log-retornos mensais, enquanto a linha tracejada é estimada sobre os log-retornos diários, estes somados ao mês. *Fonte:* Elaborado pelo autor.

A Figura 19 traz duas séries de variâncias condicionais mensais para ilustrar a baixa qualidade de modelos GARCH tomados à baixa frequência. Enquanto a linha pontilhada representa os dados tomados sobre uma série diária de *log-retornos*, a linha contínua representa as variâncias condicionais mensais para um processo GARCH (1,1). É perceptível que ambas as séries representam o mesmo processo, porém fica claro que a frequência mais baixa filtra a informação, já que a série é mais suave. A série apresenta ainda uma tendência de longo prazo a ter média igual a zero, o que na prática, prejudica a capacidade da série mensal em oferecer projeção.

3.5.4.2 Descrição do cálculo da variável independente volatilidade cambial

Como já discutido, os testes de auto-correlação, raízes unitárias e normalidade descritos na seção 3.5.3 provêm fortes evidências de que as séries cambiais não são aleatórias e que os resíduos de uma projeção MQO do tipo $x = \delta y + \varepsilon$ são não-*gaussianos*, heteroscedásticos, têm assimetria positiva e apresentam correlação serial e processos de acúmulo de *clusters* de informações.

Sob a perspectiva da projeção econométrica que busca reconhecer e modelar o comportamento das séries temporais, estes fatos são estilizados, ou são *entendidos como verdades*.

As classes de modelos GARCH permitem estimar uma média ponderada de resíduos passados com a correção dos erros *persistentes*. Hansen e Lunde (2001) usaram dados intra-diários de câmbio para comparar a capacidade de *previsão* da volatilidade cambial em $t+1$ para diferentes métodos de cálculo. Dos mais simples aos mais sofisticados, o modelo GARCH (1,1) foi consistentemente o que obteve melhor performance.

Não obstante, como já foi discutido, enquanto muitos autores utilizam esta modelagem, outros autores preferem tipos mais simples de volatilidade, sendo o desvio padrão móvel sob os *log-retornos* de observações com baixa frequência como as mensais, o método mais empregado na literatura.

Para o período de investigação, como não foi possível aferir dados intra-diários, dados diários foram coletados a partir de fontes validadas para as séries cambiais. Assim, a discussão da frequência de observação não *precisa* ser limitada a dados infrequentes. Contudo, com o propósito de comparação entre os efeitos das volatilidades para diferentes medidas, a estimativa *ingênua* de longo prazo é considerada.

Ainda, a partir da análise de French et al. (1987), Schwert (1989) e Andersen et al. (2003), entre outros, entende-se que a frequência maior nas observações aprimora a medida de volatilidade. Assim, das três modalidades consideradas como variável independente nesta dissertação, LOGRET e GARCH são de frequência diária, enquanto DESVPMOV, ou a medida de volatilidade de “longo prazo” é para a frequência mensal.

Para tanto, a variável de interesse volatilidade cambial é estimada de dados diários, mensais e trimestrais de 1999 a 2016 - compreendendo todo o período do regime de flutuação cambial do Real brasileiro e períodos de câmbio fixo e controlado do Yuan chinês.

Ao todo, ou incluindo a volatilidade de terceiro país, o modelo conceitual de pesquisa e a equação (9) consideram a construção de 12 diferentes medidas de volatilidade. Para os vetores η e ρ , foram considerados: o Dólar-Real a preços nominais e reais; e o Yuan-Real a preços reais. Já para γ têm-se três diferentes metodologias: o desvio da variância condicional diária tomada trimestralmente por um processo GARCH; o desvio da variância dos retornos logarítmicos diários tomados trimestralmente LOGRET; e o desvio padrão das observações mensais para os últimos três anos DESVPMOV. Já para o vetor Q_x , a volatilidade de terceiro país foi calculada para o Yuan-Dólar a preços reais.

Como discutido, uma vez que a incerteza é uma variável latente, a literatura sobre o risco cambial propôs uma grande quantidade de modelos para uma *proxy* para o risco, ou a porção mensurável da incerteza.

Para Baum, Caglayan e Ozkan (2004) o estudo dos efeitos da variabilidade cambial nos fluxos de comércio requer alguma especificação para a medida de risco. A escolha da instrumentalização é importante porque pode ter impacto considerável nos achados empíricos. Para os autores, resultados contraditórios podem meramente estar refletindo erros na especificação do cálculo do risco.

Enquanto a forma mais comum de estimação utiliza alguma medida de variância, Bahmani-Oskooee et al. (2013) afirmam não há consenso na literatura sobre a melhor forma de operacionalizar a variável. Para os autores, a literatura de equações de exportação considera para a volatilidade desde simples modelos de min-máx, passando por simples variâncias móveis dos níveis, retornos e log-retornos dos preços, até os modelos que consideram os fatos estilizados da volatilidade como os auto-regressivos ARCH e GARCH.

Kandilov (2008), por sua vez, relata que medidas de volatilidade, muitas vezes usam alguma variante do desvio padrão da diferença na taxa de câmbio mensal ou anual. Como exemplos, o autor cita as obras de Cho et al. (2002), Clark et al. (2004); Frankel e Wei (1993); Rose (2000); e Tenreyro (2007).

3.5.3.1 DESVPMOV

Neste contexto, balizado pelo argumento de que a volatilidade precisa ser analisada para o longo prazo, é possível introduzir a primeira medida de volatilidade considerada: o desvio padrão móvel simples de longo prazo, ou DESVPMOV foi inspirado principalmente em Cushman (1986), Pick (1990) ou ainda em Bahmani-Oskooee et al. (2013) que utilizaram a mesma medida com baixa frequência e largo horizonte temporal para a análise do fluxo comercial do Brasil com os EUA.

Formalmente, DESVPMOV é o desvio padrão móvel das 36 últimas observações mensais da taxa cambial em questão, tomadas ao trimestre-safra. Ou seja, é a variância móvel simples, ou ainda, é uma forma ingênua de se estimar a volatilidade já que a taxa não é diferenciada, ou operacionalizada em seus retornos.

Na prática, enquanto a média indica o centro da distribuição, o desvio padrão indica o quanto o conjunto dos dados está perto desta média. Conceitualmente, os fatos estilizados da volatilidade cambial indicam que os erros de séries de preços de moeda não seguem uma distribuição normal. Neste contexto, a informação contida no cálculo do desvio padrão simples perde na capacidade de se traçar projeções comparáveis.

Muito embora outras medidas de volatilidade sejam econometricamente mais adequadas, por modelarem os *fatos estilizados*, esta dissertação busca comparar alternativas da literatura para a abordagem e instrumentalização da volatilidade. Assim, é incluída a análise de uma medida *ingênua* da volatilidade de longo prazo DESVPMOV.

Operacionalmente, a seção 3.5.4.2 explicou como séries mensais da taxa de câmbio reais e nominais foram geradas e depois defasadas em dois meses para a abordagem do trimestre-safra. Para esta medida de volatilidade o procedimento consistiu na utilização destas séries instrumentais mensais defasadas no cálculo do desvio padrão como segue:

$$\text{DESVPMOV} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{36} (FX - \overline{FX})^2}{36-1}}$$

Onde FX é a série instrumental do câmbio mensal e $\overline{FX}$ é a média das últimas 36 observações mensais ou três anos. Assim, sobre as séries de preços de câmbio mensais defasada em dois meses para a sazonalidade, é gerada uma série de desvios-padrão mensais. As observações trimestrais são a média destes três valores para cada trimestre-safra.

Figura 20. Volatilidade DESVPMOV.

Nota: Representa variáveis independentes da função de exportação.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 20 traz DESVPMOV medido para a USDBRL nominal e real e CNYBRL real. Como DESVPMOV é calculado sobre o *nível*, a análise comparativa dos diferentes desvios não é informativa. Assim, estas séries foram plotadas em logaritmo natural para permitir a análise comparativa (Figuras 22 B-D).

Figura 21A. Índice para volatilidade ingênua de longo prazo para USDBRL nominal e real.

Figura 21B. Índice para volatilidade ingênua de longo prazo para CNYBRL nominal e real.

Figura 21C. Índice para volatilidade ingênua de longo prazo para CNYBRL e USDBRL real.

Figura 21D. LOG da volatilidade ingênua de longo prazo para CNYUSD e USDBRL nominal.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Bloomberg, do IPEA e de Chang et al. (2016).

Nota: T é o trimestre-safra

A Figura 21A traz DESVPMOV medido para USDBRL nominal e real. A taxa nominal apresenta valor maior, por ser calculada sobre uma série de preços, enquanto a taxa real é calculada sobre um índice. A indexação da taxa, portanto diminui a variabilidade desta medida de risco. Na prática, isto significa que a medida nominal e a medida real apresentam *um conjunto diferente de informações*.

Por exemplo, para o período pós-crise, de 2008 a 2010, o log da taxa nominal não variou, enquanto o log da taxa real diminuiu. Assim, na perspectiva do sojicultor, enquanto o câmbio de liquidação das transações externas se manteve estável, os custos – medidos pelo IPA-agro -aumentaram. Então, enquanto o *risco* nos meios de pagamento do período foi menor, o *risco* de inflação aumentou.

Ainda, a taxa real apresenta maior variabilidade do que a nominal, o que implica na alta volatilidade da inflação do Brasil tendo impactos significantes na medida. Este fenômeno fica mais claro com a Figura 21B que traz CNYBRL nominal e real. Como a inflação chinesa é menos volátil e menor, este peso se faz perceber em uma maior similaridade entre estas duas curvas quando comparadas à dissimilaridade entre as curvas nominais e reais para USDBRL.

A Figura 21C apresenta para valores reais a volatilidade CNYBRL comparada à volatilidade USDBRL. A análise conjunta das Figuras 22B-C revela a similaridade no comportamento das medidas de volatilidade CNYBRL e USDBRL. Já a Figura 21D, traz o log de DESVPMOV USDBRL nominal e CNYUSD nominal, mostrando que a variação do USDBRL nominal, ou da moeda brasileira, é substancialmente maior do que a variação da moeda chinesa.

Assim, a variabilidade do par cambial CNYBRL representa, em grande medida, a variabilidade do USDBRL. Ainda, para poder desmembrar a análise as variabilidades do *Dólar*, do *Real*, e do *Yuan*, é que foi formulado o modelo de exportações com a volatilidade de terceiro país inspirado em Cushman (1986) que será discutido em detalhes na seção 3.5.5.

3.5.3.2 LOGRET

Clark et al. (2004) aponta o desvio padrão da primeira diferença logarítmica da taxa de câmbio, ou em outras palavras, o desvio padrão calculado sobre o retorno definido na equação (2), como o mais popular tipo de especificação, citando Brodsky (1984), Frankel e Wei (1993), Dell'Ariccia (1999) e Rose (2000) como exemplos.

No Brasil, Bittencourt et al. (2007), Bittencourt e Campos (2014) e Silva et al. (2016) utilizaram como medida o desvio padrão móvel de 2, 4, 6, 8 ou 10 *observações dos log retornos anuais* da taxa de câmbio real.

Bahmani-Oskooee e Hegerty (2007) corroboram o entendimento de Clark et al. (2004) ao destacar que essa medida de volatilidade é a mais utilizada na literatura empírica. Em sua revisão de literatura, os autores relataram um total de 32 trabalhos que utilizam esta metodologia.

Neste contexto, LOGRET, a segunda medida de volatilidade considerada pode ser descrita. LOGRET é a *volatilidade incondicional* da moeda medida pelo desvio padrão móvel da primeira diferença logarítmica dos retornos diários tomados ao trimestre-safra.

Como já foi discutido, a motivação para se utilizar esta forma de cálculo está em sua popularidade como medida de volatilidade. Já a frequência diária escolhida é inspirada em French et al. (1987) e Schwert (1989), ao considerar que a frequência maior aproxima a medida à volatilidade realizada.

Ainda, como o fenômeno que se quer estudar é o impacto do risco nas exportações de soja agregadas ao trimestre-safra, a variância dos *log-retornos* diários é calculada para uma janela móvel de 65 dias, o que equivale a dizer que o risco de cambio para o trimestre é igual ao desvio padrão em um trimestre da primeira diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio bilateral real ou efetiva real e nominal.

É importante ressaltar que enquanto esta medida aproxima os resíduos à normal, ela ignora alguns *fatos estilizados* da volatilidade, por exemplo, ao colocar pesos iguais para todas as observações. Por este motivo, alguns autores denominam este tipo de medida de *volatilidade não condicional*.

Operacionalmente, retomando as séries instrumentais discutidas na seção 3.5.3.2 e a equação (2), uma série diária operacional para os *retornos* é aferida por $R_n = LN\left(\frac{FX_n}{FX_{n-1}}\right)$ onde

LN é o logaritmo natural, ou *neperiano*,

FX é CNYBRL_real ou USDBRL_nominal ou USDBRL_real, ou CNYUSD_real

n é igual a um dia útil.

Desta série operacional os desvios padrão diários para uma janela móvel de 65 dias são calculados como segue: Primeiro, toma-se a média dos retornos para R_{65}

$$R_{\text{médio}} = \sum_{i=1}^{65} R_i$$

Depois é calculado o quadrado do desvio em relação à média para cada uma destas observações

$$(R_i - R_{\text{médio}})^2$$

Em seguida calcula-se a variância para os retornos:

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^{65} (R_i - R_{\text{médio}})^2}{65}$$

A partir da variância é possível calcular o desvio padrão ou a volatilidade incondicional realizada para um dia.

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{65} (R_i - R_{\text{médio}})^2}{65}}$$

Deste cálculo resulta uma série diária de volatilidades trimestrais, a partir do qual é feita a coleta sistemática de observações únicas e sem transformação para cada trimestre-safra,

Como estas observações são calculadas sobre a volatilidade do trimestre, o último passo, para compatibilizar os coeficientes à prática de se observar a volatilidade em termos anuais, foi anualizar estas taxas a partir da multiplicação pela raiz quadrada de quatro trimestres, ou um ano.

Figura 22. Volatilidade incondicional diária LOGRET para USDBRL nominal e real.
Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 22 compara as medidas de volatilidade nominal e real. A análise feita na Figura 21 fundamentalmente se mantém. As curvas são similares e a linha contínua, representando a taxa real, tem maior variabilidade.

Seguindo Clark et al. (2004), este comportamento é indício de que a taxa nominal *poderia ser* um instrumento mais adequado para o encaixe de um modelo de *risco* da taxa *cambial*, já que a variabilidade maior da taxa real implica em alto *efeito da variabilidade da inflação* indesejada sobre o objeto de estudo, o *efeito do risco de moeda*.

Ainda, a similaridade entre as curvas LOGRET é maior do que a congruência das correspondentes curvas DESVPMOV. Este comportamento é esperado pois a tomada do retorno ao logarítmico natural tem justamente a função de aproximar a estimação à *normal*. Isto, na prática coloca ambas as medidas em uma mesma base, tornando clara a distinção entre as duas séries.

Enquanto ambas as séries são voláteis, a série real apresenta surtos de risco não reportados pela taxa nominal. Tomando o mesmo exemplo da descrição de DESVPMOV na Figura 21, o período pós crise 2009-2010 mostra fundamentalmente o mesmo fenômeno já que, na perspectiva do sojicultor, os preços de câmbio se mantiveram estáveis, enquanto a volatilidade de seus preços reais aumentou.

Assim, seguindo Clark et al. (2004) o comportamento mais volátil dos índices de preços em relação às taxas de câmbio motiva nesta dissertação o exame e a comparação da *função de exportação* utilizando abordagens alternativas para preços reais e nominais bem como índices de inflação como variáveis.

Já a Figura 23 traz a taxa LOGRET para CNYBRL e USDBRL real. O que se observa é que as taxas são correlacionadas, mas não idênticas. Como já discutido, isto fundamentalmente se dá porque a taxa brasileira USDBRL apresenta uma variabilidade maior do que a sino-americana (Figura 24), o que acaba por ocultar a variabilidade de CNYUSD na taxa CNYBRL. Não obstante a semelhança destas séries, divergências existem em alguns períodos como 2010 T1 e 2007 T2 e T3 quando USDBRL apresentou maior variabilidade do que CNYBRL.

Figura 23. Volatilidade incondicional diária LOGRET para CNYBRL e USDBRL real.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 24. Volatilidade incondicional diária LOGRET para USDBRL real e CNYUSD real.

Fonte: Elaborado pelo autor.

3.5.3.3 GARCH

A última abordagem para o cálculo da volatilidade, a *variância condicional*, ou o GARCH (1,1), aprimora as propostas anteriores ao não ignorar informações referentes aos processos estocásticos. A classe de modelos introduzida por Bollerslev (1986) faz a projeção do futuro com a informação acumulada ao longo do tempo, ou a modelagem do efeito estilizado de *clustering* de volatilidade.

A versão básica do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários assume que o valor esperado de todos os ε^2 é a mesma em qualquer ponto do tempo, no que é chamado de condição de homoscedasticidade. Já quando as variâncias dos termos de erro não são iguais, a condição é conhecida como heteroscedasticidade. Para o autor, com erros deste tipo os coeficientes de uma regressão MQO se mantêm imparciais, mas os valores dos desvios padrão e os graus de confiança estimados podem indicar uma precisão falsa.

Para solucionar este viés foram introduzidos os modelos ARCH e GARCH, que resumidamente podem ser entendidos como modelos que tratam a heteroscedasticidade como uma média, ou uma variância, a ser modelada.

Seguindo o raciocínio da excelente descrição do método e guia de aplicação prática do modelo GARCH de Engle (2001), o desafio de uma projeção econométrica é especificar como a informação que se tem sobre o passado do ativo é usada para prever a média e a variância do retorno deste mesmo ativo. Antes da introdução dos modelos auto-regressivos, a principal ferramenta descritiva da volatilidade era o desvio padrão móvel, entendido como a raiz quadrada da variância sobre um número fixo das operações, por exemplo, calculada para todos os dias úteis usando o mês mais recente (21 dias úteis). Isto poderia ser entendido como a forma mais simples de um modelo ARCH, isto é, o modelo assume que a variância da projeção do retorno de amanhã é uma média aritmética dos resíduos da estimação dos últimos 21 dias. A suposição implícita é que os retornos dos últimos 21 dias têm peso igual, e o retorno das observações mais antigas do que um mês tem peso igual a zero.

Enquanto estas restrições podem induzir a erro, o modelo de Heteroscedasticidade Condicional Auto-Regressiva ARCH proposto por Engle (1982) relaxa esta condição já que ao invés de fixar as proporções, o modelo entende estes pesos como parâmetros a serem estimados para a estimação por média ponderada. Uma extensão deste modelo é a proposta GARCH de Bollerslev (1986) que também modela uma média ponderada dos resíduos

passados, porém *todos* os resíduos e *variâncias* são considerados, de forma que o peso de uma observação passada nunca de fato chega a zero.

Para Engle (2001) a forma mais utilizada da especificação GARCH é aquela que afirma que a melhor previsão para a variância do próximo período é aquela dada pela média ponderada da variância de longo prazo, a variância prevista para o período e a “nova informação” capturada pelo *termo de erro* mais recente.

Para o autor este modelo pode ser classificado como um modelo de comportamento de aprendizagem, ou adaptativo do tipo *Atualização Bayesiana*. Para ilustrar esta operacionalização, adaptando o exemplo de Engle (2001), considera-se a variável dependente r_t como o log-retorno do ativo. Já o valor médio m e a variância h são definidos em relação a um conjunto de dados históricos passados. Então, o retorno r no presente será igual ao valor médio, ou esperado, de r . Este é aferido com base em informações passadas *mais* o desvio padrão de r , ou seja, a raiz quadrada da variância do retorno, *multiplicado* pelo termo de erro para o período presente.

Engle (2001) usa o exemplo hipotético, onde um *trader* sabe que a média de longo prazo do desvio padrão diário é de 1 por cento. No entanto, em função da alta volatilidade do exemplo, a previsão feita ontem para a volatilidade de hoje foi de 2 por cento, enquanto a volatilidade realizada foi de fato 3 por cento. O erro do *trader* indica que o dia de hoje foi mais volátil do que ontem. Assim é razoável supor que o *trader* aumente sua previsão para amanhã. Entretanto, como a média de longo prazo é de 1 por cento, o *trader* poderia, também de forma razoável, reduzir a sua previsão. A melhor estratégia depende da interdependência entre os dias. Se estes três números forem tomados ao quadrado e aferidos pesos equânimes, a previsão para amanhã seria: $\sqrt{\frac{1+4+9}{3}} = 2.16$. Todavia, se o *trader* optasse por outra proporção para estes pesos, por exemplo 0.02, 0.9 e 0.8 a nova previsão seria $\sqrt{0.02 * 1 + 0.9 * 4 + 0.08 * 9} = 2.08$

Em outras palavras, h_t é utilizado para definir a variância dos resíduos de uma regressão $r_t = m_t + \sqrt{h_t} \epsilon_t$ com a variância de ϵ igual a 1 para o exemplo.

O modelo GARCH (1,1) para a variância:

$$h_{t+1} = \omega + \alpha (r_t - m_t)^2 + \beta h_t = \omega + \alpha h_t \epsilon_t^2 + \beta h_t \quad (22)$$

As constantes ω , α e β estimadas com a previsão anterior para h e o resíduo. Os pesos são $(1 - \alpha - \beta, \beta, \alpha)$ e a variância de longo prazo é $\sqrt{\frac{\omega}{(1-\alpha-\beta)}}$. Ainda o modelo coloca as restrições $\alpha + \beta < 1$ e todos os pesos precisam ser positivos então $\omega > 0, \alpha > 0$ e $\beta > 0$.

O modelo descrito serve para projetar a variância condicional GARCH (1,1) onde os parênteses correspondem à notação para o número de defasagens auto-regressivas, ou termos ARCH, e o número de defasagens das médias, ou termos GARCH. Estes modelos revertem em direção à média, projetam uma variância incondicional constante, e tem comportamento condicional heteroscedásticos.

Para a projeção econométrica o procedimento de máxima verossimilhança é aplicado na equação (22) para séries de log-retornos diários dos pares cambiais onde h_t é σ^2 maximizado com respeito aos parâmetros ω , α e β . O processo é executado com o *software Eviews*, com uma estimativa para a primeira variância calculada a partir dos resíduos da regressão. Então, o processo de atualização do GARCH para a primeira observação toma a média ponderada da variância *incondicional*, o quadrado dos resíduos da primeira observação e a variância em t_0 para calcular a variância projetada para a segunda observação. Esta *variância condicional* é então imputada para a projeção da terceira previsão, com sua respectiva *variância condicional* diária, e assim sucessivamente de forma que uma inteira série temporal diária de previsões para a variância é construída.

Esta série de variâncias condicionais diárias pode ser entendida como a melhor previsão que o modelo GARCH (1,1) gera para $t+1$ dia, assim a medida VOL GARCH é calculada através da soma para o trimestre-safra, ou 65 dias úteis, das *expectativas condicionais para a variância diária*, multiplicada pela raiz quadrada de quatro para trazer a análise de elasticidades para a base anual.

É esperada a ausência de auto-correlação ou efeitos ARCH nos resíduos desta projeção. A persistência neste tipo de erro indica erro de especificação. Assim, testes de auto-correlação, e de efeitos ARCH foram realizados sobre todas as amostras.

Ainda, é importante notar que, seguindo Nishimura e Hirayama (2013), GARCH_CNYBRL_REAL, ou a medida condicional de volatilidade calculada para o par cambial Yuan/Real, tem um regressor fixo incluído na regressão, ou uma *dummy*, para os períodos nos quais o governo chinês fixou o Yuan ao Dólar.

A sequência de resultados a seguir traz este procedimento para o caso do CNYBRL_real, porém os resultados para os outros pares cambiais foram similares.

O teste ARCH foi proposto por Engle (1982) para testar a significância da heteroscedasticidade condicional nos resíduos, ou efeitos ARCH. Para tanto um teste de *Multiplicador de Lagrange* é computado para uma regressão auxiliar que testa a hipótese nula de homoscedasticidade. A Tabela 17 mostra o resultado do teste ARCH para os resíduos da estimação GARCH (1,1) de CNYBRL_REAL para 12 defasagens. Como não podemos rejeitar H_0 , aceita-se a hipótese nula de ausência de efeitos remanescentes ARCH. Em outras palavras, o modelo GARCH (1,1) está corretamente especificado à medida em que seus resíduos não mais apresentam heteroscedasticidade.

Tabela 17.
Teste de heteroscedasticidade: ARCH.

F-statistic	0.517599	Prob. F(12,185)	0.9017
Obs*R-squared	6.431715	Prob. Chi-Square(12)	0.8928

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

Estes resultados são confirmados pelo correlograma da Tabela 18 que mostra que não há evidências para AC ou PC, bem como pela estatística Q que aponta claramente para que os resíduos do processo GARCH (1,1) são ruído branco.

Tabela 18.
Correlograma dos resíduos ao quadrado CNYBRL Real GARCH (1,1).

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.021 -0.021	0.0936	0.760	
		2 0.012 0.012	0.1244	0.940	
		3 -0.004 -0.004	0.1284	0.988	
		4 0.006 0.006	0.1359	0.998	
		5 -0.021 -0.021	0.2317	0.999	
		6 -0.013 -0.014	0.2675	1.000	
		7 0.004 0.004	0.2704	1.000	
		8 0.003 0.003	0.2720	1.000	
		9 -0.019 -0.019	0.3551	1.000	
		10 0.060 0.059	1.1445	1.000	
		11 0.020 0.022	1.2351	1.000	
		12 -0.011 -0.012	1.2646	1.000	
		13 -0.018 -0.018	1.3346	1.000	
		14 -0.023 -0.025	1.4573	1.000	
		15 0.000 0.001	1.4574	1.000	
		16 0.006 0.009	1.4646	1.000	
		17 0.006 0.006	1.4726	1.000	
		18 -0.004 -0.006	1.4771	1.000	
		19 -0.021 -0.021	1.5815	1.000	
		20 -0.004 -0.008	1.5844	1.000	
		21 -0.003 -0.005	1.5867	1.000	
		22 -0.013 -0.013	1.6292	1.000	
		23 -0.019 -0.018	1.7140	1.000	
		24 0.002 0.005	1.7154	1.000	
		25 -0.013 -0.013	1.7582	1.000	
		26 -0.017 -0.020	1.8301	1.000	
		27 -0.012 -0.015	1.8672	1.000	
		28 0.057 0.055	2.6655	1.000	
		29 -0.005 0.001	2.6715	1.000	
		30 -0.009 -0.009	2.6902	1.000	
		31 -0.019 -0.021	2.7838	1.000	
		32 0.002 -0.001	2.7845	1.000	
		33 -0.014 -0.010	2.8355	1.000	
		34 0.047 0.048	3.4044	1.000	
		35 0.006 0.008	3.4132	1.000	
		36 0.005 0.004	3.4201	1.000	

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

A partir desta operacionalização foram geradas as medidas de volatilidade GARCH para os pares cambiais considerados no estudo e representadas na Figura 25. Como no caso das medidas anteriores, é perceptível a correlação entre as séries.

Ainda, é possível notar pela análise da figura o efeito causado pela *dummy* para o Yuan fixo já que para o início da amostra até junho de 2005 e de julho de 2008 até junho de 2010, a congruência entre as séries é ainda maior.

Figura 25. Volatilidade GARCH.

Fonte: Elaborado pelo autor no software Eviews a partir de dados da Bloomberg e do IPEA.

3.5.3.4 Gráficos da variável independente volatilidade cambial

A partir do exposto, as Figuras 26A-D trazem todas as medidas de risco cambial para o trimestre-safra consideradas como variável independente nas funções de exportação. As linhas duplas representam volatilidade DESVPMOV, ou a medida *ingênua mensal de longo prazo*, as linhas contínuas são risco LOGRET, ou a *volatilidade diária incondicional para o trimestre-safra*, enquanto as linhas pontilhadas representam a volatilidade condicional estimada pelo método GARCH.

A comparação entre as curvas LOGRET e GARCH para USDBRL real e nominal, e CNYBRL real mostra que em períodos de *clusters de baixa volatilidade*, LOGRET se aproxima de zero, com as mínimas do risco anualizado apontando abaixo de 10%. Já o risco GARCH tende à média de GARCH, ou à média das variâncias condicionais observadas. Em contrapartida, em períodos de *volatilidade elevada*, o valor da variância esperada por um processo GARCH ou LOGRET é praticamente o mesmo.

Esta é uma ilustração do efeito GARCH sobre a estimação. Em resumo, GARCH estima a esperança de σ com base nos coeficientes de uma equação que projeta o peso ótimo de $\sum \sigma_t$, e σ_n onde t são 65 dias úteis e n é igual a toda as informações passadas. LOGRET por sua vez considera pesos iguais para σ_t onde t é igual a 65 dias.

Assim, se a volatilidade permanece baixa por período de tempo maior do que um trimestre, a expectativa de LOGRET apresenta um valor tendendo a zero que reflete os valores baixos correntes. Em contraponto, enquanto a expectativa GARCH considera a baixa volatilidade atual, ela também pondera o conjunto total de informações σ_n , ou a variância condicional. Assim, em um contexto de volatilidade em $t0$ próximo de zero, o risco estimado GARCH mostra que a estimativa do risco para $t+1$ não é zero porque o conjunto total de informações mostrou valores diferentes de zero no passado.

Figura 26A. Medidas de volatilidade para CNYBRL real.

Figura 26B. Medidas de volatilidade para USDBRL real.

Figura 26C. Medidas de volatilidade para USDBRL nominal.

Figura 26D. Medidas de volatilidade para CNYUSD real.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Bloomberg, do IPEA e do FRB Atlanta.

3.5.5 Outras variáveis consideradas

Como mostrou a revisão da literatura, alguns autores como Bahmani-Oskooee et al. (2013) examinam o impacto da volatilidade cambial como uma função de exportação *restrita* à renda externa e a taxa e *risco* cambiais. Este construto teórico da equação de exportação é *restrito* porque assume a oferta como sendo perfeitamente elástica.

Assumir ganhos constantes de escala, ou a oferta infinita dos bens, pode expor o estudo ao *viés da variável omitida*. Para diminuir este risco, outros autores, como Cushman (1986), consideram em adição variáveis independentes para *efeitos da oferta* como os preços e custos relativos dos bens, o custo do frete as distâncias geográficas e culturais, barreiras tarifárias e fitossanitárias, a renda *interna*, a produtividade agrícola e a volatilidade de terceiro país como exemplos. Para Bayar (2017), a tendência dos estudos recentes é incluir *quantas variáveis for possível* nesta estimação.

A seção 3.3.1.5 explicou que o tamanho e as características sazonais da amostra deste estudo limitam a quantidade de variáveis que podem ser consideradas na equação.

Assim, a solução encontrada para aprofundar o estudo da função de exportação foi a inclusão de variáveis identificadas relevantes na literatura como uma quarta variável do modelo conceitual.

$$\ln X_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_{\theta t} + \beta_2 \ln P_{\eta \rho t} + \beta_3 \ln V_{\eta \rho \gamma t} + \beta_4 \ln Q_t + \epsilon \quad (12)$$

Onde Q é uma alternativa para uma variável independente para além das três variáveis base da equação restrita.

3.5.5.1 Preços relativos

Enquanto a instrumentalização dos preços relativos foi apresentada na seção 3.5.3, esta subseção designa-se a apresentar o grupo de modelos onde PR é considerado como uma quarta variável.

Na prática, seguindo dentre outros, Hall et al. (2010) e Casagrande et al. (2014), para a equação (20):

$$\beta_2 \ln P_{\eta \rho t} = \beta_2 \ln FX_{\eta t}$$

$$\beta_4 \ln Q_t = \beta_4 \ln PR_{\eta t},$$

FX é um par cambial e PR é o preço relativo da soja. Ou seja, a função que considera PR como quarta variável, considera as taxas de câmbio como P . Esta operacionalização é útil para contrastar ambas as abordagens dos *efeitos* de ρ para FX ou PR sob o modelo conceitual de substitutos imperfeitos. Já que quando PR é uma variável do modelo, a função projeta as exportações em função da elasticidade da *demanda e da oferta*, enquanto sobre FX, a oferta é assumida totalmente elástica.

O coeficiente esperado é $\beta_4 > 0$, para os preços relativos e $\beta_2 < 0$ para FX porque preços relativos mais altos e um real valorizado implicam em menos vendas externas.

3.5.5.2 Preços da soja

Quando Q_x é igual ao preço da soja em Rotterdam, seguindo Wang et al. (2011) e Adhikari et al. (2011), o modelo é estimado considerando a hipótese que os preços em Dólares no mercado internacional impactam nas exportações brasileiras de soja.

O coeficiente esperado para o longo prazo (δ_5) é positivo já que o aumento no preço da soja aumenta a utilidade de exportar para o produtor rural. Já para o longo prazo $\beta_4 < 0$ porque o preço da soja mais alto no mercado internacional aumenta a utilidade de produtos substitutos. Por este mesmo motivo, se $\beta_4 = 0 = \delta_5$, a oferta de soja é perfeitamente elástica, o que é um teste empírico para a condição de bem perfeitamente substituível. Em outras palavras, se o preço não impactar a oferta, o mercado está em condições de equilíbrio de competição perfeita por um bem homogêneo.

3.5.5.3 Custos relativos

Quando Q_x representa os custos relativos o modelo estima as elasticidades da inflação como em Pick (1990), Chen (2011) e Vieira e Damasceno (2016). Operacionalmente, as séries mensais Deflator e IPA-agro descritas na seção 3.5.2 são defasadas em dois meses para o trimestre-safra. Então, a média aritmética do trimestre é a variável Q_x .

Ainda, para o par cambial de referência CNYBRL, o *Deflator* é a *proxy*. Já quando o par é USDBRL, o IPA-agro é utilizado. Como os preços são em reais brasileiros, um deflator mais alto implica em um custo relativo chinês maior, o que é benéfico para as exportações no curto prazo à medida que a arbitragem age em favor de aumentar a utilidade

em exportar. Já para o longo prazo um aumento na inflação, do lado chinês, impactaria negativamente na demanda, enquanto do lado brasileiro, aumentaria os custos, *forçando* a oferta para baixo.

Por fim, no contexto da alta volatilidade da inflação brasileira, a análise do índice de inflação como uma variável independente ajuda a capturar o comportamento relativo entre as taxas nominais e reais consideradas no estudo.

3.5.5.4 Volatilidade de terceiro país

Quando Q_x é a volatilidade de terceiro país e CNYBRL é a medida de câmbio, a volatilidade do CNYUSD é utilizada para medir os efeitos da volatilidade do Dólar, ou a moeda de liquidação, conforme a metodologia de terceiro país introduzida por Cushman (1986) e seguida por exemplo, por Bahmani-Oskooee et al. (2016).

Enquanto a instrumentalização das variáveis foi descrita na seção 3.5.3, o racional por trás deste modelo é aprofundar a análise sobre o risco cambial buscando isolar da medida o componente de risco do Real, e o componente de risco do Dólar.

Como não há consenso sobre os impactos da volatilidade cambial nas exportações, não há coeficiente esperado, *a priori* para esta variável sendo a análise da existência desta elasticidade parte do objetivo geral do estudo.

3.5.5.5 Frete

Muitos autores consideram o frete em seus modelos. Em especial, a vertente da literatura que se dedica a análise de modelos de *gravidade*, tem no frete uma de suas premissas básicas. Baseado na *proximidade* entre os países, estes modelos multilaterais de comércio costumam utilizar como variável independente, dentre outros fatores, a distância em quilômetros como uma *proxy* para o frete.

Este construto foi utilizado, por exemplo, por Bittencourt et al. (2007), Chiappini e Jégourel (2014), Bittencourt e Campos (2014), Carmo e Bittencourt (2014), e Silva et al. (2016). Cabe dizer que a distância tem pouco uso em uma análise de relação bilateral. Zhang et al. (2010) tem uma abordagem diferente, ao medir o frete não por uma distância fixa, mas sim por um índice de preços de frete da bolsa do báltico. (Figura 27).

Figura 27. Índice de frete granel seco *Baltic dry index*.
 Fonte: Bolsa do Báltico Nota: Q é o trimestre-safra.

Com publicação diária, o *Baltic Dry index* (BDI) (Figura 27) é um índice da visão ponderada de um painel de empresas de transporte marítimo para os afretamentos a tempo, ou *time charters*, de rotas pré-estabelecidas para o transporte de carga seca a granel em navios *Capesize*, *Panamax*, *Supramax* e *Handysize*.

Este índice é utilizado para a liquidação de contratos a termo no mercado de fretes marítimos, sendo também uma ferramenta útil de analistas de mercado e pesquisadores para medir o grau diário de *aquecimento* da economia.

É importante notar que o crescimento da economia internacional pré-crise de 2008 resultou, à época, em uma falta de navios disponíveis. A perspectiva de aumento na demanda por frete levou à grandes investimentos em aumento de frota. Como a construção naval requer um período considerável, estes investimentos se materializaram justamente durante e após a crise financeira internacional. O descompasso reverbera até os dias atuais, com o excesso de navios trazendo os preços dos fretes para perto dos valores mínimos do horizonte do presente estudo.

Operacionalmente dados *mensais*, ou o índice no fechamento do mês, foram coletados via Bloomberg. Esta série foi defasada em dois meses para o trimestre-safra. Da série defasada tomou-se a média aritmética para aferir o frete do trimestre-safra.

Com relação aos coeficientes esperados, no curto prazo a expectativa é que o frete mais elevado seja prejudicial à exportação. Já para o longo prazo, fretes marítimos internacionais mais elevados tendem a indicar uma economia global transacionando mais produtos,

gerando mais riqueza e consumindo mais proteína, o que tornaria por aumentar o consumo global de soja, bem como as exportações brasileiras.

3.5.5.6 Renda do exportador

Alguns autores, como por exemplo Carmo e Bittencourt (2014) incluem algum fator de determinação de renda da oferta na função de exportação. Neste modelo, uma economia mais rica tem a tendência a importar e a exportar mais. Para a presente dissertação foram consideradas duas medidas balizadoras: O PIB e o *yield*, ou rendimento.

Quando Q_x é igual ao PIB do agronegócio, a elasticidade de oferta é estimada com $E(\beta_4) > 0$ porque o crescimento no PIB do agronegócio representa uma oferta em crescimento, com impactos diretos nas vendas. Operacionalmente a taxa mensal do PIB do agronegócio disponibilizada pelo CEPEA é defasada em dois meses. Desta série mensal uma observação sistemática é retirada para cada último dia do trimestre-safra, gerando a série PIB_AGRO trimestral. A Figura 4, no início do texto plotou esta série em índice.

Já quando *proxy* de oferta para Q_x é igual a *yield*, o rendimento da soja por hectare como divulgado pela CONAB, é utilizado para uma projeção objetiva da capacidade dos fatores de produção em ofertar a soja.

Figura 28. Rendimento da soja brasileira, tonelada por hectare.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB.

A CONAB divulga mensalmente a estimativa para a produtividade para o ano-safra corrente, baseada em projeções de séries temporais bem como informações apuradas em trabalhos de campo, monitoramento agrometeorológico e espectral. Como o número é para

o ano safra, a série mensal é defasada para o trimestre-safra e deste o último valor, sem transformações, corresponde a uma observação da variável (Figura 28).

Com relação ao coeficiente esperado, $E(\beta_4) > 0$ porque o aumento na produtividade por hectare representa maior volume de toneladas disponíveis para a exportação.

Capítulo 4 – Análise de resultados

O modelo empírico designa distintos recortes temporais e instrumentais para equações autônomas estimadas com dados apurados ao trimestre-safra, separados em dois grupos de modelos diferentes. O primeiro grupo, representado pela equação (20) estima um modelo ARDL (12,12,12,12) com uma variável dependente e três variáveis explicativas com defasagens para até três anos que são também consideradas como regressores.

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \delta_1 + \sum_{j=1}^{12} \alpha_j \Delta \ln X_{t-j} + \sum_{j=0}^{12} \beta_1 \Delta \ln P_{\eta\rho}_{t-j} + \sum_{j=0}^{12} \beta_2 \Delta \ln Y_{\theta}_{t-j} + \sum_{j=0}^{12} \beta_3 \Delta \ln V_{\eta\rho\gamma}_{t-j} + \delta_1 \ln X_{t-1} \\ & + \delta_2 \ln P_{\eta\rho}_{t-1} + \delta_3 \ln Y_{\theta}_{t-1} + \delta_4 \ln V_{\eta\rho\gamma}_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (20)$$

O segundo grupo, representado pela equação (21) estima um modelo ARDL (8,8,8,8,8), ou seja, um modelo com uma variável a mais, e um ano a menos sendo considerado:

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \delta_1 + \sum_{j=1}^8 \alpha_j \Delta \ln X_{t-j} + \sum_{j=0}^8 \beta_1 \Delta \ln P_{\eta\rho}_{t-j} + \sum_{j=0}^8 \beta_2 \Delta \ln Y_{\theta}_{t-j} + \sum_{j=0}^8 \beta_3 \Delta \ln V_{\eta\rho\gamma}_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^8 \beta_4 \Delta \ln Q_{t-j} + \delta_1 \ln X_{t-1} + \delta_2 \ln P_{\eta\rho}_{t-1} + \delta_3 \ln Y_{\theta}_{t-1} + \delta_4 \ln V_{\eta\rho\gamma}_{t-1} + \delta_5 \ln Q_{t-1} \\ & + \mu_t \end{aligned} \quad (21)$$

$\theta \ \gamma \ \eta \ \rho$ representam os vetores de análise para os preços relativos, a renda e a medida de volatilidade cambial, quando:

η Preços: *nominais* ou *reais*.

θ Renda: PIB da China ou a estimativa do USDA para o *esmagamento de soja* (cons.

ρ Preço Relativo: USDBRL; ou CNYBRL; ou Preço da soja em USD no porto de Rotterdam dividido pelo Preço USD da soja em Paranaguá.

γ Cálculo da Volatilidade: GARCH é o desvio padrão anualizado da variância condicional diária somada ao trimestre, LOGRET é desvio padrão móvel anualizado dos log-retornos diários tomados ao trimestre-safra, DESVPMOV é o desvio padrão móvel das 36 últimas observações mensais, somadas ao trimestre-safra.

Assim, para o primeiro grupo de modelos, as combinações entre $\theta = 2, \gamma = 3, \eta = 2$ e $\rho = 3$, resultam no encaixe de 36 equações de exportação distintas. Ainda, segundo Nkoro e Uko (2016), a metodologia PSS requer a análise do intercepto a partir da estimação de 4 equações autônomas, chegando, então, a um total de 144 equações estimadas para este grupo.

Já o segundo grupo, enquanto diminui o número máximo de defasagens consideradas para dois anos, acrescenta a estes 36 modelos uma quarta variável que pode ser: o custo do frete, os preços relativos, os custos relativos, a volatilidade de terceiro país, o PIB do agronegócio brasileiro, o rendimento agrícola e o preço da soja em Rotterdam. A quarta variável acrescenta então 283 modelos de análise, alcançando um total para o grupo de 1132 equações.

A explanação dos resultados dos 319 modelos passa primeiro por uma discussão aprofundada da operacionalização econométrica de um modelo individual. O modelo selecionado para detalhamento projeta as exportações de soja brasileira para a China como sendo uma função do esmagamento, ou *consumo total* de soja chinês, dos *preços relativos* da soja internacional sobre a soja brasileira em termos reais, da volatilidade entendida como a *variância trimestral dos log retornos diários* da taxa CNYBRL real e o indicador de custos relativos – índice de preços ao consumidor chinês (CPI) dividido pelo IPA agropecuário da FGV. Assim, o modelo ARDL (8,8,8,8,8) $LOG(X)$ $LOG(CONS)$ $LOG(PRR_SOJA)$ $LOG(VOL_CNYBRLREAL_LOGRET)$ $LOG(DEFLATOR_CN_BR)$ foi estimado.

A Tabela 19 é o *output* desta projeção. O modelo ARDL(8,6,8,5,1) foi selecionado por máxima verossimilhança pelo critério de informação de Akaike dentre 52488 possibilidades consideradas para a combinação de defasagens (8,8,8,8,8) (Figura 29).

Os coeficientes significantes na Tabela 19 indicam que tanto os dados trimestrais quanto os dados plurianuais são significativos para a projeção. Ainda, a abordagem PSS requer que a equação seja estimada para diferentes alternativas de constantes, com o melhor encaixe sendo o selecionado. Para a presente análise, como procedimento operacional, o melhor encaixe é aquele em que a equação tem resíduos estáveis e apresenta o menor Akaike dentre as 4 alternativas para o intercepto consideradas para cada equação autônoma.

Assim, para estimar o modelo selecionado, o melhor encaixe é a equação que inclui como regressor fixo uma constante restrita c , com AIC (0.91).

Tabela 19.

Output do modelo de regressão

Dependent Variable: LOG(X)

Dynamic regressors (8 lags, automatic): LOG(CONS) LOG(PRR_SOJA)

LOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET) LOG(DEFLATOR_CN_BR)

Fixed regressors: @EXPAND(@QUARTER,@DROPLAST)* C**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(X(-1))	-0.14	0.15	-0.95	0.3525
LOG(X(-2))	-0.32	0.14	-2.21	0.0362
LOG(X(-3))	-0.45	0.15	-3.06	0.0051
LOG(X(-4))	-0.20	0.17	-1.21	0.2382
LOG(X(-5))	0.27	0.14	1.95	0.0615
LOG(X(-6))	-0.06	0.10	-0.57	0.5757
LOG(X(-7))	0.18	0.11	1.66	0.1084
LOG(X(-8))	0.35	0.12	2.97	0.0063
LOG(CONS)	6.24	2.95	2.12	0.0438
LOG(CONS(-1))	3.04	4.22	0.72	0.4774
LOG(CONS(-2))	-9.73	3.84	-2.53	0.0176
LOG(CONS(-3))	8.38	3.96	2.11	0.0443
LOG(CONS(-4))	-2.53	4.48	-0.57	0.5765
LOG(CONS(-5))	1.24	4.10	0.30	0.7652
LOG(CONS(-6))	-3.88	2.62	-1.48	0.1504
LOG(PRR_SOJA)	1.11	1.00	1.10	0.2794
LOG(PRR_SOJA(-1))	2.60	1.01	2.58	0.0158
LOG(PRR_SOJA(-2))	0.65	0.95	0.69	0.4962
LOG(PRR_SOJA(-3))	-1.41	0.93	-1.51	0.1421
LOG(PRR_SOJA(-4))	1.10	0.93	1.18	0.2500
LOG(PRR_SOJA(-5))	0.07	0.92	0.08	0.9406
LOG(PRR_SOJA(-6))	-1.63	1.00	-1.63	0.1142
LOG(PRR_SOJA(-7))	-0.69	0.94	-0.73	0.4729
LOG(PRR_SOJA(-8))	2.36	0.78	3.01	0.0057
LOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET)	0.68	0.17	4.00	0.0005
LOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET(-1))	0.28	0.18	1.52	0.1401
LOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET(-2))	0.23	0.17	1.37	0.1829
LOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET(-3))	0.13	0.16	0.83	0.4158
LOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET(-4))	0.16	0.17	0.92	0.3648
LOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET(-5))	-0.26	0.15	-1.69	0.1031
LOG(DEFLATOR_CN_BR)	3.30	1.72	1.92	0.0658
LOG(DEFLATOR_CN_BR(-1))	-5.77	1.93	-2.99	0.0060
@QUARTER=1*	-1.08	0.50	-2.18	0.0382
@QUARTER=2*	-1.75	0.57	-3.07	0.0050
@QUARTER=3*	-2.08	0.43	-4.82	0.0001
C**	-14.06	5.56	-2.53	0.0178*
R-squared	0.95	Mean dependent var	8.1546	
Adjusted R-squared	0.88	S.D. dependent var	0.9608	
S.E. of regression	0.33	Akaike info criterion	0.9088	
Sum squared resid	2.82	Schwarz criterion	2.1439	
Log likelihood	7.83	Hannan-Quinn criter.	1.3938	
F-statistic	14.09	Durbin-Watson stat	1.9589	

Fonte: Adaptado pelo autor a partir do software Eviews.

Nota: * são os regressores fixos de sazonalidade trimestre-safra. ** C é uma constante restrita.

O método PSS requer 4 estimações autônomas para constantes restrita ou irrestrita e fixa ou de tendência linear, estes 4 modelos são comparados via o critério AIC***. Coeficientes significantes estão sublinhados.

Figura 29. Gráfico dos 20 melhores modelos selecionados por AIC.

Fonte: elaborado a partir do software Eviews.

Uma vez descrito o modelo, foi possível proceder com o *Teste de Fronteiras* para determinar se as séries são ou não cointegradas, ou seja, verificar se as variáveis detêm significativa e significativa relação de curto prazo que *force* o longo prazo. A tabela (20) apresenta o resultado, a *Estatística-F assintótica* de 5.03 excede o limite superior de 4.37 para o valor crítico de 1% de significância, rejeitando a hipótese nula, em favor da hipótese alternativa de existência de relacionamento de longo prazo entre as variáveis.

Uma vez estabelecida a dependência de longo prazo entre as variáveis, é possível sustentar que de fato existe uma relação de longo prazo entre estas, respondendo ao *objetivo geral* deste trabalho.

Tabela 20.

Teste de fronteiras de Pesaran.

ARDL Bounds Test.

H0: Não há relação de longo prazo.

Valor	k
Estatística-F 5.025314	4
Valores críticos	
Significância 10 Fronteira	11 Fronteira
10% 2.2	3.09
5% 2.56	3.49
2.5% 2.88	3.87
1% 3.29	4.37

Fonte: elaborado pelo autor a partir do software Eviews.

Para não incorrer no viés levantado por Tenreiro (2007), é preciso estudar os resíduos para se certificar que eles respondem às pré-condições de normalidade e de *ruído branco*.

A metodologia adotada passa por uma série de testes de hipótese para os quais busca-se identificar projeções estáveis. A rejeição da hipótese nula em qualquer destes testes torna fútil a estimativa das elasticidades para modelos cointegrados. Assim, modelos que rejeitem a hipótese nula a 99% são descartados. Já quando a rejeição à nula se dá com 95% ou 90% de confiança, os modelos são selecionados e identificados pela denominação *estável**. Por fim, modelos que são estáveis, normais e *iid* a 1% de confiança são *estáveis*.

A Figura 30 mostra que os resíduos da projeção detalhada são bem distribuídos em torno da média e esta é próxima de zero. Os erros aparentam ter a forma normal à medida que a assimetria e a curtose são próximas de seus valores esperados 0 e 3; a 0,42 e 3,05 respectivamente.

Ainda, o valor crítico de 1.92 para o teste de JB, aplicado sob a hipótese nula de existência de distribuição normal com a hipótese alternativa que os dados não são distribuídos normalmente, apresenta o *p* valor de 0,38. Assim, não é possível rejeitar a hipótese nula de distribuição normal.

Figura 30. Histograma dos resíduos da cointegração ARDL (8,6,8,5,1).
Nota: elaborado pelo Eviews.

Sob o teste *RESET* de estabilidade de Ramsey (1969), formalmente, a rejeição da hipótese nula para erros de especificação implica na existência de um ou mais destes fatores: viés de omissão de variável, erros na forma funcional, ou a existência de correlação entre X e ε . Para esta equação, quando considerado o teste em dois termos (Tabela 21), o *p* valor de 0.07 permite rejeitar a nula a 90% de confiança, mas não a 99% de confiança. Este resultado invoca a execução do teste com três e quatro termos, quando os *p* valores 0.16 e 0.18 não permitem rejeitar a nula. Conclui-se então que podemos aceitar a hipótese nula com a restrição de só podermos fazê-lo com a confiança de 92%.

Tabela 21.
Teste de estabilidade de Ramsey.

2 termos	Value	df	Probability
F-statistic	2.910906 (2, 24)		0.0738

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.550548	2	0.275274
Restricted SSR	2.820142	26	0.108467
Unrestricted SSR	2.269594	24	0.094566

3 termos	Value	df	Probability
F-statistic	1.859798 (3, 23)		0.1646

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.550560	3	0.183520
Restricted SSR	2.820142	26	0.108467
Unrestricted SSR	2.269582	23	0.098677

4 termos	Value	df	Probability
F-statistic	1.340845 (4, 22)		0.2864

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.552764	4	0.138191
Restricted SSR	2.820142	26	0.108467
Unrestricted SSR	2.267378	22	0.103063

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

Seguindo a análise da estabilidade do modelo, o teste da soma cumulativa dos resíduos ao quadrado (*CUSUMsq*) introduzido por Page (1954) foi utilizado para se obter a análise gráfica da variância dos resíduos recursivos. A expectativa do resultado do teste, sob a hipótese de estabilidade dos parâmetros, é que inicie em zero e termine em 1 e que seu resultado fique dentro do intervalo de 5% de significância. A Figura 31 mostra que para este modelo o teste se mostrou estável.

Figura 31. CUSUM ao quadrado para o modelo selecionado.
Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

O teste da *estatística Q*, introduzido por Box e Pierce (1970) é comumente utilizado para testar se a série é *ruído branco*. Formalmente, a auto-correlação na defasagem k é testada sob a hipótese nula de que coeficientes das k_n defasagens são simultaneamente iguais a zero. Se para ε são observados resíduos serialmente independentes, média zero e variância constante, pode-se dizer que $y_t \sim iid(0, \sigma^2)$. Os diferentes p-valores reportados na Tabela 22 mostram que para o modelo em análise não se pode rejeitar a nula com 99% de confiança, então, os erros são formalmente *ruído branco*.

Tabela 22.

Estatística Q dos resíduos.

lag	Q-Stat	P Valor	lag	Q-Stat	P Valor
1	0.0703	0.791	15	13.236	0.584
2	0.9000	0.638	16	14.583	0.555
3	2.4681	0.481	17	14.929	0.601
4	3.5699	0.467	18	17.952	0.459
5	4.3396	0.502	19	23.197	0.229
6	4.3417	0.631	20	24.203	0.234
7	5.5655	0.591	21	30.564	0.081
8	7.4791	0.486	22	30.849	0.099
9	8.6382	0.471	23	31.440	0.112
10	9.1060	0.522	24	32.172	0.123
11	10.924	0.450	25	32.178	0.153
12	11.292	0.504	26	32.776	0.169
13	11.539	0.566	27	36.106	0.113
14	12.574	0.560	28	36.198	0.138

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews

Já o teste *LM para correlação serial*, introduzido por Breusch (1978) e Godfrey (1978) é executado com base na hipótese nula de ausência de auto-correlação até o regressor n . O teste é realizado sobre a série dos resíduos da regressão e estima uma nova projeção entre estes, seus valores passados e a variável independente.

Para os modelos do grupo 1, uma limitação nos graus de liberdade permite a realização deste teste apenas até o 4 regressor. Já para os modelos do grupo 2 como é o caso do presente, o teste é realizado duas vezes, para o segundo e para o décimo segundo regressor (Tabela 23).

Tabela 23.

Resultados teste LM Breusch-Godfrey de correlação serial.

LM Test para especificação com 2 regressores.

F-statistic	0.895390	Prob. F(2,24)	0.4217
Obs*R-squared	4.304965	Prob. Chi-Square(2)	0.1162

LM test para especificação com 12 regressores.

F-statistic	1.634863	Prob. F(12,14)	0.1888
Obs*R-squared	36.18077	Prob. Chi-Square(12)	0.0003

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

Como pode ser visto pelos resultados acima, a especificação para 2 regressores não rejeita a hipótese nula de ausência de auto-correlação nos resíduos tanto para estatística F quanto para o χ^2 . Já para 12 regressores apenas a estatística F não rejeita a nula. Para Sjo (2011) a Estatística-F deve ser utilizada em detrimento da estatística χ^2 pois a segunda não é apropriada para amostras pequenas. Assim, podemos aceitar a nula para o teste LM de auto-correlação.

Por fim, o teste de *Breusch-Pagan-Godfrey*, introduzido por Breusch e Pagan (1979) foi realizado sobre uma regressão auxiliar dos resíduos ao quadrado relativamente a todas as variáveis independentes com o teste da hipótese nula de ausência de heteroscedasticidade. Na Tabela 24, a *Estatística-F* mostra que todos os coeficientes desta equação são estatisticamente iguais a zero. Assim, pelo p valor de 0.80 não é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de heteroscedasticidade.

Tabela 24.

Teste de heteroscedasticidade: Breusch-Pagan-Godfrey.

F-statistic	0.731203	Prob. F(35,26)	0.8081
Obs*R-squared	30.75490	Prob. Chi-Square(35)	0.6732
Scaled explained SS	5.554261	Prob. Chi-Square(35)	1.0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

O conjunto dos resultados dos diagnósticos dos resíduos efetuados acima apresentam fortes evidências de que estes são *ruído branco* e que não apresentam correlação serial ou instabilidade. O resultado do teste RESET de segunda ordem recomenda cautela, então o modelo é separado e classificado como *estável**.

Selecionado um modelo cointegrado pelo Teste de Fronteiras e confirmado que os resíduos deste são estáveis, a metodologia PSS requer um último teste antes da análise dos coeficientes. O modelo de correção de erro, ou a equação auxiliar de curto prazo, precisa apresentar para o ECM um coeficiente negativo e significativo. Isto sugere que as variáveis independentes *forçam* a variável dependente enquanto o coeficiente negativo e significantemente diferente de zero representa a velocidade de ajuste do modelo para o equilíbrio de longo prazo.

O ECM é o coeficiente de erro para a equação:

$$\begin{aligned} \text{Cointeq} = & \text{LOG}(X) - (1.9180 * \text{LOG}(\text{CONS}) + 2.7785 * \text{LOG}(\text{PRR_SOJA}) + 0.8367 * \text{LOG}(\text{VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET}) \\ & - 1.6123 * \text{LOG}(\text{DEFLATOR_CN_BR}) - 0.5913 * (@\text{QUARTER}=1) - 1.0159 * (@\text{QUARTER}=2) - 1.3017 * (@\text{QUARTER}=3) - \\ & 9.5148) \end{aligned}$$

A Tabela 25 traz os coeficientes de curto prazo da equação de cointeração. O ECM é negativo e significativo, como requerido por PSS. Assim, finalmente, é possibilitada a análise das elasticidades. Para o curto prazo, os níveis significativos representam os fatores que *forçam* o longo prazo da equação. Não raro diferentes horizontes temporais podem *forçar* a cointegração de longo prazo com sinais diferentes. Para facilitar esta visualização, as barras mostram os coeficientes diferentes de zero em perspectiva.

Os resultados mostram que para o curto prazo, o consumo da soja chinês impacta positivamente na cointegração. Na mesma linha os impactos dos custos relativos também são bastante positivos. Já o aumento nos preços relativos para as defasagens em três, seis e sete trimestres são negativamente impactantes no curto prazo para as exportações de soja. Por fim, a variável de interesse, a volatilidade CNYBRL_LOGRET, apresenta impactos positivos e diferentes de zero no presente, enquanto as variáveis defasadas apresentam impactos negativos.

Já o coeficiente de ECM de 1,56 indica que a cointegração tem um ajuste rápido ao longo prazo, com 39% da correção sendo feita dentro do período de um trimestre.

Tabela 25.
Coeficientes do mecanismo de correção de erro.

Variable		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(X(-1))		0.406203	0.194805	2.085179	0.0466
DLOG(X(-2))		0.074923	0.166064	0.451168	0.6555
DLOG(X(-3))		-0.376668	0.134467	-2.801191	0.0093
DLOG(X(-4))		-0.6297	0.124354	-5.063776	0
DLOG(X(-5))		-0.434549	0.106017	-4.098854	0.0003
DLOG(X(-6))		-0.511641	0.097769	-5.233147	0
DLOG(X(-7))		-0.34978	0.094848	-3.687784	0.001
DLOG(CONS)		5.354456	1.921234	2.786987	0.0096
DLOG(CONS(-1))		6.410176	2.173538	2.949189	0.0065
DLOG(CONS(-2))		-3.261975	2.034232	-1.603541	0.1205
DLOG(CONS(-3))		4.155613	2.096179	1.982471	0.0577
DLOG(CONS(-4))		2.943034	2.237253	1.315468	0.1994
DLOG(CONS(-5))		3.815635	1.824172	2.091708	0.046
DLOG(PRR_SOJA)		0.956842	0.771456	1.240307	0.2255
DLOG(PRR_SOJA(-1))		-0.668987	0.656444	-1.019108	0.3172
DLOG(PRR_SOJA(-2))		0.123911	0.596165	0.207847	0.8369
DLOG(PRR_SOJA(-3))		-1.206968	0.607351	-1.987268	0.0571
DLOG(PRR_SOJA(-4))		-0.193945	0.58458	-0.331768	0.7426
DLOG(PRR_SOJA(-5))		-0.053555	0.599371	-0.089352	0.9295
DLOG(PRR_SOJA(-6))		-1.51402	0.584306	-2.591142	0.0152
DLOG(PRR_SOJA(-7))		-2.148393	0.605131	-3.550298	0.0014
DLOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET)		0.626045	0.1159	5.401606	0
DLOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET(-1))		-0.377856	0.182592	-2.069393	0.0482
DLOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET(-2))		-0.130294	0.159618	-0.816286	0.4215
DLOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET(-3))		-0.013409	0.132622	-0.10111	0.9202
DLOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET(-4))		0.209218	0.116287	1.799148	0.0832
DLOG(DEFLATOR_CN_BR)		3.735173	1.350544	2.765681	0.0101
D(@QUARTER = 1)		-0.923097	0.314475	-2.935359	0.0067
D(@QUARTER = 2)		-1.586011	0.403648	-3.929197	0.0005
D(@QUARTER = 3)		-2.032115	0.293888	-6.914585	0
CointEq(-1)		-1.561135	0.233712	-6.679749	0

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

Barras cheias e vazias são coeficientes de positivos e negativos, respectivamente

Estabelecidas as pré-condições para a estimação robusta da cointegração e analisados os coeficientes do mecanismo de correção de erro, é possível atingir o objeto do estudo, ao estimar para esta equação as elasticidades de longo prazo (Tabela 26).

Uma análise possível para estes coeficientes revela que enquanto o Consumo chinês mantém o impacto positivo que foi observado na equação de curto prazo, este perde a sua magnitude relativa aos outros componentes da equação.

Os custos relativos por sua vez invertem o sinal. Assim, enquanto um aumento na relação da inflação chinesa em relação à inflação brasileira força positivamente no curto prazo, ele tem de fato um impacto negativo para as exportações no longo prazo.

Os preços relativos também mostram uma inversão perceptível de sinal, enquanto no curto prazo o aumento do preço internacional da soja em relação ao preço da soja brasileira força negativamente na quantidade de soja exportada, no longo prazo o preço brasileiro mais barato acaba por impactar positivamente nas exportações. Este fenômeno poderia se justificar pelo fato de que o aumento no preço da soja no mercado internacional diminui a demanda chinesa total por soja, já que é razoável supor que no curto prazo o importador chinês opte por produtos substitutos. Já no longo prazo, preços brasileiros mais baratos acabam por orientar uma parcela maior desta demanda chinesa pelo produto brasileiro.

Por fim, o objeto da pesquisa, a análise da elasticidade da exportação de soja à variável de interesse, a volatilidade cambial. Os resultados aparentemente indicam com relevância estatística que a variabilidade na moeda, ou o risco cambial, é significativamente positivo para as exportações de soja no longo prazo. Este resultado corrobora o entendimento de Zhang et al. (2010) que também encontraram impactos positivos da volatilidade cambial nas exportações de soja brasileira, enquanto confronta com os resultados de Wang et al. (2011) que não encontraram evidências de impacto para esta mesma relação comercial bilateral.

Tabela 26.

Coefficientes de longo prazo para o modelo selecionado.

Variable		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CONS)		1.9180	0.3804	5.0425	0.0000
LOG(PRR_SOJA)		2.7785	0.7532	3.6891	0.0010
LOG(VOL_CNYBRL_REAL_LOGRET)		0.8367	0.1721	4.8620	0.0000
LOG(DEFLATOR_CN_BR)		-1.6123	0.6761	-2.3845	0.0244
@QUARTER=1		-0.5913	0.3294	-1.7949	0.0839
@QUARTER=2		-1.0159	0.4235	-2.3989	0.0236
@QUARTER=3		-1.3017	0.4214	-3.0886	0.0046
C		-9.5148	3.5901	-2.6503	0.0133

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

4.1 Resultados Gerais

Uma vez apresentados os detalhes do processo de estimação de um modelo específico, passa-se à análise dos resultados das 319 equações propostas.

Do conjunto total das projeções, 6% não rejeitam a hipótese nula do teste de fronteiras a 1% de confiança, ou seja, são não cointegradas. Para o mesmo grau de confiança, 26% dos testes foram inconclusivos (Figura 32). Já 214 das 319 equações MQO, ou 68% do total, rejeitam a hipótese $H_0: \delta_0 = \delta_n = 0$. A rejeição de H_0 nos limites para os valores críticos da distribuição assintótica da estatística-F da abordagem do teste de fronteiras de Pesaran et al. (2001) implica na existência de relação de longo prazo entre as variáveis. Os coeficientes resultantes das equações estáveis indicam a significância econômica do relacionamento entre as variáveis para o curto e para o longo prazo.

Tenreiro (2007) chamou atenção para o potencial viés assumido por pesquisas que assumem os erros constantes em suas projeções. Para o autor, a presença de endogeneidade e heteroscedasticidade nos estudos invalida os resultados de muitas pesquisas. Para Nkoro e Uko (2016, p.79), uma das vantagens da abordagem PSS é que a endogeneidade é um problema menor porque a técnica é livre de correlação residual e todas as variáveis são assumidas endógenas.

É importante notar que, embora PSS seja adequado para corrigir este tipo de erro, a correção é limitada pelas características do tamanho da amostra. Teoricamente, sob a abordagem PSS, se um processo temporal não aleatório for auto regredido ao nível ótimo de defasagens distribuídas, os erros se tornam estáveis. A determinação deste *nível ótimo* varia de acordo com as características do fenômeno estudado e a exportação de produtos agrícolas é caracteristicamente plurianual, o que implica em defasagens sendo necessárias para os meses e os anos do processo.

O primeiro objeto da Figura 32 traz todos os modelos projetados, mostrando que 68% das equações consideradas são cointegradas. Já o segundo objeto da figura mostra para o conjunto de equações cointegradas, quantos modelos são selecionados, e quantos são descartados. Do número total de equações estimadas, 56% rejeitam H_0 em ao menos um dos testes de diagnósticos de resíduos realizados e são, portanto, descartadas. Ainda, 5%

selecionados do total não rejeitam H_0 a 99% de confiança, enquanto os 7% selecionados* restantes são normais com 90% de confiança.

Figura 32. Resumo dos resultados para todos os modelos projetados.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Assim, o tamanho da amostra e o modelo PSS se mostraram, em tese, suficientes para a cointegração ao estabelecer condições de variância finita e erros estacionários e independentes de x_t , x_{t-n} , y_t e y_{t-n} em 12% dos modelos projetados. Ainda, η , ρ , θ , e γ se mostraram igualmente satisfatórias, isto é, muito embora algumas instrumentalizações apresentem resultados mais estáveis do que outras, de uma forma geral, todas as *proxies* consideradas foram representadas em modelos *estáveis*.

Quando considerados os grupos de modelos, o grupo 1 - que corresponde à equação (20) - se mostrou inferior para fins de projeção ao grupo 2 - equação (21) - à medida que apenas 10% dos modelos que utilizam três variáveis foram selecionados, enquanto 20% das equações que utilizam quatro variáveis e oito defasagens se mostraram estatisticamente cointegradas e estáveis.

A análise do conjunto dos resultados para os vetores dos *Efeitos de Volatilidade* se beneficia de alguma segmentação do exposto acima. Nesta linha, a Figura 33 traz o conjunto dos resultados para as três diferentes medidas de volatilidade.

Figura 33. Resultados segmentados por metodologia de volatilidade γ .
 Fonte: Elaborado pelo autor.

Enquanto a medida LOGRET foi a que mais projetou cointegrações, esta teve a mesma quantidade de modelos com resíduos não normais - 61% - do que a medida em GARCH. Esta foi a que apresentou a menor quantidade de modelos estáveis, enquanto a medida de volatilidade para o Longo prazo DESVPMOV, possivelmente por considerar um período maior em sua instrumentalização, resultou em mais modelos com erros estáveis.

Outra subdivisão possível é quanto ao recorte da variável Preço. A Figura 34 indica que modelos que seguem, dentre outros, Bahmani-Oskooee et al. (2013) ao utilizar a taxa cambial FX como *proxy* para os preços relativos, e conseqüentemente, assumem a oferta como sendo perfeitamente elástica, apresentam resultados mais instáveis. Já aqueles que seguem Cushman (1986) e Anderson e Garcia (1989) e não assumem esta restrição, ao considerar como variável *Preço Relativo* os preços proporcionais da soja em grão no mercado internacional *versus* o mercado brasileiro, resultaram em 17% dos modelos selecionados.

Figura 34. Resultados segmentados por variável preço (p).
Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 35 apresenta a comparação da moeda utilizada como referência para os preços relativos e para a volatilidade cambial. Neste caso, praticamente não houve diferença, com ambas as instrumentalizações apresentando estabilidade próxima da média total dos modelos estimados.

Figura 35. Resultados segmentados por par cambial de referência (p e γ).
Fonte: Elaborado pelo autor.

Outra informação sensível é que, proporcionalmente, preços nominais resultaram em modelos mais estáveis do que preços reais (Figura 36). Uma possível explicação para este fenômeno é a de Clark et al. (2004) para quem o cálculo da volatilidade sobre a taxa nominal é preferível quando a série de preço apresenta alta variabilidade na inflação, como é o caso da brasileira.

Figura 36. Modelos projetados segmentados por tipo de preços (η).

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.2 Análise das elasticidades

4.2.1 Efeitos de longo prazo da Volatilidade Cambial

O propósito geral desta dissertação é medir o impacto das variáveis em uma suposta relação estrutural de longo prazo entre a volatilidade cambial e as exportações de soja brasileira em grão para a China no período que compreende o primeiro trimestre-safra de 1999 ao segundo trimestre-safra de 2016.

A hipótese de pesquisa foi comprovada por 12% das equações projetadas, já que estas rejeitam H_0 no teste de fronteiras em favor da hipótese alternativa de existência de relação de longo prazo entre as variáveis consideradas na projeção, enquanto apresentando $\varepsilon =$ ruído branco.

Estes modelos ARDL integram uma possível resposta para o objeto do estudo a partir da análise de suas elasticidades, isto é, do exame dos coeficientes da volatilidade que são significativos e significantes ao longo prazo para a equação de demanda por exportações.

No conjunto de modelos selecionados, a análise das elasticidades de longo prazo para a variável de interesse Volatilidade (δ_4) mostra 19 projeções, ou 6% do total, capazes de constatar coeficiente (δ_4, γ) estatisticamente diferente de zero.

O restante das equações estáveis selecionadas para a análise dos coeficientes apresentou condições de significância estatística para a volatilidade apenas para o curto prazo (β_3). Isto significa que, embora estas equações sejam robustas para projeções dentro do prazo de dois anos, elas não seriam capazes de mensurar um efeito de prazo maior.

Como o interesse de pesquisa recai justamente sobre a estimativa das elasticidades de longo prazo, estas equações são também descartadas.

A Tabela 27, apresenta as elasticidades de longo prazo para todos modelos que encontram significância para a medida de volatilidade neste prazo. Cada linha representa uma cointegração ARDL independente, cointegrada e estável. Para facilitar a identificação das elasticidades do objeto de pesquisa, os modelos estão agrupados pela medida de volatilidade cambial utilizada e as barras representam os coeficientes de longo prazo significativamente diferentes de zero para cada equação. Já os coeficientes com *p valor* não significante são formalmente identificados com o coeficiente 0.0.

Tabela 27.

Efeitos de longo prazo da volatilidade cambial.

Coeficiente LP	δ_2 (θ)	δ_3 (ρ)	δ_4 (γ)	δ_5 (Q)
ARDL3, 2, 8, 7, 8	CONS	FX_CNYBRL_REAL	CNYBRL_REAL_GARCH	BALTIC_FREIGHT
δ	1.36	0.60	1.00	0.24
ARDL8, 8, 8, 5, 7	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_REAL_GARCH	BALTIC_FREIGHT
δ	1.20	0.00	1.15	0.27
ARDL*8, 6, 8, 3, 4	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_REAL_GARCH	VOL_CNYUSD_REAL_GARCH
δ	2.80	0.00	1.10	0.88
ARDL8, 7, 8, 8, 8	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_REAL_GARCH	BALTIC_FREIGHT
δ	0.00	0.00	0.93	0.00
ARDL6, 8, 0, 8, 8	CONS	FX_CNYBRL_REAL	CNYBRL_REAL_LOGRET	BALTIC_FREIGHT
δ	2.75	0.00	0.73	0.21
ARDL8, 6, 8, 3, 1	CONS	PRN_SOJA	CNYBRL_REAL_LOGRET	FX_CNYBRL_REAL
δ	1.12	2.75	0.69	0.00
ARDL3, 4, 6, 6, 7	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_REAL_LOGRET	BALTIC_FREIGHT
δ	0.62	-0.52	0.46	0.25
ARDL*8, 6, 8, 5, 1	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_REAL_LOGRET	DEFLATOR_CN_BR
δ	1.92	2.78	0.84	-1.61
ARDL8, 7, 8, 8, 4	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_REAL_LOGRET	VOL_CNYUSD_REAL_LOGRET
δ	1.07	0.65	0.45	0.44
ARDL8, 7, 8, 8, 8	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_REAL_LOGRET	BALTIC_FREIGHT
δ	0.00	0.00	0.56	0.00
ARDL8, 8, 7, 2, 7	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_REAL_LOGRET	PN_SOJA_ROTTERDAM
δ	1.44	0.00	0.49	0.00
ARDL8, 7, 3, 3, 8	PIB	FX_USDBRL_NOMINAL	USDBRL_NOM_DESVPMOV	PN_SOJA_ROTTERDAM
δ	0.00	0.00	0.63	2.05
ARDL*8, 3, 3, 1, 8	PIB	PRN_SOJA	USDBRL_NOM_LOGRET	INFLACAO_BR
δ	6.62	0.00	0.68	-3.24
ARDL*8, 8, 3, 8, 7	CONS	FX_USDBRL_REAL	USDBRL_REAL_DESVPMOV	YIELD_AGR_SOJABR
δ	0.87	0.00	0.73	0.00
ARDL*6, 7, 7, 4, 8	PIB	PRR_SOJA	USDBRL_REAL_DESVPMOV	PN_SOJA_ROTTERDAM
δ	0.00	-0.63	0.28	0.00
ARDL8, 8, 8, 8, 2	CONS	FX_USDBRL_REAL	USDBRL_REAL_GARCH	PN_SOJA_ROTTERDAM
δ	1.09	-0.51	1.10	-0.82
ARDL8, 8, 7, 6, 7	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_REAL_GARCH	BALTIC_FREIGHT
δ	0.68	-0.63	1.06	0.27
ARDL8, 5, 3, 8, 8	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_REAL_LOGRET	INFLACAO_BR
δ	0.00	2.41	0.67	0.00
ARDL8, 8, 7, 7, 8	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_REAL_LOGRET	PN_SOJA_ROTTERDAM
δ	3.09	0.67	0.91	0.24

Nota: δ são os coeficientes de longo prazo da equação. 0.00 representa coeficientes de longo prazo com p valor > 0.1

* representa modelos estáveis a 90% de confiança. Fonte: Elaborado pelo autor a partir do Eviews.

A coluna γ , ou Vol, destacada na Tabela 27 por representar a variável de interesse, mostra que, de uma forma geral, δ_4 apresenta valores consistentes independente da

operacionalização utilizada já que, para todas as cointegrações estáveis em que δ_4 é significativo, este é maior que 0.

Segmentando a análise para as diferenças instrumentais, ao todo foram considerados no design de pesquisa nove diferentes medidas de volatilidade. Para os vetores η e ρ , foram considerados: o Dólar-Real a preços nominais e reais; e o Yuan-Real a preços reais. Já para γ têm-se três diferentes metodologias: o desvio da variância condicional diária tomada trimestralmente por um processo GARCH; o desvio da variância dos retornos logarítmicos diários tomados trimestralmente LOGRET; e o desvio padrão das observações mensais para os últimos três anos DESVPMOV.

Sobre a perspectiva de η , a análise de δ_4 apresenta 17 modelos com preços reais e dois modelos a preços nominais. Ainda, uma das equações nominais, o ARDL*(8,3,3,1,8), considerou a inflação brasileira como variável independente. Por esta perspectiva, as evidências de longo prazo apontam para que os custos relativos, ou a inflação relativa, são importantes fatores que forçam a relação de longo prazo para o equilíbrio, corroborando a escolha metodológica de autores como Aguirre et al. (2007) ou Bittencourt e Campos (2014).

Já a análise de δ_4 sobre a perspectiva de ρ traz 11 modelos que utilizaram a taxa CNYBRL e oito modelos que utilizaram a taxa USDBRL. À vista disso, poder-se-ia inferir que a moeda efetiva de liquidação e a taxa bilateral são de natureza semelhante para a equação. Neste ponto os resultados corroboram Clark et al. (2004) em sua constatação de que as taxas cambiais são, em geral, correlacionadas e, por isso, apresentariam efeitos semelhantes na projeção da demanda por exportações. Ćorić e Pugh (2010), na mesma linha, observaram que a opção pela taxa cambial efetiva ou bilateral varia conforme o recorte do estudo e as elasticidades estimadas costumeiramente apresentam efeitos equivalentes.

Das 3 modalidades consideradas, LOGRET e GARCH são de frequência diária, enquanto DESVPMOV, ou a medida de volatilidade de “longo prazo” se baseia em Bahmani-Oskooee et al. (2013). Como reportado na Figura 33, a medida de longo prazo foi de fato mais eficiente em projetar cointegrações com resíduos estáveis, como antevisto pelos autores. Porém, quando se trata de modelos cujo δ_4 é significativo, esta lógica se

inverteu, e os modelos de alta frequência se mostraram mais eficientes em encontrar coeficientes significantes para a volatilidade.

Em números, enquanto 18% dos modelos DESVPMOV considerados resultaram modelos cointegrados e estáveis, LOGRET teve 11% e GARCH teve 8%. Porém para modelos com $\delta_4 \neq 0$, do total de 19 modelos encontrados, dez são modelos LOGRET, seis modelos GARCH, com o saldo de três modelos calculados sobre a baixa frequência (DESVPMOV).

Como foram encontradas elasticidades significantes, positivas, e em grau similar para diferentes γ , é razoável supor que o *Efeito da Volatilidade cambial* observado é homogeneamente estável e positivo para o conjunto de equações. Em outras palavras, é possível inferir que o impacto que variabilidade cambial têm sobre a exportação de soja brasileira é *positivo no longo prazo*.

Tabela 28.

Coeficientes de curto prazo para a volatilidade (β_3).

Coeficientes de curto prazo para a volatilidade (β_3)																						
ARDL	Exp	Renda (θ)	Preço (ρ)	Vol (γ)	Quarto regressor (Q)	δ_4 (γ)		β_3		$\beta_3 - 1$		$\beta_3 - 2$		$\beta_3 - 3$		$\beta_3 - 4$		$\beta_3 - 5$		$\beta_3 - 6$		$\beta_3 - 7$
(8, 8, 7, 7, 8)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R_LOGRET	PN_SOJA	0.91		0.47		-2.38		-1.77		-1.12		-0.49		-0.55		0.00		0.00
(8, 5, 3, 8, 8)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R_LOGRET	INFLACAO_B_R	0.67		0.54		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.38		0.00
(8, 8, 7, 6, 7)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	1.06		1.12		-1.43		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00
(8, 8, 8, 8, 2)	X	CONS	FX_USDBRL_R	USDBRL_R_GARCH	PN_SOJA	1.10		1.30		-2.16		-1.86		-1.07		0.00		0.00		0.90		1.16
(6, 7, 7, 4, 8)	X	PIB	PRR_SOJA	USDBRL_R_DESVP	PN_SOJA	0.28		0.00		0.00		2.47		-2.90		0.00		0.00		0.00		0.00
(8, 8, 3, 8, 7)	X	CONS	FX_USDBRL_R	USDBRL_R_DESVP	YIELD	0.73		0.00		0.00		0.00		-2.34		2.42		-4.25		3.39		-1.81
*(8, 3, 3, 1, 8)	X	PIB	PRN_SOJA	USDBRL_N_LOGRET	INFLACAO_B_R	0.68		0.50		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00
(8, 7, 3, 3, 8)	X	PIB	FX_USDBRL_N	USDBRL_N_DESVP	PN_SOJA	0.63		0.00		0.00		2.22		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00
(8, 8, 7, 2, 7)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	PN_SOJA	0.49		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00
(8, 7, 8, 8, 8)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	BALTIC_FREIGHT	0.56		0.00		-1.04		0.00		0.00		-0.46		-0.45		0.00		0.00
(8, 7, 8, 8, 4)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	CNYUSD_REAL_LOGRET	0.45		0.56		0.00		0.00		0.51		0.51		0.00		0.33		0.00
*(8, 6, 8, 5, 1)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	DEFLATOR_CN_BR	0.84		0.63		-0.38		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00
(3, 4, 6, 6, 7)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	BALTIC_FREIGHT	0.46		0.48		0.00		0.00		0.33		0.00		-0.26		0.00		0.00
(8, 6, 8, 3, 1)	X	CONS	PRN_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	FX_CNYBRL_REAL	0.69		0.00		-0.59		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00
(6, 8, 0, 8, 8)	X	CONS	FX_CNYBRL_R	CNYBRL_R_LOGRET	BALTIC_FREIGHT	0.73		0.72		-2.43		-1.81		-1.22		-0.59		-0.69		-0.46		-0.36
(8, 7, 8, 8, 8)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	0.93		0.00		-1.65		0.00		0.00		-0.83		-0.69		0.00		0.00
*(8, 6, 8, 3, 4)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_GARCH	CNYUSD_REAL_GARCH	1.10		1.10		-1.31		-0.56		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00
(8, 8, 8, 5, 7)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	1.15		1.15		-1.41		0.00		0.00		0.53		0.00		0.00		0.00
(3, 2, 8, 7, 8)	X	CONS	FX_CNYBRL_R	CNYBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	1.00		1.67		-0.89		0.00		0.00		0.00		0.00		-0.59		0.00

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.2.2 Efeitos de curto prazo da Volatilidade Cambial

A Tabela 28 reporta os coeficientes para a volatilidade da equação de correção de erro para os modelos estáveis. A coluna δ_4 repete os coeficientes de longo prazo, enquanto as colunas $\beta_3 - n$ são os coeficientes do ECM para n defasagens. β_3 são definidos como fatores de curto prazo que forçam o equilíbrio de longo prazo, ou seja, são as elasticidades de curto prazo da projeção.

A análise das defasagens mostra resultados congruentes entre os modelos ao encontrar volatilidade cambial positiva para β_3 ou t_0 e negativa para $\beta_3 - 1$, ou t_{-1} trimestre-. Em números, tomando como exemplo o modelo com maior valor para β_3 , o ARDL (3, 2, 8, 7, 8), o aumento em t_0 de 1% na variância condicional anualizada de CNYBRL_REAL_GARCH resultaria em um acréscimo de 1.67% nas exportações brasileiras de soja em toneladas. Para $t-1$ sob esta mesma projeção, uma variação de +1% em CNYBRL_REAL_GARCH resulta em um decréscimo de -0.89% nas exportações.

A partir dos resultados acima, e dentro das limitações deste estudo, o raciocínio do comportamento da volatilidade cambial sobre as exportações de soja brasileira para a China pode ser condensado em que este é de fato positivo no longo prazo. Já para o curto prazo a variabilidade do câmbio é também positiva no momento da transação, em t_0 . Todavia, a volatilidade imediatamente anterior ao momento da venda, ou $t-1$, apresenta impactos negativos sobre as exportações.

Tabela 29.

Coeficientes de curto prazo para a renda (β_1).

ARDL	Exp	Renda (θ)	Preço (p)	Vol (γ)	Quarto regressor (Q)	δ_2 (θ)	β_1	$\beta_1 - 1$	$\beta_1 - 2$	$\beta_1 - 3$	$\beta_1 - 4$	$\beta_1 - 5$	$\beta_1 - 6$	$\beta_1 - 7$
*(8, 6, 8, 3, 4)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_GARCH	CNYUSD_GARCH	2.80	7.93	0.00	-4.16	4.18	0.00	5.01	0.00	0.00
(8, 8, 8, 5, 7)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	1.20	7.93	1141	0.00	9.65	0.00	6.25	0.00	0.00
(3, 2, 8, 7, 8)	X	CONS	FX_CNYBRL_REAL	CNYBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	1.36	0.00	7.64	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
(8, 7, 8, 8, 4)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	CNYUSD_LOGRET	1.07	4.90	5.51	0.00	7.71	0.00	0.00	0.00	0.00
*(8, 6, 8, 5, 1)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	DEFLATOR_CN_BR	1.92	5.35	6.41	0.00	0.00	0.00	3.82	0.00	0.00
(3, 4, 6, 6, 7)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	BALTIC_FREIGHT	0.62	0.00	5.40	0.00	6.31	0.00	0.00	0.00	0.00
(8, 6, 8, 3, 1)	X	CONS	PRN_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	FX_CNYBRL_R	1.12	0.00	6.83	0.00	4.75	0.00	0.00	0.00	0.00
(6, 8, 0, 8, 8)	X	CONS	FX_CNYBRL_REAL	CNYBRL_R_LOGRET	BALTIC_FREIGHT	2.75	8.72	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
*(8, 8, 3, 8, 7)	X	CONS	FX_USDBRL_REAL	USDBRL_R_DESVP MOV	YIELD	0.87	0.00	0.00	-6.83	4.94	-4.75	0.00	-7.26	0.00
(8, 8, 7, 6, 7)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	0.68	4.91	9.85	0.00	9.24	0.00	0.00	0.00	0.00
(8, 8, 8, 8, 2)	X	CONS	FX_USDBRL_REAL	USDBRL_R_GARCH	PN_SOJA	1.09	0.00	0.00	-8.52	0.00	0.00	0.00	0.00	5.60
(8, 8, 7, 7, 8)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R_LOGRET	PN_SOJA	3.09	7.16	0.00	-7.30	0.00	0.00	0.00	0.00	5.10
(8, 5, 3, 8, 8)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R_OGRET	INFLACAO_BR	0.00	5.77	5.96	-5.34	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
(8, 7, 8, 8, 8)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	0.00	0.00	0.00	0.00	22.64	23.98	25.78	0.00	0.00
(8, 8, 7, 2, 7)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	PN_SOJA	1.44	0.00	0.00	0.00	30.74	0.00	0.00	0.00	0.00
(8, 7, 8, 8, 8)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	BALTIC_FREIGHT	0.00	0.00	0.00	0.00	22.56	20.44	29.69	2125	0.00
(8, 7, 3, 3, 8)	X	PIB	FX_USDBRL_NOMINAL	USDBRL_N_DESVP MOV	PN_SOJA	0.00	0.00	0.00	0.00	32.90	39.17	23.46	25.78	0.00
*(8, 3, 3, 1, 8)	X	PIB	PRN_SOJA	USDBRL_N_LOGRET	INFLACAO_BR	6.62	6.81	0.00	-6.72	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Nota: Elaborado pelo autor: β_1 -n é o coeficiente do ECM para n defasagens, δ_2 é o coeficiente de Renda de longo prazo.

4.2.3 Efeitos da Renda

Expostos os resultados relacionados ao objeto geral de estudo, a descrição agora dispõe sobre as elasticidades referentes aos objetivos específicos. Para a renda, pelo modelo teórico, é esperado que δ_2 seja significativo e positivo. Essa condição é observada em 14 das equações estáveis sendo que sua magnitude é sempre grande, mas varia conforme o modelo (Tabela 29).

A maioria das projeções têm $\delta_2 > 1$, o que sugere o projetado por Muhammad (2015), para quem a oferta doméstica chinesa de soja está próxima do limite, com eventuais aumentos na demanda necessitando ser supridas pelo mercado externo. O valor do coeficiente maior que um é excelente para a exportação de soja brasileira, pois projeta um aumento não só no volume como na participação brasileira no total do mercado chinês de soja.

Considerado $\theta = \text{PIB}$, o maior valor é observado no ARDL* (8,3,3,1,8) onde um aumento de 1% no PIB chinês resulta em um aumento de 6.62% nas exportações de soja brasileira para a China. Já o modelo ARDL (3, 2, 8, 7, 8) apresenta o menor valor com 0.87 aferindo que um aumento de 1% da renda chinesa, representaria um aumento de 0.87% nas exportações brasileiras da *commodity*. Quando $\theta = \text{CONS}$, a magnitude de variação é menor, com o maior valor sendo observado para o modelo ARDL (8,8,7,7,8) quando um aumento de 1% no esmagamento chinês de soja representaria um acréscimo nas exportações brasileiras de 3.09%.

Com relação à análise dos coeficientes de curto prazo β , estes apontam para elasticidades positivas para a maioria das defasagens, o que equivale a dizer que o efeito de curto prazo também é positivo.

4.2.3 Efeitos dos preços relativos

A tabela 30 apresenta δ_3 para a variável Preços relativos (ρ). Os resultados mostram que por vezes o coeficiente é positivo, enquanto para outros modelos estes são negativos. Isto se dá, como discutido na seção 3.5.4.1, porque fundamentalmente os índices representam “coisas” diferentes, já que FX e PRR representam os desalinhamentos cambiais, enquanto PRN representa o *basis*.

No longo prazo, preços maiores apontam um decréscimo na demanda total, à medida que move o consumo para o de bens substitutos. Por sua vez, os preços relativos maiores implicariam em um aumento na demanda, quando o produto brasileiro mais barato aumentaria a demanda por esta origem.

Olhando para os modelos que apresentam resultados positivos para o coeficiente de preços relativos no longo prazo, um exemplo é ARDL (8,6,8,3,1) quando CNYBRL real e PRN soja são considerados, o coeficiente 2.75 indica que os preços da soja em grão influenciam positivamente nas exportações no longo prazo. Enquanto isto é esperado, estes resultados confirmam que, o modelo de exportações considerado deve ser o de substitutos imperfeitos. Isto porque, para Goldstein e Khan (1978), no modelo de substitutos *perfeitos*, o bem é totalmente homogêneo e sua oferta é *inelástica* ao preço.

É interessante notar ainda que quando PRR soja é considerado como preço relativo e o Deflator é Q, os resultados são positivos. Já quando PRR soja é p e Q são o frete, ou o preço da soja nominal, o índice dos preços apresenta resultado negativo. Em outras palavras os resultados apontam que a inflação brasileira é importante fator nesta cointegração.

Tabela 30.
Coeficientes de curto prazo para os preços relativos (β_2).

ARDL	Exp	Renda (θ)	Preço (ρ)	Vol (γ)	Quarto regressor (Q)	δ3 (ρ)		β2		β2 -1		β2 -2		β2 -3		β2 -4		β2 -5		β2 -6		β2 -7	
(3,2,8,7,8)	X	CONS	FX_CNYBRL_R	CNYBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	0.60		0.00		0.00		0.00		-4.27		-2.27		-1.88		-2.06		-3.08	
(6,8,0,8,8)	X	CONS	FX_CNYBRL_RL	CNYBRL_R_LOGRET	BALTIC_FREIGHT	0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
(8,7,3,3,8)	X	PIB	FX_USDBRL_N	USDBRL_N_DESVPMOV	PN_SOJA	0.00		3.18		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
*(8,8,3,8,7)	X	CONS	FX_USDBRL_R	USDBRL_R_L_DESVPMOV	YIELD	0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
(8,8,8,8,2)	X	CONS	FX_USDBRL_R	USDBRL_R_GARCH	PN_SOJA	-0.51		-3.69		0.00		0.00		-2.88		0.00		0.00		-3.21		-3.05	
(8,6,8,3,1)	X	CONS	PRN_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	FX_CNYBRL_R	2.75		0.00		0.00		0.00		-2.28		0.00		0.00		0.00		-2.99	
(8,3,3,1,8)	X	PIB	PRN_SOJA	USDBRL_N_LOGRET	INFLACAO_BR	0.00		0.00		2.54		3.13		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
(8,7,8,8,8)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	0.00		0.00		2.59		2.62		0.00		0.00		2.66		0.00		0.00	
*(8,6,8,3,4)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_GARCH	CNYUSD_GARCH	0.00	148		2.00		0.00		0.00		0.00		162		0.00		-2.96		
(8,8,8,5,7)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	0.00	0.00		2.62		185		0.00		0.00		125		0.00		-1.37		
(8,8,7,2,7)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	PN_SOJA	0.00	0.00		0.00		3.32		-2.30		-1.89		0.00		0.00		0.00		
(8,7,8,8,8)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	BALTIC_FREIGHT	0.00	0.00		2.85		2.98		0.00		0.00		2.46		0.00		0.00		
(8,7,8,8,4)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	CNYUSD_LOGRET	0.65		2.04		185		0.00		-1.58		0.00		0.00		-1.59		-3.32	
*(8,6,8,5,1)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	DEFLATOR_CN_BR	2.78		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		-1.51		-2.15	
(3,4,6,6,7)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R_LOGRET	BALTIC_FREIGHT	-0.52		0.00		2.57		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
*(6,7,7,4,8)	X	PIB	PRR_SOJA	USDBRL_R_DESVPMOV	PN_SOJA	-0.63		-2.75		0.00		3.26		-2.09		-4.37		-2.16		-1.28		0.00	
(8,8,7,6,7)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R_GARCH	BALTIC_FREIGHT	-0.63		0.00		3.57		2.30		0.00		0.00		2.08		0.00		0.00	
(8,8,7,7,8)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R_LOGRET	PN_SOJA	0.67		174		161		3.19		0.00		0.00		2.24		0.00		0.00	

Fonte: Elaborado pelo autor. Nota: β_2 -n é o coeficiente do ECM para n defasagens, δ_3 é o coeficiente de preços relativos de longo prazo.

4.2.3 Efeitos do quarto regressor

Por fim, a Tabela 31 apresenta os coeficientes de curto prazo para o quarto regressor. Como apontado pela literatura, os resultados mostram que equações estáveis que projetam a volatilidade de longo prazo significativa foram aferidas com a quarta variável sendo o frete, a inflação, os preços relativos, o *yield* e o preço da soja.

Já o PIB agrícola BR, muito embora seja considerado em equações que se mostraram estáveis, não foi representado por nenhuma equação que projeta a Volatilidade de longo prazo com coeficiente significativo.

Por outro lado, o frete, seguido pelo preço internacional da soja foram parte da maior quantidade de modelos selecionados.

A análise dos coeficientes mostra que o frete representa impacto *positivo* no longo prazo, enquanto no curto prazo (ou β -n) este efeito é negativo.

Para o preço da soja, os coeficientes se mostraram negativos no curto prazo, e positivos no longo prazo para duas projeções – enquanto uma projeção apresenta resultados inversos: β -1 é positivo enquanto β 0 e δ são negativos para a equação a que considera o Real brasileiro a preços reais. É interessante notar que os modelos que apresentaram *efeitos* positivos consideram para ρ ou o câmbio USDBRL nominal, ou o PRR soja *em conjunto* com PN_SOJA. Enquanto o modelo que apresenta elasticidade negativa dos preços tem ρ = USDBRL real. Como o design de pesquisa possibilitou a acareação de diferentes abordagens para os efeitos dos custos relativos, as evidências oferecidas apontam para que a variabilidade da inflação brasileira provavelmente *prejudica* a inferência para o caso da elasticidade dos preços de soja.

Já a volatilidade de terceiro país- ou a volatilidade de CNYUSD - do mesmo modo que as outras volatilidades consideradas, se mostrou positiva para as exportações de soja brasileira no longo prazo e em $t0$, enquanto tn mostra influências negativas. Assim, os resultados de projeções estáveis modeladas como o proposto por Cushman (1986) indicam que a volatilidade cambial do Dólar norte-americano frente ao Yuan também é benéfica para o sojicultor brasileiro no longo prazo, solidificando as considerações sobre a variável de interesse.

Dentre os resultados mais instigantes desta dissertação está a elasticidade dos custos relativos, já que tanto o deflator quanto a inflação mostraram efeitos negativos no longo prazo, enquanto ambos apresentam influência positiva no curto prazo. Assim, os resultados apontam para que a inflação pode, no curto prazo, ser até *benéfica* para as exportações com a deterioração do Real brasileiro tornando a soja deste país mais atrativa no mercado internacional. Não obstante, no longo prazo seus impactos são negativos, provavelmente em função da perda de poder de compra da moeda impactar no custo dos insumos importados, e no custo das decisões de investimentos e financiamentos.

Para além de significativa, a magnitude desta elasticidade é bastante elevada. Ainda, há indícios de efeitos de *contágio* da variabilidade da inflação brasileira sobre a correta especificação de algumas das variáveis independentes consideradas.

Por fim, um aumento no rendimento agrícola - ou Yield - apresenta, como natural, um impacto fundamentalmente positivo sobre as exportações de soja à medida que uma produtividade maior de soja/hectare aumenta a quantidade de soja disponível a ser ofertada para exportação.

Tabela 31.

Coeficientes de curto prazo para o quarto regressor (β_4).

ARDL	Exp	Renda (θ)	Preço (ρ)	Vol (γ)	Quarto regressor (Q)	δ_5 (p)	β_4	$\beta_4 - 1$	$\beta_4 - 2$	$\beta_4 - 3$	$\beta_4 - 4$	$\beta_4 - 5$	$\beta_4 - 6$	$\beta_4 - 7$
(8, 7, 8, 8, 8)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R _GARCH	BALTIC_ FREIGHT	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.61	0.00	0.51
(8, 8, 8, 5, 7)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R _GARCH	BALTIC_ FREIGHT	0.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.45	0.00	0.00
(3, 2, 8, 7, 8)	X	CONS	FX_ CNYBRL_R	CNYBRL_R _GARCH	BALTIC_ FREIGHT	0.24	0.48	0.00	0.00	0.00	-0.44	0.65	-0.69	-0.48
(8, 7, 8, 8, 8)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R _LOGRET	BALTIC_ FREIGHT	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.57	0.00	0.00
(3, 4, 6, 6, 7)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R _LOGRET	BALTIC_ FREIGHT	0.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.47	-0.39	0.00
(6, 8, 0, 8, 8)	X	CONS	FX_ CNYBRL_R	CNYBRL_R _LOGRET	BALTIC_ FREIGHT	0.21	0.00	-0.69	-0.59	0.00	0.00	-0.40	-0.52	0.00
(8, 8, 7, 6, 7)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R _GARCH	BALTIC_ FREIGHT	0.27	0.00	-0.44	0.00	0.00	0.00	-0.61	-0.47	0.00
*(8, 6, 8, 5, 1)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R _LOGRET	DEFLATOR CN BR	-1.61	3.74	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
(8, 6, 8, 3, 1)	X	CONS	PRN_SOJA	CNYBRL_R _LOGRET	FX_CNYBRL_ R	0.00	198	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
(8, 3, 3, 1, 8)	X	PIB	PRN_SOJA	USDBRL_N _LOGRET	INFLACAO_ BR	-3.24	-4.64	0.00	0.00	4.81	0.00	0.00	0.00	4.53
(8, 5, 3, 8, 8)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R _LOGRET	INFLACAO_ BR	0.00	-4.40	0.00	0.00	4.87	0.00	0.00	0.00	5.18
(8, 8, 7, 2, 7)	X	PIB	PRR_SOJA	CNYBRL_R _LOGRET	PN_SOJA	0.00	0.00	-1.62	0.00	0.00	0.00	-1.66	0.00	0.00
(8, 7, 3, 3, 8)	X	PIB	FX_ USDBRL_N	USDBRL_N _DESVMOV	PN_SOJA	2.05	0.00	-2.6	-3.16	-3.77	-2.46	-3.06	-1.95	0.00
*(6, 7, 7, 4, 8)	X	PIB	PRR_SOJA	USDBRL_R _DESVMOV	PN_SOJA	0.00	0.00	-2.70	-2.59	0.00	0.00	-3.41	0.00	-1.22
(8, 8, 8, 8, 2)	X	CONS	FX_ USDBRL_R	USDBRL_R _GARCH	PN_SOJA	-0.82	-2.42	147	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
(8, 8, 7, 7, 8)	X	CONS	PRR_SOJA	USDBRL_R _LOGRET	PN_SOJA	0.24	-1.15	-1.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
*(8, 8, 3, 8, 7)	X	CONS	FX_ USDBRL_R	USDBRL_R _DESVMOV	YIELD	0.00	0.00	0.00	0.00	7.92	0.00	0.00	0.00	0.00
*(8, 6, 8, 3, 4)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R _GARCH	CNYUSD_R _GARCH	0.88	0.89	0.00	-1.31	-1.43	0.00	0.00	0.00	0.00
(8, 7, 8, 8, 4)	X	CONS	PRR_SOJA	CNYBRL_R _LOGRET	CNYUSD_R _LOGRET	0.44	0.42	0.00	-0.32	-0.38	0.00	0.00	0.00	0.00

Nota: Elaborado pelo autor: β_4 -n é o coeficiente do ECM para n defasagens, δ é o coeficiente de longo prazo do quarto regressor.

Capítulo 5 – Considerações finais

O modelo geral utilizado para representar a oferta das exportações de soja expressou essa variável como o resultado da diferença entre sua oferta e demanda.

Seguindo a literatura mais recente sobre o tema, a análise *desagregada* em volume exportado de soja por *toneladas* permitiu um maior controle sobre os regressores. Assim, foram considerados mais de um recorte para a instrumentalização dos diferentes determinantes da quantidade exportada em projeção, que se deu por meio da estimativa de equações de cointegração de séries temporais com a *abordagem do teste de Fronteiras de Pesaran* para a especificação concomitante de modelos *ARDL* para 12 e 8 trimestres-safra defasados, do primeiro trimestre-safra de 1999 ao segundo trimestre-safra de 2016.

O design de pesquisa possibilitou a busca por elasticidades para as relações de longo prazo entre as exportações de soja em grão do Brasil para a China em termos dos valores passados destas, e um conjunto de variáveis representando os valores atuais e passados dos preços relativos, da demanda chinesa e da volatilidade cambial.

Como foram satisfeitas as *condições de estabilidade* para uma parcela dos modelos considerados em procedimento econométrico que assegura coeficientes não tendenciosos e de variância mínima, considera-se que o objetivo básico do presente trabalho – estimar funções de oferta de exportação de soja brasileira – foi alcançado de forma suficiente, proporcionando uma base plausível para a avaliação de fatores relevantes à interpretação do desempenho exportador frente à variabilidade cambial para o período.

A partir dos resultados discutidos no Capítulo 4, e dentro das limitações deste estudo, o raciocínio sobre a influência da volatilidade cambial sobre as exportações de soja brasileira pode ser resumido em que este de fato *é positivo no longo prazo*. Já no curto prazo estes efeitos são negativos em $t-1$.

Assim, o aumento na volatilidade cambial **impacta negativamente as exportações de soja no curto prazo e no longo prazo seu efeito é *positivo***. O aumento de risco pode diminuir, então, as exportações no curto prazo, mas seu impacto é fundamentalmente benéfico para o sojicultor.

É razoável supor que este fenômeno seja decorrente do fato de que o Real brasileiro apresenta elevada assimetria, ou *skew*. Como a variabilidade é maior quando o Real se desvaloriza, o aumento da volatilidade no curto prazo pode incentivar o sojicultor a estocar o

produto, na espera de preços melhores em moeda corrente. Estes preços melhores, no longo prazo, aumentam as exportações.

Dessa forma, como preconizado por Schultz (1980) os sojicultores são empreendedores que *não são avessos ao risco*. Pelo contrário, eles são *entusiastas* do risco, não apenas por este ser parte importante de suas decisões de investimento e financiamento, mas também porque, como apontam os resultados, a volatilidade maior aumenta a utilidade em exportar do sojicultor.

Com relação ao primeiro objetivo específico, os resultados das projeções indicam que o aumento na renda chinesa, tanto mensurada pelo PIB quanto pelo esmagamento de soja, é positivo para as exportações de soja brasileira. A taxa de câmbio também representa um fator de impacto nas exportações pois o Real valorizado diminui a quantidade de toneladas exportadas. Já o aumento no Preço Relativo da soja internacional em relação à soja negociada em Paranaguá é positivo para as exportações.

Com relação ao segundo objetivo específico, as diferentes abordagens instrumentais foram *equitativamente* capazes de projetar cointegrações estáveis. Assim, coeficientes significativos para a variabilidade cambial foram aferidos quando considerados preços reais ou nominais, se a moeda é a de liquidação ou a bilateral, se os preços relativos são iguais ao câmbio ou ao *basis* da soja, e se o esmagamento de soja ou se o PIB real é utilizado como determinante de renda.

Os resultados indicam também que as magnitudes das elasticidades estimadas para a volatilidade cambial foram *similares e superiores à unidade* em todos os modelos em que esta foi significativa. Em alguma medida estes resultados acrescentam *robustez* à análise dos coeficientes, uma vez que a equivalência, embora nem sempre encontrada na literatura, é *esperada*, pois o comportamento de longo prazo das diferentes taxas cambiais consideradas é altamente correlacionado, porque representam o mesmo processo.

Já para o terceiro objetivo específico, ou a inclusão de outras variáveis na equação, foram considerados o frete, os preços e custos relativos, o rendimento agrícola, e a volatilidade de terceiro país. Como indicado pela literatura, estes se mostraram relevantes para o estudo pois acrescentam *robustez* à análise, uma vez que o acúmulo de mais informações não modificou de forma significativa os coeficientes da cointegração. Cabe ressaltar que modelos que identificaram os custos relativos como variável independente apontam que a exportação de soja é altamente elástica à inflação brasileira, com efeitos negativos e de grande impacto sendo observados no curto e no longo prazo.

Por este motivo, futuras pesquisas com o intuito de estimar a elasticidade do fluxo de comércio brasileiro legitimamente se beneficiariam da instrumentalização da inflação. Isto possibilitaria melhor compreender seus impactos diretos bem como isolar o viés da escalada nos preços sobre as outras variáveis do modelo.

Nesta linha, a análise de resultado identifica também que a *assimetria* do Real pode ser, em parte, responsável pela *utilidade positiva do risco cambial para o sojicultor*. Assim, pesquisas futuras poderiam considerar estratégias para modelar a volatilidade que considerem este efeito como o EGARCH de Nelson (1991).

Por esta mesma razão se justificaria o uso de estratégias de projeção da função de exportação que considerem a assimetria como o NARDL de Shin et al. (2014). Para tanto, esforços teriam de ser desenvolvidos para diminuir a limitação imposta pelo tamanho da amostra. Um possível caminho nesta direção foi apresentado por Miller (2013) com a utilização de modelos *Mixed Data Sampling* (MIDAS) em regressões de cointegração. Esta inovação modela os impactos no longo prazo de diferentes frequências dos dados. Assim, o viés de agregação é transformado em um polinômio que usa as frequências mais altas para prever as frequências mais baixas.

Convém ressaltar ainda as lacunas deixadas por esta investigação no que diz respeito ao escopo de pesquisa. Para melhor compreender o *impacto do risco*, seria pertinente estender o modelo para outros mercados, por exemplo: sob a ótica das exportações de soja para a União Europeia ou totais; para outras relações bilaterais como a Argentina-China e EUA-China; e para outras *commodities* homogêneas ou heterogêneas.

Cabe dizer que a instrumentalização da variável dependente em toneladas foi útil para melhor compreender o caso sobre a perspectiva de uma inflação alta e estrutural. A lógica por trás da indexação parte do pressuposto que os índices forcem a relação a um equilíbrio em PPC. O que se observou neste estudo é que, em economias frágeis como a brasileira, a indexação a preços voláteis *força* a equação ao *desequilíbrio*. Surgem então lacunas a serem preenchidas como em possível utilização da variável dependente medida *ad quantum* versus a comparação dos preços efetivos ou reais em outros países economicamente frágeis que sejam exportadores de *commodities* para melhor compreender o *risco da inflação*.

REFERÊNCIAS

- Adhikari, S., Malaga, J. E., & Belasco, E. J. (2011). Exchange rate volatility impact on soybean trade: Evidence from a Multi-Country analysis framework. *Journal of International Agricultural Trade and Development*, 7(1), 43.
- Aftab, M., Abbas, Z., & Nawaz Kayani, F. (2012). Impact of exchange rate volatility on sectoral exports of Pakistan: an ARDL investigation. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 5(3), 215-231.
- Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., & Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of monetary economics*, 56(4), 494-513.
- Aguirre, A., Ferreira, A., & Notini, H. (2007). The impact of exchange rate volatility on Brazilian manufactured exports. *Económica*, 53.
- Akhtar, M. A., & Hilton, R. S. (1984). Exchange rate uncertainty and international trade: Some conceptual issues and new estimates from Germany and the US. *Federal Reserve Bank of New York, Research Paper*, 8403.
- Almarwani, A., Jolly, C., & Thompson, H. (2007). Exchange Rates and Commodity Markets: Global Exports of Corn, Cotton, Poultry, and Soybeans. *Agricultural Economics Review*, 8(1), 77.
- Andersen, T. G., & Bollerslev, T. (1998). Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. *International economic review*, 885-905.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Labys, P. (2003). Modeling and forecasting realized volatility. *Econometrica*, 71(2), 579-625.
- Anderson, M., & Garcia, P. (1989). Exchange rate uncertainty and the demand for US soybeans. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 721-729.
- Arize, A. C. (1997). Foreign trade and exchange-rate risk in the G-7 countries: Cointegration and error-correction models. *Review of financial Economics*, 6(1), 95-112.
- Asseery, A., & Peel, D. A. (1991). The effects of exchange rate volatility on exports: Some new estimates. *Economics Letters*, 37(2), 173-177.
- Auboin, M., & Ruta, M. (2013). The relationship between exchange rates and international trade: a literature review. *World Trade Review*, 12(3), 577-605.

- Babula, R. A., Ruppel, F. J., & Bessler, D. A. (1995). US corn exports: the role of the exchange rate. *Agricultural Economics*, 13(2), 75-88.
- Bahmani-Oskooee, M. (1984). On the effect of effective exchange rates on trade flows. *Indian Journal of Economics*, 65(256), 57-67.
- Bahmani-Oskooee, M. (1986). Determinants of international trade flows: the case of developing countries. *Journal of Development Economics*, 20(1), 107-123.
- Bahmani-Oskooee, M., & Ardalani, Z. (2006). Exchange rate sensitivity of US trade flows: evidence from industry data. *Southern Economic Journal*, 542-559.
- Bahmani-Oskooee, M., & Durmaz, N. (2016). Exchange rate volatility and commodity trade between the US and Turkey. *Econ Change Restruct*, 49, 1-21.
- Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S. W. (2007). Exchange rate volatility and trade flows: a review article. *Journal of Economic Studies*, 34(3), 211-255.
- Bahmani-Oskooee, M., & Wang, Y. (2007). The impact of exchange rate volatility on commodity trade between the US and China. *ECONOMIC ISSUES-STOKE ON TRENT-*, 12(1), 31.
- Bahmani-Oskooee, M., & Xu, J. (2012). Impact of exchange rate volatility on commodity trade between US and China: is there a third country effect. *Journal of Economics and Finance*, 36(3), 555-586.
- Bahmani-Oskooee, M., Bolhassani, M., & Hegerty, S. (2012). Exchange-rate volatility and industry trade between Canada and Mexico. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 21(3), 389-408.
- Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H., & Hegerty, S. W. (2013). The effects of exchange-rate volatility on commodity trade between the US and Brazil. *The North American Journal of Economics and Finance*, 25, 70-93.
- Bahmani-Oskooee, M., Hegerty, S. W., & Hosny, A. (2015). Exchange-rate volatility and commodity trade between the EU and Egypt: evidence from 59 industries. *Empirica*, 42(1), 109-129.
- Baron, D. P. (1976). Flexible exchange rates, forward markets, and the level of trade. *The American Economic Review*, 66(3), 253-266.
- Barros, G. S. D. C., Bacchi, M. R. P., & Burnquist, H. L. (2002). Estimaco de equaces de ofertas de exportaco de produtos agropecurios para o Brasil (1992/2000). Texto para Discusso, Braslia: IPEA, n.865

- Baum, C. F., Caglayan, M., & Ozkan, N. (2004). Nonlinear effects of exchange rate volatility on the volume of bilateral exports. *Journal of Applied Econometrics*, 19(1), 1-23.
- Bayar, G. (2017). Estimating export equations: a survey of the literature. *Empirical Economics*, 1-44.
- Bélanger, D., Gutiérrez, S., Racette, D., & Raynald, J. (1992). The impact of exchange rate variability on trade flows: further results on sectoral US imports from Canada. *The North American Journal of Economics and Finance*, 3(1), 61-82.
- Bergsten, C. F. (2013). Currency Wars, the Economy of the United States and Reform of the International Monetary System. *12th Stavros Niarchos Foundation Lecture. Peterson Institute for International Economics*.
- Bini-Smaghi, L. (1991). Exchange rate variability and trade: why is it so difficult to find any empirical relationship?. *Applied economics*, 23(5), 927-936.
- Binkley, J. K. (1981). The Relationship between Elasticity and least squares bias. *The Review of Economics and Statistics*, 307-309.
- Bittencourt, G. M., & Campos, A. C. (2014). Efeitos da instabilidade da taxa de câmbio no comércio setorial entre Brasil e seus principais parceiros comerciais. *Economia Aplicada*, 18(4), 657-678.
- Bittencourt, M. V., Larson, D. W., & Thompson, S. R. (2007). Impactos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio setorial do Mercosul. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 37(4), 791-816.
- Black, F. (1976) Studies of Stock Price Volatility Changes. In: *Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, Washington DC*, 177-181.
- Bodie, Z., & Merton, R. C. (2000). Finance.— Prentice Hall. *Upper Saddle River, NJ*.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T., Engle, R. F., & Nelson, D. B. (1994). ARCH models. *Handbook of econometrics*, 4, 2959-3038.
- Box, G. E., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American statistical Association*, 65(332), 1509-1526.

- Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1287-1294.
- Brigham, E. F., & Houston, J. F. (2012). *Fundamentals of financial management*. Cengage Learning.
- Broda, C., & Romalis, J. (2003). Identifying the Effect of Exchange Rate Volatility on Trade. *American Economic review*, 93(2).
- Brodsky, D. A. (1984). Fixed versus flexible exchange rates and the measurement of exchange rate instability. *Journal of International Economics*, 16(3-4), 295-306.
- Broll, U., & Eckwert, B. (1999). Exchange rate volatility and international trade. *Southern Economic Journal*, 178-185.
- Carmo, A. S. S. D., & Bittencourt, M. V. L. (2014). O efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional: uma investigação empírica sob a ótica da margem extensiva. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 44(4), 815-845.
- Carter, C. A., & Pick, D. H. (1989). The J-curve effect and the US agricultural trade balance. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 712-720.
- Casagrande, D. L., Feistel, P. R., Hidalgo, Á. B., & De Azevedo, A. F. Z. (2016). As elasticidades setoriais das exportações brasileiras: uma análise empírica no curto e longo prazo. In *Anais do XLII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 42nd Brazilian Economics Meeting]* (No. 099). ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- Cavalcanti, M. A. F., & Ribeiro, F. J. (1998). As exportações brasileiras no período 1977/96: desempenho e determinantes. In *Texto para Discussão, Brasília: IPEA*, n.545.
- Chang, C., Chen, K., Waggoner, D. F., & Zha, T. (2016). Trends and cycles in China's macroeconomy. *NBER Macroeconomics Annual*, 30(1), 1-84.
- Chen, L. (2011). The effect of China's RMB exchange rate movement on its agricultural export: A case study of export to Japan. *China Agricultural Economic Review*, 3(1), 26-41.
- Chi, J., & Cheng, S. K. (2016). Do exchange rate volatility and income affect Australia's maritime export flows to Asia?. *Transport Policy*, 47, 13-21.

- Chiappini, R., & Jégourel, Y. (2014). International price volatility, exchange rate uncertainty and cereals exports: Empirical evidence from France. In *Lyon Meeting*.
- Cho, G., Sheldon, I. M., & McCorriston, S. (2002). Exchange rate uncertainty and agricultural trade. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(4), 931-942.
- Clark, P. B. (1973). Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade. *Economic Inquiry*, 11(3), 302-313.
- Clark, P. B., Wei, S. J., Tamirisa, M. N. T., Sadikov, M. A. M., & Zeng, L. (2004). *A new look at exchange rate volatility and trade flows* (No. 235). International Monetary Fund.
- Cleaver, K. M. (1985). The impact of price and exchange rate policies on agriculture in sub-Saharan Africa. In *World Bank Staff Working papers* (No. 728), Washington, DC: World Bank.
- Coes, D. V. (1981). The crawling peg and exchange rate uncertainty. In *Exchange Rate Rules* (pp. 113-139). Palgrave Macmillan UK.
- Ćorić, B., & Pugh, G. (2010). The effects of exchange rate variability on international trade: a meta-regression analysis. *Applied Economics*, 42(20), 2631-2644.
- Côté, A. (1994). Exchange rate volatility and trade. In *Bank of Canada Working Paper* 94-95.
- Cushman, D. O. (1986). Has exchange risk depressed international trade? The impact of third-country exchange risk. *Journal of international Money and Finance*, 5(3), 361-379.
- Damodaran, A. (2003). *Investment philosophies: successful strategies and the investors who made them work* (Vol. 185). John Wiley & Sons.
- de Araújo, E. C. (2011). Volatilidade Cambial e Crescimento Econômico: Teorias e Evidências para Economias em Desenvolvimento e Emergentes (1980 e 2007). In *Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia* (No. 105). ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia.
- De Vita, G., & Abbott, A. (2004). Real exchange rate volatility and US exports: an ARDL bounds testing approach. *Economic Issues*, 9(1), 69-78.
- Dell'Ariccia, G. (1999). Exchange rate fluctuations and trade flows: Evidence European Union. In *IMF Staff papers*, 46(3), 315-334.
- Dellas, H., & Zilberfarb, B. Z. (1993). Real exchange rate volatility and international trade: a reexamination of the theory. *Southern Economic Journal*, 641-647.

- Devadoss, S., Hilland, A., Mittelhammer, R., & Foltz, J. (2014). The effects of the Yuan-dollar exchange rate on agricultural commodity trade between the United States, China, and their competitors. *Agricultural economics*, 45(S1), 23-37.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dincer, N., & Kandil, M. (2011). The effects of exchange rate fluctuations on exports: A sectoral analysis for Turkey. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 20(6), 809-837.
- Dornbusch, R. (1989). Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey. *Scandinavian Journal of Economics*, 91(2), 401-32.
- Drost, F. C., & Nijman, T. E. (1993). Temporal aggregation of GARCH processes. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 909-927.
- Engle, R. (2004). Risk and volatility: Econometric models and financial practice. *The American Economic Review*, 94(3), 405-420.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Engle, R. F., Focardi, S. M., & Fabozzi, F. J. (2008). ARCH/GARCH models in applied financial econometrics. *Handbook of finance*.
- Engle, R.F. (2001). GARCH 101: The use of ARCH/GARCH models in applied econometrics. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 157-168.
- Ethier, W. (1973). International trade and the forward exchange market. *The American Economic Review*, 63(3), 494-503.
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The journal of Business*, 38(1), 34-105.
- Fernald, J., Malkin, I., & Spiegel, M. (2013). On the reliability of Chinese output figures. *FRBSF Economic Letter*, 8, 1-5.

- Fischer, S. (2001). Distinguished lecture on economics in government: Exchange rate regimes: Is the bipolar view correct?. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 3-24.
- Fischer, S. (2005). IMF essays from a time of crisis: the international financial system, stabilization, and development. *MIT Press Books*, 1.
- Fogarasi, J. (2011). The effect of exchange rate volatility upon foreign trade of Hungarian agricultural products. *Studies in Agricultural Economics*, 113(1).
- Forbes, K. J., & Warnock, F. E. (2012). Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of International Economics*, 88(2), 235-251.
- Franke, G. (1991). Exchange rate volatility and international trading strategy. *Journal of International Money and Finance*, 10(2), 292-307.
- Frankel, J. A., & Wei, S. J. (1993). *Is there a Currency Bloc in the Pacific?*(No. 25). University of California at Berkeley, Department of Economics.
- French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, 19(1), 3-29.
- Friedman, M. (1953). The Case for Flexible Exchange Rates. In *Essays in Positive Economics*. Chicago: University of Chicago Press, 157-203
- Ghysels, E., Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2004). The MIDAS touch: Mixed data sampling regression models. *Finance*.
- Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1293-1301.
- Goldstein, M., & Khan, M. S. (1978). The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, 275-286.
- Goldstein, M., & Khan, M. S. (1985). Income and price effects in foreign trade. *Handbook of international economics*, 2, 1041-1105.
- Gotur, P. (1985). Effects of exchange rate volatility on trade: some further evidence. In. *IMF Staff Papers*, 32(3), 475-512.
- Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1), 121-130.

- Grier, K. B., & Smallwood, A. D. (2013). Exchange rate shocks and trade: A multivariate GARCH-M approach. *Journal of International Money and Finance*, 37, 282-305.
- Hall, S., Hondroyannis, G., Swamy, P. A. V. B., Tavlás, G., & Ulan, M. (2010). Exchange-rate volatility and export performance: Do emerging market economies resemble industrial countries or other developing countries?. *Economic Modelling*, 27(6), 1514-1521.
- Hansen, P. R., & Lunde, A. (2001). A comparison of volatility models: Does anything beat a GARCH (1, 1). In *Working Paper Series No. 84*, Aarhus-Suécia: Aarhus School of business
- Holland, M. (2006). Exchange rate volatility and the fear of floating in Brazil. *Revista Economia, Brasília*, 7(2), 279-292.
- Holton, G. A. (2004). Defining risk. *Financial Analysts Journal*, 60(6), 19-25.
- Holz, C. A. (2014). The quality of China's GDP statistics. *China Economic Review*, 30, 309-338.
- Hooper, P., & Kohlhagen, S. W. (1978). The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade. *Journal of international Economics*, 8(4), 483-511.
- Hooper, P., Johnson, K., & Marquez, J. R. (2000). Trade elasticities for the G-7 countries. In *Princeton Studies in International Economics*, No. 87.
- Huchet-Bourdon, M. and J. Korinek (2011). To What Extent Do Exchange Rates and their Volatility Affect Trade?. In *OECD Trade Policy Papers*, No. 119.
- Hume, D. (1978). A treatise of human nature [1739]. *British Moralists*, 1650-1800.
- Hylleberg, S. (1992). *Modelling seasonality*. Oxford University Press.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of econometrics*, 44(1), 215-238.
- Irwin, D. A. (2017). *The Missing Bretton Woods Debate over Flexible Exchange Rates* In National Bureau of Economic Research (No. w23037). Cambridge, MA: NBER
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, 6(3), 255-259.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.

- Jorion, P. (2009). Risk management lessons from the credit crisis. *European Financial Management*, 15(5), 923-933.
- Kafle, K., & Kennedy, P. L. (2013). Exchange rate volatility and agricultural trade flows: the case of the United States and OECD countries. *Journal of International Agricultural Trade And Development*, 9(2), 211.
- Kandilov, I. T. (2008). The effects of exchange rate volatility on agricultural trade. *American Journal of Agricultural Economics*, 90(4), 1028-1043.
- King, A. (1997). From demand equations to two regimes: the theoretical development of export models. *Bulletin of Economic Research*, 49(2), 81-125.
- Knight, F. H. (1921). Risk, uncertainty and profit. *New York: Hart, Schaffner and Marx*.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Langley, S. V., Giugale, M., Meyers, W. H., & Hallahan, C. (2000). International financial volatility and agricultural commodity trade: A primer. *American Journal of Agricultural Economics*, 82(3), 695-700.
- Liu, S., & Tse, Y. K. (2012). Estimation of Monthly Volatility: An Empirical Comparison of Realized Volatility, GARCH and ACD-ICV Methods. In *Research Collection School Of Economics (2013)*, Singapore: *Singapore Managment University*
- Longmore, R., & W. Robinson. (2004). Modelling and Forecasting Exchange Rate Dynamics: An Application of Asymmetric Volatility Models. In *Working Paper WP2004/03, Jamaica: Bank of Jamaica*.
- Mamingi, N. (2015) Beauty and Ugliness of Aggregation over Time/Temporal Aggregation In. *Working Paper Series #1-15 . Barbados:The University of the West Indies*
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The journal of finance*, 7(1), 77-91.
- Markowitz, H. M. (1990). *Foundations of Portfolio Theory* In *Nobel Prize Committee*.(No. 1990-1).
- Maskus, K. E. (1986). Exchange rate risk and US trade: a sectoral analysis. *Economic Review*, 71(3), 16-28.
- McKenzie, M. D. (1999). The impact of exchange rate volatility on international trade flows. *Journal of economic Surveys*, 13(1), 71-106.

- Meador, M. M. and Wu, X. (2014). China-people's republic of. Oilseeds and Products Annual. In *Global Agricultural Information Network* (No. CH14010). Washington, DC:USDA
- Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of financial economics*, 8(4), 323-361.
- Miller, J. I. (2013). Mixed-frequency cointegrating regressions with parsimonious distributed lag structures. *Journal of Financial Econometrics*, 12(3), 584-614.
- Muhammad, A. (2015). Price risk and exporter competition in China's soybean market. *Agribusiness*, 31(2), 188-197.
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne de economiques et science politique*, 29(4), 475-485.
- Mutuc, M., Pan, S., & Hudson, D. (2011). Sino-US Price Transmission in Agricultural Commodities: How Important are Exchange Rate Movements?. *Cotton Economics Research Institute, Texas Tech University*.
- Nakamura, E., Steinsson, J., & Liu, M. (2016). Are chinese growth and inflation too smooth? evidence from engel curves. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(3), 113-144.
- Nassar, A.M.; Arashiro, Z.; Jank, M.S. Tariff escalation and tariff spikes. In: *Kerr, W. A., & Gaisford, J. D. (Eds.). (2007). Handbook on International Trade Policy. Edward Elgar Publishing*.
- Nazlioglu, S. (2013). Exchange rate volatility and Turkish industry-level export: Panel cointegration analysis. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 22(7), 1088-1107.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- Nishimura, Y., & Hirayama, K. (2013). Does exchange rate volatility deter Japan-China trade? Evidence from pre-and post-exchange rate reform in China. *Japan and the World Economy*, 25, 90-101.
- Nishimura, Y., & Sun, B. (2016). China's Exchange-Rate Regime Reform and Trade between China and the Eurozone. *Emerging Markets Finance and Trade*. (just-accepted)

- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63-91.
- Obi, A., Ndou, P. P., & Peter, B. (2013). Assessing the Impact of Exchange Rate Volatility on the Competitiveness of South Africa's Agricultural Exports. *Journal of Agricultural Science*, 5(10), 227.
- Obstfeld, M., Dornbusch, R., & McKinnon, R. (1995). International currency experience: new lessons and lessons relearned. *Brookings papers on economic activity*, 1995(1), 119-220.
- Orair, R. O. (2016). *Investimento público no Brasil: Trajetória e relações com o regime fiscal*. In *Texto para Discussão (No. 2215)*, Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
- Ozturk, I. (2006). Exchange Rate Volatility and Trade: A Literature Survey. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 3(1), 85-102.
- Page, E. S. (1954). Continuous inspection schemes. *Biometrika*, 41(1/2), 100-115.
- Perée, E., & Steinherr, A. (1989). Exchange rate uncertainty and foreign trade. *European Economic Review*, 33(6), 1241-1264.
- Péridy, N. (2003). Exchange rate volatility, sectoral trade, and the aggregation bias. *Review of World Economics*, 139(3), 389-418.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pick, D. H. (1990). Exchange rate risk and US agricultural trade flows. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3), 694-700.
- Pirrong, C. (2014). *The Economics of Commodity Trading Firms*. Trafigura.
- Popper, K. R. (2004). *A lógica da pesquisa científica*. Editora Cultrix.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 350-371.

- Rocha, R. H. (2007). *A política de hedge e o tratamento do risco nas empresas não-financeiras* (Dissertação de Doutorado, Universidade de São Paulo).
- Rodrigues, F. R., Burnquist, H. L., & Costa, C. C. D. (2011). Escalada tarifária e exportações brasileiras da agroindústria do café e da soja. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 49(2), 295-322.
- Rose, A. K. (2000). One money, one market: the effect of common currencies on trade. *Economic policy*, 15(30), 08-45.
- Sarker, R., & Villanueva, J.J. L. (2007). Exchange Rate Sensitivity of Mexican Maize Imports from the United States. In *AAEA annual meeting, Portland, OR, August*
- Schuh, G. E. (1974). The exchange rate and US agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 56(1), 1-13.
- Schultz, T. W. (1980). Nobel lecture: the economics of being poor. *Journal of political Economy*, 88(4), 639-651.
- Schwert, G. W. (1989). Why does stock market volatility change over time?. *The journal of finance*, 44(5), 1115-1153.
- Securato, J. R., Silva, A. C. D., Oda, A. L., Oliveira, E. F. de, Maluf Filho, J. A., Fuentes, J., et al. (2008). *Cálculo financeiro das tesourarias: bancos e empresas*. São Paulo: Saint Paul.
- Sercu, P., & Vanhulle, C. (1992). Exchange rate volatility, international trade, and the value of exporting firms. *Journal of banking & finance*, 16(1), 155-182.
- Sheldon, I. (2003, May). Exchange rate uncertainty and agricultural trade. In *The Ohio State University Conference Paper*.
- Shin, Y., Yu, B., Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ARDL framework. In: *Horrace, William C., Sickles, Robin C. (Eds.), Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. New York (NY): Springer Science & Business Media.
- Silva, F. A., Freitas, C. O. D., & Mattos, L. B. D. (2016). Exchange rate volatility and its effects on trade flow in South America. *Revista de Economia Contemporânea*, 20.
- Silvestrini, A., & Veredas, D. (2008). Temporal aggregation of univariate and multivariate time series models: a survey. *Journal of Economic Surveys*, 22(3), 458-497.
- Sjö, B. (2011). Lectures in Modern Economic Time Series Analysis. *Editia a doua, Universitatea din Linköping, Sweden*

- Soleymani, A., & Chua, S. Y. (2014). Effect of exchange rate volatility on industry trade flows between Malaysia and China. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 23(5), 626-655.
- Tenreyro, S. (2007). On the trade impact of nominal exchange rate volatility. *Journal of Development Economics*, 82(2), 485-508.
- Viaene, J. M., & De Vries, C. G. (1992). International trade and exchange rate volatility. *European Economic Review*, 36(6), 1311-1321.
- Vieira, F. V., & Damasceno, A. O. (2016). Exchange rate misalignment, exchange rate volatility and economic growth: an analysis for the Brazilian economy. *Revista de Economia Política*, 36(4), 704-725.
- Wang, K. L., & Barrett, C. B. (2007). Estimating the effects of exchange rate volatility on export volumes. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 225-255.
- Wang, Z., Harris, T. R., Deng, X., Reed, M. R., Chen, J., & Zheng, W. (2011). Exchange Rate and Purchasing Power Parity in China soybean trading to USA, Argentina, and Brazil, 1999-2010. Disponível em SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2698180>
- Wesley, J. D., Shen, X., Li, S., & Wilson, N. L. (2012). Agricultural Trade Bias in Exchange Rate Volatility Effect Estimation: An Application of Meta-Regression Analysis. In *AAEA annual meeting, Seattle, WA, August* (pp. 12-14).
- Willett, T. D. (1986). Exchange-Rate Volatility, International Trade, and Resource Allocation: A Perspective on Recent Research. *Journal of International Money and Finance*, 5, S101-S112.
- Williams, G. W., & Luo, J. (2015). Exchange Rate Policy and Global Supply Chains: The Case of the Chinese Renminbi and Global Soybean and Soybean Product Markets. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 39(1), 177-198.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. Pioneira Thomson Learning.
- Zhang, Q., Reed, M. R., & Saghaian, S. H. (2010). The impact of multiple volatilities on import demand for US commodities: the case of soybeans. *Agribusiness*, 26
- Zhang, S., & Buongiorno, J. (2008). Exchange rate volatility impacts on export volume price of US Forest Products. *SOFEWS*, 187.
- Zivot, E. (2009). Practical issues in the analysis of univariate GARCH models. In *Handbook of financial time series* (pp. 113-155). Springer Berlin Heidelberg.