

ANÁLISE DO MERCADO DE CAFÉ VIA MODELOS DE PREVISÃO

Mirian Oliveira de Souza

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) - SGE
Parque Estação Biológica – PqEB Av. W3 Norte final, Asa Norte, 70770-901
mirian.souza@embrapa.br

Geraldo da Silva e Souza

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) - SGE
Parque Estação Biológica – PqEB Av. W3 Norte final, Asa Norte, 70770-901
geraldo.souza@embrapa.br

Daniela Vieira Marques

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) - SGE
Parque Estação Biológica – PqEB Av. W3 Norte final, Asa Norte, 70770-901
daniela.marques@embrapa.br

Renner Marra

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) - SGE
Parque Estação Biológica – PqEB Av. W3 Norte final, Asa Norte, 70770-901
renner.marra@embrapa.br

RESUMO

A cultura do café surgiu no Brasil como uma importante *commodity* a partir do século XIX. A fim de ressaltar sua relevância no mercado mundial e mostrar perspectivas futuras, o trabalho teve como foco apresentar e analisar projeções de produção, consumo, exportação e preço de exportação do café. Os modelos de séries temporais, espaço de estados e ARIMA, foram utilizados para gerar as projeções das variáveis descritas. O período de 1972 a 2008 constituiu a base das projeções e a análise das previsões compreendeu o horizonte 2009-2018. Constatou-se que os melhores ajustes foram para a exportação e o preço de exportação do café. As projeções mostraram tendência de crescimento para todas as variáveis analisadas. Os resultados reforçam a competitividade do café brasileiro no mercado internacional.

PALAVRAS-CHAVES. Café. Previsões. Modelos de Séries Temporais. Área de Classificação Principal: Estatística (EST)

ABSTRACT

The coffee crop in Brazil has emerged as an important commodity from the 19th century. In order to emphasize its importance in the world market and show future perspectives, the paper focuses on presenting and analyzing projections of production, consumption, exports and price of exports of coffee. The time series models, state space and ARIMA, were used to generate the projections of the above variables. The period from 1972 to 2008 formed the basis of forecasts and forecast analysis included the 2009-2018 horizon. It was found that the best settings were for export and the export price of coffee. The projections show growth trend for all variables analyzed. The results strengthen the competitiveness of Brazilian coffee in the international market.

KEYWORDS. Coffee. Forecasts. Time Series Models. Main area: Statistics

1. Introdução

A importância do café para o Brasil teve início no século XIX. A exportação desse produto apresentou grande êxito até o ano de 1930, quando começou a decrescer em virtude do surgimento de crises internacionais.

No início do século XX, o país era responsável por cerca de 80% das exportações mundiais de café. Na década de 50, reduziu sua participação para 40% e nos anos 80 diminuiu ainda mais, chegando a 25%. (VÉRAS, 2006),

O mercado internacional de café entrou no século XXI enfrentando um novo ajuste cíclico de oferta em razão dos baixos preços vigentes. No caso do Brasil, houve uma significativa capacidade de adequação de sua produção e competitividade. Esse desempenho ocorreu graças às mudanças tecnológicas e de gestão que marcaram a década de 1990. (NAKAZONE, 2004)

Aos poucos, o Brasil vem recuperando sua participação no mercado, hoje responde por 30% das exportações mundiais de café.

Juntos, Brasil, Vietnã e Colômbia representam 61% da produção e 59% da exportação mundial de café, enquanto a União Européia é responsável por metade das importações desse produto. (USDA, 2009b)

A Colômbia, tradicional concorrente do café brasileiro, diminuiu sua participação no final da década de 90, enquanto o Vietnã teve um considerável aumento na participação total, tornando-se o segundo maior produtor de café.

Segundo Nakazone (2004), o Brasil tem se mostrado bastante competitivo na exportação de café, possuindo vantagens significativas em relação aos demais países produtores por possuir um parque cafeeiro complexo e diverso, que produz uma grande variedade de tipos de bebidas. Além disso, tem liderado o processo de desenvolvimento tecnológico, com destaque para a fertirrigação e mecanização.

Junto com o custo de produção, outra variável que determina a competitividade do café é a diferenciação por qualidade. O Brasil é tido como um fornecedor de quantidade, ao passo que Colômbia, Guatemala, Costa Rica e Quênia, entre outros, são reconhecidos pela qualidade de seus cafés. No entanto, o Brasil tem condições de dominar pelo menos 20% do mercado mundial de cafés especiais. (NAKAZONE, 2004)

Apesar de ser o maior produtor mundial de café verde (em grão), o Brasil ainda está longe de alcançar a Itália e a Alemanha, maiores exportadores de café industrializado. Outro fato relevante é o Brasil ocupar a segunda posição no consumo mundial de café, cujo *ranking* é liderado pelos Estados Unidos. Pesquisas recentes mostram que o consumo *per capita* de café no Brasil é de, aproximadamente, 4,5 kg/pessoa/ano. Com relação à importação do café brasileiro, três países merecem destaque: Alemanha, Estados Unidos e Itália.

A fim de ressaltar a relevância do café brasileiro no mercado mundial e estruturar visões de futuro no contexto desse mercado, o presente estudo tem por objetivo apresentar e analisar projeções de produção, consumo, exportação e preço de exportação do café verde.

Os modelos utilizados para a obtenção de previsões se basearam em modelos de séries temporais multivariados classificados como processos com representações em espaço de estados, como pode ser visto em Akaike (1976) e modelos autorregressivos de médias móveis integrados (ARIMA) de Box e Jenkins (1976). As séries de tempo foram observadas no horizonte 1972-2008 e a análise das previsões compreendeu o período de 2009 a 2018.

Nesse contexto, o artigo compõe-se da seguinte forma: na Seção 2, apresenta-se o referencial metodológico. Na Seção 3 são apresentados os resultados e discussão e a Seção 4 encerra o estudo com as considerações finais.

2. Referencial Metodológico

Há uma grande variedade de modelos aplicáveis a estudos de modelos de previsão com base em dados de séries temporais: modelos de Redes Neurais Artificiais (RNA), Autorregressivos de Médias Móveis Integrados (ARIMA) de Box e Jenkins (1976), de Espaço de Estados, entre outros, como pode ser visto em Costa e Baidya (2001), Calôba, Calôba e Saliby (2002), Kirchner, Souza e Ziegelmann (2008), Gazzola et al (2006).

Os Modelos RNA se diferenciam dos modelos tradicionais de previsão por serem modelos não-paramétricos, envolvendo algoritmos de aprendizado. Tais algoritmos buscam imitar a estrutura de interconexões do cérebro humano, com o intuito de incorporar o padrão de comportamento de uma série temporal de modo a prever, da maneira mais eficiente possível, valores futuros dessa série (TURBAN, 1993).

Estes modelos podem ser interpretados como uma classe de modelos de regressão não-linear, que permite ao analista ajustar grande número de parâmetros e testar diferentes configurações para um ajuste. (CHATFIELD, 1996)

A escolha da estrutura ideal da RNA é uma tarefa difícil, envolvendo desde a definição do número de observações a ser utilizado até a determinação dos componentes da camada oculta. (BRESSAN, 2004)

Conforme destacou Chatfield (1996), a obtenção de um bom ajuste da rede não é garantia de previsões precisas, o que se deve à incerteza quanto à estrutura ideal da rede.

Portugal e Fernandes (1996) traçaram um paralelo entre os Modelos RNA e os Modelos Econométricos tradicionais. Enquanto os Modelos Econométricos estimam parâmetros para explicar o comportamento de uma variável endógena a partir de variáveis exógenas, os Modelos RNA produzem um padrão de comportamento (variável endógena) a partir das informações obtidas nos dados (variáveis exógenas) e das ponderações (similares aos parâmetros do modelo econométrico tradicional).

Os Modelos RNA não contam com uma base estatística predeterminada, ou seja, não trabalham com variáveis aleatórias que possuem determinada distribuição de probabilidade, apenas com entradas e saídas de informações. A ausência de uma base estatística impede, nesse sentido, a construção de intervalos de confiança para previsões resultantes dos Modelos RNA. (BRESSAN, 2004)

Os modelos ARIMA, inicialmente formulados por Box e Jenkins (1976), baseiam-se na idéia de que uma série temporal não-estacionária pode ser modelada a partir de d diferenciações e da inclusão de um componente autorregressivo e de um componente média móvel.

Séries não-estacionárias, em que as observações são descritas por tendências estocásticas são conhecidas como séries não-estacionárias homogêneas de acordo com Abraham e Ledolter, 1983 (apud BRESSAN, 2004). Tomando sucessivas diferenças $\nabla y_t, \nabla^2 y_t, \dots$, a série não-estacionárias homogênea y_t pode ser convertida em uma série estacionária z_t , como segue:

$$z_t = \nabla^d y_t = (1 - B)^d y_t$$

sendo z_t um processo, este pode ser descrito por meio de uma modelagem ARMA (p, q) da seguinte forma:

$$\phi_p(B)z_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t$$

A diferenciação d de Y_t corresponderá a um modelo ARIMA (p, q, d) como:

$$\phi_p(B) (1 - B)^d y_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t$$

onde:

$\phi_p(B) (1 - B)^d y_t$ é o operador autorregressivo AR(p) e

$\theta_0 + \theta_q(B)a_t$ representa o operador média móvel MA(q), sendo a_t um ruído branco.

Se θ_0 for diferente de zero, a série integrada apresentará uma tendência determinística, ou seja, tendência crescente ou decrescente, independente dos distúrbios aleatórios (PINDYCK e RUBENFIELD, 1991 apud BRESSAN, 2004).

Com relação à série diferenciada, logo estacionária, z_t tem a equação na sua forma generalizada dada por:

$$a_t = \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} + z_t - \phi_1 z_{t-1} - \dots - \phi_p z_{t-p}$$

sendo a_t independente e representado por uma distribuição normal com média zero e variância σ^2 .

A modelagem ARIMA consiste basicamente de quatro etapas: identificação; estimação; verificação e previsão do modelo, sendo que a etapa mais importante é a primeira e uma das tarefas mais difíceis também.

Com a abordagem de espaço de estados o usuário é responsável tão somente por tornar as séries estacionárias o que pode, tipicamente, ser obtido via operações de diferenças. Além disso, os processos vetoriais autorregressivos de médias móveis integrados (ARIMA) enquadram-se nesta classe de modelos, como pode ser visto em Akaike (1976).

A representação em espaço de estados fornece uma abordagem menos restritiva para a análise de uma série temporal multivariada e um meio automático de identificação do processo gerador da série temporal.

A eficiência do método e a representação via espaço de estados são equivalentes às dos modelos VARMA. A limitação do primeiro método diz respeito ao uso de transformação para a estacionariedade que se resume a diferenciação. Cointegração de séries não pode ser avaliada na representação de Akaike (1976).

A representação em espaço de estados de uma série temporal estacionária multivariada de dimensão r pode ser vista em detalhes em Brocklebank e Dickey (2004). Um modelo de espaço de estados para uma série temporal x_t de dimensão r tem a representação:

$$z_t = Fz_{t-1} + Ge_t,$$

onde z_t é um processo estocástico vetorial de dimensão $s > r$, cujas r primeiras componentes coincidem com x_t e as demais $s - r$ contêm toda a informação necessária para a previsão de valores futuros de z_t . F é uma matriz de transição $s \times s$, G é uma matriz $s \times r$ e e_t é um vetor de erros ou choques, de dimensão r . A seqüência e_t é um ruído branco multivariado com vetor de médias nulo e matriz de variâncias-covariâncias σ .

Os parâmetros da representação em espaço de estados são estimados por máxima verossimilhança supondo-se que o vetor de choques residuais tem distribuição normal multivariada. O procedimento inicia-se com a identificação do vetor de espaço de estados. Isto é feito com o auxílio de uma aproximação via um AR(k) multivariado de ordem suficientemente elevada. O critério de informação de Akaike é utilizado na escolha da ordem desse processo inicial. O AR(k) aproximante é utilizado então no cálculo de uma matriz de variância-covariância M entre valores atuais e passados e entre valores atuais e futuros da série temporal. Neste contexto dois fatos são relevantes:

- os preditores (futuro) são combinações lineares de $x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots$. Para efeitos práticos esta lista pode ser truncada na defasagem k .
- a covariância entre o preditor $x_{1,t+j|t}$ e o vetor x_t ou x_{t-i} é a mesma que entre x_{t+j} e x_t ou x_{t-i} . Akaike (1976) mostra que a análise da matriz M é equivalente à determinação da forma do vetor de espaço de estados. Isto é feito via a Análise de Correlação Canônica.

A representação em espaço de estados é descrita como segue. Para obter o vetor z_t considera-se inicialmente x_t como uma componente de z_t . A seguir verifica-se para a primeira componente x_{1t} , da série temporal, se o preditor do tempo $t + 1$ com base na informação disponível para o período t , $x_{1,t+1|t}$, pode ou não ser escrito como uma combinação linear de x_t . Se isto ocorrer nenhuma informação adicional está incluída em $x_{1,t+1|t}$ e este preditor não é incluído

no vetor de espaço de estados. Caso contrário atualiza-se o vetor de espaço de estados z_t para o vetor $(x_t, x_{1,t+1|t})$.

A próxima questão é determinar se $x_{2,t+1|t}$ deve ser incluído ou não no vetor de espaço de estados. A inclusão ocorre se e somente se o preditor não puder ser escrito como uma combinação linear dos elementos já incluídos no vetor de espaço de estados. Proceda-se deste modo com todas as componentes de x_t .

Suponha que todos os preditores para o período $t+1$ tenham sido incluídos. Considere agora o teste de inclusão no vetor de espaço de estados para $x_{1,t+2|t}$. Se este vetor não for incluído demonstra-se que $x_{1,t+j|t}$ não será incluído para qualquer $j > 2$. Neste ponto pare de considerar preditores para a componente $x_{1,t}$. Continue deste modo para todas as componentes de x_t até completar o vetor de espaço de estados.

A representação em espaço de estados é ilustrada, considerando como em Brocklebank e Dickey (2004) o processo ARMA (1,1) de dimensão 2:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,3 & 0,5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 0,2 & 0,1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1,t-1} \\ e_{2,t-1} \end{pmatrix}$$

Tem-se, portanto:

$$x_t = 0,5x_{t-1} + 0,3y_{t-1} + e_{1,t} - 0,2e_{1,t-1} - 0,1e_{2,t-1},$$

$$y_t = 0,3x_{t-1} + 0,5y_{t-1} + e_{2,t}.$$

Segue que:

$$x_{t+1|t} = 0,5x_t + 0,3y_t - 0,2e_{1,t} - 0,1e_{2,t},$$

$$y_{t+1|t} = 0,3x_t + 0,5y_t,$$

$$\begin{aligned} x_{t+2|t} &= 0,5x_{t+1|t} + 0,3y_{t+1|t} = 0,5x_{t+1|t} + 0,3(0,3x_t + 0,5y_t) \\ &= 0,5x_{t+1|t} + 0,09x_t + 0,15y_t. \end{aligned}$$

Note que $x_{t+1|t}$ não pode ser escrito como combinação linear das variáveis da série e, portanto, deve ser incluído no vetor de estado do período t . Portanto segue que $z_t = (x_t, y_t, x_{t+1|t})$ e a representação do VARMA (1,1) em espaço de estados é:

$$\begin{pmatrix} x_{t+1} \\ y_{t+1} \\ x_{t+2|t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 0,3 & 0,5 & 0 \\ 0,09 & 0,15 & 0,5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t \\ y_t \\ x_{t+1|t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0,3 & 0,2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1,t+1} \\ e_{2,t+1} \end{pmatrix}$$

Nesse estudo, foram utilizados modelos de séries temporais multivariados classificados como processos com representações em espaço de estados e os modelos autorregressivos de médias móveis integrados (ARIMA). Tais abordagens estatísticas foram implementadas no software SAS v. 9.2, via procedimentos STATESPACE e ARIMA.

Projeções para o mercado de café foram produzidas com base nos dados da Conab (2008), Ipea (2008), Brasil (2008, 2009), IBGE (2008), FAO (2009) e Marra e Contini (1988).

O período de 1972 a 2008 constituiu a base das projeções e o foco de análise compreendeu o horizonte 2009-2018. As projeções foram realizadas para produção, consumo, exportação e preço de exportação.

Também foram calculados os intervalos ao nível de 95% de confiança das variáveis projetadas. Deve-se ter uma atenção especial com relação ao tamanho do período projetado, pois quanto maior ele for, maiores serão os erros de previsão e, conseqüentemente, os intervalos de confiança.

O teste usado para analisar a estacionariedade das séries temporais foi o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), pois elimina o problema de autocorrelação dos resíduos incorporando defasagens na equação de teste. Essas defasagens podem ser indicadas pelos critérios estatísticos *Akaike Information Criterion* (AIC) e *Schwarz Bayesian Criterion* (SBC). Nesse estudo foi usado o segundo critério.

A equação de teste de raiz unitária ADF, com o componente intercepto é representado por:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

em que Δ é o operador de diferença da variável em estudo, no caso Y_t ; β_1 o parâmetro intercepto, δ o parâmetro da variável defasada e $\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$ o termo de diferenças defasadas. (ARÊDES e PEREIRA, 2008)

3. Previsões para o mercado de café

As observações e as previsões do café para as variáveis: produção, consumo, exportação e preço de exportação, com seus respectivos intervalos de confiança ao nível de 95%, são apresentados nas Figuras 1 a 4 e nas Tabelas 2, 4, 7, 9.

As projeções da exportação e do preço de exportação foram obtidas por meio da representação em espaço de estados ao passo que os modelos ARIMA foram usados para obter as projeções da produção e do consumo. O uso desses modelos de previsão requer estacionariedade da série. Para isso, foi utilizado o Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em nível, empregando-se o critério estatístico SBC para determinar o número de defasagens necessárias e assim eliminar a possível existência de autocorrelação na série de resíduos do teste de raiz unitária.

3.1 – Produção

Como na equação de teste estimada a hipótese de existência de raiz unitária na série produção foi rejeitada, conclui-se que a série é estacionária. (Tabela 1)

Tabela 1: Teste de Raiz Unitária ADF da série produção do café, em nível com intercepto e uma defasagem.

Variável	Série em Nível			
	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	P-Valor
Produção (-1)	-0,693228	0,233619	-2,967347	0,0056
D(Produção (-1))	-0,304366	0,164296	-1,852541	0,0732
Intercepto	1899,466	645,7723	2,941386	0,0060
Nível de significância	Teste da Raiz Unitária ADF			
	Valores Críticos	Estatística t	P-Valor	
1%	-3,632900	-2,967347	0,0480	
5%	-2,948404			
10%	-2,612874			

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

De acordo com a Figura 1 e a Tabela 2, as projeções mostram que deverá ocorrer um aumento acima de 26 mil toneladas na produção de café de 2009 para 2018.

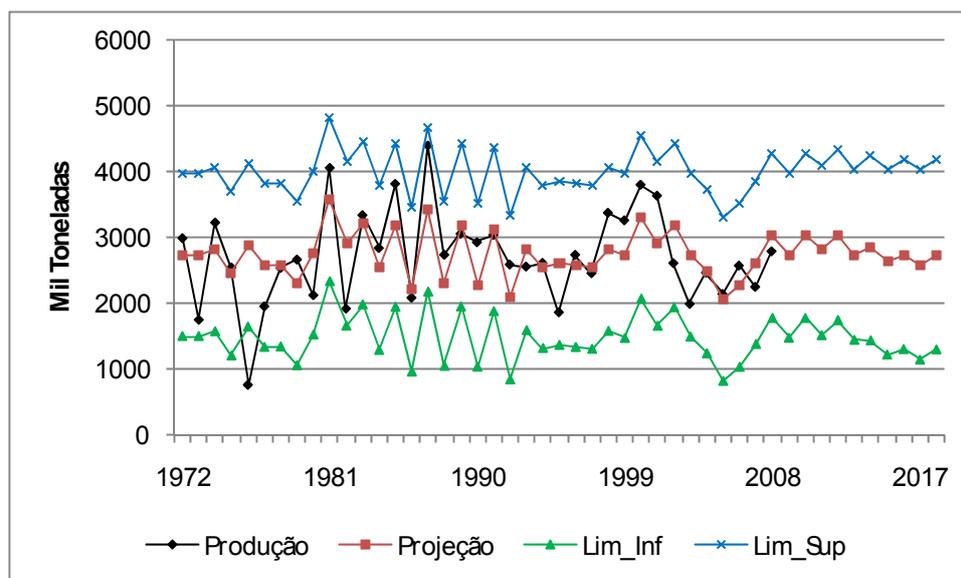


Figura 1. Projeções para a produção do café.

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

Tabela 2: Projeções para a produção do café e seus respectivos intervalos de confiança*.

Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Lim_Sup	3.958,9	4.258,4	4.104,0	4.331,6	4.042,3	4.245,3	4.030,4	4.183,0	4.021,8	4.189,4
Produção	2.719,1	3.018,6	2.811,4	3.039,1	2.745,3	2.843,2	2.628,0	2.745,8	2.584,6	2.745,5
Lim_Inf	1.479,3	1.778,9	1.518,9	1.746,5	1.448,2	1.441,2	1.225,5	1.308,7	1.147,4	1.301,6

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

*Valores em 1.000t

3.2 – Consumo

A hipótese de existência de raiz unitária, estimada na equação de teste, na série consumo foi rejeitada, logo a série é estacionária. (Tabela 3.)

Tabela 3: Teste de Raiz Unitária ADF da série consumo do café, em nível com intercepto e uma defasagem.

Série em Nível					
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	P-Valor	
Consumo (-1)	-0,879059	0,269911	-3,256854	0,0027	
D(Consumo (-1))	-0,299093	0,169739	-1,762070	0,0876	
Intercepto	1562,020	502,9180	3,105915	0,0040	
Nível de significância	Teste da Raiz Unitária ADF				
	Valores Críticos		Estatística t	P-Valor	
	1%		-3,632900	-3,256854	0,0249
	5%		-2,948404		
10%		-2,612874			

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

A Tabela 4 mostra que o consumo deverá ter um aumento de aproximadamente 170 mil toneladas ao longo do período projetado. Com relação aos intervalos de confiança obtidos, nota-se que os mesmos são amplos, como pode ser visualizado na Figura 2.

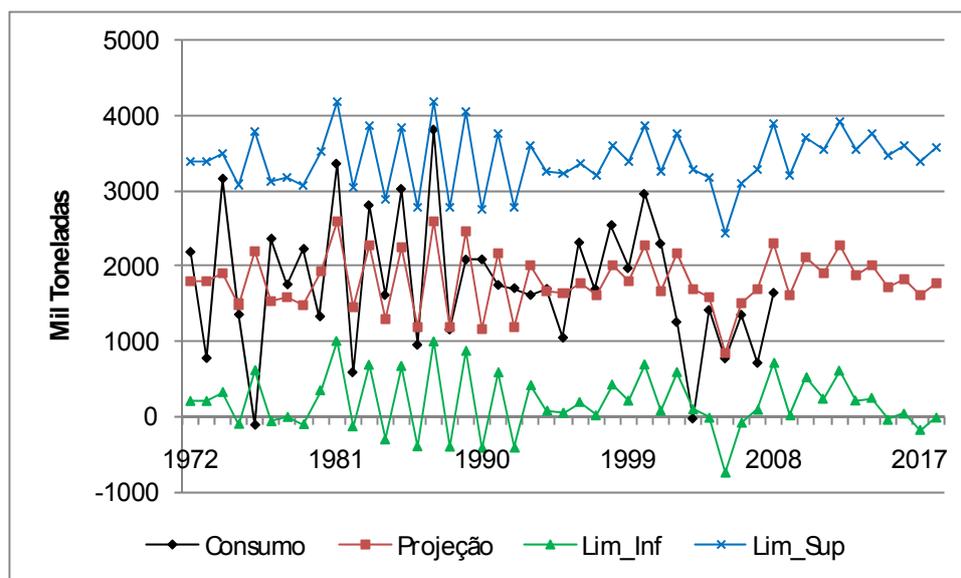


Figura 2. Projeções para o consumo do café.

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

Tabela 4: Projeções para o consumo do café e seus respectivos intervalos de confiança*.

Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Lim_Sup	3.201,6	3.702,7	3.556,7	3.928,2	3.545,6	3.759,3	3.470,5	3.612,1	3.397,3	3.571,3
Consumo	1.611,5	2.112,6	1.898,3	2.269,8	1.881,3	2.005,6	1.716,3	1.827,7	1.612,8	1.780,8
Lim_Inf	21,4	522,6	239,9	611,4	217,1	252,0	-37,9	43,2	-171,8	-9,7

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

*Valores em 1.000t

3.3 – Exportação

De acordo com a Tabela 5, após a utilização do teste ADF foi confirmada a hipótese da existência de raiz unitária na série exportação do café, ratificando a não estacionariedade da mesma.

Tabela 5: Teste de Raiz Unitária ADF da série de exportação do café, em nível com intercepto.

Série em Nível					
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	P-Valor	
Exportação (-1)	-0,187895	0,117361	-1,600998	0,1186	
Intercepto	198,4657	119,2439	1,664369	0,1052	
Nível de significância	Teste da Raiz Unitária ADF				
	Valores Críticos		Estatística t	P-Valor	
	1%		-3,626784	-1,600998	0,4718
	5%		-2,945842		
10%		-2,611531			

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

Diante dessa constatação, trabalhou-se com a primeira diferença da série exportação, desse modo foi implementada uma nova análise quanto à estacionariedade, segundo a Tabela 6. Como pode ser visto a série tornou-se estacionária após a primeira diferença.

Tabela 6: Teste de Raiz Unitária ADF da série exportação do café, na primeira diferença com intercepto.

Série na Primeira Diferença				
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	P-Valor
D(Exportação (-1))	-1,372728	0,161836	-8,482233	0,0000
Intercepto	18,82389	31,31450	0,601124	0,5519
Teste da Raiz Unitária ADF				
Nível de significância	Valores Críticos		Estatística t	P-Valor
1%	-3,632900		-8,482233	0,0000
5%	-2,948404			
10%	-2,612874			

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

Conforme a Figura 3 e a Tabela 7, a exportação foi a série que apresentou as menores amplitudes nos intervalos de confiança.

As projeções das exportações do café terão um acréscimo de aproximadamente 136 mil toneladas, ao longo do período projetado.

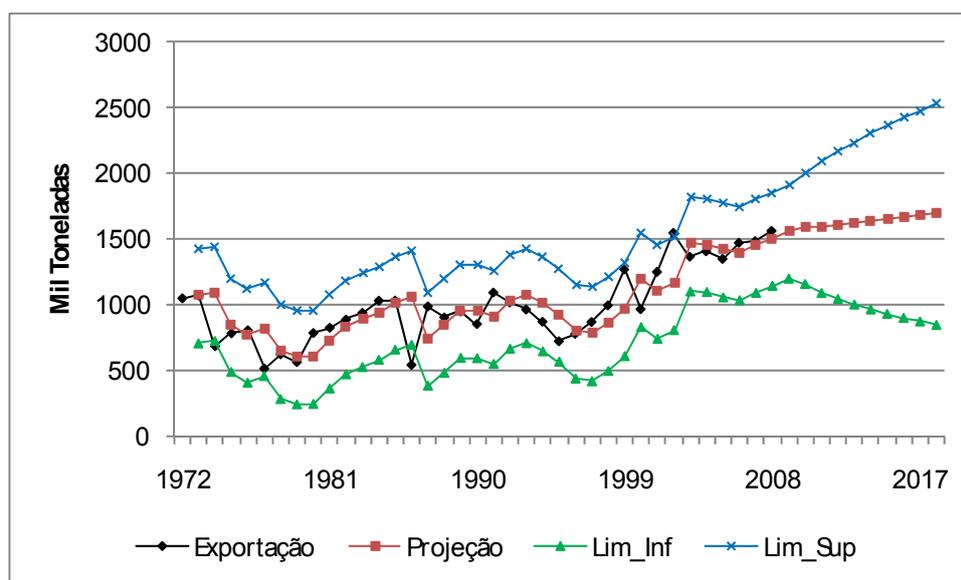


Figura 3. Projeções para a exportação do café.

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

Tabela 7: Projeções para a exportação do café e seus respectivos intervalos de confiança*.

Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Lim_Sup	1.909,3	1.996,3	2.087,2	2.163,1	2.234,1	2.299,9	2.362,1	2.421,3	2.478,0	2.532,5
Exportação	1.557,4	1.580,6	1.591,7	1.607,3	1.621,2	1.635,7	1.650,0	1.664,3	1.678,7	1.693,0
Lim_Inf	1.205,4	1.164,9	1.096,1	1.051,4	1.008,2	971,4	937,8	907,4	879,4	853,6

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

*Valores em 1.000t

3.4 – Preço de Exportação

Segundo a Tabela 8, após a utilização do teste ADF foi confirmada a hipótese da existência de raiz unitária na série preço de exportação do café, implicando na não estacionariedade da mesma.

Tabela 8: Teste de Raiz Unitária ADF da série preço de exportação do café, em nível.

Série em Nível				
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	P-Valor
Preço de Exportação (-1)	-0,044242	0,058788	-0,752577	0,4567
Teste da Raiz Unitária ADF				
Nível de significância	Valores Críticos		Estatística t	P-Valor
1%	-2,630762		-0,752577	0,3833
5%	-1,950394			
10%	-1,611202			

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

Posto isso, foi realizado um novo teste ADF onde pode ser constatado, na Tabela 9, que a série tornou-se estacionária após a diferenciação.

Tabela 9: Teste de Raiz Unitária ADF da série preço de exportação do café, na primeira diferença.

Série na Primeira Diferença				
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	P-Valor
D(Preço de Exportação (-1))	-1,160294	0,169630	-6,840165	0,0000
Teste da Raiz Unitária ADF				
Nível de significância	Valores Críticos		Estatística t	P-Valor
1%	-2,632688		-6,840165	0,0000
5%	-1,950687			
10%	-1,611059			

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

Conforme observado na Figura 4 as projeções estão bem ajustadas aos dados.

Para o final do período foi projetado um aumento de US\$423,70/t, em relação aos preços atuais, passando de US\$ 2.683,9/t para US\$ 3.107,6/t (Tabela 10).

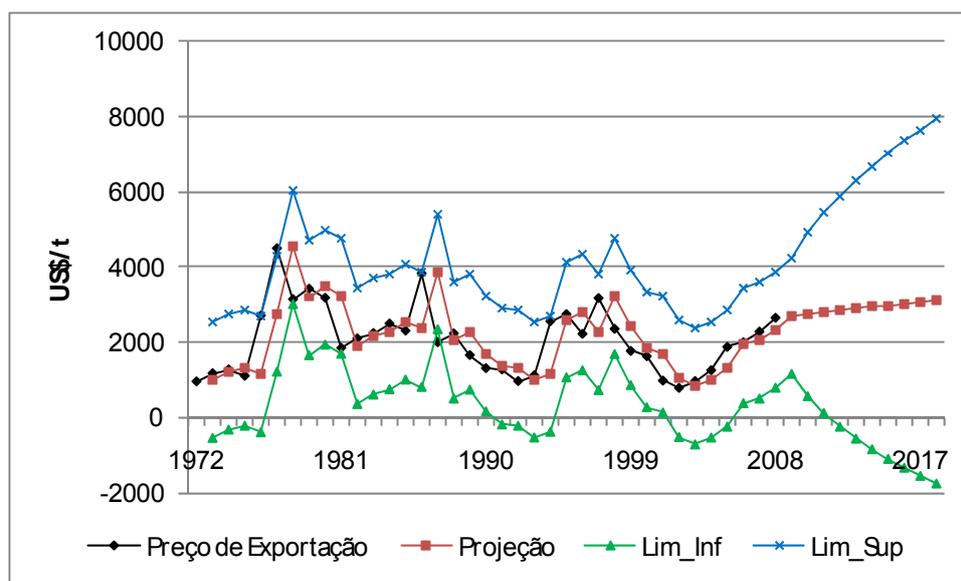


Figura 4. Projeções para o preço de exportação do café.

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

Tabela 10: Projeções para o preço de exportação do café e seus respectivos intervalos de confiança*.

Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Lim_Sup	4.222,7	4.907,1	5.443,3	5.902,7	6.313,0	6.688,5	7.037,6	7.365,7	7.676,8	7.973,6
Preço de Exportação	2.683,9	2.731,0	2.778,0	2.825,1	2.872,2	2.919,3	2.966,4	3.013,4	3.060,5	3.107,6
Lim_Inf	1.145,1	554,8	112,8	-252,4	-568,6	-849,9	-1.104,8	-1.338,8	-1.555,8	-1.758,4

Fonte: Elaborado a partir de dados da Secretaria de Gestão Estratégica, Embrapa.

*Valores em 1.000t

4. Considerações Finais

A cultura cafeeira tem grande relevância para a economia brasileira. As flutuações anuais de preços existem e estas condicionam, em parte, a ocorrência de desequilíbrios na produção, comercialização e consumo, o que acarreta sérios prejuízos à economia brasileira, afetando produtores e compradores. (FERNANDES, 2004)

De maneira geral, os resultados produzidos neste trabalho confirmam a ocorrência desses desequilíbrios, uma vez que foram apresentados aspectos descritivos associados à evolução do mercado de café destacando a participação do Brasil no contexto mundial.

Este trabalho teve como objetivo apresentar e analisar projeções de produção, consumo, exportação e preço de exportação do café via modelos ARIMA e de espaço de estados.

Os melhores ajustes das projeções do café foram para a exportação e o preço de exportação e a menor amplitude encontrada nos intervalos de confiança foi para a exportação do café.

Com relação às variações do período inicial e final das projeções do café constatou-se que a estimativa da produção em 2018 será superior à de 2009 em, aproximadamente, 1%. Para o consumo, as projeções, para o fim do período projetado, apontam um acréscimo de 11% em relação ao período atual. Quanto às exportações e aos preços de exportação houve variações positivas de 9% e 16%, respectivamente, de 2009 para 2018, indicando um elevado potencial de crescimento dos preços de exportação do café para os próximos anos.

Os resultados obtidos nesse estudo fornecem um indicativo do potencial de aplicação dos modelos utilizados em previsões no mercado de *commodities*.

Conclui-se que o Brasil vem recuperando sua participação no mercado internacional de café no período de 2009 a 2018, permanecendo competitivo, o que reforça as perspectivas atuais.

5. Referências Bibliográficas

Akaike, H. (1976), Canonical correlations analysis of time series and the use of an information criteria. In: *Advances and case Studies in System Identification*, Mehra, R.; Lainotis, D. G. (Eds), Academic Press, New York.

Arêdes, A. F. de; Pereira, M. W. G. (2008), Potencialidade da utilização de modelos de Séries temporais na previsão do preço do trigo no estado do Paraná. *Rev. de Economia Agrícola*, São Paulo, v. 55, n. 1, p. 63-76, jan./jun.

Box, G. E. P.; Jenkins, G. M. (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco, Holden Day.

Brasil. (2009), Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior –MDIC. *Balança Comercial do agronegócio – AgroStat*. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 25 mar.

_____. (2008), Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior- MDIC. *Portal do Exportador*. Disponível em <<http://www.portaldoexportador.gov.br>> Acesso em: 20 out.

- Bressan, A. A.** (2004), Tomada de decisão em futuros agropecuários com modelos de previsão de séries temporais. *RAE-eletrônica*, v. 3, n. 1, Art. 9, jan./jun. 2004. Disponível em: <<http://www16.fgv.br/rae/electronica/index.cfm>> Acesso em: 16 out.
- Brocklebank, J. C.; Dickey, D. A.** (2004), *SAS system for forecasting time series*. 2 ed. Cary: SAS Publishing. 420 p.
- Calôba, G. M.; Calôba, L. P.; Saliby, E.** (2002), Cooperação entre redes neurais artificiais entre técnicas ‘clássicas’ para previsão de demanda de uma série de vendas de cerveja na Austrália. *Pesquisa Operacional*, v. 22, n. 3, 345-358.
- Chatfield, C.** (1996), Model Uncertainty and Forecast Accuracy. In.: *Journal of Forecasting*, vol. 15, p.495-508.
- Conab.** (2008), Companhia Nacional de Abastecimento. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conabweb>>. Acesso em: 20 out.
- Costa, P. H.; Baidya, T. K. N. (2001), Propriedades estatísticas das séries de retornos das principais ações brasileiras. *Pesquisa Operacional*, v. 21, n. 1, 61-87.
- FAO.** (2009), Food And Agriculture Organization Of The United Nations. *FaoStat*. Disponível em: <<http://faostat.fao.org>> Acesso em: 02 abr.
- Fernandes, E.A.** (2009), *Comportamento da Produção, Preço e Exportação de Café no Brasil: Abordagem pela Análise Espectral e de Cointegração*. In XLII Sober, 2004. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/12/06O331.pdf>>. Acesso em 4 nov.
- Gazzola, R., Coelho, C. H. M., Souza, G. S e, Marra, R. Oliveira, A. J.** (2006), Mercado de carnes: aspectos descritivos e experiências com o uso de modelos de equilíbrio parcial e de espaço de estados, *Revista de Política Agrícola*, CONAB, Brasília, 15, 1, jan./mar., 84-101.
- IBGE.** (2008), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Levantamento sistemático da produção agrícola*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>> Acesso em: junho a novembro.
- Ipea.** (2008), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?1797827593/>> Acesso em: 20 out.
- Kirchner, R. M.; Souza, R. C.; Ziegelmann, F. A.** (2008), Identificação de estruturas não-lineares de séries temporais através de regressão linear local e modelos aditivos. *Pesquisa Operacional*, v. 28, n. 1, 45-57
- Marra, R. e Contini, E.** (1998), *Informações e Índices básicos da economia brasileira: subsídio para o economista agrícola*. Brasília, DF: Departamento de Publicações- Embrapa. 90p.
- Nakazone, D.** (2009), O agronegócio café do Brasil no mercado internacional. *Revista FAE Business*, n. 9 set. 2004. p. 40-42. Disponível em: <http://www.fae.edu/publicacoes/pdf/revista_fae_business/n9/12_agornegocio.pdf> Acesso em: 9 nov.
- Portugal, M. S., Fernandes, L. G. L.** (1996), Redes neurais artificiais e previsão de séries econômicas: uma introdução. *Nova Economia*, v.6, n.1, p.51-73.
- Turban, E.** (1993), *Decision Support and Expert Systems: Management Support Systems*. New York, MacMillan. 832p.
- USDA.** (a) (2009), United States Department of Agriculture. *USDA Agricultural Projections to 2018*. World Agricultural Outlook Board, U.S. Department of Agriculture. Long-term Projections Report OCE-2009-1, 100 pp. Feb.
- USDA.** (b) (2009), United States Department of Agriculture. *Foreign Agricultural Service. World supply and distribution online*. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline>> Acesso em: 6 out.
- Véras, V. L.** (2009), *Efeito renda e preço das exportações de café*. João Pessoa, jul. 2006. 37p. Disponível em: <<http://www.sineziomaia.hpg.com.br/Valderia.pdf>> Acesso em: 11 nov.