



DETERMINANTES DA DISPONIBILIDADE DE MATÉRIA-PRIMA E PRODUÇÃO DE FÉCULA DE MANDIOCA NO BRASIL

DETERMINANTS OF RAW MATERIAL AVAILABILITY AND PRODUCTION OF CASSAVA STARCH IN BRAZIL

Lucilio Rogerio Aparecido Alves

Professor da Esalq/USP. Pesquisador do Cepea-Esalq/USP. E-mail: lralves@usp.br

André Luis Ramos Sanches

Pesquisador Cepea-Esalq/USP; E-mail: andre.sanches@cepea.org.br

Fábio Isaías Felipe

Pesquisador do Cepea-Esalq/USP. E-mail: fifelipe@cepea.org.br

Grupo de Trabalho 02: Governança e gestão do agronegócio

Resumo

O objetivo deste trabalho é avaliar quais os principais determinantes da disponibilidade de matéria-prima e produção de fécula de mandioca no Brasil. Busca-se por meio de modelo regressão linear múltipla, relacionar o ritmo de colheita, índices de pluviometria, estimativa de amido na matéria-prima e eficiência industrial na extração de amido, juntamente com o volume de processamento, com a produção de fécula de mandioca no Brasil. Utilizando dados mensais do período de janeiro de 2011 a dezembro de 2022, os resultados apontaram uma relação direta da produção de fécula de mandioca com as variáveis selecionadas. Com até um mês de defasagem, o maior impacto sobre a produção de fécula esteve relacionado com o volume de processamento de matéria-prima, seguido pelo rendimento de amido estimado na balança hidrostática e pelo rendimento de amido na indústria, todos com base no Centro-Sul do Brasil. O percentual de área colhida no Estado do Paraná, maior produtor nacional de fécula, teve baixo impacto sobre a produção de fécula, também com até um mês de defasagem. Os índices pluviométricos, baseado na região de Maringá/PR, estação mais próximo do noroeste do Paraná, maior microrregião produtora de fécula do estado, foram significativos com até 13 defasagem, devido ao ciclo da cultura, mas foi o de menor impacto acumulado sobre a produção de fécula.

Palavras-chave: Colheita, processamento, estimativa, rendimento de amido, regressão múltipla

Abstract

This work aims to evaluate the main determinants of raw materials and cassava starch production availability in Brazil. A multiple linear regression model seeks to relate the harvest rate, rainfall indices, starch estimate in the raw material, industrial efficiency in starch extraction, and processing volume with cassava starch production in Brazil. Using monthly data from January 2011 to December 2022, the results pointed out a direct relationship between cassava starch production with the selected variables. With up to one-month lag, the most significant impact on starch production was related to the volume of raw material processing, followed by the starch yield estimated on the hydrostatic scale and the starch yield in the industry, all based on South-Central Brazil. The percentage of area harvested in Paraná, the largest national producer of starch, had a low impact on starch production, with up to a one-month lag. On the other hand, the rainfall rates, based on the region of Maringá/PR, the station closest to the northwest of Paraná, the largest starch-producing microregion in the state, were significant with up to 13 lags due to the crop cycle but had the most negligible cumulative impact on starch production.

Keywords: Harvesting, processing, estimation, starch yield, multiple regression.



1. Introdução

O Brasil é um dos grandes produtores e consumidores de mandioca e derivados no mundo. Os principais produtos da mandioca são a farinha, a fécula ou amido e a tapioca. Nesta cadeia produtiva, o elo de produção industrial com foco na fécula é um dos mais organizados. Mesmo assim, diversos fatores impactam seu crescimento, como as expressivas oscilações de produção e de preços (ALVES; FELIPE; CARDOSO, 2022; CARDOSO, 2003; CEPEA-ESALQ/USP, 2022).

Para a produção de fécula, é preciso extrair o amido das raízes de mandioca. O amido refere-se aos carboidratos característicos das tuberosas da mandioca e encontrados no produto amiláceo, sendo seu teor expresso em gramas de amido por 100 gramas do produto. A fécula, classificada nos tipos 1, 2 e 3, é o produto amiláceo extraído das raízes tuberosas de mandioca não fermentada. A partir da fécula nativa, vários outros são obtidos no processo industrial de modificação, como os amidos catiônicos, oxidados, esterificados e fosfatados e os produtos gelatinizados (ALVES; FELIPE; CARDOSO, 2022).

A disponibilidade de matéria-prima para a indústria depende da decisão pela colheita por parte dos produtores. Esses agentes irão decidir pela colheita a partir de fatores técnicos, como a variedade e a produtividade (que tem relação direta com o ciclo da cultura), de fatores ambientais, como a pluviometria e tipo de solo, e de fatores econômicos, como preço, contrato com a indústria, necessidade de recursos financeiros, entrega de áreas em arrendamento, entre outros (FERREIRA FILHO et al., 2013; OTSUBO; LORENZI, 2004). Aqui está o ponto central deste estudo, buscando relacionar os diferentes fatores que impactam a colheita com a produção de fécula. Não serão destacados os fatores ligados diretamente a preços, mas o percentual de realização mensal de colheita correlaciona parcialmente com o fator preço. A relação específica entre preço e produção de mandioca constam, entre outros, em Santini, Oliveira e Pigatto (2010).

Em geral, a mandioca destinada a fins industriais pode ser colhida durante todo o ano, sendo que seu ciclo pode variar de oito a 24 meses ou mais, a depender da variedade ou região. Um período de até aproximadamente 12 meses é considerado lavoura de primeiro ciclo, mas os produtores por optar pela realização de poda da planta e realizar a colheita em momento posterior, sendo, nesse caso, uma lavoura de dois ciclos (FEY, 2022; LORENZI, 2012). Assim, o produtor irá obter a receita somente quando realizar a venda do produto. Nesse longo período que pode ser efetuada a colheita, tanto a produtividade quanto o teor de amido sofrem grandes oscilações. Vale considerar, porém, que um dos principais problemas encontrados na unidade agrícola no Brasil se refere aos níveis tecnológicos, que têm correlação positiva com a produtividade (ALVES; FELIPE; CARDOSO, 2022; OTSUBO; LORENZI, 2004).

Diante de tais aspectos, é relevante investigar como o interesse pela colheita (ritmo da atividade no campo), pluviometria e rendimentos de amidos se relacionam com o processamento de mandioca nas fecularias e impactam a produção de fécula. Assim, o objetivo deste trabalho é avaliar quais os principais determinantes da produção de fécula no Brasil, com base em dados de 2011 a 2022.

Segundo dados mais recentes da Organização das Nações Unidas para a Agricultura e Alimentação (FAOSTAT, 2023), a mandioca foi cultivada em 94 países. Por ser uma econômica fonte de carboidratos, a tuberosa é de importância para alimentação, assim como é uma importante fonte de geração de renda, sobretudo, para as populações de baixa renda (ALVES; FELIPE; CARDOSO, 2022). A demanda pela mandioca tem crescido consideravelmente, em razão de ser uma alternativa amilácea com menor custo que as demais, fazendo com que passasse a ser a quinta cultura alimentar mais importante do mundo, após o



milho, trigo, arroz e a batata (SOWCHAROENSUK, 2021). O consumo via fécula e suas modificações é de destaque em termos de crescimento de demanda (CARDOSO, 2003; CASTRO; MOREIRA, 2016), justificando melhor entender os fatores que impactam sua oferta, relacionando com as ações dos produtores e sua atratividade pela entrega da matéria-prima.

2 Caracterizações das ofertas de mandioca e fécula e revisão de literatura

Nesta seção, serão apresentadas informações que caracterizam a produção regional de raiz de mandioca, seguido pela dinâmica de produção de fécula de mandioca. Posteriormente, são apresentados estudos que destacam os fatores de impacto sobre a disponibilidade de matéria-prima e de rendimentos de amido na indústria produtora de fécula.

2.1 Oferta de mandioca no Brasil

Nas últimas décadas, a área colhida com a raiz de mandioca tem apresentado tendência de diminuição, o que é resultado de condições climáticas desfavoráveis, sobretudo na região Nordeste, e de concorrência com outras atividades que podem apresentar melhor rentabilidade e liquidez na comercialização, especialmente no Centro-Sul do país. Nesta região, a volatilidade de preços, que podem resultar em redução da rentabilidade, favorece substituição de áreas de mandioca para outras culturas e atividades agropecuárias, como grãos, pecuária e cana-de-açúcar.

De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (SIDRA/IBGE, 2023), entre os anos 2000 e 2022, a área colhida com mandioca no Brasil caiu a uma taxa anual de 2%, com queda mais expressiva na última década, para 1,22 milhão de hectares em 2022 (Figura 1). As áreas das regiões Norte e Nordeste corresponderam a 36% e 33,1% do total, respectivamente. Na região Sul, a área colhida foi de 15,2% do total, seguida pelo Sudeste (9,6%) e Centro-Oeste (6,2%).

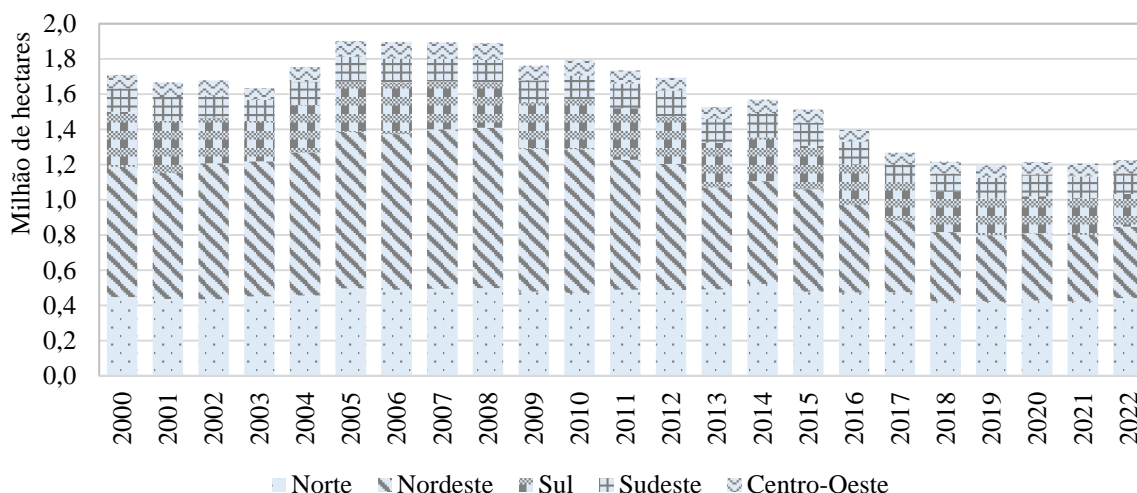


Figura 1. Área colhida com mandioca nas regiões brasileiras entre 2000 e 2022.

Fonte: SIDRA/IBGE (2023).

Alguns fatores se apresentam como determinantes para a mandiocultura no Brasil, como a concorrência com outras atividades, e os diferentes padrões tecnológicos entre as regiões.



Segundo SIDRA/IBGE (2023), entre os anos 2000 e 2022, a produtividade média brasileira teve crescimento de apenas 0,5%, para 14,8 toneladas por hectare em 2022.

Em 2022, a produtividade média da região Sul foi de 21,1 t/ha, seguido pelo Centro-Oeste (19,0 t/ha), Sudeste (18,4 t/ha), Norte (14,6 t/ha) e Nordeste (10,3 t/ha). A média brasileira em 2022 foi de 14,8 t/ha, mas observe que a produtividade da região Norte é menos da metade da produção da Região Sul. É importante destacar que é no Centro-Sul do país que se concentram as unidades industriais produtoras de fécula de mandioca, assim como as unidades profissionais de produção de farinha de mandioca (ALVES; FELIPE; CARDOSO, 2022). Especialmente para a produção de fécula, se destacam os estados do Paraná, Mato Grosso do Sul, São Paulo e Santa Catarina, onde há iniciativas privadas das próprias empresas, de cooperativas e até mesmo do setor público, como da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) e de órgãos ligados às secretarias estaduais de agricultura, para fomento de iniciativas visando o incremento da produtividade agrícola.

De 2000 a 2022, a produção brasileira de mandioca recuou a uma taxa de 1,5% a.a., para 18,2 milhões de toneladas em 2022. A queda mais abrupta, de 5% ao ano, se deu na região Nordeste, resultante de baixa produtividade, a qual é constantemente afetada por condições climáticas adversas. Destaca-se que a região é de extrema relevância no consumo de mandioca, principalmente para a produção de farinha (ALVES; FELIPE; CARDOSO, 2022).

Entre as demais regiões, no Sul e no Sudeste a oferta de mandioca também se reduziu, a taxas anuais de 0,4% a.a. e 0,1% a.a., respectivamente, pressionado pela menor área cultivada. Nas regiões Norte e Centro-Oeste as taxas de crescimento foram ligeiramente positivas, em 0,3% a.a. e 0,05% a.a., respectivamente. O fator demanda parece ter sido o principal a dinamizar a culturas nestas regiões. A região Norte é importante demandante de mandioca para produção de farinha e no Centro-Oeste, houve incremento da produção de fécula em Mato Grosso do Sul, que também passou a abastecer parte do estado do Paraná com matéria-prima ao longo dos últimos anos (CEPEA-ESALQ/USP, 2022).

2.2 Caracterização da indústria brasileira de fécula

Segundo Barros et al. (2004), indústria brasileira de fécula de mandioca teve seu surgimento na década de 1950, no estado de Santa Catarina, e, paulatinamente, se deslocou para o estado do Paraná e, em seguida, para os estados vizinhos de São Paulo e Mato Grosso do Sul. Avanços mais significativos ocorreram na década de 1990, quando firmas que até então produziam farinha, passaram a agregar valor produzindo a fécula de mandioca. Acrescenta-se que a partir da década de 2000, houve mudanças no mercado, destacando-se empresas multinacionais como novos entrantes no mercado (ALVES; FELIPE; CARDOSO, 2022; ANDREOTTI, 2013; FELIPE et al., 2020; GARCIA; BANKUTI, 2020; VILPOUX, 2011, 2010).

Na cadeia agroindustrial da mandioca, o segmento de produção de fécula é o mais organizado, com demanda pulverizada em vários segmentos consumidores, permitindo agregação de valor. De acordo com CEPEA-ESALQ/USP (2022), em 2021 haviam 81 fecularias ativas no Brasil. Destas, 43 estavam localizadas no Paraná, 16 em Mato Grosso do Sul, 11 no estado de São Paulo, sete em Santa Catarina e quatro no Nordeste (Alagoas, Bahia e Pernambuco) (Figura 2 e Tabela 1).

Em 2021, a capacidade instalada da indústria de fécula brasileira era para o esmagamento de 21,5 mil toneladas de mandioca por dia. A capacidade se concentrava no estado do Paraná, com representatividade de 65% do total, seguido por Mato Grosso do Sul (19,8% do total), São Paulo (8,9%), Nordeste (3,2%) e Santa Catarina (2,9%) (Tabela 1). No



estado do Paraná, há maior concentração na microrregião noroeste do estado, com 33,7% da capacidade total nacional do ano de 2021. Outras importantes microrregiões são as denominadas de extremo-oeste e centro-oeste do estado, com participações de 17,7% e 13,6%, respectivamente, da capacidade instalada no Brasil. As regiões extremo-sul e sudeste de Mato Grosso do Sul por sua vez, representaram 10,4% e 9,4% da capacidade instalada no Brasil.

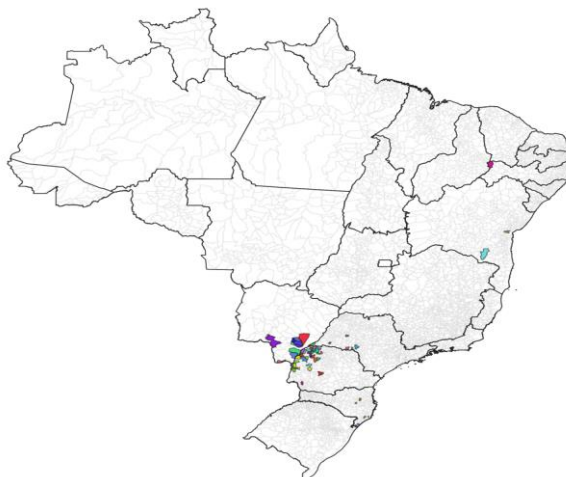


Figura 2. Distribuição espacial das unidades produtoras de fécula no Brasil em 2021.

Fonte: CEPEA-ESALQ/USP (2022).

Tabela 1. Número de fecularias e capacidade instalada para esmagamento diário de mandioca por regiões, em 2021.

Região	Unidades	Capacidade instalada (t/dia)
Noroeste paranaense	22	7.275
Extremo-oeste paranaense	10	3.830
Centro-oeste paranaense	11	2.940
Extremo-sul-sul-matogrossense	7	2.250
Sudeste sul-matogrossense	9	2.030
Oeste paulista	11	1.950
Nordeste	4	700
Sul-catarinense	5	424
Vale do Itajaí catarinense	2	200
TOTAL	59	21.599

Fonte: CEPEA-ESALQ/USP (2022).

A instabilidade na oferta de mandioca reflete diretamente na produção de fécula, que oscila de forma expressiva ao longo dos anos, refletindo também nos preços da fécula e da matéria-prima. Certamente é preciso um melhor estudo para relacionar as causalidades entre preços e oferta ao longo dos anos. Entretanto, as expressivas variações anuais é um fator limitante em incrementar a demanda do derivado.

Um fato relevante, porém, é a expressiva ociosidade com que operam as unidades industriais, sendo um limitante de competitividade. Alves, Felipe e Cardoso (2022) ressaltaram que, em 2020, a capacidade nominal da indústria de fécula brasileira era para a produção anual



de 1,8 milhão de toneladas, porém, a quantidade produzida foi de 538,8 mil toneladas. Os dados da Tabela 1 apontam para possibilidade de esmagamento superior a 7,1 milhão de toneladas de mandioca. Considerando um rendimento de amido de 26%, a produção de fécula poderia chegar a 1,85 milhão de toneladas. Porém, segundo o CEPEA-ESALQ/USP (2022) em 2021 a produção de fécula chegou a 636,2 mil toneladas.

2.3 Fatores de influência sobre a colheita de mandioca e produção de fécula

Em lavouras de mandioca destinadas para a indústria, geralmente a partir do 10º mês os produtores já podem efetuar a colheita – lavouras de primeiro ciclo. A colheita pode ser acelerada ou retardada, incluindo a opção pela poda e colheita em segundo ciclo, de acordo com as variações diárias de preços, de rendimento de amido e também das condições climáticas. Após a colheita, a matéria-prima precisa ser direcionada para a indústria em poucas horas, passando pelo processamento (FEY, 2022; LORENZI, 2012). Em geral, as raízes são entregues nas indústrias em que as distâncias e os custos de transporte compensam, garantindo matéria-prima fresca (SRIROTH et al., 2000).

O preço recebido pelos produtores tem relação com a produtividade e rendimento de amido nas raízes, os quais variam por influência de diferentes fatores, como clima, fase de desenvolvimento da planta e as próprias características genéticas das variedades (SRIROTH et al., 2000). Para a indústria, parece haver pouca influência quanto à idade das lavouras de onde as raízes são retiradas (MOORTHY; RAMANUJAM, 1986), apesar de que o período do ano impacta no rendimento de amido nas raízes e na eficiência industrial.

Inicialmente, vale destacar que há uma estimativa de rendimento de amido nas raízes determinando pelo peso em balança hidrostática (CEREDA; VILPOUX; TAKAHASHI, 2003; GROSSMAN; FREITAS, 1950; JUSTE JUNIOR et al., 1983). Há estudos que apontam que o método de estimativa de matéria seca por meio da determinação do peso específico na balança hidrostática não apresenta exatidão e precisão. Porém, não há outro método desenvolvido que traga simplicidade e robustez no uso diário das indústrias (CARVALHO et al., 2007). Entretanto, do ponto de vista técnico, diferentes métodos, como da balança hidrostática, de secagem em estufa ou mesmo analítico laboratorial, podem estimar diferentes rendimentos de matéria seca em raízes de mandioca (POLA; MORETO; NUNES, 2020; SILVA, 2023).

De qualquer forma, o preço das raízes são definidas em função dessa estimativa de amido (CEPEA-ESALQ/USP, 2023). Esta é a primeira etapa quando da chegada da matéria-prima nas indústrias, juntamente com a definição do peso das cargas.

Os estudos que avaliam cultivares de mandioca também apresentam os teores estimados de matéria-seca e de amido com base na balança hidrostática (VIDIGAL FILHO et al., 2000). No geral, os estudos apontam que a colheita de lavouras de segundo ciclo tendem a resultar em ganhos expressivos de rendimentos por área, de massa seca e de amido, comparativamente às lavouras de primeiro ciclo (NUNES; SANTOS; CRUZ, 2009; OLIVEIRA et al., 2009; POLA; NUNES; MORETO, 2021; SAGRILO et al., 2002; SILVA, 2023; VÍTOR et al., 2015).

Outro ponto de destaque, é que estudos apontam haver diferenças entre os rendimentos de amido obtido nas estimativas via balança hidrostática e a eficiência industrial. Segundo Pola, Nunes e Moreto (2021), cerca de 1/3 do amido fica retido nos resíduos industriais, ou seja, a eficiência industrial chega a 66%. Mesmo assim, para os autores, é possível gerar um modelo matemático para estimativa do rendimento em amido das raízes a partir do teor de matéria seca, qual a permite estimar a produção de fécula.

Um ponto que vem há tempos sendo discutidos na cadeia produtiva de fécula de mandioca brasileira se refere à coordenação e estrutura de transações entre produtor de raízes e



as indústrias. Em geral, aquisições de matéria-prima especialmente no mercado *spot*, com poucas transações via contratos a termo, por exemplo, favorece oscilações expressivas de preços em momentos de maiores excedentes ou escassez de matéria-prima (CARDOSO, 2003; FELIPE et al., 2020). A volatilidade dos preços também prevalece em outros mercados importantes de produção de mandioca e fécula, como na Tailândia (SINGVEJSAKUL; CHAOVANAPHOONPHOL; LIMNIRANKUL, 2021).

No geral, apesar da existência de especificidade dos ativos e de altos níveis de risco, agentes ainda preferem transações via mercado físico, justificado pela existência de incerteza institucional e custos elevados da integração vertical (VILPOUX, 2010). Para melhorar a competitividade do setor, faz-se necessário um sistema com menores custos de transação, via arranjos institucionais com maiores garantias (VILPOUX, 2011). Mas as falhas de governança continuam (GARCIA; BANKUTI, 2020)

Porém, esta estrutura parece ter relação com o fato de ser os preços da fécula que influenciam os preços da raiz de mandioca. A raiz de mandioca sofre influência não apenas dos preços da fécula, mas também dos preços do milho, do trigo e da farinha de mandioca e apresenta pouca influência sobre essas variáveis. Nestes casos, na média, a indústria de fécula poderia melhor gerir suas margens (ALVES et al., 2006; ANDREOTTI, 2013).

3. Material e métodos

Para estimar o fluxo mensal de produção de fécula, utilizou-se do método de regressão linear múltipla, na qual a variável de interesse (dependente), é associada a um conjunto de variáveis explicativas, independentes (GREENE, 2017; GUJARATI, 2005). Este método é consolidado nas ciências sociais aplicada, sendo indicado em situações em que a variável de interesse, neste caso a produção de fécula, é determinada por um conjunto outros fatores ao longo do tempo.

Inicialmente foi preciso definir um conjunto de variáveis que tendem a influenciar a produção de fécula no Brasil. A revisão de literatura acima descrita e o acompanhamento semanal de mercado realizado por CEPEA-ESALQ/USP (2023) foram as bases de definições das variáveis explicativas. O CEPEA-ESALQ/USP (2023) dispõe de informações sobre as estimativas de amido com base na balança hidrostática, sobre a extração de amido na indústria, assim como o volume de matéria-prima processada e o volume de fécula produzida.

Identificou-se que a produção mensal de fécula está associada as seguintes variáveis:

- i. Processamento de mandioca na indústria;
- ii. Estimativa de amido na balança hidrostática;
- iii. Extração de amido na indústria;
- iv. Pluviometria em Maringá/PR (estação 83767) próxima da região noroeste do estado, principal produtora de mandioca e fécula;
- v. Ritmo de colheita de mandioca no estado do Paraná.

Os dados dos três primeiros itens foram obtidos com o CEPEA-ESALQ/USP (2023). Dados sobre pluviometria são fornecidos pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INMET, 2023) enquanto o ritmo de colheita é calculado periodicamente pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Paraná (SEAB, 2023).

Para confirmar as relações entre as variáveis e a possibilidade de avançar as análises, inicialmente foi identificada a correlação de Pearson entre as variáveis, ou seja, a correlação linear entre duas variáveis (ARMSTRONG, 2019). A correlação varia entre -1 e +1. Valor igual a 1 significa que a relação entre as duas variáveis pode ser representada por uma equação de linha reta, e as duas variáveis estão positivamente correlacionadas. Por outro lado, o valor do



coeficiente de -1 significa que as duas variáveis também podem ser expressas por equação linear, mas elas estão negativamente correlacionadas. Valores absolutos do coeficiente próximo a zero indica baixa relação linear entre as duas variáveis, enquanto valores absolutos do coeficiente próximos a 1 implica em alta correlação linear entre as duas variáveis, diretamente (positivo) ou inversamente (negativo) proporcionais.

Ao avaliar a correlação de Person entre as variáveis selecionadas no modelo proposto neste estudo, fica claro a relação entre o conjunto de variáveis ao longo do tempo. Na diagonal triangular inferior da Figura 3 são plotados a dispersão dos pontos observados entre as variáveis, enquanto na diagonal principal, um histograma de cada variável. Na diagonal triangular superior constam os coeficientes de correlação. Como era esperado, a produção de fécula apresenta elevada correlação com o processamento de mandioca na indústria (0,90), com rendimento médio de amido na balança hidrostática (0,53) e com a extração de amido na indústria (0,45).

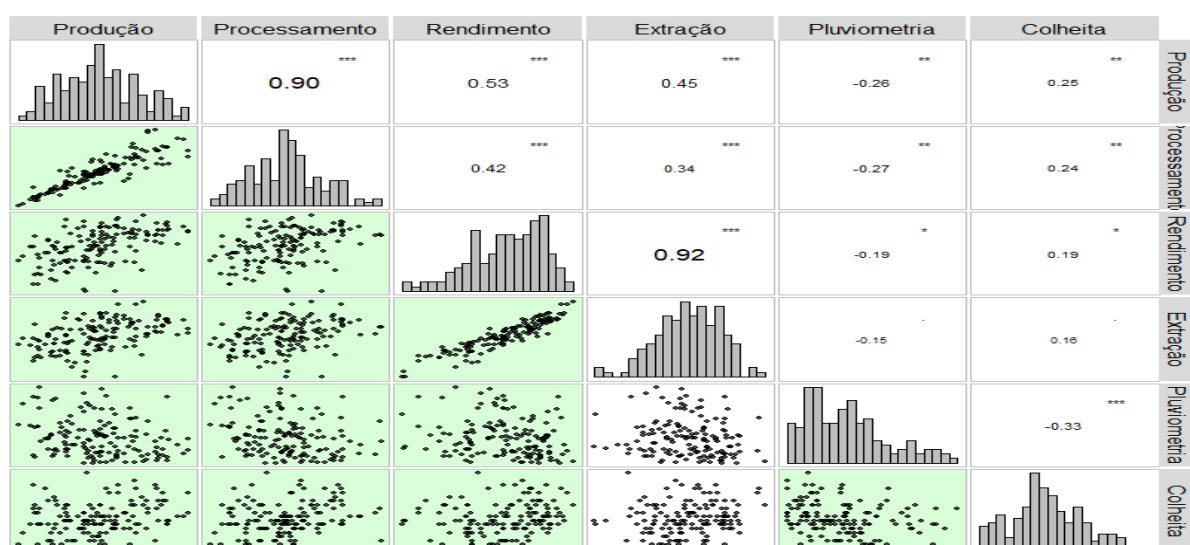


Figura 3. Correlação de Pearson entre as variáveis com dados mensais de janeiro de 2011 a dezembro de 2022.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Nível de significância a 1% ***, 5% ** e 10% *.

Após identificadas as variáveis que influenciam a produção de fécula, foi estimado, por meio do método de mínimos quadrados ordinários, uma regressão linear múltipla. A variável dependente foi a produção mensal de fécula, sendo explicada pelas cinco variáveis citadas como explicativas.

Em seguida, foi constatado que a produção de fécula no período corrente sofre influência do próprio ritmo de produção do período anterior, assim como de todas as variáveis explicativas em períodos passados. Com isso, foi incluído no modelo de regressão o componente autoregressivo das variáveis dependente e independentes, cujo número de defasagem foram definidos com base no critério de *Akaike*.

A regressão estimada seguiu a seguinte estrutura:

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{q_1} \theta_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{1j} x_{1t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{2j} x_{2t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{3j} x_{3t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{4j} x_{4t-j} + \sum_{j=0}^{q_6} \beta_{5j} x_{5t-j} + \varepsilon_t$$



- Produção mensal de fécula, y_i ;
- Termo constante, α ;
- Processamento de mandioca na indústria, x_1 ;
- Rendimento médio de amido no campo, x_2 ;
- Extração de amido na indústria, x_3 ;
- Pluviometria na região de Maringá/PR, x_4 ;
- Percentual de colheita no estado do Paraná, x_5 ;
- Termo de erro, ε .

O período de análise considerado é de janeiro de 2011 a dezembro de 2022. Cabe destacar que todas as séries foram transformadas em número índice, com base 100 para o mês inicial, para linearizar as escalas, e, em seguida, para logaritmos neperianos. Para a realização do procedimento metodológico descrito, foi utilizado o software econométrico WinRats.

4. Resultados e discussão

Inicialmente, são apresentadas as evoluções das seis variáveis que compõem o modelo, visando demonstrar suas sazonalidades. Assim, ao invés de considerar todo o período, serão destacados apenas os últimos cinco anos, com periodicidade mensal entre janeiro de 2018 e dezembro de 2022.

No período agregado, a produção anual de fécula teve média de pouco mais de 560 mil toneladas, oscilando entre o mínimo de 413,3 mil toneladas, em 2017, e o máximo de 680,3 mil toneladas, em 2015. Conforme Figura 4, a produção de fécula apresenta uma tendência crescente nos sete primeiros meses do ano, passando então a decrescer nos meses seguintes. O trimestre de maio a julho de cada ano é considerado o de safra de mandioca no Centro-Sul.

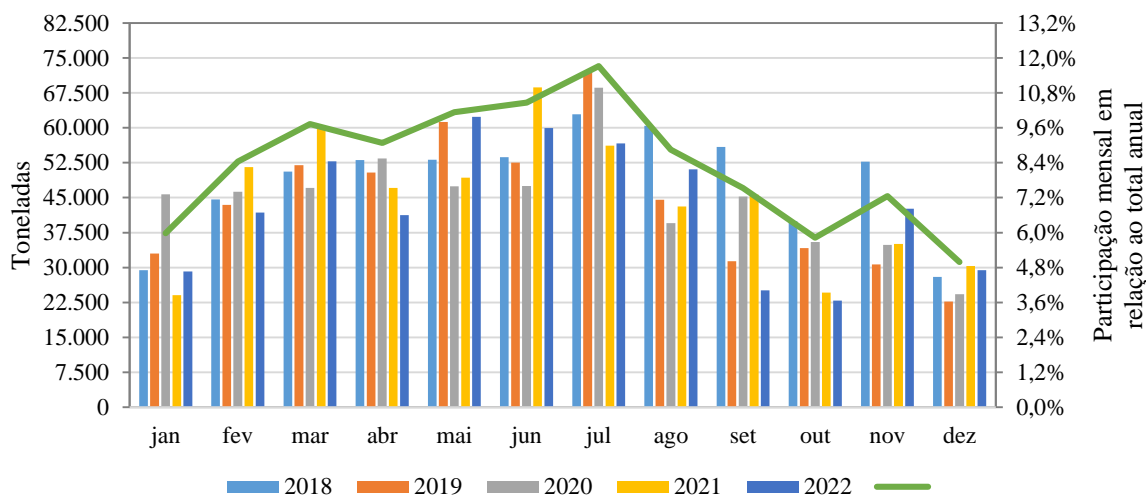


Figura 4. Produção de fécula de mandioca de janeiro de 2018 a dezembro de 2022 e médias mensais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas informações do CEPEA-ESALQ/USP (2022).

Conforme já verificado na Figura 3, há uma forte correlação positiva entre produção de fécula e processamento de raízes tuberosas de mandioca, como o esperado. Entre 2011 e 2022, em média, a indústria de fécula processou 2,07 milhões de toneladas de mandioca, oscilando entre 1,5 milhão de toneladas em 2017 e o máximo de 2,5 milhões, em 2015. Assim como a

produção de fécula, o volume processado apresenta tendência crescente de janeiro a julho, decrescendo nos meses seguintes (Figura 5).

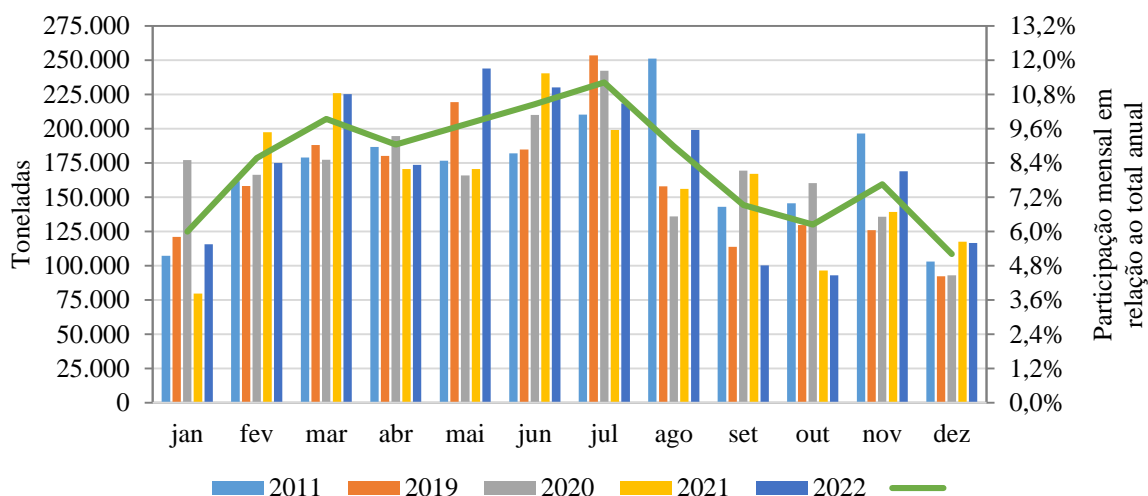


Figura 5. Processamento de mandioca de janeiro de 2018 a dezembro de 2022 e médias mensais. Fonte: Elaborado pelos autores com base nas informações do CEPEA-ESALQ/USP (2022).

Como descrito na revisão de literatura, o preço recebido pelo produtor depende do rendimento de amido nas raízes tuberosas de mandioca. Conforme a Figura 3, há correlação positiva entre a produção de fécula e o processamento de mandioca com a estimativa de rendimento de amido na mandioca, obtido via balança hidrostática. Observa-se que há tendência crescente da estimativa de rendimento de amido no primeiro semestre de cada ano, decrescendo nos meses seguintes, até atingir os menores níveis nos últimos dois meses de cada ano (Figura 6). De 2011 a 2022, a média foi de 551,3 gramas na balança hidrostática de cinco quilos, com mínimo de 501,4 gramas em 2022 e o máximo de 575,7 gramas, em 2018.

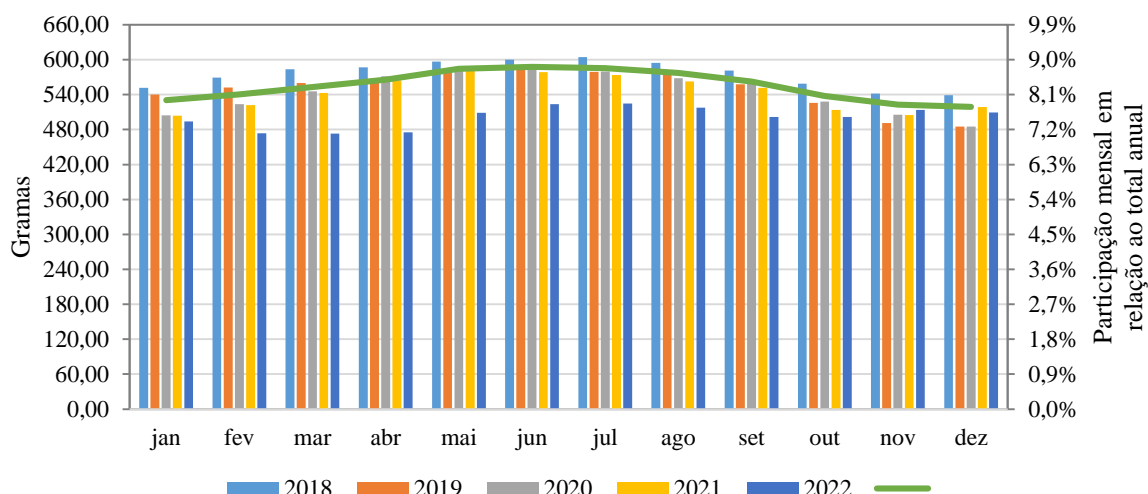


Figura 6. Estimativa de rendimento médio de amido na balança hidrostática de cinco quilos, de janeiro de 2018 a dezembro de 2022 e médias mensais. Fonte: Elaborado pelos autores com base nas informações do CEPEA-ESALQ/USP (2022).



A eficiência industrial na extração de amido de raízes tuberosas de mandioca também está alinhada com as estimativas de amido realizada via balança hidrostática. Na Figura 3, o índice de correlação já havia sinalizado resultados na mesma linha, com correlação forte entre as variáveis. Na Figura 7, se observa também uma tendência crescente do rendimento de amido na extração industrial em todo o primeiro semestre de cada ano, com os menores rendimentos no último trimestre do ano. De 2011 a 2022, os dados apontam para extração média de 26,6%, oscilando entre o mínimo de 24,8%, em 2022, e o máximo de 27,9%, em 2018.

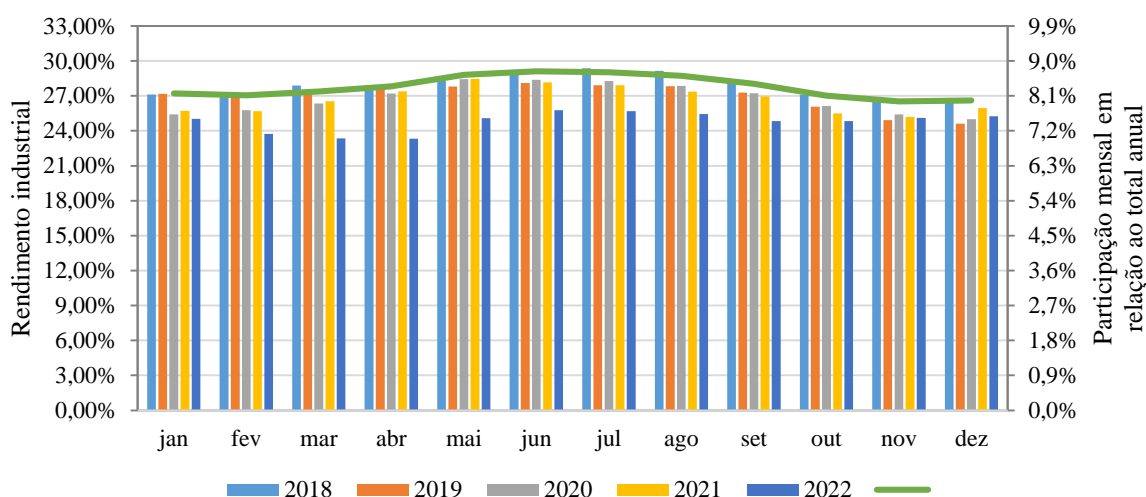


Figura 7. Extração média de amido na indústria de fécula de mandioca de janeiro de 2018 a dezembro de 2022 e médias mensais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas informações do CEPEA-ESALQ/USP (2022).

A planta de mandioca se desenvolve mais nos períodos de maior umidade, enquanto nos períodos baixa pluviometria há concentração de amido nas raízes tuberosas de mandioca. Conforme a Figura 3, há uma correlação inversa entre o volume de chuvas e todas as demais variáveis analisadas, devido aos maiores índices nas estações de primavera e de verão, e menores no outono e inverno (Figura 8). Na estação de Maringá/PR, de 2011 a 2022 houve uma média anual de 1.742,2 milímetros de chuvas, oscilando entre o mínimo de 1.305,9 mm, em 2020, e o máximo de 2.724 mm, em 2015.

Por fim, observa-se que o maior rendimento de amido, em períodos de menor índice pluviométrico, que também favorece a entrada de máquinas, equipamentos e veículos na lavouras, são fatores de atratividade para os produtores realizarem a colheita (Figura 9). De 2011 a 2022, as maiores percentagens de áreas colhidas forma registradas nos meses de junho, julho e agosto de cada ano. Entretanto, pela Figura 9 observa-se que há anos em que a colheita ainda pode envolver maiores percentagens de área segundo semestre. Esta decisão dos produtores pode estar relacionada com os períodos de menores preços da raiz de mandioca durante o período de safra, optando pela postergação da colheita, como em 2019, 2020 e 2021.

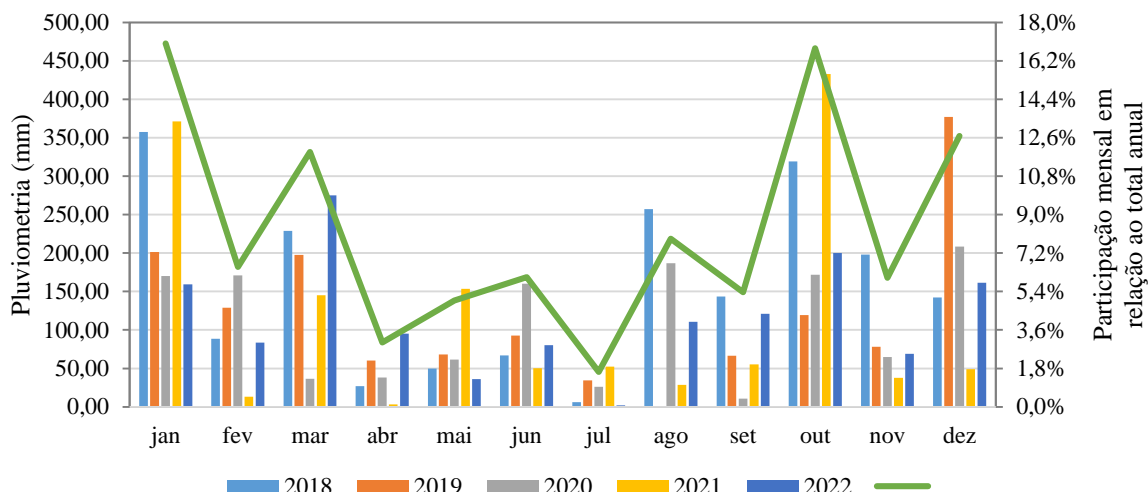


Figura 8. Pluviometria na região de Maringá/PR de janeiro de 2018 a dezembro de 2022 e médias mensais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas informações do INMET (2023).

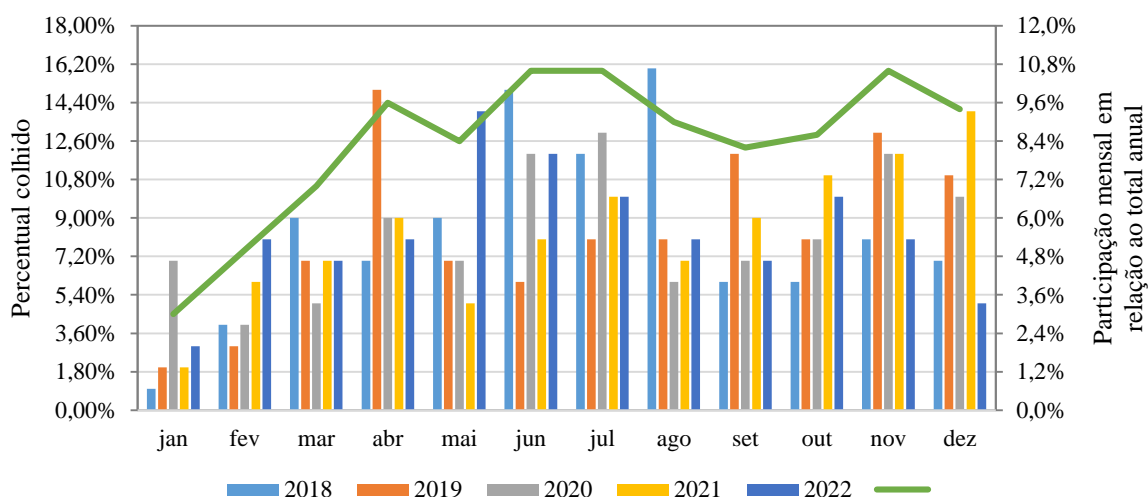


Figura 9. Ritmo de colheita de mandioca no estado do Paraná de janeiro de 2018 a dezembro de 2022 e médias mensais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas informações da SEAB (2023).

Todas as séries acima analisadas, com informações ente janeiro de 2011 e dezembro de 2022, foram transformadas em número índice, com base 100 para o mês inicial, e para logaritmo neperiano em seguida. Assim, foi estimado um modelo de regressão múltipla, com componentes autoregressivos, adotando a maior defasagem significativa de cada variável, mantendo no modelo as defasagens menores não significativas. Todas as variáveis foram testadas com até 13 defasagens, sendo que somente na variável pluviometria essa última defasagem foi significativa, enquanto que para as demais variáveis somente uma defasagem foi significativa (Tabela 2). Esse resultado era esperado, pois o clima durante do desenvolvimento das lavouras impacta a produtividade e rendimentos de amido, enquanto as demais variáveis tendem a apresentar resultados de mais curto prazo sobre a produção de fécula.



Tabela 2. Coeficientes da regressão e estatísticas no modelo de produção de fécula no Brasil.

Variável	Coeficiente estimado	Desvio- Padrão	Estatística <i>t</i>	p -valor
1. Constante	-5,3064	1,260	-4,212	0,000
2. Produção de fécula{ 1 }	-0,1943	0,099	-1,968	0,052
3. Processamento de mandioca	0,8566	0,043	19,824	0,000
4. Processamento de mandioca{ 1 }	0,2106	0,092	2,296	0,024
5. Rendimento de amido balança hidrostática	2,8151	0,919	3,064	0,003
6. Rendimento de amido balança hidrostática{ 1 }	-2,1793	0,910	-2,396	0,019
7. Extração de amido na indústria	-1,7368	1,015	-1,711	0,090
8. Extração de amido na indústria{ 1 }	2,3166	0,996	2,327	0,022
9. Pluviometria	0,0001	0,009	0,015	0,988
10. Pluviometria{ 1 }	0,0119	0,009	1,304	0,195
11. Pluviometria{ 2 }	-0,0152	0,010	-1,586	0,116
12. Pluviometria{ 3 }	0,0053	0,009	0,564	0,574
13. Pluviometria{ 4 }	0,0159	0,009	1,788	0,077
14. Pluviometria{ 5 }	0,0004	0,009	0,044	0,965
15. Pluviometria{ 6 }	-0,0070	0,009	-0,778	0,439
16. Pluviometria{ 7 }	0,0103	0,009	1,162	0,248
17. Pluviometria{ 8 }	-0,0063	0,009	-0,720	0,473
18. Pluviometria{ 9 }	-0,0066	0,009	-0,758	0,450
19. Pluviometria{ 10 }	0,0189	0,009	2,205	0,030
20. Pluviometria{ 11 }	-0,0124	0,009	-1,403	0,164
21. Pluviometria{ 12 }	-0,0057	0,009	-0,640	0,524
22. Pluviometria{ 13 }	0,0219	0,009	2,390	0,019
23. Percentagem de colheita	0,0087	0,018	0,499	0,619
24. Percentagem de colheita{ 1 }	0,0359	0,017	2,065	0,042
Erro padrão residual	0,098			
R2	0,927			
F-statistic:	59,24			0,000
Shapiro-Wilk	0,974			0,012
Durbin-Watson	1,952			0,618
Breusch-Pagan	27,578			0,232

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Número de defasagem { }.

Os resultados apontaram que a produção do mês anterior tem relação inversa com a produção do mês atual, certamente influenciado por variações de estoques e de preços da fécula e dos preços recebidos pelos produtores de raiz tuberosa de mandioca. Entretanto, foram significativos os coeficientes do esmagamento do mês atual e do mês anterior, com sinais positivos. Aumentos dos processamentos do mês atual e do mês anterior acumula impacto de 107% sobre a produção de fécula do mês atual, ou seja, choque de 10% no processamento impacta em 10,7% a produção de fécula, na mesma direção no acumulado de dois meses.

Ao se considerar a estimativa de rendimento de amido pela balança hidrostática, no acumulado do mês atual e do mês anterior, os coeficientes apontam que choque de 10% impacta a produção de fécula em 6,35%, na mesma direção, com até um mês de defasagem, no acumulado. Esse resultado é semelhante ao apontado pela eficiência de extração de amido na



indústria, que acumula choque de 5,8% no mesmo sentido, também em até um mês de defasagem.

Quando se analisam os índices de pluviometria, apenas as defasagens quatro, 10 e 13 foram estatisticamente significativas, acumulando choques de 5,67%, ou seja, choque de 10% na pluviometria impactaria a produção de fécula em 0,567%, no mesmo sentido. Entretanto, não se pode desconsiderar as demais defasagens. No acumulado do choque contemporâneo e de 13 defasagens, ou seja, em 14 meses, choque de 10% na pluviometria tende a impactar a produção de fécula em 0,315%. Chama a atenção o resultado positivo, diante da correlação negativa apontada na Figura 3, mas melhores índices pluviométricos tendem a melhorar a produtividade das lavouras e a produção de fécula, indiretamente.

Chama a atenção também o baixo impacto do ritmo de colheita, mas com relação direta sobre a produção de fécula. Choque de 10% na colheita impacta a produção de fécula em 0,45%, no mesmo sentido, com até um mês de defasagem. Desta forma, o ritmo de processamento de mandioca e os rendimentos de amido são as principais variáveis de impacto sobre a produção de fécula.

Os resíduos da regressão também foram avaliados por um conjunto de testes estatísticos, para investigar a adequabilidade do modelo de regressão. Inicialmente, a significância do conjunto de parâmetros que compõe o modelo foi testada, via estatística do teste *F* (DUNCAN, 1955), o qual pode rejeitar a hipótese nula de não significância do conjunto de variáveis independentes, ao nível de 5%.

A normalidade dos resíduos foi verificada pelo teste Shapiro-Wilk (SHAPIRO; WILK, 1965), a qual não se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 5%, com isso não se pode rejeitar a hipótese alternativa de que a distribuição Normal não modela adequadamente os resíduos do modelo. No entanto, visualmente verifica-se pelo histograma que os resíduos não indicam nenhuma assimetria expressiva.

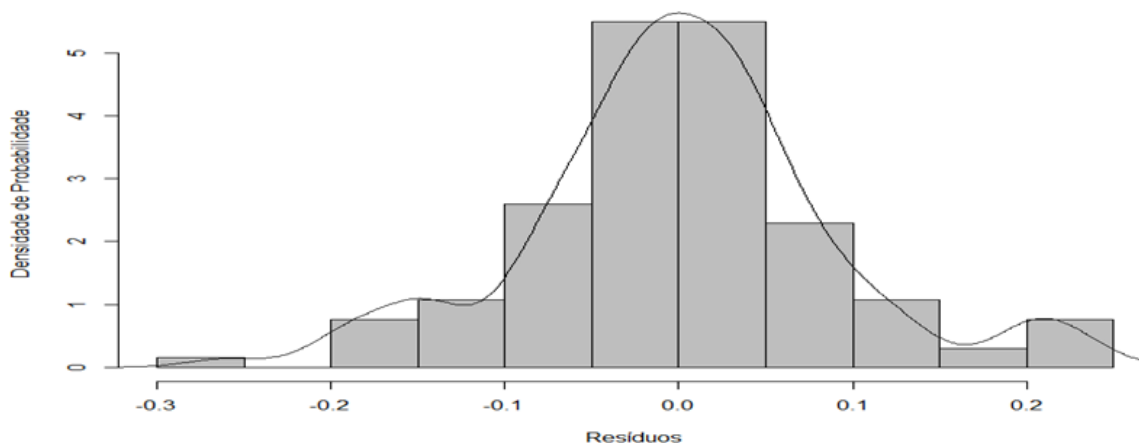


Figura 10. Histograma dos resíduos da regressão da estimativa do modelo de produção de fécula no Brasil.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para testar independência dos resíduos, foi implementado o teste Durbin-Watson (DURBIN; WATSON, 1950), com p-valor de 0,618, ou seja, valor muito superior aos 5%. Com isso, não é possível rejeitar a hipótese nula de que os valores dos resíduos do modelo são independentes, ou seja, não há indícios de autocorrelação dos resíduos.



A homocedasticidade dos resíduos foi testada via o teste Breusch-Pagan (BREUSCH; PAGAN, 1980). Como o p-valor encontrado foi de 0,232, maior do que 5% de significância, não se rejeita a hipótese nula. Assim, a suposição de homocedasticidade foi atendida.

Por fim, com o modelo de regressão disponível, avaliou-se o comportamento do fluxo mensal de produção de fécula observado e a quantidade mensal estimada (Figura 11). No período avaliado, a média de erro percentual, em módulo, foi de 8,97%, com maiores percentuais de erro no período de agosto de 2017 a setembro de 2018, em que as produções oscilaram de forma mais intensa. As estimativas apresentaram menores erros para períodos mais recentes. Desta forma, o modelo desenvolvido permite, inclusive, se estimar a produção para momentos futuros.

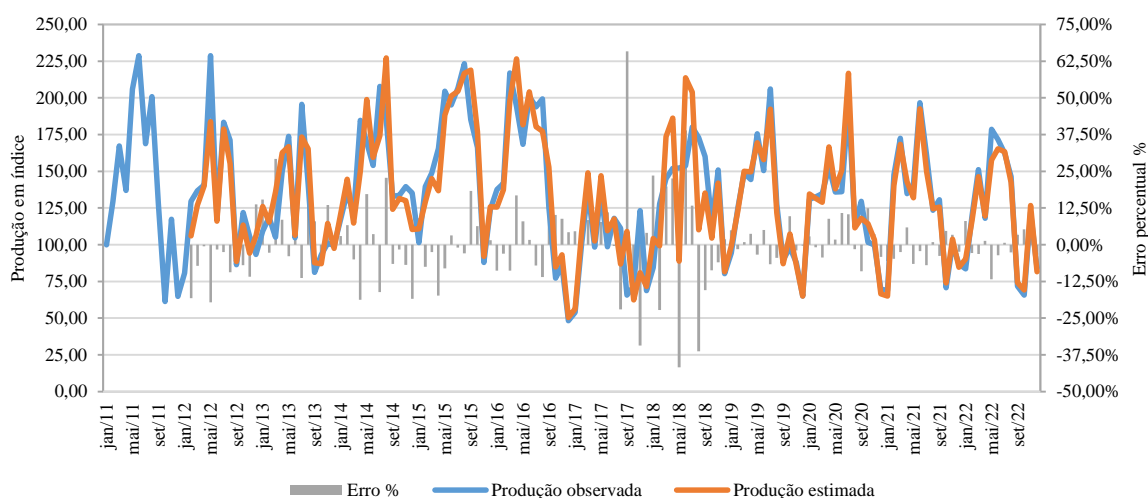


Figura 11. Produção realizada e estimada de fécula de janeiro de 2018 a dezembro de 2022.
Fonte: Resultados da pesquisa.

5. Considerações finais

Este trabalho buscou investigar como o interesse pela colheita (ritmo da atividade no campo), pluviometria e rendimentos de amidos se relacionam com o processamento de mandioca nas fecularias e impactam a produção de fécula. Com base em dados de 2011 a 2022, este trabalho avaliou os principais determinantes da produção de fécula no Brasil.

Valendo-se de um modelo autorregressivo, estruturou-se uma equação para associar a produção mensal de fécula às ao processamento de mandioca na indústria, à estimativa de amido na balança hidrostática, à extração de amido na indústria, à pluviometria e ao ritmo de colheita de mandioca no estado do Paraná. Os resultados mostraram que somente a variável pluviometria apresentou correlação negativa com as demais variáveis, enquanto todas as outras variáveis se correlacionam positivamente.

A equação estimada indicou impacto contemporâneo e com uma defasagem sobre a produção das variáveis processamento, rendimento de amido na balança e na eficiência indústria e percentagem de área colhida. O índice pluviométrico teve impacto contemporâneo e com até 13 defasagens, resultados do longo ciclo da cultura, em que a pluviometria impacta a produtividade da cultura.

Os coeficientes mais significativos, no acumulado, estiveram relacionados ao volume de mandioca processada, da estimativa do rendimento de amido na balança hidrostática e da extração de amido pela indústria. O percentual de área colhida e os índices pluviométricos



apresentaram coeficientes menos representativos em termos de impactos sobre a produção de fécula no período analisado.

Os resultados aqui apresentados trazem uma contribuição para a literatura, diante de modelagem até então ainda não disponível. Entretanto, sugere-se avanços na modelagem econométrica, com a utilização, por exemplo, de análises via Vetores Autoregressivos (VAR e VEC), permitindo verificar como as variáveis se comportam em um modelo mais dinâmico, com choques nas demais variáveis assim como quais são as variáveis que explicam o erro de previsão da produção de fécula no Brasil. Certamente estudos que relacionam a matriz de oferta e demanda com preços de fécula também tendem a complementar os resultados apresentados neste estudo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, L. R. A. et al. Causalidade e transmissão entre os preços de mandioca, trigo, milho e seus derivados no Paraná. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 4, n. 3, p. 313–342, 2006.

ALVES, L. R. A.; FELIPE, F. I.; CARDOSO, C. E. L. Importância socioeconômica da mandioca e derivados. In: VIDIGAL FILHO, P. S. et al. (Eds.). **Mandioca: do plantio à colheita**. 1. ed. São Paulo: Oficina de Textos, 2022. p. 17–56.

ANDREOTTI, A. DE Q. A. **O poder de mercado e a formação dos preços da fécula de mandioca: uma análise para as principais regiões produtoras brasileiras**. Maringá: Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual de Maringá, 2013.

ARMSTRONG, R. A. Should Pearson's correlation coefficient be avoided? **Ophthalmic and Physiological Optics**, v. 39, n. 5, p. 316–327, 1 set. 2019.

BARROS, G. S. DE C. et al. **Melhoria da competitividade da cadeia agroindustrial de mandioca no Estado de São Paulo**. Piracicaba: SEBRAE ; ESALQ ; CEPEA, 2004.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The Review of Economic Studies**, v. 47, n. 1, p. 239–253, jan. 1980.

CARDOSO, C. E. L. **Competitividade e inovação tecnológica na cadeia agroindustrial de fécula de mandioca no Brasil**. Piracicaba: Tese (Doutorado) - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2003.

CARVALHO, P. R. N. et al. Avaliação da exatidão, precisão e robustez do método de análise do teor de matéria seca de mandioca (manihot esculenta, crantz) por meio da determinação do peso específico (balança hidrostática). **Revista Raízes e Amidos Tropicais**, v. 3, 2007.

CASTRO, J. E. G. DE; MOREIRA, C. A. L. Aspectos econômicos e sociais da cadeia produtiva da mandioca no Brasil. **Revista Científica FACPED**, v. 2, n. 2, p. 23–30, 16 dez. 2016.

CEPEA-ESALQ/USP. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/Universidade de São Paulo. **Mandioca. Indústria brasileira de fécula: caracterização, desempenho e resultados em 2021. Informação restrita**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/mandioca.aspx>>. Acesso em: 6 abr. 2023.

CEPEA-ESALQ/USP. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/Universidade de São Paulo. **Indicadores de Preços. Mandioca**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/mandioca.aspx>>.



Acesso em: 6 abr. 2023.

CEREDA, M. P.; VILPOUX, O. F.; TAKAHASHI, M. Balança hidrostática como forma de avaliação do teor de massa seca e amido. In: CEREDA, M. P.; VILPOUX, O. F. (Eds.). **Culturas de tuberosas amiláceas Latino Americanas**. Volume 3 ed. [s.l.] Fundação Cargill, 2003. p. 30–46.

DUNCAN, D. B. Multiple Range and Multiple F Tests. **International Biometric Society**, v. 11, n. 1, p. 1–42, 1955.

DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: I. **Biometrika**, v. 37, n. 3/4, p. 409–428, 1950.

FAOSTAT. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Data production – Crops and livestock products**. Disponível em: <<https://www.fao.org/faostat/en/#data/QLC>>. Acesso em: 6 abr. 2023.

FELIPE, F. I. et al. Formas de coordenação das fecculárias na compra de mandioca no Paraná. **Revista de Política Agrícola**, v. 29, n. 1, p. 72, 2020.

FERREIRA FILHO, J. R. et al. **Cultivo, processamento e uso da mandioca: instruções práticas**. Brasília: [s.n.]. Disponível em: <<https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/94167/1/Cartilha-Mandioca-2013.pdf>>. Acesso em: 29 jul. 2018.

FEY, E. Colheita. In: VIDIGAL FILHO, P. S. et al. (Eds.). **Mandioca: do plantio à colheita**. 1. ed. São Paulo: Oficina de Textos, 2022. p. 263–286.

GARCIA, E. L. M.; BANKUTI, S. M. S. Reflexões sobre a coordenação do sistema agroindustrial da mandioca: desafios para a pesquisa. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 20, n. 3 e 4, p. 257–275, 18 ago. 2020.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 8. ed. New York: Pearson, 2017.

GROSSMAN, J.; FREITAS, A. G. DE. Determinação do teor de matéria seca pelo método de peso específico em raízes de mandioca. **Revista Agronômica**, v. 14, p. 75–80, 1950.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2005.

INMET. Instituto Nacional de Meteorologia. **Tabela de dados das estações**. Disponível em: <<https://tempo.inmet.gov.br/PrecAcumulada#>>. Acesso em: 8 mar. 2023.

JUSTE JUNIOR, E. S. G. et al. Comparação entre o método físico da balança hidrostática e métodos químicos na determinação do amido em raízes de mandioca. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 18, n. 1, p. 55–57, 1983.

LORENZI, J. O. **Mandioca: Boletim Técnico**. Campinas: [s.n.].

MOORTHY, S. N.; RAMANUJAM, T. Variation in properties of starch in cassava varieties in relation to age of the crop. **Starch - Stärke**, v. 38, n. 2, p. 58–61, 1986.

NUNES, L. B.; SANTOS, W. DE J. DOS; CRUZ, R. S. Rendimento de extração e caracterização química e funcional de féculas de mandioca da região do semi-árido baiano. **Alimentos e Nutrição**, v. 20, n. 1, p. 129–134, 2009.

OLIVEIRA, S. S. et al. Produtividade e teor de amido de variedades de mandioca em diferentes épocas de colheita. **Revista Raízes e Amidos Tropicais**, v. 5, p. 731–735, 2009.

OTSUBO, A. A.; LORENZI, J. O.; (ED.). **Cultivo da mandioca na região Centro-Sul do**



Brasil: Sistemas de Produção. Dourados; Cruz das Almas. Disponível em: <www.cnpmf.embrapa.br>. Acesso em: 19 jul. 2018.

POLA, A. C.; MORETO, A. L.; NUNES, E. DA C. Matéria seca em raízes de mandioca determinada pelos métodos da balança hidrostática e de secagem em estufa. **Agropecuária Catarinense**, v. 33, n. 1, p. 56–60, 1 maio 2020.

POLA, A. C.; NUNES, E. DA C.; MORETO, A. L. Estimativas do rendimento de farinha e de amido em mandioca. **Agropecuária Catarinense**, v. 34, n. 2, p. 30–33, 24 ago. 2021.

SAGRILO, E. et al. Efeito da época de colheita no crescimento vegetativo, na produtividade e na qualidade de raízes de três cultivares de mandioca. **Bragantia**, v. 61, n. 2, p. 115–125, 2002.

SANTINI, G. A.; OLIVEIRA, S. C. DE; PIGATTO, G. Análise da relação das variáveis preço e produção da mandioca tipo indústria no estado de São Paulo, 1996 a 2008. **Informações Econômicas**, v. 40, n. 3, p. 41–52, 2010.

SEAB. Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Paraná. **Dados Agropecuários. Estimativa de Safra**. Disponível em: <<https://www.agricultura.pr.gov.br/deral/safras>>. Acesso em: 8 mar. 2023.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, v. 52, n. 3/4, p. 591–611, 1965.

SIDRA/IBGE. Sistema IBGE de Recuperação Automática. **Produção Agrícola Municipal. Tabela 1612: Área plantada, área colhida, quantidade produzida, rendimento médio e valor da produção das lavouras temporárias**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/Tabela/1612>>. Acesso em: 6 abr. 2023.

SILVA, R. M. DA. **Crescimento, produtividade e acúmulo de amido em genótipos de mandioca de indústria**. Botucatu: Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulos (UNESP), Faculdade de Ciências Agrônômicas, 2023.

SINGVEJSAKUL, J.; CHAOVANAPHOONPHOL, Y.; LIMNIRANKUL, B. Modeling the price volatility of cassava chips in Thailand: evidence from bayesian GARCH-X estimates. **Economies**, v. 9, n. 3, p. 132, 17 set. 2021.

SOWCHAROENSUK, C. **Industry Outlook 2022-2024: cassava industry**. Disponível em: <<https://www.krungsri.com/en/research/industry/industry-outlook/agriculture/cassava/IO/io-cassava-21>>. Acesso em: 6 abr. 2023.

SRIROTH, K. et al. Cassava starch technology: the Thai experience. **Starch - Stärke**, v. 52, n. 12, p. 439–449, dez. 2000.

VIDIGAL FILHO, P. S. et al. Avaliação de cultivares de mandioca na Região Noroeste do Paraná. **Bragantia**, v. 59, n. 1, p. 69–75, 2000.

VILPOUX, O. Desempenho dos arranjos institucionais e minimização dos custos de transação: transações entre produtores e fecularias de mandioca. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 2, p. 271–294, abr. 2011.

VILPOUX, O. F. Arranjos institucionais nas transações entre produtores e fecularias de mandioca: abordagem pela economia dos custos de transação. **Informe GEPEC**, v. 14, n. 1, p. 127–146, 16 mar. 2010.

VÍTOR, L. A. et al. Produtividade e qualidade das raízes da mandioca em função de diferentes épocas de colheita. **AGRI-ENVIRONMENTAL SCIENCES**, v. 1, n. 2, 2015.