

ANÁLISE DE CLUBE DE CONVERGÊNCIA PARA O MERCADO BRASILEIRO DO MILHO¹

Francisco José Silva Tabosa²

Guilherme Diniz Irffi³

Christiano Modesto Penna⁴

Resumo: Este estudo teve como objetivo analisar o processo de convergência de preços no mercado brasileiro do milho, empregando a metodologia de análise de séries temporais de Phillips e Sul (2007). Os resultados mostraram que os preços do milho não estão convergindo para um determinado nível comum. Entretanto, a análise sugeriu a formação de dois clubes de convergência, com duas unidades transversais divergindo por completo. O primeiro clube é formado pelos mercados de Mogiana/SP, Cascavel/PR, Chapecó/SC, Carazinho/SP, Rondonópolis/MT e São Paulo/SP. Já o segundo grupo é formado pelos mercados de Campo Grande/MS, Uberlândia/MG, Maringá/PR, Ponta Grossa/PR e Rio Verde/GO, enquanto os mercados de Campinas/SP e Porto Alegre/RS não convergiram para nenhum dos clubes.

Palavras-Chave: Preço de Milho, Mercado Brasileiro, Clubes de Convergência.

Abstract: This study aimed to analyze the convergence of prices in the Brazilian market for corn, using the methodology of time series analysis of Phillips and Sul (2007). The results showed that corn prices are not converging to one common level. However, the analysis suggested the formation of two convergence clubs, with two units cross diverging altogether. The first, formed by markets Mogiana/SP, Cascavel/PR, Chapecó/SC, Carazinho/SP, Rondonópolis/MT and São Paulo/SP. The second group is formed by the markets of Campo Grande/MS, Uberlândia/MG, Maringá/PR, Ponta Grossa/PR and Rio Verde/GO. The markets that were presented divergent: Campinas/SP and Porto Alegre/RS.

Key Words: Price of Corn, Brazilian market Convergence Clubs

1 Recebido em: 18/11/2014; Aceito em: 28/03/2014.

2 Economista. Dr. Professor do Departamento de Economia Agrícola e do Mestrado Acadêmico em Economia Rural (MAER) da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: franzetabosa@ufc.br

3 Economista. Dr. Professor do Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: guidirffi@gmail.com

4 Economista. Dr. Professor do Departamento de Teoria Econômica da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: christiano_penna@hotmail.com

1. Introdução

O milho (*Zea Mays*) é um dos cereais mais cultivados no mundo, em decorrência, principalmente, da sua qualidade nutricional e ampla versatilidade de uso bem como pela diversidade de subprodutos oriundos de sua produção (Rodrigues e Cunha, 2012). De acordo com Libera (2009), grande parte da produção mundial de milho é utilizada na fabricação de ração para a alimentação animal (principalmente para os mercados de suinocultura e avicultura), além da alimentação humana e produtos derivados, como, por exemplo, a produção de óleo e farinha. Além disso, segundo Libera (2009), em decorrência da utilização do milho na produção de etanol (pelo programa energético americano), houve impactos positivos nas cotações futuras do milho.

Em relação aos mercados produtores e consumidores de milho, conforme Ahs e Dolman (2007), os maiores mercados são o americano e o chinês. No Brasil, a cadeia produtiva do milho é uma das mais importantes do agronegócio brasileiro, haja vista ser esta *commodity* responsável por 37% da produção nacional de grãos, como destacam Caldarelli e Bachhi (2012).

No tocante o preço do milho, Santos et al. (2007) destacam que, no período de janeiro de 1996 a julho de 2006, o preço no mercado internacional foi influenciado pela formação de preço recebido pelos produtores domésticos. Segundo estes autores, essa intensificação ocorreu devido ao aumento das exportações de milho pelo Brasil.

Os principais problemas enfrentados pela cadeia produtiva do milho, de acordo com Caldarelli e Bacchi (2012), são a incerteza na formação de preços e os problemas de comercialização (custos de transporte). Outro fator relevante que pode estar associado à cadeia produtiva do milho é a falta de adoção e utilização de pacotes tecnológicos que proporcionem elevados rendimentos da área, com taxas de crescimento igualmente superiores quando comparadas às demais regiões (PENNA E LINHARES, 2013)

Entretanto, não há razão de a adoção e a criação de novas tecnologias ocorrerem de forma homogênea entre as regiões ou estados de um país. Isto se dá por uma série de fatores, que incluem desde a inadequação de tecnologias a determinados climas, relevos e outras características físicas, até a inviabilidade econômica para grande parte de produtores localizados nas regiões com menor dinâmica econômica.

Penna e Linhares (2013) ainda comentam a existência de uma ampla heterogeneidade tecnológica no Brasil, bem delimitada e regionalmente localizada. Ao ranquear os principais produtos de lavouras temporárias (algodão herbáceo, arroz, milho, feijão, trigo, tomate e soja) com maior valor da produção neste ano, os autores observaram que os estados do Sul, Centro-Oeste e Sudeste detêm a maior participação nesse desempenho. Entre os principais fatores desse resultado está a adoção tecnológica presente no processo produtivo nessas regiões.

Nesse contexto de incerteza e de heterogeneidade entre as regiões produtoras, faz-se apropriado analisar o processo de convergência de preços no mercado brasileiro do milho. Para isso, emprega-se a metodologia empírica proposta por Phillips e Sul (2007), haja vista que essa técnica é capaz de acomodar a possibilidade conjunta de diversos tipos de heterogeneidade entre as economias e, em particular, a hipótese de heterogeneidade no progresso tecnológico a partir de dados em painel.

Este método de estudo tem por base a formulação de um modelo de fatores não lineares composto de um elemento idiossincrático variante no tempo, apropriado para mensurar os efeitos individuais de transição para o estado estacionário, e de um fator de tendência estocástica comum, que captura os efeitos da tecnologia comum.

Assim, pode-se dizer que o objetivo dessa pesquisa consiste em analisar o processo de convergência de preços no mercado brasileiro do milho, empregando a metodologia de análise de séries temporais de Phillips e Sul (2007), além de inserir no debate a questão da heterogeneidade do progresso tecnológico.

Para a consecução desses objetivos, optou-se por dividir o artigo em mais cinco seções. A próxima se reserva a descrever, de forma sucinta, o mercado brasileiro do milho. A metodologia, assim como a modelagem, o teste log t e a apresentação dos dados são feitos na terceira seção. Em seguida, são apresentados e analisados os resultados alcançados pela pesquisa. E, por fim, são tecidas as considerações finais.

2. Mercado Brasileiro do Milho

O mercado de grãos brasileiro tem o milho como a segunda cultura mais cultivada, sendo superada apenas pela produção de soja (Chiodi, 2006). Segundo dados da Embrapa (2013), esses dois mercados representam juntos 80% da produção de grãos do Brasil.

No tocante à produção de milho no Brasil, cabe destacar que a produção de grãos é concentrada nas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste, como destacam Caldarelli e Bacchi (2012) e Sousa et al. (2010).

A Tabela 1 apresenta a quantidade produzida do milho entre os anos de 2004 a 2011, para o Brasil e principais estados produtores. Observe que, ao longo de todo o período analisado, o Estado do Paraná é o maior produtor de milho no Brasil. A partir de 2007, o Estado do Mato Grosso supera Minas Gerais e passa a ser o segundo maior produtor de milho no Brasil. Em seguida, aparecem os estados de Goiás, Rio Grande do Sul, São Paulo, Santa Catarina e Mato Grosso do Sul.

Tabela 1 - Quantidade Produzida de Milho pelos principais Estados Produtores, em 1.000 Toneladas, 2004 - 2011.

UF	Anos							
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
MG	5.952.172	6.243.873	5.152.200	6.066.077	6.611.100	6.536.545	6.089.941	6.536.187
SP	4.647.240	4.093.896	4.378.380	4.190.573	4.681.177	3.674.059	4.026.500	3.362.555
PR	10.934.582	8.572.364	11.239.987	14.258.086	15.613.442	11.261.704	13.567.096	12.472.720
SC	3.257.770	2.695.211	2.886.139	3.793.364	4.089.215	3.244.500	3.653.803	3.651.825
RS	3.376.862	1.485.040	4.528.143	5.969.118	5.231.885	4.186.862	5.633.912	5.772.422
MS	2.374.015	1.291.901	2.342.619	2.972.221	3.675.526	2.181.429	3.782.946	3.628.492
MT	3.408.968	3.483.266	4.228.423	6.130.082	7.799.413	8.181.984	8.164.273	7.763.942
GO	3.523.279	2.855.538	3.297.193	4.155.599	5.101.543	4.980.614	4.676.483	5.743.622

Fonte: IBGE (2013). Elaboração dos autores.

Mesmo com toda essa produção, o mercado brasileiro tem baixa representação no mercado mundial, sendo sua produção, em grande parte, destinada a abastecer o mercado interno. Além disso, como a produção desse grão é feita pela agricultura de subsistência e, segundo Chiodi (2006), agricultores com lavouras de subsistência são menos propensos a investir em inovações tecnológicas, o que reduz o nível de competitividade junto ao mercado externo, em decorrência dos elevados custos de produção e menor produtividade, comparado aos países produtores que utilizam tecnologias mais modernas.

3. Fonte e Descrição da Base de dados

As informações do preço mensal do milho para os maiores Estados produtores foram obtidas junto à Consultoria Safras & Mercados⁵, sendo os preços expressos em reais por tonelada, considerando o período de janeiro de 2000 a junho de 2012, totalizando 150 observações. Todas as séries foram deflacionadas pelo IGP-DI, tendo como base o mês de junho de 2012. Os mercados analisados (e suas séries de preços) são reportados no Quadro 1.

⁵ Ver www.safras.com.br.

Quadro 1 - Séries e Mercados de Milho analisados.

Série	Mercado
Camp	Preço real médio mensal do milho no mercado de Campinas/SP
Mogiana	Preço real médio mensal do milho no mercado na Região de Mogiana/SP ⁶
CamGrande	Preço real médio mensal do milho no mercado de Campo Grande/MS
Uberlândia	Preço real médio mensal do milho no mercado de Uberlândia/MG
Maringa	Preço real médio mensal do milho no mercado de Maringá/PR
Cascavel	Preço real médio mensal do milho no mercado de Cascavel/PR
P Grossa	Preço real médio mensal do milho no mercado de Ponta Grossa/PR
Chapeco	Preço real médio mensal do milho no mercado de Chapecó/SC
Carazinho	Preço real médio mensal do milho no mercado de Carazinho/RS
Rondono	Preço real médio mensal do milho no mercado de Rondonópolis/MT
Rio Verde	Preço real médio mensal do milho no mercado de Rio Verde/GO
Sampa	Preço real médio mensal do milho no mercado de São Paulo/SP
POA	Preço real médio mensal do milho no mercado de Porto Alegre/RS

Fonte: Safras e Mercados (2012). Elaborado pelos autores.

Apresentada a fonte dos dados, faz-se apropriado reportar o comportamento temporal das séries de preço do milho nos mercados analisados. Cabe destacar que foi aplicado o logaritmo das séries de preços a fim de diminuir a dispersão.

Observe pelo Gráfico 1 que, durante o período analisado, as séries de preços apresentam uma tendência de crescimento em dezembro de 2002, logo em seguida ocorre uma queda, com um novo crescimento que perdura até início de 2008 (mais especificamente, janeiro de 2008). Em seguida, observa-se uma retração nos preços até o primeiro semestre de 2010 e, posteriormente, verifica-se uma nova tendência de crescimento.

⁶ Região situada no nordeste do Estado do São Paulo, divisa com o Estado de Minas Gerais, que além da produção de milho, se destaca na produção de café.

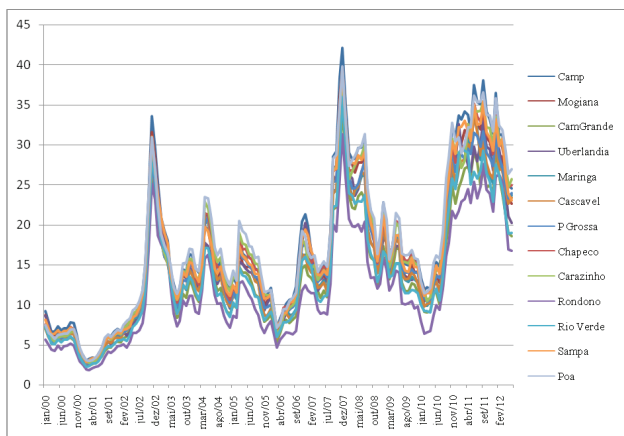


Gráfico 1 - Séries de Preço Mensal do Milho, janeiro de 2000 a junho de 2012.

Fonte: Safras & Mercados (2012). Elaborado pelos autores.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas (média, desvio padrão, máximo e mínimo) das séries, assim como suas respectivas taxas de crescimento do preço do milho no período analisado. O maior preço médio do milho ocorreu em Porto Alegre/RS (Poa), R\$ 16,04, enquanto o menor preço médio do milho ocorreu no mercado de Rondonópolis/MT, R\$ 10,21. Todas as séries cresceram, em média, 12% ao ano, oscilando entre 12,05% em Maringá/PR (Maringá) e 12,71% em Porto Alegre/RS (Poa).

Tabela 2 - Estatística descritiva e Taxa de Crescimento Anual das Séries de Preço do Milho. Janeiro 2000 – Junho 2012.

Mercados	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Taxa de Crescimento Anual (em %)
Camp/SP	15,32	9,39	3,02	42,12	12,70
Mogiana/SP	14,02	8,77	2,68	39,44	12,26
CamGrande/MS	12,10	7,28	2,33	34,14	12,08
Uberlandia/MG	13,56	8,31	2,60	39,61	12,14
Maringa/PR	13,28	7,98	2,65	35,15	12,05
Cascavel/PR	13,38	8,03	2,63	36,44	12,24
P GrossaPR	14,07	8,12	2,65	36,97	12,09
Chapeco/SC	15,01	8,69	2,86	38,73	12,28
Carazinho/RS	15,06	8,75	2,73	37,86	12,29
Rondono/MT	10,21	6,92	1,82	31,37	12,23
Rio Verde/GO	12,05	7,59	2,27	35,96	12,06
Sampa/SP	14,64	8,80	2,84	39,47	12,26
Poa/RS	16,04	9,16	2,96	39,80	12,71

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

4. Metodologia de Clubes de Convergência: Phillips e Sul (2007)

Seja X_{it} um painel de dados balanceado contendo o preço real de todos os 13 mercados produtores de milho, abrangendo o período de janeiro de 2000 a junho de 2012, em que $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$ denotam, respectivamente, as unidades *cross-section* (isto é, o mercado produtor) e o tempo (aferido em meses).

Phillips e Sul (2007) sugerem que tal painel possa ser decomposto de forma que X_{it} seja formado por dois componentes, um sistemático, a_{it} , e um transitório, g_{it} , como descrito por (1).

$$X_{it} = a_{it} + g_{it} \quad (1)$$

A estratégia empírica de Phillips e Sul (2007) consiste em modelar o painel de dados de modo que os componentes comuns e idiossincráticos possam ser distinguidos da seguinte maneira,

$$X_{i,t} = a_{i,t} + g_{i,t}t = \left(\frac{a_{i,t} + g_{i,t}t}{\mu_t} \right) \mu_t = b_{i,t} \mu_t \quad (2)$$

Sendo μ_t é um componente que determina a trajetória de longo prazo, ou seja, uma trajetória comum de crescimento do preço, enquanto $b_{i,t}$ é um elemento idiossincrático que varia no tempo, capaz de mensurar os efeitos individuais de transição⁶.

Nestes termos, é possível testar a convergência de longo prazo ($t \rightarrow \infty$) sempre que a heterogeneidade não observável se dissipe, isto é, sempre que $g_{i,t} \rightarrow g_i$. Inferências sobre o comportamento de $b_{i,t}$ não são possíveis sem a imposição de alguma restrição em sua dinâmica, pois o número de parâmetros desconhecidos em $b_{i,t}$ é igual ao número de observações. Assim, uma alternativa para modelar os elementos de transição pode ser derivada da construção de um coeficiente de transição

6 O termo $b_{i,t}$ pode ser idealizado como a trajetória de transição individual de i , dado o seu deslocamento em torno da trajetória comum, μ_t , sendo necessário ressaltar que, embora exista esta heterogeneidade entre os preços, o mercado ainda guarda características comuns que o compõem; tais características comuns podem ser influência de algum efeito contágio permanente ou de fatores culturais, tecnológicos (tais como argumentam Phillips e Sul em modelos macroeconômicos), institucionais, socioeconômicos, governamentais e de outros fatores não observáveis, daí a suposição do componente comum.

relativo, $h_{i,t}$, definido como:

$$h_{i,t} = \frac{\hat{x}_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{x}_{i,t}} = \frac{b_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{i,t}} \quad (3)$$

Na equação (3), $\hat{x}_{i,t}$ representa o preço sem o componente de ciclos econômicos.⁷ Assim sendo, as curvas traçadas por $h_{i,t}$ definem uma trajetória de transição relativa e, ao mesmo tempo, mensuram o quanto o preço i se desloca em relação à trajetória de crescimento comum, μ_t . Dessa forma, $h_{i,t}$ pode diferir entre os preços de milho nos mercados analisados no curto prazo, mas admite convergência no longo prazo sempre que $h_{i,t} \rightarrow 1$ para todo i quando $t \rightarrow \infty$. Ressalta-se ainda que, se isso ocorrer, no longo prazo a variância *cross-section* de $h_{i,t}$ irá convergir para zero, ou seja:

$$\sigma_t^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2 \rightarrow 0, \text{ quando } t \rightarrow \infty \quad (4)$$

Com base nesta modelagem, Phillips e Sul (2007) desenvolveram uma análise de convergência, baseada no que denominaram teste $\log t$. Os autores assumem que os coeficientes de transição são tendências estocásticas lineares e permitem heterogeneidade entre as trajetórias ao longo do tempo do preço. Para modelar tais coeficientes, é proposta a seguinte forma semiparamétrica:

7 Na prática, a variável utilizada pode ser descrita como $\log y_{i,t} = b_{i,t} \cdot \mu_t + \kappa_{i,t}$.

$$b_{i,t} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_{i,t}}{L(t)t^\alpha} \quad (5)$$

Sendo $L(t)$ uma função *slowly varying* crescente e divergente no infinito (SV), $\xi_{i,t} \sim i.i.d(0,1)$ α representa a taxa de queda da variação nas unidades transversais ao longo do tempo e $\sigma_i > 0$ e $t \geq 1, \forall i$. Note que, $L(t) \rightarrow \infty$ quando $t \rightarrow \infty$, então essa formulação garante que $b_{i,t} \rightarrow b_i \forall \alpha \geq 0$, assegurando a convergência se $b_{i,t} \rightarrow b_i$ e divergência caso contrário.

Com efeito, têm-se duas condições para convergência do modelo:

$$i) \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} = b \Leftrightarrow b_i = b \text{ e } \alpha \geq 0 \quad e$$

$$ii) \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} \neq b \Leftrightarrow b_i \neq b \text{ ou } \alpha < 0 \cdot$$

É possível estabelecer um teste que tem como hipótese nula a existência de convergência, enquanto a alternativa contempla a não convergência. Ou seja, o teste é embasado nas seguintes hipóteses:

$$\text{Hipótese nula: } H_0 : b_i = b \quad \& \quad \alpha \geq 0$$

$$\text{Hipóteses alternativas: } \begin{cases} H_{A1} : b_i = b, \forall i \quad \& \quad \alpha < 0 \\ H_{A2} : b_i \neq b, \text{ para algum } i \quad \& \quad \alpha \geq 0 \text{ ou } \alpha < 0 \end{cases}$$

Além disso, essa abordagem também permite testar a formação de clubes de convergência. Por exemplo, existindo dois clubes $\{G_1, G_2\}$

; $G_1 + G_2 = N$, a hipótese alternativa pode ser descrita da seguinte maneira:

$$H_A : b_{it} \rightarrow \begin{cases} b_1 \text{ e } \alpha \geq 0 & \text{se } i \in G_1 \\ b_2 \text{ e } \alpha \geq 0 & \text{se } i \in G_2 \end{cases}$$

Para testar esta hipótese, supondo $L(t) = \log t$, estima-se a seguinte regressão:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t \quad \text{para } t = T_0, \dots, T \quad (6)$$

em que H_1 / H_t representa a relação de variância *cross-section* encontrada

por meio de $H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_i - 1)^2$ e $h_i = \hat{w}_i / N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{w}_i$.

Sob a hipótese nula, pode-se testar o processo de convergência com base na significância estatística dos coeficientes estimados em (6), obtida a partir de um teste *t* unilateral, robusto tanto a autocorrelação quanto a heterocedasticidade. Considerando um nível de significância de 5%, por exemplo, a hipótese nula de convergência deve ser rejeitada se $t_{\hat{\beta}_1} < -1,65$.

Para que as observações iniciais não exerçam forte influência sobre os resultados, Phillips e Sul (2007) sugerem que a regressão (6) seja estimada após se descartar uma fração amostral. Com base em simulações de Monte Carlo, os autores sugerem que, para atingir propriedades ideais em termos de tamanho e poder, a equação (6) seja regredida após desconsiderar, aproximadamente, um terço das observações iniciais.

Por fim, a rejeição da hipótese nula de convergência para todo o painel pode indicar a existência de pontos separados de equilíbrio ou múltiplos estados estacionários. Quando isso ocorre, pode-se ter a divergência de

alguns membros do painel e/ou a formação de clubes de convergência. Neste contexto, é preciso aplicar de forma sequencial o algoritmo⁸ do teste $\log t$ para identificar a formação de clubes de convergência sem que se recorra às usuais características observáveis que condicionem o devido agrupamento deste clube.

5. Análise Empírica: Clubes de Convergência

Inicialmente, testa-se a convergência global dos preços de milho, sendo a estimativa de β_1 igual a -0,78661, com estatística $t_{\hat{\beta}_1}$ de -18,75809, o que sugere a rejeição da hipótese nula de convergência global ou absoluta, por $t_{\hat{\beta}_1}$ ser <-1,65. Ou seja, as séries de preços do milho não estão convergindo para um determinado nível comum. Assim, é possível que o preço esteja convergindo na forma de clubes.

Para identificar os possíveis clubes de convergência⁹, faz-se necessário ordenar os preços de cada mercado. E a partir disso, observa-se a formação de um núcleo de convergência com os mercados de Chapecó/SC, Carazinho/RS e São Paulo/SP.

O mercado de Porto Alegre/RS (Poa) não figura nesse primeiro núcleo. A priori, pode-se dizer que isso decorre da situação de *outlier* desse mercado e, conseqüentemente, ele diverge em relação a todos os demais. Vale ressaltar que o nível de preço de Poa é bem superior ao dos demais mercados, como se observa na Tabela 2, em que o Poa apresenta o maior preço médio (16,04) e a maior taxa de crescimento anual dos preços do milho (12,71%).

Outro mercado que apresentou divergência foi Campinas/SP (Camp),

8 O algoritmo descrito em detalhes encontra-se no apêndice A. No entanto, caso ainda haja necessidade de mais uma leitura sobre o algoritmo, recomenda-se o artigo *Transition modeling and econometric convergence tests*, de Phillips and Sul (2007), *Econometrica*, v. 75, n. 6, p. 1771–1855.

9 Devido à limitação da amostra, buscou-se maior parcimônia na determinação dos clubes, a partir da fixação de $c^*=0$.

visto não ser um mercado produtor e, por consequência, depender de importações de outros estados para suprir a demanda interna. Vale ressaltar que tanto o mercado de Campinas/SP quanto o de Porto Alegre/RS apresentaram taxa de crescimento anual de 12,7% e 12,71%, respectivamente. E que essas taxas são superiores ao crescimento das demais séries analisadas (Tabela 2).

Diante da divergência desses dois mercados, o algoritmo prosseguiu adicionando mercados ao núcleo até identificar o primeiro clube, formado pelos mercados de Mogiana/SP, Cascavel/PR, Chapecó/SC, Carazinho/RS, Rondonópolis/MT e São Paulo/SP.

Em seguida, testou-se a hipótese de que os mercados remanescentes formam um segundo grupo de convergência. Como se obtém

$t_{\beta_1} = -48,766 < -1,65$, esta hipótese deve ser rejeitada. Mais uma vez, abre-se espaço para a formação de novos subclubes e, assim por diante, até exaurir todas as possibilidades de formação de clubes.

A análise sugere a formação de dois clubes de convergência e, ainda, com os mercados de Campinas/SP e Porto Alegre/RS divergindo por completo. Uma síntese das estimativas é organizada na Tabela 3.

O primeiro clube é formado pelos mercados de Mogiana/SP, Cascavel/PR, Chapecó/SC, Carazinho/RS, Rondonópolis/MT e São Paulo/SP. Esses mercados apresentaram uma taxa de crescimento anual entre 12,23% (Rondonópolis/MT) e 12,29% (Carazinho/RS)¹⁰.

Já o segundo clube é composto pelos mercados de Campo Grande/MS, Uberlândia/MG, Maringá/PR, Ponta Grossa/PRe Rio Verde/GO, que apresentaram uma taxa de crescimento inferior aos mercados do primeiro clube e também aos mercados divergentes, oscilando entre 12,05% em Maringá/PR e 12,14% em Uberlândia/MG (ver Tabela 2).

Em suma, a existência de dois clubes de convergência pode ser explicada

¹⁰ Mais detalhes, ver Tabela 2.

pelas taxas de crescimento anuais entre os mercados analisados. O primeiro clube é formado pelos mercados que apresentaram taxa de crescimento anual entre 12,23% e 12,29%, enquanto os mercados que compõem o segundo clube apresentaram taxa de crescimento anual de 12,05% e 12,14%.

Tabela 3 - Clubes de convergência identificados.

	Clube 1	Clube 2
Mercados	Mogiana, Cascavel, Chapecó, Carazinho, Rondono e Sampa	Cam Grande, Uberlandia, Maringa, P Grossa, Rio Verde
β_0	-3.007 (-16.236)	-2.995 (7.117)
β_1	0.288 (-6.080)	0.146 (1.353)
Divergentes	-	Campinas e POA

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

6. Considerações Finais

Este estudo teve como objetivo analisar o processo de convergência de preços no mercado brasileiro do milho a partir de informações mensais do período compreendido entre janeiro de 2000 e junho de 2012, tendo por base a metodologia de análise de séries temporais desenvolvida por Phillips e Sul (2007), que permite testar a formação de clubes de convergência.

O estudo concentrou sua análise nos estados de São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Santa Catarina, Rio Grande

do Sul e Goiás por serem os maiores produtores de milho no Brasil. No entanto, foram analisados 13 mercados, uma vez que são considerados três mercados dos Estados de São Paulo e Paraná, dois do Rio Grande do Sul, e um dos demais Estados.

A partir dos resultados, pode-se dizer que os preços do milho não estão convergindo para um determinado nível comum, ou seja, o mercado brasileiro não apresenta convergência global. Entretanto, a partir da estimação pelo método de Phillips e Sul (2007), verifica-se que é possível que os preços estejam convergindo na forma de clubes.

Assim, a análise sugeriu a formação de dois clubes de convergência, entretanto, os mercados de Campinas e Porto Alegre não convergem para nenhum dos clubes. O primeiro clube é formado pelos mercados de Mogiana/SP, Cascavel/PR, Chapecó/SC, Carazinho/SP, Rondonópolis/MT e São Paulo/SP. O segundo grupo é formado pelos mercados de Campo Grande/MS, Uberlândia/MG, Maringá/PR, Ponta Grossa/PR e Rio Verde/GO.

A formação desses clubes pode ser explicada pela taxa de crescimento anual dos preços praticados pelos respectivos mercados. O primeiro clube apresentou uma taxa de crescimento anual entre 12,23% e 12,29%, enquanto o segundo clube, uma taxa de crescimento entre 12,05% e 12,14%.

Referências

AHS, M.; DOHLMAN, E.. **Soybeans and oil crops: market outlook**, 2007. Disponível em: <http://www.ers.usda.gov/Briefing/SoybeansOilcrops/2007baseline>

CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. 2006. 89p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

CALDARELLI, C.E.; BACCHI, M. R. P. Fatores de influência no preço do milho no Brasil. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v. 22, n. 1, p. 141-164, 2012.

EMBRAPA. **Cultivo do Milho**: Mercado e comercialização – produção. Disponível em http://www.cnpms.embrapa.br/publicacoes/milho_8_ed/mercado.htm. Acesso em 12/02/2013.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). **Sistema de Informação Agropecuário (SIDRA)**. Disponível em www.ibge.gov.br. Acesso em 12/02/2013.

LIBERA, A. A. D. **Integração entre os mercados de milho e soja: uma análise através da transmissão de preços**. Dissertação de Mestrado - UFRGS. 2009. 156p.

PENNA, C. M.; LINHARES, F.. Uma nota sobre “O Teste de Convergência do PIB per capita da Agropecuária no Brasil”. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba, v. 51, n. 1, p 91-104, 2013.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometrica**, v.75, n. 6, p.1771–1855, 2007.

RODRIGUES, G. Z.; CUNHA, C. A. da. Causalidade e transmissão de preços do milho entre importantes municípios goianos produtores e a BM&BOVESPA. **2 Conferência e Gestão de Risco e Comercialização de Commodities**. BM&BOVESPA. São Paulo: 2012. 29p.

SAFRAS & MERCADOS. **Dados sobre milho**. 2012. Disponível em www.safras.com.br. Acesso em 12/02/2013.

SOUSA, E. P. de; BRAGA, M. J.; CUNHA, D.A. da. Interdependência do preço do milho no sul brasileiro. **Revista de Economia**. V.36, n.2 (ano34), p.71-90, maio/agosto, 2010.

Apêndice A: Descrição do algoritmo

- i) Ordenam-se as séries de acordo com o índice do período final;
- ii) Selecionam-se as k primeiras séries com maior índice, formando um subgrupo G_k para algum $2 \leq k < N$. Estima-se a regressão $\log t$ e calcula-se a estatística de convergência $t_k = t(G_k)$ para este subgrupo. Escolhe-se um grupo formado por k^* séries tal que t_{k^*} seja maximizado sobre k de acordo com a condição: $k^* = \arg \max_k \{t_k\}$ sujeito a $\min \{t_k\} > -1,65$, condição que retrata o nível de significância da análise, 5%. Se a condição $\min \{t_k\} > -1,65$ não for válida para $k = 2$, então a série com maior índice é excluída da amostra e um novo subgrupo, $G_{2j} = \{2, \dots, j\}$ para $3 \leq j < N$, é formado. Repete-se este passo, formando-se a estatística $t_j = t(G_{2j})$. Se a condição $\min \{t_k\} > -1,65$ não for válida para todos os pares sequenciais de séries, conclui-se que o painel não apresenta clubes de convergência.
- iii) Adiciona-se uma série por vez ao grupo primário com k^* membros e estima-se a regressão $\log t$ novamente; sempre se inclui uma nova série ao clube de convergência se a estatística t for maior do que o critério de fixação, c^* . Quando T for pequeno ($T \leq 30$), o critério de fixação, c^* , pode ser zero para assegurar uma seleção conservadora; se T for grande, c^* pode ir assintoticamente para o valor crítico de 5%, ou seja, $-1,65$. Repete-se esse procedimento para todas as séries remanescentes e forma-se o primeiro subgrupo de convergência a partir do grupo primário G_{k^*} suplementado pelos mercados que atendem ao critério de fixação.

iv) Forma-se um segundo grupo com as séries cuja regra de fixação falha no passo 3; estima-se a regressão $\log t$ e se verifica se $t_{\hat{\beta}} > -1,65$, que retrata o nível de significância do teste para a convergência. Se esta condição for atendida, conclui-se que existem dois grupos de convergência distintos: o grupo primário G_{k^*} e o segundo grupo. De modo contrário, se a condição não for atendida, repete-se do passo 1 ao passo 3 para verificar se este segundo grupo pode ser subdividido em um número maior de clubes de convergência. Não existindo um conjunto composto por $k \geq 2$ séries no passo 2 com $t_k > -1,65$, conclui-se que os mercados remanescentes não podem ser subdivididos em subgrupos e, portanto, tais séries não convergem para um patamar comum.

