



TESTE DE PREÇOS PARA A DELIMITAÇÃO DO MERCADO RELEVANTE: UMA APLICAÇÃO PARA O MERCADO DE CIMENTO REGIÃO SUDESTE DO BRASIL.

OLIVEIRA, G. B.¹; FERNANDES, R. A. S.²

¹Discente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Ouro Preto - UFOP; ²Docente da Universidade Federal de Ouro Preto – UFOP;

Introdução

A indústria de cimento desempenha um papel fundamental no desenvolvimento econômico do Brasil, gerando renda anual de aproximadamente R\$ 26,4 bilhões, empregando mais de 70 mil pessoas e contribuindo com cerca de R\$ 3 bilhões em impostos anualmente (SNIC, 2019). Esse setor é caracterizado como um oligopólio puro devido às barreiras naturais à entrada de concorrentes, como altos custos de armazenamento, necessidade de escala produtiva significativa e alto investimento inicial (SNIC, 2019). Isso desperta o interesse de defesa no setor, levando à investigações por parte do Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), resultando em processos administrativos, como o 08012.011142/2006-79, que revelou a existência de um cartel nacional e resultou em sanções (BRASIL, 2019). A delimitação do mercado relevante é essencial para identificar a concorrência nesse setor (BRASIL, 2019), com o Teste do Monopolista Hipotético (TMH) sendo uma ferramenta amplamente utilizada para essa finalidade (Pitelli, 2008). No entanto, o TMH apresenta desafios práticos e limitações, levando ao uso de outras técnicas, como o teste de preços, que se divide em testes descritivos e analíticos (Zipitria, 2009). Os testes analíticos, baseados em cointegração, visam identificar relações de longo prazo entre séries de preços, determinando se os produtos pertencem ao mesmo mercado relevante (Zipitria, 2009). O CADE definiu o mercado relevante geográfico como um raio de 300 Km ou 500 Km do local de produção e o produto relevante como cimento cinza Portland, embora não tenha apresentado testes econométricos de preços em seus relatórios (BRASIL, 2019). Portanto, este estudo visa delimitar o mercado relevante geográfico do setor de cimento na região Sudeste do Brasil de 2007 a 2020, considerando as diretrizes do CADE e as características do mercado.

Material e Métodos

Teste de Dickey-Fuller Aumentado

O teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF), busca relacionar a presença de uma tendência determinística com a existência de uma raiz dentro de um círculo unitário de um processo autorregressivo. Esse teste consiste em estimar a seguinte regressão: $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$. Segundo Dickey e Fuller (1979), a estatística do teste é calculada com base no coeficiente δ . O cálculo da estatística T é expressa por $T = \frac{\hat{\delta}}{s\hat{\delta}}$. Se a hipótese nula for rejeitada, então a série não possui raiz unitária e ela é estacionária.

Método de cointegração de Johansen

O teste de cointegração de Johansen é baseado no modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). O teste busca derivar os estimadores de probabilidade máxima dos vetores de cointegração para um processo autorregressivo com erros Gaussianos independentes, utilizando um teste de razão de verossimilhança para determinar a quantidade desses vetores de cointegração. Segundo Kawamoto e Kawamoto (2009), existe duas etapas de aplicação do teste de cointegração. O Teste de Traço e o Teste de Máximo Autovalor. O primeiro teste busca apresentar o número de autovetores independentes. A estatística para este teste é: $\lambda_{traço}(r) = -T \cdot \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$. Esse teste tem como



hipótese nula, o número de vetores de cointegração menor ou igual a “r”. Se a hipótese de $r = 0$ for rejeitada, então pode-se testar para $r = 1$ e assim sucessivamente pelo teste do máximo autovetor. O teste de máximo autovalor, a hipótese nula é que o número de vetores de cointegração é igual a “r”, contra a hipótese alternativa de que existe $r + 1$ vetores de cointegração (JOHANSEN, 1988). A essa estatística de máximo autovetor é dada por: $\lambda_{\max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$. Os valores críticos do Teste de Traço e do Teste de Máximo Autovalor são fornecidos por Johansen e Juselius (1990). Conforme for testado que existe “r” relações de cointegração entre as séries e “r - q” tendências de preços, pode-se iniciar a delimitação de mercado relevante. Se dois estados possuem uma relação de cointegração, eles estão geograficamente dentro de um mesmo mercado relevante. Assim, para delimitação de mercado relevante de forma simultânea, utiliza-se o modelo de Vetorial de Correção dos Erros. A equação pode ser expressa como: $\Delta Y_t = \pi_0 Y_t + \alpha \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \tau \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$. Onde α apresenta os resultados que mostram a velocidade de ajustamento das variáveis no longo prazo, a matriz β contém os coeficientes que apresentam as relações de cointegração de longo prazo e τ é matriz de coeficientes que mostra a dinâmica de curto prazo.

Fonte de dados

Os dados que serão utilizados são as séries de preços médios mensais dos estados da região Sudeste de Cimento Portland 32 - em R\$/Saco 50 Kg, de 2007 a 2020.

Resultados e Discussão

O teste de Dickey-Fuller Aumentado foi empregado para avaliar a estacionariedade das séries de preços de cimento no período de 2007 a 2020. Os resultados apresentados na Tabela 1 indicam que as séries são não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença, sendo integradas de ordem 1 (I(1)). Os resultados dos testes de traço e de máximo autovalor reportados na Tabela 2 leva a rejeição a hipótese de ausência de um vetor de cointegração entre as séries de preços de cimento nos estados da região Sudeste, a níveis de significância de 1% e 5%. No entanto, a cointegração perfeita foi encontrada apenas entre os pares de preços dos estados de Minas Gerais e Espírito Santo, bem como São Paulo e Rio de Janeiro, indicando relações de longo prazo entre esses estados, conforme observa-se na Tabela 3. As relações entre os estados mais industrializados, como São Paulo e Minas Gerais, que possuem maior diversificação industrial e, conseqüentemente, maior competição (Zeidan e Rezende, 2009), sugere que o mercado relevante é menor. Portanto, o estudo aponta para a presença de mercados relevantes geográficos em nível sub-regional na região Sudeste.

Considerações finais

Este estudo teve como objetivo delimitar o mercado geográfico relevante da indústria de cimento no Brasil no período de 2007 a 2020. Os resultados indicam a presença de relações de longo prazo entre séries de preços em alguns estados da região Sudeste, destacando São Paulo e Rio de Janeiro, bem como Minas Gerais e Espírito Santo, como mercados geográficos relevantes. Esses achados proporcionam uma base empírica sólida para futuras análises técnicas e contribuem para investigações no campo da concorrência, incluindo estudos sobre poder de mercado e delimitação de mercado relevante na indústria cimenteira brasileira.

Agradecimentos

A Universidade Federal de Ouro Preto pela viabilização da participação de acadêmicos nesta pesquisa. À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG), pela bolsa de Mestrado concedida.



Referências

- BRASIL. Ministério da Justiça e Segurança Pública. Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE). Departamento de Estudos Econômicos (DEE). **Cadernos do Cade: Mercado de Cimento no Brasil**. 2019. Disponível em: <https://www.gov.br/cade/pt-br/centrais-de-conteudo/publicacoes/estudos-economicos/cadernos-do-cade>.
- CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA - CADE. **Anuário CADE 2019**. Disponível em: <http://www.cade.gov.br/aceso-a-informacao/publicacoes-institucionais/anuario-cade-2019.pdf>.
- DICKEY, D. A. ; FULLER, W. A.: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, 47, 1979.
- JOHANSEN, S.. Statical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, London, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169-209, 1990.
- KAWAMOTO, C. A.; KAWAMOTO, Carlos Tadao. Cointegração e descoberta de preços de ADR brasileiros. **Rev. Adm. Contemp.**, Curitiba, v. 13, n. 2, p. 272-290, Junho 2009.
- PITELLI, M. M.. **Testes de preços para a determinação do mercado relevante geográfico e de produto: uma aplicação empírica ao mercado brasileiro de compra de bovinos**. 2008. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.
- SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DE CIMENTO. **Relatório Anual – 2019**. Disponível em: <http://snic.org.br/numeros-relatorio-anual.php>.
- ZEIDAN, R. M.; RESENDE, M.. Measuring market conduct in the brazilian cement industry: a dynamic econometria investigation. Published online: 12 July 2009. **Springer Science+Business Media**, LLC. 2009
- ZIPITRÍA, L. **Price Tests for Market Definition with an Application to the Beer Market in Uruguay**. Disponível em <https://leandrozipitria.files.wordpress.com/2008/12/2009-06-price-test.pdf>.

Anexos

Tabela 1 – Resultado do teste Dickey-Fuller Aumentado para as séries de preços de cimento (2007-2020)

Séries	Em nível		Primeira diferença		Conclusão
	t	Defasagens	t	Defasagens	
ES	1.7341	3	-5.6658*	2	I(1)
MG	1.1937	1	-6.9478*	0	I(1)
RJ	3.3595	0	-6.2681*	1	I(1)
SP	1.9245	1	-6.4607*	0	I(1)

Fonte: dados da pesquisa.* significativo ao nível de significância de 1% conforme os valores críticos disponibilizados por Dickey e Fuller (1981).

Tabela 2 – Teste de Cointegração de Johansen para os estados da região Sudeste

Hipótese	τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico
$r = 0$	52.4461*	47.8561	28.1908**	27.5843
$r \leq 1$	24.2554	29.7971	16.9237	21.1316
$r \leq 2$	7.3317	15.4947	7.0239	14.2646

Fonte: dados da pesquisa.* Rejeita-se a hipótese ao nível de significância de 1%; ** Rejeita-se a hipótese ao nível de significância de 5%; *** Rejeita-se a hipótese ao nível de significância de 10%.

Tabela 3 – Definição de mercado relevante geográfico para os estados da região Sudeste.

H0	Razão de Verossimilhança
$\beta_{MG} = -\beta_{SP}$	6.997550*
$\beta_{MG} = -\beta_{RJ}$	11.18705*
$\beta_{MG} = -\beta_{ES}$	0.027246
$\beta_{SP} = -\beta_{RJ}$	0.700229
$\beta_{SP} = -\beta_{ES}$	10.41884*
$\beta_{RJ} = -\beta_{ES}$	3.562586**

Fonte: dados da pesquisa. * Rejeita-se a hipótese ao nível de significância de 1%; ** Rejeita-se a hipótese ao nível de significância de 5%; *** Rejeita-se a hipótese ao nível de significância de 10%.