

# AVALIAÇÃO ESPACIAL DAS FONTES DE CRESCIMENTO DE UM CONJUNTO DE COMMODITIES AGRÍCOLAS BRASILEIRAS EXPORTÁVEIS ENTRE 2003-2013<sup>1</sup>

*Fernando Salgueiro Perobelli<sup>2</sup>*

*Vinicius de Almeida Vale<sup>3</sup>*

*Túlio Mesquita Belgo<sup>4</sup>*

*Felipe Lanziotti<sup>5</sup>*

**Resumo:** O Brasil é um dos principais exportadores de *commodities* agrícolas, com destaque para soja, trigo, milho, algodão, cana-de-açúcar, laranja e café. Pela relevância do comércio internacional para o crescimento econômico, é importante fazer avaliação espacial e temporal das fontes de crescimento dessas *commodities* agrícolas, que, no presente trabalho, foi feita por meio da análise do comportamento estrutural-diferencial (*shift-share*) e AEDE. Os resultados mostram a importância do Efeito Área e do Rendimento para as culturas estudadas, o que, de certa forma, trouxe indícios da existência de um processo de expansão de terras disponíveis para tais culturas e, concomitantemente a isso, melhoria de sua produtividade. Em termos regionais, foi possível evidenciar dois interessantes movimentos: a) variações positivas mais intensas na produção dos estados da região Norte; e b) manutenção do processo de crescimento da produção nos estados do Centro-Oeste. Além disso, com base na AEDE foi possível avaliar a formação de *clusters* e constatar a existência de uma dicotomia entre o Centro-Oeste (*cluster* Alto-Alto) e o Nordeste (*cluster* Baixo-Baixo) no que tange ao Efeito Área. Ou seja, foi possível evidenciar que a região Centro-Oeste, para as *commodities* estudadas, ainda é uma região de expansão da área agrícola.

**Palavras-chave:** *Commodities agrícolas*; Economia regional; Modelo *shift-share*.

1 Recebido em: 23/09/2015; Aceito em: 03/08/2016.

2 Doutor em Economia IPE/USP. Professor Associado FE/UFJF e PPGE. Bolsista de Produtividade 1D – CNPq. E-mail: fernando.perobelli@ufjf.edu.br.

3 Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Juiz de Fora. Doutorando em Economia na Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: vinicius.a.vale@gmail.com.

4 Graduando em Economia na Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: tuliobelgo@gmail.com.

5 Graduando em Economia na Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: felipelanziotti@gmail.com.

**Abstract:** Brazil is one of the major agricultural commodities exporter, especially soybeans, wheat, corn, cotton, sugar cane, orange and coffee. Given the importance of international trade for economic growth, it is important to perform a spatial and temporal assessment of the growth sources of these agricultural commodities, which in this study was made by the shift-share model and ESDA. The results show us the importance of Area Effect and Productivity Effect for the studied cultures, which brought evidence of the existence of a land expansion process and productivity improvement for these cultures. In terms of regional results, it was possible to highlight two interesting movements: a) more intense positive changes in the production of Northern states; and b) growth process of production maintenance in the Midwest states. Moreover, from the ESDA, it was possible to evaluate the formation of clusters and determine that there is a dichotomy between the Midwest (High-High cluster) and the Northeast (Low-Low cluster) regarding the Area Effect. That is, it became clear that the Midwest region, for the studied commodities, is still an area of expansion of the agricultural area.

**Keywords:** Agricultural commodities; Regional economics; Shift-share model.

**Classificação JEL:** Q13; R11; R12; C02.

## 1. Introdução

A economia brasileira é hoje altamente dependente da exportação de *commodities*, incluindo aquelas do agronegócio. Como apresentado por Barros e Adami (2012) e Barros *et al.* (2013; 2014), um exemplo de tal dependência é que, nos últimos 14 anos, o agronegócio brasileiro tem contribuído de forma incisiva na geração de divisas para o País. O crescimento do volume exportado do setor, no período entre 2000 e 2013, foi de 230%, segundo estudo do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA–ESALQ/USP) – Barros *et al.* (2013). O saldo comercial do agronegócio, por sua vez, segundo o estudo, teve um crescimento de 468% no período, sendo o saldo líquido gerado, em 2013, equivalente a US\$ 83 bilhões<sup>6</sup>. Em termos de crescimento anual do saldo comercial, o setor apresentou uma taxa anual média, para o período entre 2000 e 2013, equivalente a 14,7%.

<sup>6</sup> Os resultados aqui apresentados têm por base o estudo do CEPEA–ESALQ/USP (Barros *et al.*, 2013) e o ano de 2000 como ano base (índice: 2000=100).

Portanto, os números recentes supracitados reforçam a importância do agronegócio para a economia brasileira, pois, além do seu efeito multiplicador de renda e emprego, conforme abordado por Barros *et al.* (2013), o setor tem contribuído para os resultados macroeconômicos do País, por meio de seu faturamento e do saldo positivo na balança comercial que, em muitos anos, tem mais que compensado o saldo negativo na balança comercial dos demais setores.

Além da dependência existente, a importância da agropecuária para a economia brasileira torna-se ainda maior pelo seu recente dinamismo. O setor tem mantido, nos últimos anos, uma trajetória de crescimento, com aumento do Produto Interno Bruto (PIB) setorial de 3,9% ao ano ante 3,6% da economia brasileira para o período de 2000 e 2011 (BELIK, 2015).

Apesar do dinamismo recente do setor e da sua importância relativa no que tange às questões macroeconômicas do País, é possível observar certa volatilidade na pauta de exportação brasileira num período recente, incluídas variações do volume exportado de *commodities* do agronegócio. De acordo com Barros e Adami (2012) e Barros *et al.* (2013; 2014), a soja, o trigo, o milho, o algodão, a cana-de-açúcar, o suco de laranja e o café têm apresentado uma significativa participação relativa na atual pauta de exportação brasileira, entretanto, o comportamento ao longo dos últimos anos não tem sido homogêneo. Em 2012/13, entre os produtos do agronegócio que tiveram as maiores variações no índice de volume exportado, computado pelo CEPEA–ESALQ/USP, é possível destacar o milho (34,56%), a soja em grão (30,01%), a carne bovina (24,37%), o suco de laranja (11,89%) e o açúcar (11,55%).

Tendo como referência essa breve caracterização do agronegócio brasileiro, com evidências da relevância das *commodities* agrícolas para a economia do País, e dado que o comércio internacional é um dos propulsores do crescimento econômico, faz-se pertinente avaliar, espacial e temporalmente, as fontes de crescimento de determinadas *commodities* agrícolas brasileiras exportáveis.

Para tanto, no presente trabalho, será feita uma análise do comportamento estrutural-diferencial para o período de 2003 a 2013 das seguintes *commodities* agrícolas: algodão, café, cana-de-açúcar, laranja, milho, soja e trigo. As variações da produção das *commodities* supracitadas serão feitas individualmente para o Brasil pela decomposição em três efeitos: Efeito Área (EA), Efeito Rendimento (ER) e Efeito Localização Geográfica (EL). Além disso, será feita uma análise do conjunto de culturas por Unidade da Federação, bem como para o Brasil como um todo, o que permitirá decompor a variação da produção desse conjunto de culturas nos três efeitos supracitados – EA, ER e EL – e no Efeito Composição (EC). Por fim, pela preocupação com os impactos espaciais, buscar-se-á identificar e avaliar regimes e/ou *clusters* espaciais dos efeitos produção, área, rendimento e localização geográfica por meio da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e assim responder às seguintes questões: a) Há padrão espacial no crescimento da produção? b) Qual o padrão espacial de distribuição dos EA, ER e EC?

Dessa forma, a análise proposta no presente artigo trará subsídios para melhor entender os possíveis impactos espaciais do processo de crescimento e/ou retração das exportações de um conjunto de *commodities* agrícolas, pela decomposição das fontes de crescimento e sua análise espacial. Em outras palavras, a análise do comportamento espacial dessas culturas, tudo mais permanecendo constante, permitirá avaliar, de forma indireta, os impactos espaciais de variações nas suas exportações.

Para alcançar os objetivos aqui traçados, este trabalho está organizado, além desta breve introdução, da seguinte maneira: na segunda seção, são apresentadas uma contextualização histórica da agricultura brasileira e uma revisão de literatura sobre o tema; na terceira seção, por sua vez, são descritos os métodos utilizados, *Shift-Share* e AEDE, bem como apresentados detalhes da base de dados utilizada; a quarta seção traz os resultados empíricos; e por fim, na quinta e última seção, são feitas as considerações finais.

## **2. Agricultura brasileira**

As inúmeras transformações da agricultura brasileira, como abordado por Alves e Shikida (2001), começaram a partir de meados da década de 1960, por alterações na política agrícola e nos programas econômicos do governo, como a inserção de capital para introdução de tecnologia. Essas transformações, segundo os autores, culminaram com a consolidação de uma agricultura moderna no final da década de 1970. Até meados de 1970, segundo Almeida (2003), o crescimento da produção estava fortemente ligado à expansão da área agrícola e ao emprego de mão de obra. Entretanto, durante a década, diversas políticas visaram à modernização da agricultura, como a mecanização das lavouras e, principalmente, o crédito rural subsidiado. Aliadas a uma política cambial favorável e à diminuição dos custos de combustíveis e fertilizantes, essas medidas possibilitaram que, na década de 1980, as culturas de mercado interno fossem gradualmente substituídas por culturas de mercado mais estáveis e lucrativas.

Segundo Moreira (1996), as principais transformações na agricultura ocorreram em paralelo com os ciclos econômicos pelos quais a economia brasileira passou na década de 1970 e 1980, bem como pela abertura comercial e estabilização econômica, iniciadas na década de 1990.

Entretanto, após a implantação do Plano Real, em 1994, muitos produtores se viram em uma situação difícil causada pela correção monetária de suas dívidas. Em resposta, passaram a cultivar produtos que tinham maior apoio tecnológico e rentabilidade. Consequentemente, o agronegócio tornou-se progressivamente mais integrado com o complexo industrial e as cadeias de distribuição e, desde então, a produtividade tornou-se fator determinante no crescimento da produção agrícola do País (ALMEIDA, 2003).

Entre as décadas de 1960 e 1990, a região Nordeste apresentou crescimento das culturas de maior valor comercial, como fumo, cacau e frutas tropicais. Nas regiões Centro-Oeste e Sul, houve grande expansão

da soja, enquanto a região Sudeste se especializou em culturas como o café, cana-de-açúcar e laranja. Entre outros motivos, a expansão dessas culturas se deu pela ocupação de áreas de pastagem natural e pela substituição de culturas que, por motivos climáticos ou comerciais, perderam a rentabilidade com o tempo. As principais culturas que perderam espaço, nesse período, foram: o arroz, com destaque para as perdas do Maranhão no Nordeste, Minas Gerais e Rio de Janeiro no Sudeste e Goiás no Centro-Oeste; o milho, com destaque para as perdas no Nordeste; e o algodão, com destaque para as perdas no Rio Grande do Norte.

Corroborando tal discussão, Padrão *et al.* (2012) argumentaram que a crescente modernização da produção remonta aos anos de 1989 e 2008, pela implementação de tecnologias que aumentaram a produtividade, promoveram maior competitividade externa, além de terem proporcionado produção em regiões que antes eram deficitárias de tais recursos, como o Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

É importante salientar que essas perdas e ganhos variaram entre as macrorregiões, uma vez que as culturas puderam migrar entre os estados ou até mesmo dentro deles. Um exemplo é a cultura de café em Minas Gerais que, entre as décadas de 1990 e 2000, migrou do Sul/Sudeste para a porção Norte/Nordeste do estado, concentrando-se na região do Cerrado Mineiro.

Assim, em geral, o evidente crescimento da agricultura e variações da produção ratificam, como abordado por Padrão *et al.* (2012), a reestruturação da agricultura brasileira no período em análise. Somado a esta reestruturação, tem-se a característica peculiar do setor em apresentar modificações na estrutura de cultivo, o que leva, conforme enfatizado por Felipe (2008), a uma alteração rápida da composição de produtos cultivados em cada período de tempo.

Dentro desse contexto, há uma vasta literatura que busca identificar as fontes de crescimento de culturas agrícolas, para diferentes unidades espaciais, por meio do modelo *shift-share*. Patrick (1975) utilizou

da metodologia para estudar as fontes de crescimento da agricultura brasileira entre 1948 e 1969 e avaliar os tradicionais efeitos área e rendimento e os efeitos composição da produção e localização geográfica; Igreja *et al.* (1982), por exemplo, fizeram uma análise da agricultura paulista no período de 1966-77; Barros *et al.* (1983) estudaram a evolução da agricultura brasileira entre 1940 e 1971, utilizando a decomposição da variação da produção; Camargo (1983), por sua vez, estudou a evolução do cultivo nas Divisões Regionais Agrícolas (DIRAs) do estado de São Paulo entre 1968/69 e 1979/80 pela comparação entre culturas de exportação, de abastecimento interno e pastagens; Yokoyama e Igreja (1992) avaliaram os componentes da variação na quantidade produzida das principais lavouras da região Centro-Oeste entre 1975 e 1987; Cardoso (1995) analisou os efeitos das políticas públicas de mudança tecnológica e de incentivo diferenciado à cultura da mandioca; e Moreira (1996) fez um diagnóstico similar para o setor agrícola norteriograndense, para o período 1981-92.

Além dos autores supracitados, Alves e Shikida (2001) utilizaram o modelo de *shift-share* para identificar tais fontes de crescimento para as principais culturas da agricultura paranaense no período 1981-99; Shikida e Alves (2001) buscaram verificar o panorama estrutural, a dinâmica de crescimento e as estratégias tecnológicas da agroindústria canavieira paranaense através de um modelo *shift-share* para o período de 1981 a 1998; Almeida (2003) mensurou as fontes de crescimento da orizicultura no Mato Grosso em competição com outras importantes culturas do estado, como algodão, milho e soja, no período entre 1980 e 2001; Igreja *et al.* (2004) apresentaram uma simulação das séries históricas recentes da produção de soja e milho, com base em resultados extraídos do modelo *shift-share*.

Mais recentemente, Almeida *et al.* (2006) determinaram o crescimento das lavouras permanentes na Bahia para os anos 1984 a 2003. De forma similar, Felipe (2008) fez uma análise da produção agrícola no estado de São Paulo entre 1990 e 2005, considerando as principais atividades agrícolas do estado. Oliveira *et al.* (2008) buscaram identificar e analisar a dinâmica de crescimento da cafeicultura em Minas Gerais; Santos *et*

al. (2008) analisaram a evolução da área cultivada de algumas culturas selecionadas nas mesorregiões do Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Zona da Mata para o período de 1995/96 em relação a 1985 por meio da metodologia *shift-share*; Rocha *et al.* (2010) analisaram os fatores de crescimento do Valor Bruto da Produção (VBP) da cana-de-açúcar numa análise comparativa entre os estados de São Paulo e Paraná (1995 a 2008) através do modelo *shift-share*.

Por fim, nos últimos anos, Padrão *et al.* (2012) avaliaram a evolução do crescimento da produção dos principais grãos brasileiros – arroz, feijão, milho, soja, sorgo e trigo – entre os estados brasileiros nos anos de 1989/1990/1991 e 2006/2007/2008; Muniz (2012) utilizou a técnica citada para analisar os impactos da expansão da lavoura de cana-de-açúcar (impulsionada pela crescente oferta de biocombustíveis, como o etanol) sobre a produção de alimentos. Similarmente, Feix e Zanin (2013) buscaram determinar as fontes de crescimento das principais culturas da agricultura gaúcha no período 1990-2010; Bittencourt e Gomes (2014) avaliaram os determinantes na produção de cana-de-açúcar no Sudeste e Centro-Oeste do Brasil, entre os anos de 1990 e 2009 através do modelo de *shift-share*.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Modelo Shift-Share

O modelo de *shift-share*, também conhecido como modelo de decomposição estrutural diferencial, permite mensurar as fontes do crescimento da produção agrícola. O modelo permite explicar o comportamento da produção agrícola pela decomposição dos fatores responsáveis pela variação da produção, que pode estar relacionada a um componente estrutural, ligado à composição setorial das atividades da região de estudo, e a um componente diferencial, ligado às vantagens locais comparativas (SHIKIDA e ALVES, 2001; ALVES e SHIKIDA, 2001; ALMEIDA, 2003).



Dessa forma, para o presente trabalho, o modelo *shift-share* é utilizado para decompor as fontes de crescimento em quatro fatores que afetam a variação da produção de um conjunto de *commodities* agrícolas brasileiras exportáveis. Esses fatores são Efeito Área (EA), Efeito Rendimento ou Produtividade (ER), Efeito Localização Geográfica (EL) e Efeito Composição (EC), sendo EA decomposto em Efeito Escala (EE) e Efeito Substituição (ES).

O EA consiste nas mudanças na produção provenientes de alterações na área cultivada, aqui indicada pela área colhida, supondo que os demais efeitos permaneçam constantes no tempo. Já o ER consiste da variação na produção decorrente da variação da produtividade, aqui medida pela produtividade da cultura como *proxy* das mudanças tecnológicas, *ceteris paribus*. O EL, por sua vez, mede as alterações na produção advindas das vantagens locais, que, no caso do presente trabalho, são dadas pela mudança na localização das culturas entre as Unidades da Federação, dado todo o restante constante. Por fim, o EC resume-se a variações na produção advindas de uma mudança na estrutura produtiva, ou seja, mudança na produção relativa à proporção da área total cultivada com as diversas culturas, *ceteris paribus* (ALMEIDA, 2003).

Em termos matemáticos, tendo por referência primordialmente Almeida (2003), pode-se descrever o modelo *shift-share* como se segue. A quantidade produzida no Brasil da  $c$ -ésima cultura, no período  $t$ , é dada por:

$$Q_{ct} = \sum_{m=1}^k (A_{cmt} R_{cmt}) \quad (1)$$

em que  $A_{cmt}$  é a área total cultivada da  $c$ -ésima cultura, na  $m$ -ésima Unidade da Federação (UF), no período  $t$ ; e  $R_{cmt}$  é o rendimento da  $c$ -ésima cultura, na  $m$ -ésima UF, no período  $t$ .

A quantidade produzida no Brasil da  $c$ -ésima cultura, no período inicial ( $t = 0$ ), é dada por:

$$Q_{c0} = \sum_{m=1}^k (A_{cm0} R_{cm0}) = \sum_{m=1}^k (\gamma_{cm0} A_{c0} R_{cm0}) \quad (2)$$

em que  $Y_{cm0}$  é a proporção da área total cultivada da  $c$ -ésima cultura, na  $m$ -ésima UF, na área cultivada da  $c$ -ésima cultura do Brasil ( $A_{cmt} / A_{ct}$ ) no período inicial,  $t=0$ .

Analogamente, pode-se expressar a Equação (2) em termos de período final ( $t=1$ ):

$$Q_{c1} = \sum_{m=1}^k (A_{cm1} R_{cm1}) = \sum_{m=1}^k (\gamma_{cm1} A_{c1} R_{cm1}) \quad (3)$$

Assim, a partir das Equações (2) e (3), se, no período final ( $t=1$ ), apenas a área total cultivada com a  $c$ -ésima cultura no Brasil se alterar, a produção final ( $Q_{c1}^A$ ) será dada por:

$$Q_{c1}^A = \sum_{m=1}^k (\gamma_{cm0} A_{c1} R_{cm0}) \quad (4)$$

No entanto, se a área e o rendimento variarem, permanecendo constantes a localização geográfica e a composição da produção, a quantidade produzida no período final ( $t=1$ ),  $Q_{c1}^{AR}$ , será dada por:

$$Q_{c1}^{AR} = \sum_{m=1}^k (\gamma_{cm0} A_{c1} R_{cm1}) \quad (5)$$

E se, por último, variarem a localização geográfica bem como a área e o rendimento, a produção final será dada por:

$$Q_{c1}^{ARL} = \sum_{m=1}^k (\gamma_{cm1} A_{c1} R_{cm1}) = Q_{c1} \quad (6)$$

Portanto, por meio das Equações (2) e (3), pode-se expressar a mudança total da quantidade produzida da  $c$ -ésima cultura do período inicial ( $t=0$ ) para o período final ( $t=1$ ), isto é ( $Q_{c1} - Q_{c0}$ ), pela seguinte equação:

$$Q_{c1} - Q_{c0} = \sum_{m=1}^k (\gamma_{cm1} A_{c1} R_{cm1}) - \sum_{m=1}^k (\gamma_{cm0} A_{c0} R_{cm0}) \quad (7)$$

Reescrevendo:

$$Q_{c1} - Q_{c0} = (Q_{c1}^A - Q_{c0}) + (Q_{c1}^{AR} - Q_{c1}^A) + (Q_{c1} - Q_{c1}^{AR}) \quad (8)$$

em que  $(Q_{c1} - Q_{c0})$  é a variação total da produção da  $c$ -ésima cultura entre o período inicial e o final;  $(Q_{c1}^A - Q_{c0})$  é a variação total da quantidade produzida da  $c$ -ésima cultura entre o período inicial e o final, quando apenas a área cultivada se altera, sendo denominada de Efeito Área (EA);  $(Q_{c1}^{AR} - Q_{c1}^A)$  é a variação total da produção da  $c$ -ésima cultura entre o período inicial e final, quando o rendimento varia e as outras variáveis permanecem constantes, sendo chamada de Efeito Rendimento (ER); e  $(Q_{c1} - Q_{c1}^{AR})$  é a variação total da quantidade produzida da  $c$ -ésima cultura entre os período inicial e final, devido à mudanças da localização geográfica, mantendo constantes as outras variáveis, sendo conhecida por Efeito Localização Geográfica (EL).

Com o intuito de apresentar os resultados na forma de taxas anuais de crescimento da produção, isto é, como uma porcentagem de mudança total na produção, utiliza-se o procedimento proposto inicialmente por Igreja (1987) e utilizado, a posteriori, por Shikida e Alves (2001), Almeida (2003) e Muniz (2012), entre outros. Para tal, ambos os lados da Equação (8) são divididos por  $(Q_{c1} - Q_{c0})$  e multiplicados por  $r$ :<sup>7</sup>

$$r = \frac{(Q_{c1}^A - Q_{c0})}{(Q_{c1} - Q_{c0})} r + \frac{(Q_{c1}^{AR} - Q_{c1}^A)}{(Q_{c1} - Q_{c0})} r + \frac{(Q_{c1} - Q_{c1}^{AR})}{(Q_{c1} - Q_{c0})} r, \quad \text{em que } r = \left( \sqrt[f]{\frac{Q_{c1}}{Q_{c0}}} - 1 \right) \times 100 \quad (9)$$

em que o primeiro termo do lado direito da Equação (9) corresponde ao EA expresso em taxa de crescimento ao ano, em porcentagem. De forma análoga, o segundo termo corresponde ao ER, e o terceiro ao EL, também expresso em taxa de crescimento ao ano e em porcentagem.

Como mencionado anteriormente, é possível decompor o EA em dois efeitos: Efeito Escala (EE) e Efeito Substituição (ES). O primeiro corresponde à variação da área total das culturas estudadas. O segundo,

<sup>7</sup>  $r$  corresponde à taxa anual média de variação da produção da  $c$ -ésima cultura, em porcentagem. O argumento  $f$  da raiz corresponde à quantidade de anos do período em análise.

efeito substituição, por sua vez, corresponde à variação da participação de cada cultura dentro do sistema de produção, podendo ser positivo ou negativo (ALMEIDA, 2003). A variação da área pode ser decomposta nos dois efeitos, EE e ES, da seguinte maneira:

$$A_{c1} - A_{c0} = (\lambda A_{c0} - A_{c0}) + (A_{c1} - \lambda A_{c0}) \quad (10)$$

em que o primeiro termo do lado direito corresponde ao EE e o segundo, ao ES. Vale ressaltar que  $\lambda = A_1/A_0$  é o coeficiente que mede a modificação do tamanho do sistema.

Dividindo ambos os lados da Equação (10) por  $(A_{c1} - A_{c0})$  e multiplicando pelo EA, têm-se os resultados em termos de taxas anuais de crescimento em porcentagem:

$$EA = \frac{(\lambda A_{c0} - A_{c0})}{(A_{c1} - A_{c0})} EA + \frac{(A_{c1} - \lambda A_{c0})}{(A_{c1} - A_{c0})} EA \quad (11)$$

em que o primeiro termo do lado direito corresponde ao EE em porcentagem ao ano, e o segundo, ao ES<sup>8</sup>.

Além da análise de decomposição estrutural diferencial apresentada anteriormente, com base nos modelos de *shift-share*, é possível fazer uma análise do conjunto de culturas por Unidade da Federação, bem como para o Brasil como um todo.

No caso da análise do conjunto de culturas por UF, tem-se um EL nulo, o que sugere decomposição do crescimento do valor da produção em três efeitos: Efeito Área (EA), Efeito Rendimento (ER) e Efeito Composição (EC). Pode-se expressar o valor da produção no período inicial e final, respectivamente, da seguinte maneira:

8 Como abordado por Almeida (2003), o modelo pressupõe que as culturas que cederam área o fizeram proporcionalmente para todas as outras culturas que expandiram suas áreas, o que leva a um efeito substituição total igual a zero, ou seja, quando se somam os efeitos substituição de todas as culturas em questão. Dessa forma,  $\sum_{c=1}^m (A_{c1} - \lambda A_{c0})$  na Equação 10.

$$V_{m0} = \sum_{c=1}^n A_{cm0} R_{cm0} P_c = \sum_{c=1}^n \beta_{cm0} A_{m0} R_{cm0} P_c \quad (12)$$

$$V_{m1} = \sum_{c=1}^n A_{cm1} R_{cm1} P_c = \sum_{c=1}^n \beta_{cm1} A_{m1} R_{cm1} P_c \quad (13)$$

em que  $\beta = A_{cmt} / A_{mt}$  é a proporção da área total cultivada com a  $c$ -ésima cultura na  $m$ -ésima UF, na área total na  $m$ -ésima UF no período  $t$ . E  $P_c$  é o preço médio pago ao produtor por unidade do produto da  $c$ -ésima cultura<sup>9</sup>.

Considerando que apenas a área cultivada se altere, tem-se o seguinte valor da produção no período final ( $t=1$ ):

$$V_{m1}^A = \sum_{c=1}^n \beta_{cm0} A_{m1} R_{cm0} P_c \quad (14)$$

Caso a área e o rendimento se alterem, tem-se:

$$V_{m1}^{AR} = \sum_{c=1}^n \beta_{cm0} A_{m1} R_{cm1} P_c \quad (15)$$

Por fim, se as participações de cada lavoura na área cultivada também se alterarem, tem-se:

$$V_{m1}^{ARC} = \sum_{c=1}^n \beta_{cm1} A_{m1} R_{cm1} P_c = V_{m1} \quad (16)$$

Dessa forma, tomando o preço constante, é possível determinar a mudança total no valor da produção da seguinte forma:

$$V_{m1} - V_{m0} = (V_{m1}^A - V_{m0}) + (V_{m1}^{AR} - V_{m1}^A) + (V_{m1} - V_{m1}^{AR}) \quad (17)$$

em que  $(V_{m1} - V_{m0})$  é a variação total no valor da produção da  $m$ -ésima UF entre o período inicial e final;  $(V_{m1}^A - V_{m0})$  é o EA;  $(V_{m1}^{AR} - V_{m1}^A)$  é o ER;  $(V_{m1} - V_{m1}^{AR})$  e é o EC do produto.

9 A variável de preço é utilizada como redutora a unidade comum, isto é, como fixadora de preços.

Para o resultado em termos de taxas anuais de crescimento, adota-se a mesma estratégia empírica apresentada na Equação (9).

Por fim, é possível obter os efeitos área, rendimento, localização e composição para o Brasil em termos de análise do conjunto de culturas. Para tal, tem-se que o valor da produção agregada do Brasil para culturas em questão no período inicial e final, respectivamente, é dado por:

$$V_0 = \sum_{m=1}^k \sum_{c=1}^n \beta_{cm0} \alpha_{m0} A_0 R_{cm0} P_c \quad (18)$$

$$V_1 = \sum_{m=1}^k \sum_{c=1}^n \beta_{cm1} \alpha_{m1} A_1 R_{cm1} P_c \quad (19)$$

em que  $\alpha_{mt} = A_{mt}/A_t$  é proporção da área total cultivada na  $m$ -ésima UF na área total cultivado no Brasil, no período  $t$ .

Considerando que apenas a área cultivada se altere, tem-se o seguinte valor da produção no período final ( $t=1$ ):

$$V_1^A = \sum_{m=1}^k \sum_{c=1}^n \beta_{cm0} \alpha_{m0} A_1 R_{cm0} P_c \quad (20)$$

Caso a área e o rendimento se alterem, tem-se:

$$V_1^{AR} = \sum_{m=1}^k \sum_{c=1}^n \beta_{cm0} \alpha_{m0} A_1 R_{cm1} P_c \quad (21)$$

Modificando a área e o rendimento, bem como a participação de cada UF na área cultivada, isto é localização geográfica, tem-se:

$$V_1^{ARL} = \sum_{m=1}^k \sum_{c=1}^n \beta_{cm0} \alpha_{m1} A_1 R_{cm1} P_c \quad (22)$$

Por fim, modificando a composição da produção, tem-se:

$$V_1^{ARLC} = \sum_{m=1}^k \sum_{c=1}^n \beta_{cm1} \alpha_{m1} A_1 R_{cm1} P_c = V_1 \quad (23)$$

Dessa maneira, pode-se decompor a mudança total no valor da produção agregada do Brasil da seguinte maneira:

$$V_1 - V_0 = (V_1^A - V_0) + (V_1^{AR} - V_1^A) + (V_1^{ARL} - V_1^{AR}) + (V_1 - V_1^{ARL}) \quad (24)$$

em que  $V_1 - V_0$  (é a variação total do valor da produção;  $(V_1^A - V_0)$  é o EA;  $(V_1^{AR} - V_1^A)$  é o ER;  $(V_1^{ARL} - V_1^{AR})$  é o EL;  $(V_1 - V_1^{ARL})$  e é o EC do produto.

Novamente, para o resultado em termos de taxas anuais de crescimento, adota-se a estratégia empírica apresentada na Equação (9).

### 3.2. Análise Espacial

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é uma forma de analisar os dados espaciais previamente, conhecê-los melhor, identificar *outliers* espaciais (observações atípicas), outras formas de instabilidade espacial (não estacionariedade), padrões de associação (*clusters* espaciais) e outros comportamentos que possam estar presentes no processo gerador desses dados (GONÇALVES, 2007; ALMEIDA, 2012). De acordo com Anselin (1998), esse método permite extrair medidas de autocorrelação espacial e local.

Nesse trabalho, a análise espacial estará centrada nos indicadores de autocorrelação global (*I* de Moran) e nos indicadores de autocorrelação espacial local (Diagrama de Dispersão de Moran, LISA – *Local Indicator of Spatial Association*).

O *I* de Moran é a medida de autocorrelação espacial global, proposta por Moran, em 1948, sendo dada por:

$$I = \left( \frac{n}{S_o} \right) \left( \frac{z'Wz}{z'z} \right) \quad (25)$$

em que  $n$  é o número observações (regiões);  $z$  são os valores das variáveis;  $W$  é a matriz de pesos espaciais em que os elementos  $w_{ij}$  indicam a forma como a região  $i$  está espacialmente conectada com a região  $j$ ; e  $s_0$  é um escalar igual à soma de todos os elementos de  $W$ .

Cabe ressaltar que a matriz de ponderação indica quais regiões são consideradas vizinhas umas das outras. A matriz é escolhida de acordo com a maior magnitude dos resultados e sua significância. Para o presente trabalho, a matriz escolhida para fazer as avaliações foi a do tipo “rainha”, que considera como vizinho as fronteiras com extensão diferente de zero, as regiões que apresentam uma borda (ou fronteira), bem como um nó comum<sup>10</sup>.

Em termos de inferência, tal como exposto por Almeida (2012), uma forma de verificar a significância estatística do  $I$  de Moran é assumir que a variável padronizada,  $Z(I)$ , segue o pressuposto da normalidade. Desta forma, a variável  $Z(I)$  é dada por:

$$Z(I) = [I - E(I)]/DP(I) \quad (26)$$

em que  $E(I)$  e  $DP(I)$  são o valor esperado e o desvio padrão teórico de  $I$ , respectivamente<sup>11</sup>.

De acordo com Gonçalves (2007), o  $I$  de Moran revela tendência geral de agrupamento de dados, caracterizando, assim, uma medida global. Portanto, este indicador é ineficaz para revelar padrões locais

10 Para fins de análise da robustez dos resultados, foi feita a verificação da estabilidade das estatísticas LISA diante da alternância da matriz de peso espacial. Sugeridas originariamente por Le Gallo e Ertur (2003), as matrizes de transição de probabilidades, como é conhecido o procedimento, sugerem que os resultados são considerados robustos quando permanecem inalterados à medida que se varia a matriz de pesos espaciais. Para o presente trabalho, foram utilizadas duas diferentes matrizes de contiguidade (“rainha” e “bispo”) e quatro matrizes de  $k$  vizinhos mais próximos ( $k=1$ ,  $k=2$ ,  $k=3$ ,  $k=4$ ). Considerando os resultados, foi possível observar que a maioria das UFs permanecem no mesmo tipo de agrupamento (NS, AA, BB, AB ou BA), quando se alterou a matriz de peso espacial, no cálculo das estatísticas LISA, para as variáveis Crescimento da Produção, Efeito Área, Efeito Rendimento e Efeito Composição, usando nível de significância de 5%. Os resultados da análise de robustez podem ser requeridos junto aos autores.

11 O  $I$  de Moran tem um valor esperado de  $-[1/(n-1)]$ , os valores de  $I$  superiores ao valor esperado, desde que significativos, indicam autocorrelação espacial positiva, ou seja, valores altos (baixos) da variável em estudo circundados por valores altos (baixos) desta variável nas regiões vizinhas. Valores de  $I$  abaixo do valor esperado sugerem autocorrelação negativa, ou seja, valores altos (baixos) para a variável em estudo em uma localidade, cercada por vizinhos que apresentam valores baixos (altos) (ALMEIDA, 2012).



de associação espacial, ou seja, a estrutura regional de autocorrelação espacial.

Contudo, para verificar a correlação espacial local, faz-se necessário o uso de outras três ferramentas, que são: o diagrama de dispersão de Moran, o mapa de clusters e os indicadores locais de associação espacial (LISA).

O diagrama de dispersão de Moran, segundo Anselin (1995), identifica a tendência geral de associação por meio da correlação linear entre  $Wz$ , que são os valores da variável de interesse defasados espacialmente, e  $z$ , que são os valores observados em cada unidade espacial.

O diagrama também apresenta as tendências locais representadas por cada um dos pontos em seu interior. Ele permite observar valores discrepantes (outliers), que são pontos distantes em relação à tendência central, ou seja, destoantes em relação às outras observações. A análise do diagrama também possibilita a observação de pontos de alavancagem (*leveragepoints*<sup>12</sup>), que são os pontos que exercem grande influência sobre a tendência central. Estes pontos são encontrados por meio da distância de Cook.

Segundo Anselin (1995), o diagrama de dispersão de Moran é dividido em quatro quadrantes que correspondem a quatro padrões diferentes e assim possibilitam classificar as associações espaciais entre as unidades espaciais e seus respectivos vizinhos. As unidades espaciais que apresentam padrões AA (Alto-Alto) e BB (Baixo-Baixo) têm associação espacial positiva e formam *clusters* de valores similares, e as unidades espaciais com padrões BA (Baixo-Alto) e AB (Alto-Baixo) apresentam associação espacial negativa<sup>13</sup>.

12 Segundo Varga (1998), se a reta de regressão apresentar inclinação positiva, os pontos localizados a mais de dois desvios-padrões do centro nos quadrantes superior direito e no inferior esquerdo são classificados como pontos de alavancagem. Para identificar os valores discrepantes utilizar-se-á, neste trabalho, a distância de Cook.

13 Primeiro quadrante: localiza-se no canto superior direito e é chamado de padrão Alto-Alto (AA), pois caracteriza as unidades espaciais que apresentam elevados valores para a variável em análise, circundadas por vizinhos que também possuem elevados valores para a mesma variável; Segundo quadrante: localiza-se no canto superior esquerdo e é chamado de padrão Baixo-Alto (BA) por caracterizar unidades espaciais que apresentam baixos valores e são circundadas por vizinhos que apresentam elevados valores; Terceiro quadrante: localiza-se no canto inferior esquerdo e é chamado de padrão Baixo-Baixo (BB), pois caracteriza unidades espaciais que apresentam baixos valores e são circundadas por vizinhos que também apresentam baixos valores; Quarto quadrante: localiza-se no canto inferior direito e é chamado de padrão Alto-Baixo (AB) por caracterizar

Os indicadores LISA, por sua vez, são usados para indicar a medida do grau de significância do agrupamento espacial. A soma destes indicadores para todas as unidades espaciais é proporcional ao indicador de autocorrelação de espaço global. Desta forma, o  $I$  de Moran local pode ser escrito, conforme mostrado por Almeida (2012), como uma decomposição do índice global da seguinte forma:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^j w_{ij} z_j \quad (27)$$

em que  $z$  é o valor da variável e  $Wz$  são os valores médios da variável estudada padronizada nos vizinhos. Com base na equação anterior, é feito o cálculo da significância de cada localidade, tendo, como resultado final, um mapa com as classificações derivadas do diagrama de dispersão e do cálculo das significâncias.

É importante ressaltar que, nesse estudo, os cálculos do  $I$  de Moran e do LISA são feitos apenas para as unidades espaciais produtoras das *commodities* em estudo, para não haver a possibilidade de a quantidade de números de zeros diminuir o valor médio e aumentar os agrupamentos de valores alto, já que estas estatísticas são calculadas pela soma das diferenças entre cada valor observado e a média dos valores observados<sup>14</sup>.

### 3.3. Base de dados

A base de dados utilizada neste trabalho é construída por informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), mais especificamente, pela Pesquisa Agrícola Municipal (PAM), disponível no Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA).

As variáveis escolhidas e necessárias para fazer a análise de *shift-share* descrita na seção anterior são: área colhida, em hectare; quantidade produzida, em toneladas; valor da produção, em reais; e o rendimento médio das culturas, razão entre quantidade produzida e área colhida (kg

---

microrregiões que apresentam elevados valores e são circundadas por vizinhos que apresentam baixos valores.

14 Este mesmo procedimento foi implementado por Varga (1998) e Gonçalves (2007).

por hectare). Cabe ainda ressaltar que as variáveis supracitadas foram coletadas para soja, trigo, milho, algodão, cana-de-açúcar, laranja e café. A abrangência espacial compreende todas as Unidades da Federação brasileiras, para dois anos específicos, 2003 e 2013.

## 4. Resultados

Os resultados desse trabalho permitem verificar questões inerentes à concentração espacial de determinadas *commodities* agrícolas brasileiras, movimentos de deslocamento da produção, especialização regional e perdas e ganhos de importância relativa, com a abertura de novas fronteiras para a produção de tais culturas no Brasil.

Portanto, na presente seção, busca-se decompor, primeiramente, a variação da produção em Efeito Área (EA), Rendimento (ER) e Localização Geográfica (EL). Além disso, busca-se evidenciar as alterações ocorridas na área colhida por meio da decomposição do EA em Efeito Escala (EE) e Substituição (ES), o que nos permite fazer uma análise acerca da expansão e substituição das culturas aqui estudadas. A posteriori, busca-se analisar o padrão espacial dos movimentos de mudança de área, produção, rendimento e composição. Uma vez que estes resultados são para um conjunto de *commodities* agrícolas exportáveis, é possível inferir sobre o provável impacto espacial de variações nas suas exportações e assim contribuir para o debate do crescimento regional capitaneado, em parte, pelas exportações dessas *commodities*.

### 4.1. Decomposição estrutural diferencial

A Tabela 1 traz a decomposição do Efeito Área (EA) em Efeitos Escala (EE) e Substituição (ES) para determinadas culturas agrícolas no Brasil. Ao observar a tabela, é possível verificar que, entre o período 2003 a 2013, o Brasil teve um EA positivo (15.834.556 ha) para o conjunto de *commodities* agrícolas estudado (algodão, café, cana-de-açúcar, laranja, milho, soja e trigo), o que nos permite afirmar que, no período em questão,

houve aumento nas áreas cultivadas desse grupo de *commodities*. A soja foi a *commodity* agrícola que apresentou o maior efeito área, 59,25% do EA total, seguida pela *commodity* cana-de-açúcar, 30,47%.

O resultado positivo para a soja se dá em grande parte pelo ES positivo de 2.617.784,984 ha, o segundo maior para as culturas em questão. De forma similar, o resultado positivo para cana-de-açúcar se dá também pelo ES positivo, equivalente a 2.862.975,566 ha, responsável pelo maior ES entre as culturas abordadas neste trabalho. No caso da cana-de-açúcar, o ES positivo se dá em grande parte pelas políticas públicas de incentivo ao uso do etanol, como o Programa Nacional do Alcool (Proálcool).

Tabela 1 – Decomposição do Efeito Área (EA) em Efeitos Escala (EE) e Substituição (ES) para determinadas culturas agrícolas no Brasil, de 2003 a 2013

Culturas	Efeito Área (ha)		
	Total	Efeito Escala	Efeito Substituição
Algodão	231186,00	260182,19	-28996,19
Cana-de-Açúcar	4824146,00	1961170,434	2862975,566
Milho	2313974,00	4734278,471	-2420304,471
Soja	9381906,00	6764121,016	2617784,984
Trigo	-472836,00	934840,9318	-1407676,932
Café	-309979,00	874691,5364	-1184670,536
Laranja	-133841,00	305271,4179	-439112,4179
Total	15834556	15834556	0,00

Fonte: Elaboração própria.

Importante salientar que as culturas de trigo, café e laranja foram as que tiveram EA negativo, o que é explicado pela substituição destas culturas por outras do sistema, isto é, pelo ES negativo no período de análise, Tabela 1, -1.407.676,932 ha, -1.184.670,536 ha e -439.112,4179 ha, respectivamente. Cabe ressaltar que o EA do trigo corresponde a 51,6% do efeito área negativo total.

O EE foi positivo para todas as culturas analisadas no período e, no caso do algodão e milho, este efeito foi capaz de compensar o ES negativo.

A Tabela 2, por sua vez, traz a taxa anual de crescimento das *commodities* em estudo e explica o comportamento da produção das culturas em estudo, tomando por base a decomposição dos resultados em Efeito Área (subdividido em Efeito Escala – EE – e Efeito Substituição – ES), Rendimento (ER) e Localização (EL). É possível observar que as culturas da cana-de-açúcar, milho e soja foram as que mais cresceram, em termos de produção, no período entre 2003 e 2013. No caso da cana-de-açúcar, o crescimento da produção foi de 6,21%, sendo positivos o EA (5,93%), o ES (3,52%) e o EL (0,46%). Entretanto, o ER foi negativo, equivalente a -0,19%. Importante salientar que a cana-de-açúcar, apesar de apresentar a maior taxa anual de crescimento da produção, foi a única cultura, no período analisado, a apresentar ER negativo.

Tabela 2 – Taxa média anual de crescimento, Efeitos Área (EA), Rendimento (ER) e Localização Geográfica (EL) para determinadas culturas agrícolas no Brasil, de 2003 a 2013

Culturas	Taxa anual de crescimento da produção (%)	Efeito Área (%)			Efeito Rendimento (%)	Efeito Localização Geográfica (%)
		Total	Efeito Escala	Efeito Substituição		
Algodão	4,09	2,39	2,70	-0,30	1,24	0,46
Cana-de-Açúcar	6,21	5,93	2,41	3,52	-0,19	0,46
Milho	4,72	1,27	2,61	-1,33	2,67	0,78
Soja	4,21	3,71	2,68	1,04	0,58	-0,08
Trigo	-0,63	-1,73	3,43	-5,16	0,67	0,43
Café	3,70	-0,97	2,75	-3,72	4,49	0,19
Laranja	0,33	-1,43	3,26	-4,70	2,02	-0,26

Fonte: Elaboração própria.

A cultura da laranja foi a que teve menor crescimento (0,33%), sendo que o EA negativo, -1,43%, foi puxado, em grande parte, pelo seu ES negativo, equivalente a - 4,70%. Além disso, é importante destacar o crescimento médio anual da produção do trigo, que foi negativo, -0,63%. Esse crescimento negativo é explicado pela substituição da cultura pelas outras do sistema, expresso pelo ES negativo igual a -5,16%.

Em termos de ER, tem-se que o café foi a cultura com maior crescimento, 4,49% no período em análise, seguida pela cultura de milho e laranja, 2,67% e 2,02%, respectivamente.

A Tabela 3 apresenta os resultados da decomposição da taxa média anual de crescimento do valor da produção das UFs para o conjunto de culturas estudado, bem como para o Brasil<sup>15</sup> como um todo. A primeira observação a se fazer é que apenas o estado do Ceará teve uma taxa anual de crescimento da produção negativa no período, - 2,07%. Entre as UFs que apresentaram variação positiva, é importante ressaltar os resultados para o Amapá (31,91%), Tocantins (16,47%) e Roraima (15,02%). No caso do Amapá, o EC, de 23,66%, foi o que mais contribuiu para o resultado positivo. Já no caso do Tocantins, o EA, de 8,57%, foi o que mais contribuiu.

Portanto, considerando estes resultados, é possível apontar maior crescimento do valor da produção em estados que têm menor representatividade para o setor agrícola brasileiro. Este aspecto é corroborado pelos resultados obtidos para estados tradicionalmente agrícolas, como Rio Grande do Sul e Paraná, que, como se sabe, são importantes produtores de trigo e soja, e tiveram uma taxa de crescimento da produção média abaixo da economia brasileira e bem menor quando comparada com os estados do Norte, 6,37% e 6,42%, respectivamente.

---

15 Cabe ressaltar que a mudança na composição da produção pode estar sujeita aos preços das *commodities*, entretanto, no presente trabalho, conforme abordado na seção metodológica, adota-se a variável de preço como redutora da unidade comum. Ou seja, o preço é constante.

Tabela 3 – Decomposição da taxa média anual de crescimento do valor da das UFs e do Brasil para determinado conjunto de culturas agrícolas, de 2003 a 2013

Unidades da Federação	Taxa anual de crescimento da produção (%)	Efeito Área (%)	Efeito Rendimento (%)	Efeito Composição (%)	Efeito Localização (%)
Rondônia	8,14	4,41	1,36	2,37	-
Acre	10,15	0,87	4,42	4,86	-
Amazonas	11,97	-2,58	1,28	13,28	-
Roraima	15,02	-0,59	1,52	14,10	-
Pará	11,13	1,38	1,45	8,31	-
Amapá	31,91	8,35	-0,11	23,66	-
Tocantins	16,47	8,57	3,21	4,69	-
Maranhão	12,29	3,56	3,06	5,67	-
Piauí	14,01	5,77	1,41	6,84	-
Ceará	-2,07	-5,35	-2,16	5,44	-
Rio Grande do Norte	7,46	-1,66	0,14	8,97	-
Paraíba	3,41	-2,66	-0,37	6,44	-
Pernambuco	3,52	-1,34	-0,20	5,06	-
Alagoas	6,67	3,00	-0,30	3,97	-
Sergipe	11,20	5,91	2,65	2,63	-
Bahia	9,93	2,22	1,95	5,76	-
Minas Gerais	10,37	2,61	3,88	3,87	-
Espírito Santo	10,15	2,49	5,21	2,45	-
Rio de Janeiro	2,47	0,12	0,79	1,55	-
São Paulo	7,94	4,48	1,30	2,15	-
Paraná	6,42	2,63	0,81	2,99	-
Santa Catarina	5,57	0,26	2,07	3,25	-
Rio Grande do Sul	6,37	2,12	1,14	3,11	-
Mato Grosso do Sul	9,13	7,04	0,34	1,76	-
Mato Grosso	10,25	9,56	0,82	-0,13	-
Goiás	10,49	6,20	1,06	3,22	-
Distrito Federal	7,55	2,69	0,57	4,28	-
Brasil	8,48	-4,69	-1,03	12,93	1,27

Fonte: Elaboração própria.

No que se refere ao EA, o resultado é interessante, pois evidencia a perda de importância da maioria dos estados nordestinos na produção das referidas culturas. Dos nove estados que compõem a região, quatro apresentaram resultados negativos para esse efeito. Vale a pena salientar que situação semelhante ocorre no ER. Nesse caso, os estados do Ceará, Paraíba, Pernambuco e Alagoas tiveram resultados negativos, -2,16%, -0,37%, -0,20% e -0,30%, respectivamente. Junta-se a esses estados o Amapá, que também teve uma variação negativa para o efeito rendimento, -0,11%. Portanto, os resultados mostram que há uma concentração de efeitos rendimentos negativos nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. Ademais, para o período analisado, é possível perceber, por parte do conjunto de culturas agrícolas exportáveis estudado nesse artigo, uma dicotomia em termos de efeito do seu rendimento no Brasil, ou seja, na média, os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste têm melhores resultados do que os estados do Norte e Nordeste.

Em relação ao EC, é importante lembrar que seu resultado é influenciado, em parte, pelo efeito rendimento por área. Assim sendo, o valor do EC pode ser resultado da troca entre culturas mais rentáveis por culturas menos rentáveis. E para este efeito, há uma estabilidade dos resultados, com exceção dos estados do Amapá e Amazonas, que apresentam um grande movimento de substituição entre as culturas. Esse movimento pode ser explicado, em parte, pela falta de tradição agrícola nesses estados, o que indica maior flexibilidade para troca de culturas.

Para melhor entender os resultados, é sempre importante lembrar que, no caso agrícola, questões topográficas podem facilitar ou dificultar a incorporação de tecnologias que visam a reduzir os custos do processo produtivo, como, por exemplo, a adoção de mecanização da colheita.

#### *4.2. Análise Espacial*

Tendo como referência a decomposição feita na seção anterior, é possível voltar às questões levantadas na seção introdutória, quais sejam: a) Há



padrão espacial no crescimento da produção? b) Qual o padrão espacial de distribuição dos efeitos área, rendimento e composição? Considerando a avaliação de tais aspectos, é possível evidenciar o comportamento espacial da variação da produção e da decomposição aqui implementada.

A Figura 1 traz os gráficos de correlação espacial e o indicador de autocorrelação espacial global,  $I$  de Moran, para o crescimento da produção, Efeito Área (EA), Efeito Rendimento (ER) e Efeito Composição (EC). É possível notar, pelo  $I$  de Moran, indícios de formação de *clusters* para as quatro variáveis, sendo que o EA apresenta o maior indicador de autocorrelação espacial global. Portanto, é possível dizer que tanto o crescimento da produção, quanto as decomposições implementadas neste trabalho apresentam um padrão espacial.

As análises dos diagramas de dispersão de Moran evidenciam a formação de quatro tipos de aglomeração. De forma genérica, nos quadrantes AA (Alto-Alto), há estados que apresentam alta variação da produção que são vizinhos de estados que também apresentam alta produção para as *commodities* estudadas no presente trabalho. Por outro lado, no quadrante BB (Baixo-Baixo), estariam localizados os estados com baixa variação da produção no período estudado e que também são vizinhos de estados com a mesma característica.

Assim sendo, é possível descrever a estrutura espacial da variação da produção e sua decomposição. Para tal, parte-se, na presente seção, da análise dos *clusters* Alto-Alto e Baixo-Baixo. Importante salientar que o conjunto de *commodities* analisadas está entre as principais *commodities* agrícolas exportadas pelo Brasil. Assim, uma análise do comportamento espacial dessas culturas, tudo o mais permanecendo constante, permite-nos avaliar, de forma indireta, os impactos espaciais de variações nas exportações de tais culturas.

Portanto, para variação da produção, o *cluster* AA é formado por nove estados – Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Mato Grosso, Goiás, Tocantins, Maranhão e Bahia, e o *cluster* BB, por dez estados – Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, São Paulo, Mato Grosso do Sul,

Alagoas, Pernambuco, Paraíba, Rio Grande do Norte e Ceará. Para o EA, a distribuição de estados entre os *clusters* AA e BB é de sete para o primeiro caso – Paraná, São Paulo, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, Tocantins e Maranhão, e oito para o segundo caso – Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Espírito Santo, Acre, Roraima, Rio Grande do Norte, Paraíba e Pernambuco. Já o efeito rendimento é aquele que apresenta o menor número de estados nos *clusters* AA e BB, seis – Minas Gerais, Espírito Santo, Bahia, Maranhão, Tocantins e Pará, e quatro – Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Paraná, respectivamente. Por fim, para o EC, há sete estados no *cluster* AA – Amazonas, Roraima, Pará, Amapá, Maranhão, Rio Grande do Norte e Paraíba, e 12 estados no *cluster* BB – Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, São Paulo, Rio de Janeiro, Espírito Santo, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Goiás, Tocantins, Sergipe e Alagoas.

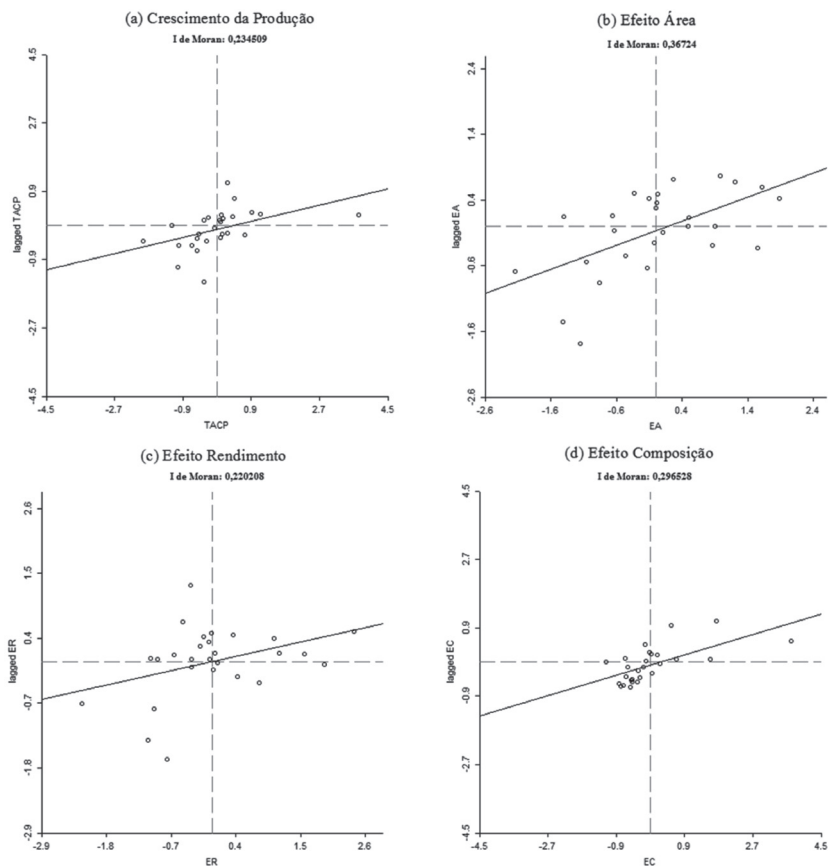


Figura 1 – Diagramas de Dispersão de Moran

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software* GeoDa.

A Figura 2 traz, por sua vez, os padrões locais de associação espacial, ou seja, apresenta a estrutura regional de autocorrelação espacial para os resultados da decomposição da taxa média anual de crescimento do valor da produção. A Figura 2a apresenta o padrão local para a variação da produção, e as Figuras 2b, 2c e 2d mostram os padrões para os efeitos área, rendimento e composição, respectivamente.

A avaliação de autocorrelação espacial local para a variação da produção, Figura 2a, apresenta dois *clusters* significantes. O *cluster* formado pelo Pará, classificado como área de alta taxa de crescimento da produção agrícola, e o *cluster* formado pelos estados do Rio Grande do Norte e Paraíba, como uma área de baixa taxa de crescimento agrícola. Os demais estados não apresentaram resultados significativos. Assim, os resultados evidenciam o padrão de expansão da produção em direção ao Pará em detrimento de uma retração da produção das *commodities* exportáveis na região nordeste.

Os resultados para o EA, Figura 2b, mostram que há formação de um *cluster* AA no Centro-Oeste – Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás e Tocantins, um *cluster* BB no Nordeste – Ceará, Paraíba e Rio Grande do Norte, e um *cluster* baixo-alto formado pelo estado da Bahia. Importante salientar que variações na produção devidas ao EA apresentam três padrões bem distintos. Para o grupo de *commodities* aqui analisado, o EA é um importante componente no Centro-Oeste, o que nos permite afirmar que, para o período analisado, há ainda uma continuidade de expansão da fronteira de produção por meio de expansão de terras aproveitadas para a produção agrícola nesta região. Por outro lado, o Nordeste, especificamente o Ceará, Paraíba e Rio Grande do Norte formam um *cluster* BB, ou seja, são regiões que, no período, apresentam um EA baixo com vizinhos na mesma situação. Portanto, é possível dizer que para esse grupo de *commodities* há uma diminuição da área plantada no Nordeste. Já o estado da Bahia apresenta diminuição da área, mas é vizinho de estados com altos resultados. Importante salientar que estes resultados dimensionam de certa forma os efeitos das estiagens, comum na região Nordeste. O período de análise, 2003-2013, é marcado por um prolongado período de seca, o que acaba por ser uma das possíveis explicações para efeito área negativo em alguns estados do Nordeste.

O ER, Figura 2c, também conhecido como efeito produtividade, apresenta um padrão espacial bastante interessante. Há formação de *clusters* significantes do tipo Alto-Alto na Bahia. Por outro lado, também há formação de *clusters* do tipo Baixo-Baixo e Baixo-Alto significantes,

o *cluster* Baixo-Baixo, principalmente, na região Nordeste. Dos nove estados da região, três formam um *cluster* com baixa produtividade, sendo vizinhos de estados nessa mesma situação para as culturas analisadas. Assim sendo, indiretamente, aumentos na exportação de tais *commodities* podem não levar a ganhos para essas localidades, uma vez que apresentam baixo rendimento. Por último, o Espírito Santo forma um *cluster* Baixo-Alto, ou seja, apresenta baixa produtividade/rendimento, sendo vizinho de localidades com alto rendimento. Para o caso específico do rendimento, Araújo *et al.* (2013) mostram os impactos da seca sobre a produtividade em nível municipal para culturas como o milho e a cana-de-açúcar. Em nível municipal, há uma heterogeneidade de resultados. Entretanto, uma avaliação mais agregada (estados) mostra que há uma relação entre períodos de seca e diminuição do rendimento.

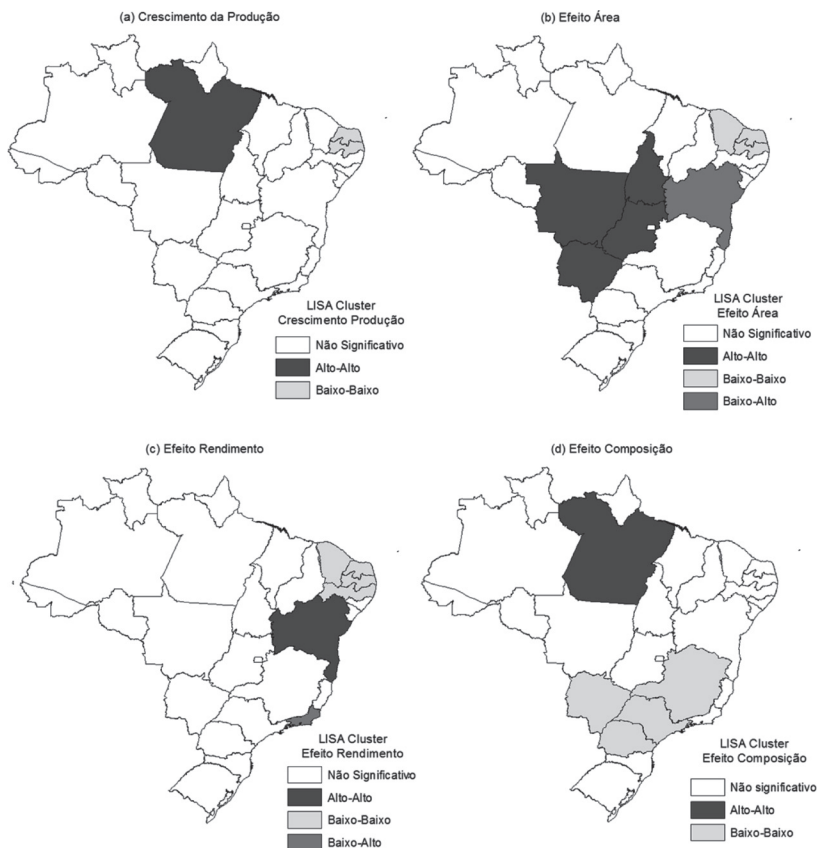


Figura 2 – LISA: Mapas de Autocorrelação Local

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software* GeoDa.

Os resultados do EC, Figura 2d, mostram de forma clara dois regimes espaciais bem nítidos. O primeiro formado pelos estados do Paraná, São Paulo, Minas Gerais e Mato Grosso do Sul. Neste regime, há localidades com baixo efeito composição, que são vizinhas de estados na mesma

situação. Portanto, nestes estados as variações na produção não são devidas às mudanças na estrutura produtiva. Por outro lado, o Pará forma o regime Alto-Alto, ou seja, com efeito composição alto, sendo vizinho de estados com a mesma característica. Assim sendo, é possível afirmar, de forma geral, que tais localidades apresentam variações na produção devidas às mudanças na estrutura produtiva.

## 5. Considerações finais

O modelo de decomposição estrutural diferencial, *shift-share*, utilizado neste trabalho, permitiu decompor a variação da produção de cada uma das *commodities* aqui estudadas em Efeito Área (EA), Efeito Rendimento (ER) e Efeito Localização (EL). Além disso, o modelo também permitiu uma análise do conjunto de culturas por Unidade da Federação, cuja variação da produção foi decomposta em Efeito Área (EA), Efeito Rendimento (ER) e Efeito Composição (EC). Por fim, a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) permitiu evidenciar o padrão espacial da variação da produção do conjunto de culturas e dos três efeitos supracitados (EA, ER e EC), por Unidade da Federação.

Os resultados mostram a importância do EA e do ER para as culturas estudadas, o que, de certa forma, trouxe indícios da existência de um processo de expansão da produção dessas *commodities* em duas frentes: expansão de terras disponíveis para tais culturas e, simultaneamente, melhoria da produtividade destas terras. Isso evidencia, em parte, a possibilidade de expansão de tais atividades no Brasil e, portanto, a capacidade que o setor tem de contribuir para o crescimento da economia brasileira.

A análise espacial, por sua vez, evidenciou duas características importantes para o conjunto de *commodities* analisadas: o Nordeste apresenta formação de *clusters* do tipo Baixo-Baixo e as regiões Norte e Centro-Oeste, formação de *clusters* do tipo Alto-Alto. A importância desses resultados se concentra na avaliação espacial e longitudinal do

crescimento da produção agrícola de bens exportáveis.

Uma vez que as exportações de bens agrícolas são um fator importante para o crescimento da economia brasileira, a avaliação do crescimento da produção implementada no presente trabalho mostrou como um processo de expansão das exportações, como o apresentado no período analisado, impacta espacialmente questões inerentes à área agrícola e rendimento/ produtividade, por exemplo. Nos quadrantes AA, haveria impactos espaciais positivos, ou seja, a variação da produção está pautada em maiores áreas utilizadas na agricultura e *clusters* com maior rendimento agrícola. Por outro lado, o resultado para o Nordeste colocou a região a par desse processo. Portanto, ao focar na avaliação de crescimento da produção de bens exportáveis, foi possível evidenciar a partição espacial de regiões que têm maior probabilidade de se beneficiar desse processo e aquelas que têm menor probabilidade.

A junção dos resultados da avaliação estrutural com a análise espacial permitiu evidenciar, para as culturas aqui estudadas, o padrão de comportamento da expansão da fronteira agrícola brasileira. Em outras palavras, o Centro-Oeste se consolidou como área de expansão para tais culturas e o Nordeste se caracterizou por uma agricultura de fraco rendimento e, por consequência, com baixa expansão de área para tais culturas. Isso nos leva a crer que, sem mecanismos de mudança, a expansão da agricultura no Nordeste não passa pelo incentivo a tais culturas.

Por fim, o presente trabalho contribui para o melhor entendimento do crescimento da produção de um conjunto de *commodities* agrícolas exportáveis brasileiras ao decompor o crescimento da produção e avaliá-lo espacialmente. Uma vez que as culturas agrícolas analisadas no presente artigo são as que tiveram as maiores variações no índice de volume exportado, é possível inferir, com base nos resultados, os impactos espaciais do processo de exportação dessas culturas de forma



conjunta. Destarte, o trabalho incorporou o aspecto espacial à discussão da importância das exportações do conjunto de *commodities* estudado para a economia brasileira.

## Referências

- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial**. Campinas–SP: Alínea, 2012.
- ALMEIDA, P. N. A. **Fontes de Crescimento e Sistema produtivo da Orizicultura no Mato Grosso**. 2003. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.
- ALMEIDA, P. N.; CHAVES, A. F.; SANTOS, V. C.; PIRES, M. D. M. Componentes do crescimento das principais culturas permanentes do Estado da Bahia. **Revista Desenhahia**, v. 3, n. 5, p. 31-53, 2006.
- ALVES, L. R. A.; SHIKIDA, P. F. A. Fontes de crescimento das principais culturas do Estado do Paraná (1981-1999). **Revista Paranaense de Desenvolvimento - RPD**, n. 101, p. 17-32, 2001.
- ANSELIN, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In: LONGLEY, P. A.; GOODCHILD, M. F.; MAGUIRE, D. J.; WIND, D. W. (Eds.). **Geographical information system: principles, techniques, management and applications**. Wiley: New York. 1998. p. 253-365.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ARAÚJO, P. H. C.; CUNHA, D. A.; LIMA, J. E.; FÉRES, J. G. Efeitos da seca sobre a produtividade agrícola nos municípios da região nordeste. In: **Anais do IX Encontro de Economia Baiana**. Salvador: Bahia, 2013.
- BARROS, J. R. M.; PASTORE, A. C.; RIZZIERI, J. A. B. A evolução

da agricultura brasileira até 1970. In: ARAÚJO, P. F. C.; SCHUH, G. E. **Desenvolvimento da Agricultura: estudos de casos**, São Paulo: Livraria Editora Pioneira, 1983. p. 257-278.

BARROS, G. S. de C.; ADAMI, A. C de O. **Exportações do agronegócio batem novo recorde em 2012, mesmo com queda de preços**. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – ESALq/USP, 2012.

BARROS, G. S. de C.; ADAMI, A. C de O.; ZANDONÁ, N. F. **Faturamento e volume exportado do agronegócio brasileiro são recordes em 2013**. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – ESALq/USP, 2013.

BARROS, G. S. de C.; ADAMI, A. C de O.; ZANDONÁ, N. F. **Embarques dos produtos do agronegócio recuam em 2014**. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – ESALq/USP, 2014.

BELIK, W. **O financiamento da agropecuária brasileira no período recente**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Brasília. Rio de Janeiro: Ipea, 2015. (Texto para discussão, Nº 2028)

BITTENCOURT, G. M.; GOMES, M. F. M. Fontes de crescimento da produção de cana-de-açúcar no Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. **Revista de Desenvolvimento Regional (REDES)**, Santa Cruz do Sul, v. 19, n. 2, p. 182-201, 2014.

CAMARGO, A. M. M. P. **Substituição regional entre as principais atividades agrícolas no Estado de São Paulo**. 1983. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1983.

CARDOSO, C. E. L. **Efeitos das políticas públicas sobre a produção de mandioca no Brasil**. 1995. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.

FEIX, R. D.; ZANIN, V. Fontes de crescimento da agricultura no Estado do Rio Grande do Sul entre 1990 e 2010. **Ensaios FEE**, v. 34, Número Especial, p. 1007-1034, 2013.

FELIPE, F. I. Dinâmica da agricultura no estado de São Paulo entre 1990-2005: uma análise através do modelo shift-share. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 55, n. 2, p. 61-73, 2008.

GONÇALVES, E. O padrão espacial da atividade inovadora brasileira: uma análise exploratória. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 37, n. 2, p. 405-433, 2007.

IGREJA, A. C. M.; CARMO, M. D.; GALVÃO, C. A.; PELLEGRINI, R. M. **Análise quantitativa do desempenho da agricultura paulista, 1966-77**. Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Governo do Estado de São Paulo, Instituto de Economia Agrícola (IEA), 1982.

IGREJA, A. C. M.; ROCHA, M. B.; BRAGA, N. R.; OTSUK, I. P.; SCHAMMASS, E. A. Simulação da produção de soja e milho no Brasil; detecção de características regionais com o modelo Shift-Share. In: **Anais do XLII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER)**. Cuiabá: Mato Grosso, 2004.

IGREJA, A. C. M. **Evolução da pecuária bovina de corte no Estado de São Paulo no período 1969-84**. 1987. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1987.

LE GALLO, J.; ERTUR, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional *per capita* GDP in Europe, 1980-1995. **Papers in Regional Science**, v. 82, n. 2, p. 175-201, 2003.

MOREIRA, C. G. **Fontes de crescimento das principais culturas do Rio Grande do Norte, 1981-92**. 1996. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

MUNIZ, R. S. **A produção de biocombustíveis: uma análise econométrica dos efeitos da produção de cana-de-açúcar sobre a produção de alimentos, o emprego, a estrutura fundiária e o meio ambiente.** 2012. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2012.

OLIVEIRA, A. A. S.; GOMES, M. F. M., RUFINO, J. S. L.; SILVA JÚNIOR, A. G. da; GOMES, S. T. Estrutura e dinâmica da cafeicultura em Minas Gerais. *Revista de Economia*, v. 34, n. 1, p. 121-142, 2008.

PADRÃO, G. A.; GOMES, M. F. M.; GARCIA, J. C. Determinantes estruturais do crescimento da produção brasileira de grãos por estados da federação: 1989/90/91 e 2006/07/08. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 1, p. 51-66, 2012.

PATRICK, G. F. Fontes de crescimento da agricultura brasileira: o setor de culturas. In: CONTADOR, C. R. **Tecnologia e Desenvolvimento Agrícola**, Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1975. p. 89-110.

ROCHA, F. M.; CONTE, H.; DUTRA, R. L.; SHIKIDA, P. F. A. Fontes de crescimento do valor bruto da produção de cana-de-açúcar: um estudo comparativo entre São Paulo e Paraná. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 4, n. 2, p. 37-50, 2010.

SANTOS, F. A. A.; FARIA, R. A.; TEIXEIRA, E. C. Mudança da composição agrícola em duas regiões de Minas Gerais, **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 3, p. 579-595, 2008.

SHIKIDA, P. F. A.; ALVES, L. R. A. Panorama estrutural, dinâmica de crescimento e estratégias tecnológicas da agroindústria canieira paranaense. **Nova Economia**, v. 11, n. 2, p. 123-149, 2001.

VARGA, A. **University research and regional innovation: a spatial econometric analysis of academic technology transfers.** Boston/Dordrecht/London: Kluwer Academic Publishers, 1998.

YOKOYAMA, L. P.; IGREJA, A. C. M. Principais lavouras da região Centro-Oeste: variações no período 1975-1987. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 27, n. 5, p. 727-736, 1992.

