

Determinantes da oferta de exportação brasileira de café¹

Allana Ayumi Nogueira Tanahashi²
Carlos Eduardo Caldarelli³

Resumo – Objetivo deste estudo é estimar para o Brasil uma função de oferta de exportação de café em 1997–2016. Adotou-se um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas – ARDL –, com as seguintes variáveis: quantidade de exportação de café, preço doméstico, preço de exportação, taxa de câmbio, PIB brasileiro e a variável *dummy* representando a sazonalidade do café. Ao identificar cointegração entre essas variáveis, os resultados foram expressos a partir de uma estimação de curto e longo prazos. Observou-se relação direta entre o preço internacional e a quantidade exportada; já para o preço doméstico essa relação ocorreu de maneira inversa. No curto prazo, a taxa de câmbio e o PIB exibiram relação direta com a variável dependente, embora no longo prazo a taxa de câmbio revelou-se negativamente relacionada com a quantidade exportada. A sazonalidade não foi considerada como um fator de influência, dada a sua não significância para o modelo proposto. Nota-se também a ocorrência de rápidos ajustamentos em direção ao equilíbrio de longo prazo dentro do modelo estimado para análise. Os resultados sinalizam a necessidade de estratégias que proporcionem ao produto brasileiro maior aderência à dinâmica dos preços internacionais.

Palavras-chave: cafeicultura, comércio exterior, modelo ARDL, séries temporais.

Determinants of the Brazilian coffee export supply function

Abstract – This study aims to estimate the coffee export supply function for Brazil from 1997 to 2016. For this analysis an autoregressive distributed lag model – ARDL – was used with the following variables: quantity of coffee exports, domestic price, export price, exchange rate, Brazilian GDP and dummy variable representing the seasonality of coffee. After identifying cointegration between these variables, the results were expressed for short and long run estimation. There was a direct relationship between the international price and the quantity of exports, whereas for the domestic price this relationship occurred in an inverse way. In the short run, the exchange rate and the Brazilian GDP were directly related to the dependent variable, although in the long run the exchange rate was negatively related to the exported quantity. Seasonality was not considered an influencing factor, given its non-significance for the proposed model. It is also noted the occurrence of fast adjustments towards long run equilibrium within the model estimated for analysis. The results highlight the consideration of implementing new strategies to establish the Brazilian product greater adherence to the dynamics of international prices.

Keywords: coffee-growing, foreign trade, ARDL model, time series.

¹ Original recebido em 28/4/2020 e aprovado em 28/7/2020.

² Mestre em Economia Regional. E-mail: allanaayumi@gmail.com

³ Professor associado do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina. E-mail: carlos.caldarelli@gmail.com

Introdução

O objetivo aqui é analisar o comportamento dos principais determinantes da oferta de exportação brasileira de café em 1997–2016, estimando as relações de curto e longo prazos – elasticidades – com base em ferramentas metodológicas de econometria de séries temporais – modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (ARDL) e cointegração.

O café se tornou um dos produtos mais representativos da economia brasileira, ocupando posição de destaque na pauta de exportações do País desde o século 20. Além de garantir divisas, as exportações geraram impactos na indução do Produto Interno Bruto (PIB) e na absorção de mão de obra, contribuindo não só para o setor primário, mas para os demais setores da economia (Sereia et al., 2008).

A participação no comércio exterior corrobora a importância do sistema agroindustrial cafeeiro na economia nacional. Em 2018, exportamos 1,8 milhão de toneladas de café cru em grão, cerca de US\$ 4.357 milhões (Brasil, 2019). Com relação à participação do café na pauta de exportação brasileira, para aquele ano a participação foi de 1,82% do total, ficando em 13º lugar no ranking dos principais produtos exportados. Em virtude do importante desempenho da balança comercial no processo de ajustamento das contas externas do País, justifica-se a realização de análises sobre os mecanismos responsáveis pelo desempenho do segmento exportador nacional, entre eles os de produtos agrícolas e agroindustriais, como o café (Alves & Bacchi, 2004).

Como o maior produtor mundial de café e um dos principais *players* no mercado global cafeeiro, o Brasil controla mais de 36% da produção internacional (Estados Unidos, 2019). Mas a cadeia produtiva do café possui limitações. Com o movimento global de liberalização do mercado cafeeiro iniciado no fim da década de 1980 e a extinção do Instituto Brasileiro do Café (IBC), houve uma reorganização das relações de poder entre as instituições e do acesso a mer-

cados (Coulis, 2011). O setor cafeeiro brasileiro ainda se baseia em elevadas metas quantitativas e, portanto, a produção do País é rotulada como de má qualidade em relação aos seus principais concorrentes (Almeida & Zilbersztajn, 2017; ICO, 2018).

O estudo dos determinantes da oferta de exportação do produto propicia a análise dos impactos nas variáveis condicionantes a partir de eventuais políticas de incentivo ou de alterações no sistema. Assim, auxilia no processo de deliberação de políticas comerciais com foco no ajustamento do setor externo. Além disso, o conhecimento dessas estimativas empíricas pode contribuir na tomada de decisão sobre produção e comercialização, beneficiando os agentes ligados aos diferentes segmentos do sistema agroindustrial em questão (Barros et al., 2002).

As discussões recentes sobre o mercado cafeeiro no Brasil, como destacadas por Caldarelli et al. (2019), ressaltam uma relativa perda de competitividade do produto nacional e grande dependência de movimentos do mercado internacional dessa commodity.

Panorama do mercado brasileiro de café

O café foi introduzido no Brasil no início do século 18. Estimulado com a alta de preços internacionais, começou aqui a assumir relevância comercial em meados do século 19. A partir desse período, diante de preços voláteis no mercado internacional, o setor passou a se deparar com fortes intervenções governamentais, que visavam, pelo controle de oferta, impedir a queda dos preços. A assinatura do Convênio de Taubaté, em 1906, determinou o início da política de valorização do café e da intervenção estatal no setor cafeeiro, tornando-se o marco inicial de uma série de intervenções governamentais no século 20 (Furtado, 2005).

O mecanismo da valorização que visava apenas amenizar a crise do setor passou a sustentar lucros cada vez mais elevados e, com isso,

incentivou a expansão e atraiu ainda mais capitais para o setor. Posteriormente, alguns incidentes desestabilizaram o mercado interno, como a Crise de 1929, que gerou a derrocada da lavoura e a consequente queima de 80 milhões de sacas de café. A partir de 1952, com a criação do IBC, órgão do governo responsável por regulamentar todo o sistema agroindustrial (SAG) do café, a cafeicultura se beneficiou com o comportamento satisfatório dos preços internacionais (Farina et al., 1997; Votta et al., 2006).

Em 1962, o instrumento conhecido como cota de contribuição – confisco cambial – foi implementado por uma política cafeeira imposta pela Instrução 204 da Sumoc. Esse momento foi marcado pela forte intervenção do Estado no planejamento e coordenação de todos os segmentos do SAG cafeeiro, inclusive nos segmentos industrial e consumidor. O Acordo Internacional do Café (AIC) foi estabelecido no mesmo ano e, durante sua vigência, o Brasil manteve preços artificialmente elevados, enquanto muitos países expandiram a produção, pressionando a cota brasileira. Esse foi um dos fatores que determinaram o declínio da participação brasileira no mercado mundial de café (Farina et al., 1997; Furtado, 2005; Votta et al., 2006). A partir do estabelecimento do acordo, as políticas de sustentação de preço se mantiveram até julho de

1989, quando o AIC não foi renovado. No Brasil, em 1990, com a dissolução do IBC, uma política de liberalização foi adotada, começo de um período de desregulamentação com alterações no ambiente organizacional e institucional do setor cafeeiro (Costa, 2003).

Com a liberalização no fim da década de 1980, rápidas mudanças reconfiguraram o mercado global de café. Países envolvidos romperam com os regulamentos e cotas anteriormente estipuladas em busca de melhorias para manter suas posições na cadeia de valor global de café. Colômbia, Quênia e Etiópia buscaram novas estratégias, explorando uma linha de fortalecimento da gestão da qualidade e diferenciação do produto como forma de agregar valor. Esse não foi o caso do Brasil, que se manteve no mesmo regime de larga escala com exploração de vantagens do baixo custo de produção (Votta et al., 2006; Russell et al., 2012; Minten et al., 2019). Assim, a regulamentação e, posteriormente, seu fim, causaram grande impacto no sistema agroindustrial do café brasileiro nos últimos anos. Figura 1 mostra a evolução da produção e da produtividade do café brasileiro em 1961–2017.

A produtividade cresceu no decorrer do período analisado, com maior intensidade no período pós-desregulamentação. Segundo

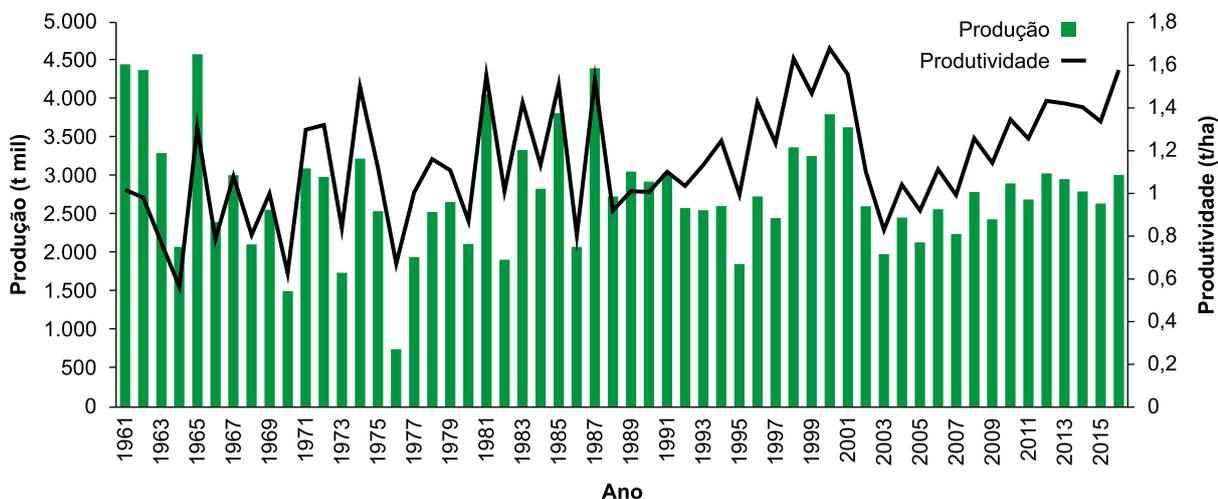


Figura 1. Evolução da produção (t) e da produtividade (t/ha) do café no Brasil em 1961–2017.

Fonte: FAO (2019).

Caldarelli et al. (2019), a evolução da área plantada, da produção e da produtividade do café no Brasil exibe um padrão de exploração de economias de escala e baixo custo de produção, resultando em metas quantitativas de produção elevadas ao longo dos anos. Desde 1960, apesar da grande relevância brasileira na produção de café, as condições atreladas à história do País fizeram com que a produção de baixos custos e sistema voltado aos parâmetros quantitativos prejudicasse a gestão da qualidade do café produzido, considerado de má qualidade.

A partir da década de 1990, a área colhida começou a se estabilizar sistematicamente, contrastando com a quantidade total produzida, que vem aumentando, resultando num aumento significativo da produtividade até 2016. A produção brasileira de café se expandiu com relativa rapidez durante a última década, de 2008 a 2018, de 46 milhões para 61,7 milhões de sacas beneficiadas (Conab, 2019).

A produção de café é bastante volátil e vulnerável às condições climáticas, além de ser afetada por comportamentos de ciclos sazonais. A bienalidade, por exemplo, é uma característica da cultura cafeeira referente à alternância de alta e baixa frutificação ao longo do tempo (Bacha, 1998). Além disso, os aumentos da quantidade produzida podem ocorrer por diversos fatores, com destaques para: i) a elevação no nível de preços; ii) as políticas agrícolas dos países produtores; e iii) os ganhos de produtividade provenientes de inovações tecnológicas (Saes, 2009).

Embora existam muitas variedades produzidas de café, as comercializadas são provenientes de dois tipos principais: o café arábica (*Coffea arabica*) e o café robusta (*Coffea canephora*). O cultivo de café no Brasil é caracterizado pelo plantio dessas duas variedades. A espécie arábica é mais valorizada – melhor qualidade e baixa concentração de cafeína. Já o café robusta, apesar da alta produtividade, é menos valorizado. Ele possui alta concentração de cafeína e sabor mais amargo do que o arábica. Esses dois tipos principais dão origem, via processos industriais,

aos chamados cafés verdes industrializados (cafés torrado e moído, solúvel e em cápsula).

A produção brasileira está concentrada em três estados: Minas Gerais, Espírito Santo e São Paulo. Minas Gerais foi responsável por 54,11% da produção nacional em 2018 e é também o maior produtor do café arábica (69,43%). O Espírito Santo é o principal produtor do café robusta, com 63,41% de participação na produção nacional de café (Conab, 2019). O café arábica é o mais representativo, sendo responsável por 74% da produção brasileira de café em 2018/2019. O Brasil é o segundo maior produtor mundial de café robusta (Estados Unidos, 2019).

As exportações de produtos do agronegócio têm sido fundamentais para equilibrar a balança comercial brasileira (Agrostat, 2019). A produção mundial de café geralmente tem origem em países em desenvolvimento e de baixo ou médio níveis de renda. Para esses países produtores e exportadores, o café contribui não apenas para os ganhos de trocas externas, mas também impacta significativamente a receita tributária e o produto doméstico bruto (ICO, 2018). A Tabela 1 mostra os principais produtores e exportadores mundiais de café no período de 2015/2016 a 2018/2019.

Apesar das várias crises e expansão da cultura cafeeira, o Brasil ainda ocupa a primeira posição no ranking mundial de produtores e exportadores, respondendo por 36,3% da produção mundial (63 milhões de sacas) e por 25,84% da exportação mundial na safra 2018/2019. Cinco dos principais produtores e exportadores concentraram 72,56% da produção mundial e 67,48% das exportações mundiais na safra 2018/2019. Nos últimos anos, alguns países estão incrementando paulatinamente a produtividade e a competitividade no mercado internacional. O Vietnã, mesmo sendo especializado no café robusta, tornou-se um dos principais concorrentes da variedade brasileira de café arábica natural. Isso ocorreu porque a base de produção do Brasil é estruturada com baixos custos para fomentar a competitividade e, sobretudo, em consequência da baixa qualidade do café pro-

Tabela 1. Principais produtores e exportadores mundiais de café no período de 2015/2016 a 2018/2019 (% da safra).

País	Produtor				Exportador			
	2015/2016	2016/2017	2017/2018	2018/2019	2015/2016	2016/2017	2017/2018	2018/2019
Brasil	32,30	34,67	32,04	36,33	26,65	24,75	23,21	25,84
Vietnã	18,92	16,50	18,44	17,42	22,12	20,61	21,27	20,62
Colômbia	9,15	9,02	8,70	8,20	9,29	10,29	9,69	9,73
Indonésia	7,91	6,55	6,55	6,25	7,42	6,12	6,11	5,95
Honduras	3,47	4,64	4,78	4,36	3,75	5,45	5,49	5,34

Fonte: Estados Unidos (2019).

duzido aqui (Saes & Farina, 1999; Nishijima et al., 2012; Caldarelli et al., 2019).

O Brasil, apesar de manter a posição de maior produtor e exportador de café, perdeu *market share* no mercado internacional de café no período analisado (Estados Unidos, 2019). Para se manter no mercado internacional, o Brasil continuou a expandir principalmente a produção de café arábica, dada a vantagem comparativa da produção estabelecida dessa variedade (ICO, 2018; Saes, 2009). Assim, mesmo ainda considerado um grande *player* no mercado internacional de café, o Brasil passou a ter pouco poder de influência sobre os preços, e isso se deve à continuidade da estratégia de produção de larga escala, sujeitando-se à maior concorrência para a sua variedade de café, por ela apresentar um padrão mais elástico de demanda mundial. Depois da desregulamentação, o café verde arábica brasileiro passou a ter uma taxa de substituição relacionada ao café verde robusta vietnamita maior do que o café verde arábica colombiano, cuja variedade é a mesma do Brasil. Isso ocorre pelo fato de a Colômbia ter aderido a uma estratégia alternativa depois do período de desregulamentação, optando pela produção de melhor qualidade. Com essa estratégia, a Colômbia tem alcançado preços superiores para seu produto, além de ter se tornado referência mundial no segmento de mercado de cafés especiais (Nishijima et al., 2012; Barjolle et al., 2017; Caldarelli et al., 2019).

O café verde pode passar por empresas nacionais de torrefação e moagem, por empresas nacionais de café solúvel e de cápsulas ou ser exportado diretamente em grãos pelo produtor ou intermediado por cooperativas. Verifica-se crescimento da participação das empresas brasileiras de segundo processamento, mas as vantagens que outros países possuem na produção e exportação do produto com maior valor agregado ainda não foram conquistadas. Esse setor está inserido em um mercado extremamente concentrado, cujo controle pertence ao capital estrangeiro responsável pelo processo de torrefação, moagem e venda estratégica de produtos diferenciados e vinculados a marcas consolidadas. Isso ocorre principalmente porque poucas empresas conquistaram um poder suficiente de negociação no mercado, além da consequente barreira à entrada de pequenas indústrias, dada a alta concorrência estabelecida (Roldán-Pérez et al., 2009; Caldarelli et al., 2019; Minten et al., 2019). Outro ponto é a dificuldade das pequenas torrefadoras para desenvolverem um *blend* característico, o que, por sua vez, dificulta a inserção externa ou eleva a concorrência no mercado interno com produtos importados. Mesmo com os recentes avanços tecnológicos, os processos industriais vigentes no Brasil ainda são caracterizados também pelo atraso gerencial (Bacha, 1998; Caldarelli et al., 2019).

Mas tem sido verificado no País o crescimento da oferta de produtos de melhor qualidade e maior valor agregado, não só para exportação, mas também para consumo interno.

O aumento da demanda por cafés diferenciados – orgânicos, descafeinados, *estate coffees* e cafés gourmet – é notável e tem fomentado novos campos organizacionais no complexo cafeeiro (Conceição et al., 2019). Entretanto, segundo Nishijima et al. (2012), a indústria de café solúvel no Brasil sofre com a oferta limitada de insumo e preços superiores aos praticados no mercado internacional. A principal matéria-prima do café solúvel é o café robusta, e o Brasil, embora um dos maiores produtores, usa o café robusta para consumo interno. Assim, a disponibilidade e o preço do robusta interferem diretamente na competitividade da indústria e na dinâmica do mercado de café no País.

Em relação às formas organizacionais, verifica-se o aumento de grandes propriedades administradas profissionalmente e de pequenas propriedades operadas principalmente por famílias. Dessa forma, o gerenciamento de muitas fazendas de café é feito por famílias, sem muita sofisticação tecnológica. Embora produtiva e competitiva, a cadeia cafeeira brasileira está inserida num mercado com níveis de competição cada vez mais elevados, com baixos preços e renda para pequenos produtores e concentração no segmento de torradores. Tais fatores são sérios problemas para os pequenos e médios produtores de café do País (Almeida & Zylbersztajn, 2017; Caldarelli et al., 2019).

O Brasil tem perdido *market share*, pois o café robusta tem se destacado muito mais como um bem substituto do café arábica brasileiro, de qualidade inferior. Além disso, parte da responsabilidade pelo decréscimo da participação das exportações brasileiras é decorrente das barreiras tarifárias ao café industrializado, ou seja, café solúvel, torrado e moído (Saes, 2009; Nishijima et al., 2012; ICO, 2018). Assim, atribui-se a perda do *market share* brasileiro a três fatores principais: atuação centralizadora do Estado até 1990, aumento da concorrência externa e as consequentes estratégias adotadas depois da desregulamentação.

Funções de oferta de exportação: revisão bibliográfica

As abordagens para oferta e demanda de exportações em trabalhos sobre comércio internacional foram bastante diversas em termos metodológicos e de escopo nas últimas décadas. Os trabalhos abordam várias possibilidades de comercialização de produtos – individual ou de forma agregada – e de estimação de funções de demanda e de oferta, em conjunto ou isolada. Dos estudos cujo objetivo foi caracterizar os condicionantes e principais fatores de influência dos mercados brasileiros de commodities e produtos agropecuários, destacam-se: Zini Júnior (1988), Cavalcanti & Ribeiro (1998), Carvalho & De Negri (2000), Castro & Rossi Junior (2000), Miranda (2001), Barros et al. (2002), Pourchet (2003), Alves & Bacchi (2004), Sapienza (2007), Morais et al. (2010), Silva et al. (2011), Favro et al. (2015).

A Tabela 2 mostra uma análise resumida desses trabalhos. Zini Júnior (1988), Barros et al. (2002) e Alves & Bacchi (2004) foram os pioneiros desses modelos no Brasil, servindo como base para adaptações mais recentes na literatura.

No contexto de globalização em que os países estão inseridos, o conhecimento das variáveis que influenciam a estimação de equações de oferta e demanda de exportações são de suma importância. Um modelo empírico estimado corretamente, abrangendo o período recente, possibilita o cálculo de elasticidades aproximadas da realidade do cenário atual. Além disso, proporciona previsões para o comportamento do comércio externo e a consequente inferência sobre os impactos que políticas de subsídio ou de desvalorização cambial podem trazer para a balança comercial (Carvalho & De Negri, 2000).

A função de oferta de exportação pode ser determinada por uma gama de variáveis explicativas – o índice de preço, entre elas, pode exercer influências relevantes. Primeiramente, o índice é atrelado com o efeito que os custos domésticos têm sobre a rentabilidade das exportações. Além disso, o índice tem efeito sobre a relação entre

Tabela 2. Principais estudos empíricos sobre oferta e demanda de exportação de commodities e produtos agropecuários brasileiros.

Autor	Objetivo	Modelo/método	Variáveis
Zini Júnior (1988)	Estimar as elasticidades de exportação e de importação para o Brasil, por grupos de bens, para avaliar a relevância das principais variáveis	$\ln X_t^e = a_{11} + a_{12} \ln(PX_t/PXW_t) + a_{13} \ln YW_t + u_{1t}$ $\ln X_t^s = b_{11} + b_{12} \ln(ePX_t/S_t/PD_t) + b_{13} \ln Y_t + b_{14} \ln U_t + u_{2t}$	<p>X^e: quantidade demandada de exportação; PX: preço das exportações em dólares; PXW: preço dos bens competitivos no resto do mundo; YW: renda real no resto do mundo; X^s: quantidade ofertada de exportação; e: taxa nominal de câmbio nominal; S: taxa média de subsídios; PD: nível de preço doméstico; Y: capacidade produtiva doméstica; U: índice de ciclos domésticos; u: distúrbios aleatórios</p>
Cavalcanti & Ribeiro (1998)	Analisar o desempenho das exportações no Brasil em 1977–1996, para identificar padrões da trajetória das exportações, bem como estimar equações de exportação	$X^D = X^D(P_x/P_w, Y_w)$ $X^S = X^S(P_x S_x E / P_{dt}, C_{dt}, U, Y, Y_p)$	<p>X^D: quantidades demandadas; X^S: quantidades ofertadas de exportação; Y_w: proxy da renda mundial; P_x: preço das exportações; P_w: preço dos bens concorrentes; S_x: índice de incentivos às exportações; E: taxa de câmbio nominal; P_{dt}: índice de preços doméstico dos produtos exportados; C_{dt}: índice de custo de insumos ou fatores de produção; U: taxa de uso da capacidade produtiva; Y_p: índice de produto potencial</p>
Castro & Rossi Junior (2000)	Estimar equações para o valor exportado e o preço das principais commodities brasileiras	Estima-se um VAR (forma reduzida) irrestrito, com preço e valor exportado endógenos, e demais variáveis exógenas	<p>Valor exportado; preços internacionais da commodity; taxa de juros Libor; taxa de câmbio real efetiva; importações dos países industrializados</p>
Carvalho & De Negri (2000)	Estimar equações para os produtos agropecuários exportados e importados pelo Brasil, com periodicidade trimestral. Considera o período de 1977 a 1998 para as exportações e o período de 1978 a 1998 para as importações	$M^d = f(Y, E, P_m, (1+T)/Pd, Y^p)$ $X = f((E \cdot P_x \cdot (1+S))/Pd), Y, Y^*$	<p>M^d: equação de demanda; X: equação de oferta; Y: produto nominal; E: taxa de câmbio; P_m: preço das importações; P_d: preço doméstico; T: tarifa de importação; S: subsídio à comercialização; P_x: preço das exportações; (*) indicação de valores correspondente à economia estrangeira</p>
Barros et al. (2002)	Estimar funções de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil, para avaliar os principais determinantes do desempenho exportador	$Qe_t = \alpha + \beta P_{it} + \gamma Tr_t + \delta Cr_t + \theta Pe_t + \sum_{i=1}^{11} \omega_i D_{it} + \sum_{j=1}^{n-1} \lambda_j Z_{it} + u_t$	<p>Qe_t: quantidade exportada; P_{it}: preço do mercado interno do produto; Cr_t: taxa de câmbio efetiva; Pe_t: preço recebido pelas exportações; D_{it}: binárias dos meses do ano; Z_{it}: binárias dos n anos da amostra</p>
Pourchet (2003)	Investigar o impacto do câmbio em diversos setores de exportação no Brasil, utilizando equações econométricas uniequacionais; faz uso do modelo em defasagens autoregressivas distribuídas para obtenção das elasticidades de longo prazo, e do modelo de correção de erros para obtenção da dinâmica de curto prazo	$\ln X_t^k = \alpha^k + \alpha_2^k \ln(PX_t^k/PW_t^k) + \alpha_3^k \ln(YW_t)$ $+ \alpha_4^k \ln(e_t P_x^k S_t^k / Pd^k) + \alpha_5^k \ln(Yp_t^k) + \varepsilon_t^k$	<p>X_t^k: quantidade demandada de exportação; PX_t^k: preço das exportações brasileiras em dólares; PW_t^k: preço das exportações mundiais em dólares; YW_t: renda mundial; e_t: taxa de câmbio nominal; S_t^k: índice de incentivos fiscais; Pd_t^k: índice de preços domésticos; Yp_t^k: índice de produção potencial da indústria doméstica; ε_t^k: distúrbio aleatório</p>

Continua...

Tabela 2. Continuação.

Autor	Objetivo	Modelo/método	Variáveis
Alves & Bacchi (2004)	Estimar uma função de oferta de exportação brasileira de açúcar via metodologia de Autorregressão Vetorial com identificação pelo processo de Bernanke, e dados do período de outubro de 1995 a dezembro de 2002	$Qx = h(pe, tc, pd, w, y)$	Qx: quantum exportado; pe: preços de exportação expresso em moeda estrangeira; tc: taxa de câmbio real; pd: preço doméstico; w: variável dummy para representar o período de safra e entressafra da cultura da cana-de-açúcar com a finalidade de melhorar o ajustamento do modelo; y: renda interna
Sapienza (2007)	Estimar as elasticidades das equações da oferta de exportação e da demanda de importação para o Brasil de 1980 a 2006 com base em dados trimestrais	$\ln X_t = b_0 + b_1 \ln WX_t + b_2 \ln E_t + b_3 \ln CRB_t + m_t$ $\ln M_t = b_0 + b_1 \ln Y_t + b_2 \ln E_t + b_3 \ln R_t + m_t$	X: quantidade ofertada de exportação agregada pelo Brasil; WX: volume das exportações mundiais; E: taxa de câmbio real do Brasil; CRB: índice de preços internacionais de commodities; M: quantidade real demandada de importação agregada pelo Brasil; Y: PIB do Brasil; R: reservas em moeda estrangeira do Brasil; m = termo de erro aleatório
Morais et al. (2010)	Aplicar o mecanismo de correção de erros linear e não linear para encontrar as elasticidades de resposta das exportações do setor de borracha a diversas variáveis, com base em dados trimestrais para o período de 1992 a 2006	$qx^o_t = f(px_t, pr_t, \sigma P_t, cp_t, cf_t, u_t, open_t) + \varepsilon_t$ $qx^{di}_t = g(px_t, pw_t, pr_t, \sigma P_t, y_t) + \zeta_t$	qx^o : quantidade ofertada de exportação; qx^{di} : quantidade de demandada por exportação; px: preço; pr: preços intersetoriais; pw: preço do concorrente no mercado internacional; cp: custos relativos à produção; cf: custos financeiros; σP : medida de volatilidade dos preços; u: utilização da capacidade instalada; y: renda mundial; open: grau de abertura da economia brasileira; ε e ζ : choques exógenos
Silva et al. (2011)	Analisar os determinantes da oferta de exportação de carne de frango, em de 1992–2007, via modelo Vetor de Correção de Erro	$QX_t = f(PD_t, PE_t, Y_t, TC_t)$	QX_t : quantidade exportada de frango; PD_t : preço doméstico de carne de frango; PE_t : preço externo de carne de frango; Y_t : renda interna e; TC_t : taxa de câmbio
Favro et al. (2015)	Estimar a função de oferta de exportação de milho para o Brasil, mensurando os determinantes na formação do preço do milho no País, no período de 2001 a 2012	$X^s_t = f(pi, aa, psoja, pib)$	X^s_t : quantidade de exportação de milho; pi: preço internacional; aa: quantidade de abate de aves; psoja: preço doméstico da soja; pib: PIB mundial (proxy para renda mundial)

a lucratividade de se comercializar doméstica ou internacionalmente. No Brasil, o índice de preços internacionais de commodities merece destaque pelo impacto exercido nos preços médios dos bens exportados, dada a influência de commodities na pauta das exportações (Zini Júnior, 1988).

Como os recursos provenientes das exportações são de grande relevância econômica para os países em desenvolvimento, são de grande valia estudos que proporcionem a compreensão dos fatores que explicam o desempenho das exportações. Salienta-se, nesse contexto, a importância das exportações agropecuárias para a economia brasileira, pois verifica-se relativa concentração de produtos agropecuários nas relações comerciais externas, o que justifica a importância de estudos com foco nos mercados desses produtos (Barros et al., 2002; Favro et al., 2015).

Estratégia empírica

Modelo proposto

Com base na revisão de literatura, bem como na análise do mercado em questão, propõe-se um modelo empírico para a oferta de exportação de café no Brasil. As variáveis influentes têm por base os modelos estimados aqui apresentados, que trataram da oferta de exportação de diferentes produtos e setores econômicos. O modelo proposto é descrito por

$$x_t^s = f(pd, pi, tc, PIBbr, S)$$

em que x é a quantidade de exportação de café para o exterior; pd é o preço doméstico; pi é o preço de exportação, expresso em moeda estrangeira; tc é a taxa de câmbio; $PIBbr$ é o PIB brasileiro; e S é a sazonalidade ou bianualidade da produção de café.

Com base na teoria econômica, espera-se que a variável preço doméstico exiba sinal negativo e que mostre uma relação inversa com a quantidade exportada de café. Mas é previsto

que uma alta do preço de exportação aumente a quantidade exportada de café, apresentando sinal positivo. Do mesmo modo, é esperado que o coeficiente referente à taxa de câmbio tenha relação direta com a quantidade exportada, indicando crescimento do volume exportado de café com uma desvalorização cambial.

Igualmente, a teoria econômica propõe que aumentos na renda doméstica (PIB Brasil) podem causar reduções no saldo da balança comercial. Logo, é esperado que o coeficiente da variável $PIBbr$ seja negativo, denotando relação indireta com a quantidade exportada de café. O PIB mundial – por falta de uma série de intervalo mensal que abrangesse o período de análise – não foi utilizado para representar a demanda externa nesse modelo. Assim, a não inclusão da variável PIB mundial pode representar uma fragilidade ao modelo quanto aos movimentos da demanda global, mas os efeitos dos mercados externos podem ser parcialmente captados com o movimento da variação cambial.

A concepção de análises empíricas, como neste estudo, fundamenta-se na teoria que respalda a relação do estudo em questão e na aderência dos dados disponíveis ao modelo proposto. Dessa forma, as variáveis não foram selecionadas só com embasamento teórico – função de oferta de exportação –, mas também considerando a análise do mercado.

Metodologia

O estudo de séries temporais requer a análise de sua estacionariedade. A estimação com séries estacionárias pode conduzir a resultados viesados, invalidando os pressupostos estatísticos de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo e que o valor da covariância entre os dois períodos deve depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre eles. Séries não estacionárias podem ser diferenciadas, uma ou mais vezes, até resultar em uma nova série estacionária. O número de diferenciações para que a nova série se torne estacionária é chamado de ordem de integração (ou ordem

de homogeneidade). Assim, se uma série for diferenciada d vezes para se tornar estacionária, ela é chamada de integrada de ordem d , ou $I(d)$ (Hill et al., 2011). Desse modo, verifica-se a estacionariedade da série temporal encontrando a ordem de integração das variáveis por meio de um teste de raiz unitária. Para verificar aqui as condições de estacionariedade, serão aplicados os testes de Dickey-Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) e Phillips-Perron – quebra estrutural.

Elliott et al. (1996) fundamentaram o teste DF-GLS por causa da importância de uma maior aproximação ao real processo de geração de dados através de uma seleção adequada para a ordem de defasagem do modelo, propondo uma modificação dos resultados encontrados por Dickey e Fuller – DF e ADF –, em que os termos determinísticos são refinados antes da realização do teste de raiz unitária.

Phillips & Perron (1988) usam métodos estatísticos não paramétricos, tratando da correlação serial dos resíduos, não incluindo os termos de diferença defasados no modelo (Greene, 2003). Ng & Perron (2001) apontam que o uso de testes com extração de tendência por mínimos quadrados generalizados, associados ao Critério Modificado de Akaike (Maic), produz testes com maiores níveis de significância/potência. Portanto, neste estudo, o número de defasagens será determinado pelo Maic – escolha da defasagem que contém a menor autocorrelação entre os resíduos.

Para captar os efeitos das variáveis selecionadas sobre a oferta de exportação do café no Brasil, foram utilizadas as abordagens de Pesaran & Shin (1998) e Pesaran et al. (2001). Tais abordagens se baseiam no modelo Autoregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL), envolvendo processo de cointegração via teste de fronteira (bounds testing approach) para verificação das relações de longo prazo do modelo. Esse procedimento possibilita também a obtenção da estimativa de curto e longo prazos para o modelo em análise, bem como a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo.

Os testes utilizados para a análise do modelo proposto têm como base a dinâmica de modelos de correção de erros – VEC – regulares e irrestritos; o VEC irrestrito inclui os mesmos níveis defasados de um VEC regular, mas não restringindo seus coeficientes. O processo de cointegração bounds testing approach testa os limites para o modelo ARDL usando a estatística F . Verifica-se, primeiramente, a significância do coeficiente defasado no VEC irrestrito, testando a existência de uma relação de longo prazo (Pesaran et al., 2001). Para o teste, compara-se a estatística F calculada com valores críticos sugeridos por Pesaran et al. (2001), possibilitando uma inferência conclusiva sem a necessidade de se conhecer a ordem de integração das variáveis em análise. Dois conjuntos de valores críticos são fornecidos: um admitindo que todas as variáveis são $I(0)$; o outro, que todas as variáveis são $I(1)$. Isto é, caso o valor da estatística F calculada for menor do que o valor crítico inferior, não se rejeita a hipótese nula de não cointegração, ou seja, não existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. Caso contrário, se o valor calculado da estatística F exceder o valor crítico superior, a hipótese nula de não cointegração entre as variáveis é rejeitada. Por fim, se o valor calculado da estatística F estiver inserido no intervalo formado pelos valores críticos, a inferência é inconclusiva.

O procedimento ARDL adotado por Pesaran et al. (2001) usa os resíduos da relação de longo prazo. Nesse procedimento, estimam-se conjuntamente os coeficientes das variáveis defasadas para obter o termo de correção de erro. A dinâmica de curto prazo, por sua vez, é obtida pela redefinição da equação ARDL sob a forma de um modelo de correção de erro irrestrito, possibilitando uma análise mais simples da estabilidade estrutural e interpretação imediata dos coeficientes estimados.

O termo de correção de erro, também chamado de coeficiente de ajustamento, é derivado como termo de erro dos modelos de cointegração e representa um parâmetro da velocidade de ajuste. O valor da estimativa indica quanto o modelo está sendo corrigido ou ajustado dentro

de um período. Se a estimativa do termo de correção de erro for igual a 1, por exemplo, isso significa que o ajuste é instantâneo, ou seja, o ajuste ocorre 100% dentro do período. Se for igual a zero, nenhum ajuste será realizado. O sinal do coeficiente indica divergência ou convergência caso seja positivo ou negativo, respectivamente (Nkoro & Uko, 2016).

São muitas as vantagens do procedimento ARDL: i) evita problemas de endogeneidade, por não haver correlação residual depois da inclusão de um número suficiente de defasagens; ii) permite captar, se existir uma relação de longo prazo, os efeitos dinâmicos das variáveis dependentes e explicativas; iii) identifica os vetores de cointegração, além de poder ser aplicado independentemente de as variáveis serem $I(1)$ ou $I(0)$ ou uma combinação das duas ordens de integração; iv) permite obter, por uma transformação linear simples, o modelo VEC derivado do modelo ARDL, o que possibilita a integração de ajustamento de curto prazo sem perder informações de longo prazo. Por essas razões, a literatura internacional vem utilizando cada vez mais essa abordagem para diferentes análises (Pesaran & Shin, 1998; Pesaran et al., 2001).

Fontes de dados

A análise, feita com dados mensais, abrange o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2016. Cabe aqui justificar que esse recorte temporal foi definido com base em dois critérios: captar os movimentos de exportação do café no País no período pós-desregulamentação, além de considerar o escopo de dados disponíveis nos bancos de dados utilizados.

Os dados referentes à quantidade exportada de café são da Secretaria de Comércio Exterior (Secex), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) (Brasil, 2019). De acordo com a prática internacionalmente aceita, todos os dados referentes à quantidade representam sacos de 60 kg líquidos (132.276 lb) de café verde ou seu equivalente. Informações sobre os preços domésticos e in-

ternacionais do café foram obtidos do sistema de dados estatísticos do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (Ipea, 2019). Os preços são expressos em centavos de dólar americano (US\$) por libra-peso. Os dados relacionados ao PIB brasileiro e à taxa de câmbio são da base de dados do Banco Central do Brasil (Bacen, 2019). A variável sazonalidade foi construída levando em consideração o ciclo bienal característico da cultura cafeeira.

Para o ajustamento do modelo, todas as séries foram transformadas em logaritmo, de forma que as relações entre as variáveis possam ser interpretadas como elasticidades. A série preço doméstico do café foi deflacionada pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas, obtido no sistema Ipeadata (IPEA, 2019).

Resultados e discussão

Observou-se pelo teste DF-GLS (Tabela 3) o diagnóstico de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para a maioria das variáveis analisadas. Já os resultados obtidos pelo teste Phillips-Perron (PP) permitem concluir que as séries analisadas são estacionárias (rejeição da hipótese nula de que há uma raiz unitária nessas séries, considerando o nível de significância de 1%, 5% e 10%) ou em nível ou em primeira diferença. Justificam-se os diagnósticos discrepantes entre os resultados dos testes DF-GLS e PP com uma possível ocorrência de quebra estrutural na série temporal.

Perron (1989) mostrou que, mesmo assintoticamente, os testes padrão de raiz unitária podem ser comprometidos caso o mecanismo de geração de dados for o de séries que flutuam em torno de uma tendência que contenha uma quebra estrutural. Dessa forma, pode-se concluir, com base nos resultados de PP, que a variável quantidade de exportação de café para o exterior é a única estacionária em nível, ou seja, é integrada de ordem zero, $I(0)$. As demais variáveis, como o preço doméstico, o preço de exportação, a taxa de câmbio e o PIB brasileiro,

Tabela 3. Resultados dos testes de raiz unitária Dickey e Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) e Phillips–Perron (PP) para as séries em nível em primeira diferença.

Variável	Modelo com constante e com tendência				Modelo com constante			
	p	DF-GLS	p	PP	p	DF-GLS	p	PP
Lx	11	-2,951**	4	-6,663***	12	-0,438	4	-4,072***
Δ lx	12	-2,749*	4	-18,651***	12	-1,494	4	-18,694***
Lpi	1	-1,669	4	-2,080	1	-1,559	4	-1,629
Δ lpi	9	-1,814	4	-13,110***	9	-0,710	4	-13,110***
Lpd	1	-1,523	4	-1,569	1	-0,459	4	-1,776
Δ lpd	6	-1,564	4	-8,654***	5	-0,828	4	-8,597***
Lpibbr	12	-1,077	4	-4,919***	12	1,346	4	-0,316
Δ lpibbr	11	-1,870	4	-19,743***	12	-0,030	4	-19,761***
Ltc	2	-1,252	4	-1,904	2	,207	4	-1,922
Δ ltc	3	-6,310***	4	-9,676***	3	-6,291***	4	-9,688***

Notas: *, ** e *** denotam níveis de significância a 10%, 5% e 1% respectivamente; teste realizado para intercepto e tendência e usando o critério AIC modificado para a seleção das defasagens.

são estacionárias em primeira diferença, consideradas integradas de ordem um $I(1)$.

Em ambos os testes, foram utilizadas uma versão do modelo com constante e tendência e outra versão apenas com constante. O número de defasagens utilizadas (p) foi determinado pelo critério Maic.

Ao ser constatado que as séries são integradas de ordem $I(0)$ ou $I(1)$, foi realizada a estimação do modelo ARDL (1,0,0,3,1) para análise da função de oferta de exportação de café para o Brasil segundo a equação

$$lx_t = \beta_0 + \beta_{1j}l_{xt-1} + \beta_{2j}lpi_t + \beta_{3j}lpd_t + \beta_{4j}ltc_t + \beta_{5j}ltc_{t-1} + \beta_{6j}ltc_{t-2} + \beta_{7j}ltc_{t-3} + \beta_{8j}lpibbr_t + \beta_{9j}lpibbr_{t-1} + \varepsilon_t$$

A Tabela 4 mostra as estimativas dos coeficientes desse modelo, bem como os testes e estatísticas inerentes à inferência econométrica a ser realizada. Optou-se pela exclusão da sazonalidade – S – no modelo de oferta de exportação de café para o Brasil, anteriormente especificada, por não haver significância estatística ao modelo e por ela piorar as condições de significância geral do modelo.

O resultado do teste Breusch-Godfrey LM para autocorrelação sugere a não existência de correlação serial entre os resíduos do modelo. Em outras palavras, a probabilidade χ^2 maior que 0,05 ou 5% indica que a hipótese nula de que não há correlação serial não pode ser rejeitada. O teste alternativo de Durbin é assintoticamente semelhante ao teste Breusch-Godfrey e exibe resultado semelhante de não rejeição da hipótese nula de não correlação serial entre os resíduos. Dessa forma, os resultados indicam a não existência de autocorrelação serial para estimação da oferta de exportação para o café no Brasil. A ausência de correlação serial residual sugere precisão do número selecionado de defasagens, garantindo a estabilidade do modelo por meio desses testes. O teste Durbin-Watson não é aplicável ao modelo por incluir termos defasados da variável dependente como uma das variáveis explanatórias.

Por causa do elevado coeficiente de determinação (0,8059) e da significância do teste F , os resultados da Tabela 4 evidenciam que, no conjunto, as variáveis independentes selecionadas explicam bem a variável dependente. Verifica-se que a quantidade de exportação de café no período $t-1$, os preços internacionais, a taxa de

Tabela 4. Estimativas do modelo econométrico dos determinantes da oferta de exportação de café no Brasil em 1997–2016.

ARDL (1,0,0,3,1)	Coefficiente	Desvio padrão	t-valor
Intercepto	7,797206	0,9452547	8,25***
lx_{t-1}	0,6146188	0,0476568	12,90***
lpi_t	0,1345906	0,0753212	1,79*
lpd_t	-0,2609283	0,0759336	-3,44**
lrc_t	0,5069093	0,2253846	2,25**
lrc_{t-1}	-0,3343435	0,3896221	-0,86
lrc_{t-2}	0,4298286	0,3911973	1,10
lrc_{t-3}	-0,744478	0,2303565	-3,23***
$lpibbr_t$	1,13944	0,2362618	4,82***
$lpibbr_{t-1}$	-1,100923	0,2368629	-4,65***
R-squared	0,8059	Breusch-Godfrey	0,8719
Adj R-squared	0,7982	Teste alternativo de Durbin	0,8749
F (9, 226)	104,29		
Prob > F	0,0000		

Nota: *, ** e *** denotam níveis de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

câmbio, e o PIB brasileiro afetam positivamente a quantidade de exportação de café. Além disso, os resultados mostram que um aumento no preço doméstico, na taxa de câmbio no período $t-3$ e no PIB brasileiro no período $t-1$ impacta negativamente a quantidade de exportação de café.

Para analisar a relação de longo prazo entre as variáveis, a validade do procedimento de cointegração foi estabelecida para a aplicação do teste bound F depois de estabelecer a ordem de integração das variáveis e formular o modelo ARDL com a estrutura correta de defasagens (Pesaran et al., 2001). O teste bound F é sensível às defasagens impostas. Assim, é imprescindível estabelecer corretamente as ordens de defasagens para as variáveis do modelo para que exista

normalidade da distribuição dos resíduos, que são homocedásticos e serialmente não correlacionados. A Tabela 5 mostra os resultados do teste de cointegração.

Os valores calculados da estatística F são menores do que o menor valor crítico estimado para os níveis de 5% e 1% de significância; portanto, rejeita-se a hipótese nula de que não há cointegração. Esse resultado indica que não se pode rejeitar a presença de um vetor de cointegração ou uma relação de longo prazo entre as variáveis, possibilitando a estimação e interpretação dos coeficientes de curto e longo prazos.

A Tabela 6 mostra a estimação dos coeficientes de equilíbrio de curto e longo prazos

Tabela 5. Teste de cointegração (ARDL bounds testing approach).

Variáveis	Estatística F	Valores críticos				Decisão
		I(0) Bound		I(1) Bound		
		5%	1%	5%	1%	
$lpi, lpd, lpibbr, lrc$	14,179	2,895	3,827	4,057	5,139	Cointegração

Nota: Ho - não há cointegração.

Tabela 6. Estimativas de curto e longo prazos dos parâmetros de um modelo ARDL para a oferta de exportação do café.

Estimativas de curto prazo				Estimativas de longo prazo			
Variável	Coefficiente	Desvio padrão	t-valor	Variável	Coefficiente	Desvio padrão	t-valor
Δlpi_t	0,1345	0,0753	1,79*	lpi_{t-1}	0,3492	0,1945	1,79*
Δlpd_t	-0,2609	0,0759	-3,44***	lpd_{t-1}	-0,6770	0,1978	-3,42***
Δltc_t	0,5069	0,2253	2,25**	ltc_{t-1}	-0,3686	0,1800	-2,05**
Δltc_{t-1}	0,3146	0,2428	1,30	$lpibbr_{t-1}$	0,0999	0,1226	0,82
Δltc_{t-2}	0,7444	0,2303	3,23***	Estimativas do coeficiente de ajustamento			
$\Delta lpibbr_t$	1,1394	0,2362	4,82***	Variável	Coefficiente	Desvio padrão	t-valor
Intercepto	7,7972	0,9452	8,25***	lz_{t-1}	-0,3865	0,0484	-7,97***

Nota: *, ** e *** denotam níveis de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

para o modelo proposto. Como o ajustamento do modelo é feito por uma transformação logarítmica, os coeficientes são interpretados como elasticidades.

Os resultados corroboram a hipótese inicial, segundo a qual as variáveis propostas desempenham papel significativo para a oferta exportação de café. Apenas duas variáveis não apresentaram significância ao modelo, o PIB brasileiro no longo prazo e a série defasada em um período da taxa de câmbio no curto prazo. Em termos de sinais dos coeficientes estimados, a maioria é coerente com o esperado.

Para os coeficientes da variável preço, tanto internacional quanto doméstico, foram encontrados valores estatisticamente significativos. Tudo mais permanecendo constante, para cada aumento percentual da variável preço internacional no curto e no longo prazos, espera-se, respectivamente, aumento de 0,13% e de 0,35% nas exportações de café no Brasil. Assim, as quantidades exportadas de café verde do Brasil podem ser consideradas como inelásticas às variações dos preços externos, para o curto e longo prazos, coerente com Nishijima et al. (2012). Para a variável preço doméstico, foram encontrados valores negativos para ambas as estimativas. No curto prazo, um aumento percentual da variável preço doméstico reduz em 0,26% as quantidades exportadas de café; no longo prazo, o impacto é aumentado, provocando redução de 0,68%,

ceteris paribus. Isso posto, verifica-se também inelasticidade das quantidades exportadas com relação aos preços domésticos.

Valores mais elevados das elasticidades concernentes ao preço doméstico, comparativamente aos internacionais, indicam a preferência pelo abastecimento do mercado doméstico nos ciclos de alta do preço interno. Assim, os resultados referentes às elasticidades-preço das exportações sinalizam que os determinantes da oferta de exportação para o café verde no Brasil estão mais fortemente relacionados à dinâmica dos preços domésticos – mercado doméstico do produto. Com relação à elasticidade de longo prazo superior à de curto prazo, observa-se certa rigidez do lado da oferta, por levar algum tempo para eventuais ajustamentos, tanto para o preço doméstico quanto para o internacional. Refletindo as condições de oferta prevaletentes no mercado externo, o preço internacional, embora menos elástico do que o doméstico, exerceu algum grau de influência sobre o *quantum* exportado de café. Considerando que o preço internacional é um sinalizador do potencial de absorção do produto no mercado internacional, era esperado que esse coeficiente apresentasse maior influência sobre a quantidade ofertada. Além disso, embora ainda considerado um grande *player*, o Brasil passou a ter menos poder de influenciar preços nos últimos tempos, como evidenciado por Caldarelli et al. (2019).

O impacto positivo da variável taxa de câmbio sobre as exportações de café no curto prazo indica que a desvalorização cambial de curto prazo provoca aumento do volume exportado de café. Mantendo as demais variáveis constantes, esses resultados são coerentes, podendo-se observar que o aumento de 1% na taxa de câmbio e o aumento de 1% nessa variável defasada em dois períodos implicam aumentos de 0,51% e 0,74%, respectivamente, das quantidades exportadas de café. Esse resultado sinaliza que a taxa de câmbio contribui para o mercado interno no curto prazo, favorecendo a competição do café brasileiro no mercado estrangeiro.

Já no longo prazo, a valorização cambial de 1% eleva as exportações em 0,37%, o que não era esperado pela teoria econômica. Esse resultado possibilita constatar que o mecanismo macroeconômico de políticas cambiais, adotado até a desregulamentação do mercado, tornou-se ineficaz para influenciar eventuais aumentos da oferta de exportação de café e consequentes aumentos na balança comercial do País no longo prazo. Tal inferência corrobora a perspectiva de que, no longo prazo, melhorias nos processos de produção e no produto são realmente alcançadas via processos de inovações e melhoramentos. Pode-se citar o caso colombiano estudado por Barjolle et al. (2017): por fomentar investimentos em estratégias de diferenciação de seu produto depois da desregulamentação, o país mudou os fatores que contribuem para a oferta de exportação, possibilitando a imposição de seus preços no mercado internacional.

Para o coeficiente da variável PIB do Brasil, foi encontrado valor positivo e estatisticamente significativo na estimativa de curto prazo. O aumento de 1% da variável *PIBbr* provoca ampliação de 1,14% das exportações brasileiras de café, sendo, portanto, as exportações elásticas ao produto doméstico, e o *PIBbr*, uma proxy da renda doméstica e, assim, dimensão do mercado interno.

Esse resultado foi mais expressivo do que o encontrado para o curto prazo, o que mostra a grande influência do mercado doméstico sobre

a oferta de exportação de café para uma mesma variação percentual.

Quando negativo e significativo, o valor do coeficiente de ajustamento indica a velocidade com que as variáveis se ajustam ao equilíbrio de longo prazo. Constatada a cointegração entre as variáveis pelo teste ARDL bounds testing approach, era esperada a convergência ao equilíbrio de longo prazo depois de eventuais choques de curto prazo. O valor do coeficiente de ajustamento foi de -0,38, ou seja, 38% dos desequilíbrios que possam existir entre a variável dependente e as variáveis explanatórias são corrigidos dentro de um período (um mês).

Apesar desse rápido ajuste, a implementação de novas estratégias, visando mudanças de longo prazo do mercado de café no Brasil, poderia posicionar o País não só como maior produtor e exportador, mas como ofertante de um produto com maior valor agregado.

Com a desregulamentação do setor, as intervenções governamentais, antes tão influentes, foram restringidas, incitando mudanças na oferta de exportação brasileira e mundial de café. Com exceção dos fatores climáticos que interferem na oferta do café para exportação, verificou-se outros determinantes significativos para esta análise, sobretudo macroeconômicos. No curto prazo, o PIB brasileiro e a taxa de câmbio exibiram maior poder explicativo sobre o *quantum* exportado do que as variáveis de preço de mercado interno e externo. Já no longo prazo, o preço doméstico revelou-se a variável mais influente. Nota-se que o crescimento do comércio internacional do café e o ganho de competitividade têm estimulado o desenvolvimento e o desempenho produtivo desse produto. Entretanto, deve-se ressaltar que esses mesmos fatores podem estar atrelados à queda do desempenho das exportações no Brasil no longo prazo, revelando a grande vulnerabilidade da competitividade e do comércio do café brasileiro.

Dado o predomínio de pequenos e médios produtores de café no País, como apontado por Coulis (2011), os resultados deste estudo indicam

que eles estão bastante vulneráveis aos revezes do mercado doméstico e das variáveis macroeconômicas, em que choques e crises podem representar grande impacto na deterioração de suas rendas. As estratégias de diferenciação de produto, estratégias de comercialização baseada em indicadores geográficos de origem, certificação e demais mecanismos de agregação de valor ao produto ainda não predominam na realidade da cafeicultura brasileira. Estudos de caso em países que avançam em modelos diversos nesse sentido mostram que os preços e a renda dos cafeicultores podem ser maiores e menos voláteis (Roldán-Pérez et al., 2009; Barjolle et al., 2017; Minten et al., 2019).

Outro aspecto relevante inerente à análise dos resultados deste estudo é que o Brasil, apesar de grande *player* no mercado internacional, dispõe de pouca aderência à dinâmica dos preços internacionais, corroborando Nishijima et al. (2012) e o debate, realizado por Caldarelli et al. (2019), acerca da concentração do mercado global em torno de grandes companhias e sua influência de mercado e determinação de preços.

Assim, o setor cafeeiro brasileiro ainda carece de ser analisado de forma mais propositiva, com destaque aos possíveis ganhos referentes à agregação de tecnologia e qualidade ao produto, que podem refletir em preços mais elevados e menos voláteis. Os resultados encontrados neste estudo mostram relativa inelasticidade da oferta de exportação do Brasil com relação ao preço internacional. Infere-se, portanto, para uma cultura perene e com grande volume exportado, que os cafeicultores pouco podem reagir diante da queda de preços – apenas absorvem tais volatilidades; suas rendas são também voláteis. Nesse sentido, ressalta-se a necessidade de adoção de políticas direcionadas à agregação de valor ao produto, incorporando estratégias de marketing e de melhoria de qualidade, como os indicadores de origem geográfica e certificações. Essas mudanças fizeram parte do modelo estratégico *multi-stakeholder* adotado pela Colômbia, que, ao consolidar a relação entre agentes econômicos envolvidos nesse sistema agroindustrial,

desenvolveu um cenário promissor diante do mercado internacional. Tais políticas seriam alternativas à condição brasileira de *price-taker* no mercado internacional de café e o levariam para uma posição mais efetiva de definição de preço.

Conclusão

A proposta deste estudo foi estimar a oferta de exportação do café no Brasil em 1997–2016, buscando captar os movimentos de exportação no período pós-desregulamentação. Elaborou-se um modelo de oferta de exportação para estimar o comportamento da quantidade exportada diante de seus determinantes: preço doméstico do café, preço de exportação expresso em moeda estrangeira, taxa de câmbio, PIB brasileiro e variável dummy para a sazonalidade do café.

Com base nessa fundamentação teórica, foi proposto para o Brasil um modelo de oferta de exportação de café, levando em consideração as propriedades do procedimento ARDL bounds testing approach e ferramentas econométricas de séries temporais para as respectivas análises.

Os primeiros resultados apontaram que as variáveis selecionadas para a construção do modelo empírico apresentaram aderência à função teórica de oferta de exportação. Entretanto, optou-se pela remoção da variável sazonalidade, que não foi tida como elemento de influência na oferta de exportação de café no Brasil, considerando sua não significância e piora do modelo. No conjunto, os resultados obtidos evidenciaram que as demais variáveis explicaram bem a variável dependente, permitindo concluir que existe uma oferta de exportação de café no Brasil.

Como esperado, os principais resultados apontam que o aumento do preço de exportação faz com que cresça a oferta de exportação do café no Brasil, sendo confirmada a relação direta entre essas duas variáveis. Por sua vez, o aumento do preço doméstico provoca queda da oferta de exportação do café, o que também foi coerente com o esperado.

Além disso, os resultados sugerem que as mudanças na taxa de câmbio no curto prazo influenciam positivamente a oferta de exportação brasileira do café, independentemente do nível tecnológico do sistema agroindustrial cafeeiro do País – isso não ocorre no longo prazo. Dessa forma, ressalta-se a necessidade de uma política capaz de fomentar a competitividade desse setor exportador brasileiro que não dependa de eventuais efeitos cambiais de longo prazo.

Quanto à variável PIB brasileiro, este trabalho identificou valores positivos e estatisticamente significativos no curto prazo. Verificou-se também que essa variável foi a de maior impacto sobre as exportações brasileiras de café, destacando a relevância do mercado doméstico. Por fim, o valor do coeficiente de ajustamento mostrou que o ajustamento com que as variáveis convergem ao equilíbrio de longo prazo é rápido, pois cerca de 38% dos desequilíbrios são corrigidos dentro de um período (um mês).

Em relação aos impactos dessas variáveis no processo de comercialização internacional do café brasileiro, os resultados apontam a importância do avanço no sistema produtivo de café. Diante dessa oportunidade, é imprescindível promover o desenvolvimento das relações de produção da cultura no País, com melhor ordenação do sistema agroindustrial cafeeiro diante de um cenário mais competitivo. Só essa transformação das unidades produtoras de café poderá contribuir para a dinamização mais adequada do setor exportador brasileiro no longo prazo.

Este trabalho construiu uma oferta de exportação de café para o Brasil, o que ainda não estava estabelecido na literatura. Destaca-se que o estudo aponta para fatores estruturais do segmento em termos de estratégias para ganho de competitividade. Registra-se que a produção majoritária de café no Brasil vem de pequenos e médios produtores e que eles precisam de desenhos mais eficientes para que possam garantir melhores remunerações e menos volatilidade. Cumpre mencionar que Colômbia, Etiópia, Quênia e Costa Rica já se estruturam

nesse sentido, e suas experiências podem ser relevantes para o Brasil.

A análise limitou-se às variáveis consideradas, já que alguns dados não foram utilizados por causa da incompatibilidade das séries temporais ou de sua indisponibilidade.

Referências

- AGROSTAT: Estatística de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. Disponível em: <<http://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>>. Acesso em: 10 jul. 2019.
- ALMEIDA, L.F. de; ZYLBERSZTAJN, D. Key success factors in the Brazilian coffee agrichain: present and future challenges. **International Journal on Food System Dynamics**, v.8, p.45-53, 2017. DOI: <https://doi.org/10.18461/ijfsd.v8i1.814>.
- ALVES, L.R.A.; BACCHI, M.R.P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.42, p.9-33, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032004000100001>.
- BACEN. Banco Central do Brasil. **Séries de estatísticas consolidadas**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas>>. Acesso em 20 out. 2019.
- BACHA, C.J.C. A cafeicultura brasileira nas décadas de 80 e 90 e suas Perspectivas. **Preços Agrícolas**, v.12, p.14-22, 1998.
- BARJOLLE, D.; QUIÑONES-RUIZ, X.F.; BAGAL, M.; COMOÉ, H. The role of the State for geographical indications of coffee: case studies from Colombia and Kenya. **World Development**, v.98, p.105-119, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.12.006>.
- BARROS, G.S. de C.; BACCHI, M.R.P.; BURNQUIST, H.L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília: Ipea, 2002. 51p. (Ipea. Texto para discussão, nº 865). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2099/1/TD_865.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2019.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Balança comercial**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna>>. Acesso em: 29 out. 2019.
- CALDARELLI, C.E.; GILIO, L.; ZILBERMAN, D. The coffee market in Brazil: challenges and policy guidelines. **Revista de Economia**, v.39, p.1-21, 2019. DOI: <https://doi.org/10.5380/re.v39i69.67891>.

- CARVALHO, A.; DE NEGRI, J.A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil:** (1977/1998). Brasília: Ipea, 2000. 30p. (Ipea. Texto para discussão, nº 698). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2885/1/td_0698.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2019.
- CASTRO, A.S. de; ROSSI JUNIOR, J.L. **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras.** Rio de Janeiro: Ipea, 2000. 40p. (Ipea. Texto para discussão, nº 716). Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0716.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2019.
- CAVALCANTI, M.A.F.H.; RIBEIRO, F.J. **As exportações brasileiras no período 1977/96:** desempenho e determinantes. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. 46p. (Ipea. Texto para discussão, nº 545). Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0545.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2019.
- CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Database.** Disponível em: <<https://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 23 mar. 2019.
- CONCEIÇÃO, J.C.P.R. da; ELLERY JUNIOR, R.G. de; CONCEIÇÃO, P.H.Z. da. Cadeia agroindustrial do café no Brasil: agregação de valor e exportação. **Boletim de Economia e Política Internacional**, n.24, p.37-47, 2019. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/9786/1/BEPI_n24_Cadeia.pdf>. Acesso em: 23 mar. 2019.
- COSTA, S.L. da. **Demanda interna de café no Brasil:** novos condicionantes e perspectivas. 2003. 81p. Tese (Magister Scientiae) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- COULIS, J.E. **Rooted in coffee deregulation, economic crisis and restructuring power in the Brazilian coffee sector:** how small-scale producers responded to the coffee crisis in sul de Minas. 2011. 140p. Thesis (Degree of Master) – University of Guelph, Ontario.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v.64, p.813-836, 1996. DOI: <https://doi.org/10.2307/2171846>.
- ESTADOS UNIDOS. Department of Agriculture. **Production Supply and Distribution Reports.** Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/home>>. Acesso em: 11 jun. 2019.
- FAO. **Food and Agriculture Organization of the United Nations.** Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/en/#data/QC/visualize>>. Acesso em: 26 maio 2019.
- FARINA, E.M.M.Q.; AZEVEDO, P.F. de; SAES, M.S.M. **Competitividade:** mercado, estado e organizações. São Paulo: Singular, 1997.
- FAVRO, J.; CALDARELLI, C.E.; CAMARA, M.R.G. da. Modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, p.455-476, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005303005>.
- FURTADO, C. **Formação Econômica do Brasil.** 32.ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 2005.
- GREENE, W.H. **Econometric analysis.** 5th ed. Upper Saddle River: Pearson, 2003.
- HILL, R.C.; GRIFFITHS, W.E.; LIM, G.C. **Principles of Econometrics.** 4th ed. Hoboken: J. Wiley & Sons, 2011.
- ICO. International Coffee Organization. **Coffee Market Report:** december 2018. 2018. Disponível em: <<http://www.ico.org/Market-Report-18-19-e.asp>>. Acesso em: 30 mar. 2019.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata.** Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 28 out. 2019.
- MINTEN, B.; DEREJE, M.; ENGIDA, E.; KUMA, T. Coffee value chain on the move: evidence in Ethiopia. **Food Policy**, v.83, p.370-383, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2017.07.012>.
- MIRANDA, S.H.G. de. **Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina.** 2001. 233p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- MORAIS, I.A.C. de; BERTOLDI, A.; ANJOS, A.T.M. dos. Estimativa de um modelo não linear para as exportações brasileiras de borracha no período 1992-2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.48, p.679-704, 2010. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032010000300009>.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v.69, p.1519-1554, 2001. Disponível em: <<http://www.columbia.edu/~sn2294/pub/ecta01.pdf>>. Acesso em: 29 out. 2019.
- NISHIJIMA, M.; SAES, M.S.M.; POSTALI, F.A.S. Análise de concorrência no mercado mundial de café verde. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.50, p.69-82, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032012000100004>.
- NKORO, E.; UKO, A.K. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. **Journal of Statistical and Econometric Methods**, v.5, p.63-91, 2016. Disponível em: <http://www.scienpress.com/Upload/JSEM/Vol%205_4_3.pdf>. Acesso em: 29 out. 2019.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v.57, p.1361-1401, 1989. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913712>.

PESARAN, M.H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In: STROM, S. (Ed.). **Econometrics and economic theory in the 20th century: the Ragnar Frisch centennial symposium**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. p.371-413. (Econometric Society Monographs, v.31). DOI: <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>.

PESARAN, M.H.; SHIN, Y.; SMITH, R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v.16, p.289-326, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1002/jae.616>.

PHILLIPS, P.C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v.75, p.335-346, 1988. DOI: <https://doi.org/10.2307/2336182>.

POURCHET, H.C.P. **Estimação de equações de exportação por setores: uma investigação do impacto do câmbio**. 2003. 139p. Dissertação (Mestrado) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

ROLDÁN-PÉREZ, A.; GONZALEZ-PEREZ, M.-A.; HUONG, P.T.; TIEN, D.N. **Coffee, cooperation and competition: a comparative study of Colombia and Vietnam**. Genebra: Unctad Virtual Institute, 2009. 92p. Disponível em: <https://www.eafit.edu.co/centros/asia-pacifico3/Documents/Coffee_Cooperation_and_Competition.pdf>. Acesso em: 29 out. 2019.

RUSSELL, B.; MOHAN, S.; BANERJEE, A. Coffee market liberalisation and the implications for producers in Brazil, Guatemala and India. **World Bank Economic Review**, v.26, p.514-538, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1093/wber/lhr055>.

SAES, M.S.M. **Estratégias de diferenciação e apropriação da quase-renda na agricultura: a produção de pequena escala**. São Paulo: Annablume, 2009.

SAES, M.S.M.; FARINA, E.M.M.Q. **O agribusiness do café no Brasil**. São Paulo: Milkbizz, 1999.

SAPIENZA, D.L. **Análise do desempenho da balança comercial brasileira: estimações das elasticidades das funções da oferta de exportação e da demanda de importação (1980/2006)**. 2007. 88p. Dissertação (Mestrado) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.

SEREIA, V.J.; CAMARA, M.R.G. da; CINTRA, M.V. Competitividade internacional do complexo cafeeiro brasileiro e paranaense. **Semina: Ciências Agrárias**, v.29, p.557-578, 2008. DOI: <https://doi.org/10.5433/1679-0359.2008v29n3p557>.

SILVA, M.A. de P.; ROSADO, P.L.; BRAGA, M.J.; CAMPOS, A.C. Oferta de exportação de frango de frango do Brasil, de 1992 a 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.49, p.31-54, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000100002>.

VOTTA, T.B.; VIAN, C.E.; PITELLI, M.M. A desregulamentação no mercado de café torrado e moído e a emergência de campos organizacionais: uma análise prospectiva e uma agenda de pesquisa. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais**. Brasília: Sober, 2006.

ZINI JÚNIOR, A.A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.18, p.615-662, 1988. Disponível em: <<https://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/955/894>>. Acesso em: 11 jun. 2019.