

SÉRIE CIÊNCIA APTA

# REVISTA DE ECONOMIA AGRÍCOLA

JOURNAL of AGRICULTURAL ECONOMICS

*E*AGRICULTURA  
RURALIDADE *S*

SÃO PAULO - SP - BRASIL  
JUNHO 2016

ISSN 1981-4771

REV. DE ECONOMIA AGRÍCOLA - SÃO PAULO - v. 61 - n. 2 - p. 1-92 - JULHO/DEZEMBRO 2014

**Comitê Editorial do IEA:** Ana Victória Vieira Martins Monteiro (Presidente), Carlos Eduardo Fredo, Celso Luis Rodrigues Vegro, Danton Leonel de Camargo Bini, José Roberto da Silva, Silene Maria de Freitas

**Editor Científico:** Ana Victória Vieira Martins Monteiro

**Conselho Editorial de REA:**

Ademir Antonio Cazella (UFSC, SC)  
Claire Cerdan (CIRAD, FR)  
Decio Zylbersztajn (USP, SP)  
John Wilkson (UFRRJ, RJ)  
Marco Antonio Montoya (UPF, RS)  
Maurício de Carvalho Amazonas (UNB, BR)  
Paulo Furquim de Azevedo (FGV, SP)  
Rodolfo Hoffmann (USP, SP)  
Sérgio Schneider (UFRGS/RS)  
Sonia Maria Bergamasco (UNICAMP, SP)  
Wagner Costa Ribeiro (USP, SP)

**Editor Executivo:** Rachel Mendes de Campos

**Editoração Eletrônica:** Roseli Clara Rosa Trindade

**Revisão de Português:** Maria Áurea Cassiano Turri, André Kazuo Yamagami

**Revisão de Inglês:** Lucy Moraes Rosa Petroucic

**Revisão de Referências Bibliográficas:** Darlaine Janaina de Sousa

**Programação Visual:** Rachel Mendes de Campos

**Capa:** Emerson Rodrigo Greggio, Rachel Mendes de Campos

**Distribuição:** Rosemeire Ceretti

**Indexação:** revista indexada em AGRIS/FAO, AGROBASE, LATINDEX

**Tiragem** 280 exemplares - **Periodicidade** semestral

**CTP, Impressão e Acabamento** Imprensa Oficial do Estado de São Paulo

É permitida a reprodução total ou parcial desta revista, desde que seja citada a fonte.

As opiniões e as ideias contidas nos artigos são de exclusiva responsabilidade dos autores, e não expressam necessariamente o ponto de vista dos editores ou do IEA.

**Instituto de Economia Agrícola**

Praça Ramos de Azevedo, 254 - 2º e 3º andar - 01037-912 - São Paulo - SP  
Fone (11) 5067-0531/0521 - Fax (11) 5073-4062 - e-mail: [iea@iea.sp.gov.br](mailto:iea@iea.sp.gov.br)  
Site: <http://www.iea.sp.gov.br>

REVISTA DE ECONOMIA AGRÍCOLA v. 54 (2007) - São Paulo  
Instituto de Economia Agrícola, 2007.  
(Série Ciência Apta)

Continuação de: Agricultura em São Paulo v.1, n.1, 1951 - v.53, n.2, 2006.

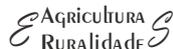
ISSN 1981-4771

1 - Economia Agrária - Recursos Naturais. I - São Paulo. Secretaria de Agricultura e Abastecimento. Agência Paulista de Tecnologia dos Agronegócios. II - São Paulo. Instituto de Economia Agrícola.

CDD 338.1:333.7

REVISTA DE  
**ECONOMIA AGRÍCOLA**

JOURNAL OF AGRICULTURAL ECONOMICS



REV. DE ECONOMIA AGRÍCOLA, SÃO PAULO, v. 61, n. 2, p. 1-92, jul./dez. 2014

**SUMÁRIO / SUMMARY****ARTIGO**

---

- 5 Rota de Expansão de Área Agrícola no Brasil: 20 anos  
*Expansion Route of Brazil's Agricultural Area: 1994-2013*  
**Rogério Edivaldo Freitas**  
**Marco Aurélio Alves de Mendonça**  
**Geovane de Oliveira Lopes**
- 17 A Questão da Não Normalidade: uma revisão  
*The Question of Non-Normality: a review*  
**Francisco Alberto Pino**
- 35 Las Exportaciones de Vino Argentinas: una historia basada en episodios  
*Argentine Wine Exports: an episode-based story*  
**Juan Manuel Cerdá**  
**Ricardo José Hernández Duarte**
- 53 Competitividade no Mercado de Carne Bovina: uma comparação a partir das exportações do Brasil e da Argentina no período 2006 a 2013  
*Competitiveness in the Beef Market: a comparison between Brazilian and Argentine exports over the 2006-2013 period*  
**Kenny Rogers Toledo de Freitas**  
**Jaqueline Severino da Costa**  
**Tiago José Florindo**  
**Nelson David Lesmo Duarte**
- 77 Resenha do Livro: Análise Multivariada de Dados  
**Rodolfo Hoffmann**

**Necrológico**

---

- 81 Antônio Augusto Botelho Junqueira
- 84 Ismar Florêncio Pereira



# ROTA DE EXPANSÃO DE ÁREA AGRÍCOLA NO BRASIL: 1994-2013<sup>1</sup>

Rogério Edivaldo Freitas<sup>2</sup>  
Marco Aurélio Alves de Mendonça<sup>3</sup>  
Geovane de Oliveira Lopes<sup>4</sup>

**RESUMO:** Este artigo tem por objetivo mensurar a desigualdade de crescimento da área de produção da agricultura brasileira no período de 1994 a 2013, no contexto das mesorregiões brasileiras, e diagnosticar a rota de expansão da área plantada no Brasil ao longo de 20 anos recentes. Empregaram-se dados da pesquisa de Produção Agrícola Municipal (PAM), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Foram utilizados indicadores de crescimento e procedimentos de análise de agrupamentos para identificar semelhanças em aumento de área agrícola entre as mesorregiões brasileiras. Os resultados evidenciam uma dinâmica de expansão de área plantada pela rota Centro-Noroeste do país, e que também se projeta de forma relativamente bem definida na direção dos trechos ocidentais da região Norte, e um segundo eixo definido de incrementos de áreas plantadas do Nordeste Mato-grossense, Norte Mato-grossense, Sul Amazonense, e Vale do Juruá, de modo a atingir novamente um dinamismo expressivo no Amapá.

**Palavras-chave:** agricultura, análise de agrupamentos, mesorregiões, Brasil.

## EXPANSION ROUTE OF BRAZIL'S AGRICULTURAL AREA: 1994-2013

**ABSTRACT:** This article aimed to measure the increase inequality in Brazil's agricultural production area in the period 1994-2013, in the context of Brazilian mesoregions, as well as diagnose the path of expansion of the planted area in 20 recent years. We employed in data from the survey on Municipal Agricultural Production, by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). Growth indicators and cluster analysis procedures were used to identify similarities in increased agricultural area among the mesoregions. The results show a dynamic of planted area growth through the country's Center Northwest route, which also projects in a relatively well-set manner toward the western parts of the Northern region, and a second defined axis of increments of cultivated land in Northeastern Mato Grosso, Northern Mato Grosso, Southern Amazonas, and the Juruá Valley, in order to achieve again a significant dynamism in the state of Amapá.

**Key-words:** agriculture, cluster analysis, mesoregions, Brazil.

**JEL Classification:** O18, Q15.

---

<sup>1</sup>Registrado no CCTC, REA-10/2015.

<sup>2</sup>Economista, Pós-Doutor, Técnico de Planejamento e Pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Professor Regime Parcial na Universidade de Brasília (UnB), Brasília, DF, Brasil (e-mail: rogerio.freitas@ipea.gov.br).

<sup>3</sup>Economista, Doutor, Técnico de Planejamento e Pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, DF, Brasil (e-mail: marco.mendonca@ipea.gov.br).

<sup>4</sup>Estatístico, Mestre, Assessor na Diretoria de Crédito do Banco do Brasil, Brasília, DF, Brasil (e-mail: loggolest@gmail.com).

## 1 - INTRODUÇÃO

O aumento da produção de alimentos é uma das principais questões a ocupar o centro das preocupações no século XXI. As projeções da Organização das Nações Unidas (UN, 2015) sinalizam para uma população global de 9,5 bilhões de pessoas em 2050, além de possíveis elevações na demanda internacional por alimentos, aumentos estes associados a maiores rendas *per capita* e crescente taxa de urbanização em várias regiões da África e Ásia.

Ao mesmo tempo, grandes produtores globais de alimentos já não mais detêm espaço facilmente aproveitável para expansão de área agrícola em condições técnicas e/ou economicamente viáveis. É o caso de Rússia, Estados Unidos, União Europeia, Argentina e Austrália.

No caso brasileiro, é conhecido o processo de expansão agrícola que se origina do Sul por meio do Cerrado na região Centro-Oeste e hoje se espalha pelos Estados de Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, com reflexos em ocupação de área da própria região Norte do país.

Em especial na região Norte, Rondônia, Pará e Tocantins têm experimentado recente aumento do preço de terras (GASQUES; BOTELHO; BASTOS, 2015), um subproduto da própria dinâmica de ocupação de novas áreas.

Isto posto, e tendo-se em conta o papel crucial da agricultura nas frentes de abastecimento alimentar interno, suprimento de matéria-prima para outros segmentos produtivos, obtenção de divisas por meio de exportações e ampliação de mercados (CASTRO, 1969; MARCONDES, 1995; HOMEM DE MELLO, 1990), este artigo tem por objetivo averiguar a desigualdade de crescimento de área agrícola entre as mesorregiões brasileiras, ao longo do período 1994-2013. Neste contexto, enquadra-se não apenas a produção de alimentos, mas também a produção de etanol, biomassa e biodiesel, relativos ao suprimento energético.

Subsidiariamente, pretende-se diagnosticar a rota de expansão de área plantada no Brasil ao longo dos 20 anos avaliados.

A opção pela utilização da mesorregião cons-

titui-se numa alternativa de parcimônia, podendo-se aprofundar a investigação, a critério ou necessidade, para o nível de microrregiões ou de municípios. Ademais, os municípios são unidades geográficas, precipuamente político-administrativas, e não são necessariamente definidos com base nas condições macroagroecológicas locais<sup>5</sup>. Isso advoga em favor do uso de unidades geográficas mais agregadas, como as mesorregiões, por exemplo.

Além deste item introdutório, o estudo contempla a seção 2, dedicada à apresentação dos dados e da metodologia. Os itens 3 e 4 foram reservados à discussão dos resultados e às considerações finais, respectivamente.

## 2 - DADOS E METODOLOGIA

O estudo utilizou dados de valor da produção (R\$), área colhida (ha) e área plantada (ha) da Produção Agrícola Municipal (PAM), disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2015) do período 1994 a 2013, em nível de mesorregiões, e obtidos do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA) do mesmo órgão<sup>6</sup>.

Dois procedimentos foram empregados para medir e detectar as mesorregiões brasileiras com crescimento diferenciado em termos de expansão da área plantada. Em primeiro lugar, foram calculados os percentuais de média de crescimento da área plantada para cada uma das 137 mesorregiões brasileiras, conforme as fórmulas (1) e (2) abaixo:

$$I_{li} = \sum_t^T (C_{94,t}) / 19 \quad t = 1995, \dots, T \quad (1),$$

em que:

-  $C_{94,t}$ : taxa de crescimento da área plantada pela

<sup>5</sup>Referem-se às condições de vegetação natural, clima, solo, relevo, textura, drenagem e fertilidade natural, quando tomadas em conjunto, e que compõem dados importantes quanto à vocação agroecológica das terras (EMBRAPA, 1991).

<sup>6</sup>Foram contempladas produções de lavoura temporária e de lavoura permanente.

mesorregião  $i$  no ano  $t$ , com base em 1994.

Como controle adicional por conta do efeito das condições climáticas sobre a produção agrícola e de modo a ter um indicador de curto prazo recente, desdobrou-se o indicador anterior no indicador 2, de modo a contemplar exclusivamente o quinquênio 2009-2013, frente ao ano base 1994.

$$I_{2i} = \sum_t^T (C_{94,t}) / 5 \quad t=2009, \dots, 2013 \quad (2)$$

Adicionalmente, utilizou-se a técnica estatística de análise de *clusters* (ou grupamentos) para a avaliação das áreas estudadas. Este procedimento tem como objetivo dividir elementos da amostra ou população em grupos de forma que os elementos pertencentes a um mesmo grupo sejam similares entre si com respeito às variáveis (características) que neles foram medidas, e os elementos em grupos diferentes sejam heterogêneos com relação às características priorizadas.

Uma questão importante refere-se ao critério a ser utilizado para se decidir até que ponto dois elementos do conjunto de dados podem ser considerados como semelhantes ou não. Logo, torna-se necessário considerar medidas ou variáveis que descrevam similaridade entre elementos amostrais de acordo com os atributos que neles foram mensurados.

Neste trabalho, foi considerada a distância euclidiana<sup>7</sup> ( $d$ ), que, entre dois elementos<sup>8</sup>, 1 e  $k$ , é definida em função dos vetores de variáveis  $X$  associadas a cada um dos elementos, expressando-se como na equação (3):

$$d(X_1, X_k) = \left[ (X_1 - X_k)' (X_1 - X_k) \right]^{1/2} = \left[ \sum_{i=1}^p (X_{i1} - X_{ik})^2 \right]^{1/2} \quad (3),$$

em que:

-  $p$ : número de variáveis (características) de cada elemento; e

-  $k$ : número de elementos.

Essa distância terá uma unidade de medida abstrata<sup>9</sup>; vale dizer, não será medida na escala de nenhuma das variáveis sob análise, e

estabelecida a regra, o pesquisador é convidado a um exercício de abstração em que supõe, sem conseguir imagem correspondente, um espaço multiplano formado por tantos eixos quantos sejam as medidas que tenha realizado sobre seu objeto de estudo (PEREIRA, 2001, p. 108).

Em termos operacionais, para o caso da expansão de área plantada nas mesorregiões brasileiras, de pronto citam-se três variáveis-chave de avaliação. Em primeiro lugar, a própria área plantada ( $A.P.$ ) (ou área destinada à colheita<sup>10</sup>), que corresponde à intenção de colheita do produtor agrícola na hipótese virtual de nenhuma perda de área durante as operações de plantio, manejo e colheita. Em segundo plano, o valor bruto da produção ( $VBP$ ), que correspondeu a uma receita bruta da atividade em unidades monetárias, o que incentiva em maior ou menor grau a ocupação de novas áreas. E, por fim, mas não menos relevante, a perda de área ( $P$ ), equivalente à expressão (4):

$$P = A.P. - A.C. \quad t=1994, \dots, T \quad (4),$$

<sup>7</sup>Existe uma variedade de métodos aglomerativos que são tipificados de acordo com o critério utilizado para definir as distâncias entre grupos como o método do vizinho mais próximo, vizinho mais distante, centroide, etc. Aqui foi utilizada a distância média, que é tradicional na literatura de *clusters*.

<sup>8</sup>Essa análise pode ser estendida do espaço bidimensional para um espaço multidimensional para o caso de  $n$  diferentes medidas (características)  $x$  do objeto de estudo, porque a distância entre dois pontos sempre será linear e passível de visualização num plano, independentemente da complexidade do espaço em que esteja trabalhando (PEREIRA, 2001).

<sup>9</sup>No exemplo de duas variáveis para análise do problema em mãos, a distância euclidiana corresponde à hipotenusa que separa dois pontos no plano ( $XY$ ).

<sup>10</sup>No caso das lavouras temporárias o conceito é o de área plantada e no caso das lavouras permanentes o de área destinada à colheita, conforme IBGE (2015). Em ambos os casos, corresponde à área usada ao longo da atividade produtiva, e que de regra é superior à área colhida, vez que esta última é afetada pelas condições climáticas e incidência de pragas e doenças durante as operações de manejo.

em que:

- *A.P.*: área plantada em hectares; e
- *A.C.*: área colhida em hectares;

Grosso modo, a *A.P.* é representada como uma função dos preços de mercado dos produtos agrícolas, dos preços dos respectivos insumos e das condições tecnológicas de operação do produtor. Já a área colhida é uma função das mesmas variáveis da área plantada e de variáveis randômicas como incidência de pragas e condições climáticas durante as operações a campo. Portanto, pode-se dizer que a perda de área também é uma variável randômica.

Considera-se que as variáveis climáticas, de qualidade de solo, e de manejo como por exemplo controle de pragas, que não estão sob pleno controle do produtor e afetam o nível de área colhida, impactam diretamente o nível de perdas verificado no momento das safras, seja para as lavouras temporárias, seja para as lavouras permanentes.

Em termos práticos, o procedimento de cálculo foi dividido em duas etapas. Inicialmente, o método hierárquico aglomerativo foi utilizado na análise dos dados para indicar uma quantidade de agrupamentos que melhor se adequasse a eles<sup>11</sup>. Nele, cada elemento inicia-se representando um grupo e, a cada passo, um grupo ou elemento é ligado a outro de acordo com sua similaridade, até o último passo, no qual é formado um grupo único com todos os elementos que apresentem similaridade para aquela variável.

Em segundo plano, após a análise ano a ano, construiu-se uma tabela com os resultados dos testes pseudo-T e pseudo-F<sup>12</sup>, que indicam o número de agrupamentos com maior ganho de informação. Os cálculos foram realizados com a utilização das variáveis em taxas de crescimento (área plantada), em nível (área plantada e perda de área), e normalizadas (área plantada, perda de área e valor bruto da pro-

dução), de modo a se ter alternativas comparáveis de resultados frente aos indicadores das equações (1) e (2).

### 3 - RESULTADOS

Os valores referentes às taxas de crescimento de área destinada à colheita, ano base 1994, apresentam três períodos distintos, isto é, 1995-2001, 2002-2005 e 2006-2013. De 1995 a 2001, houve decréscimo na área destinada à colheita em comparação a 1994. Já o intervalo 2002-2005 exibiu uma inflexão positiva em relação ao ano base da série, movimento magnificado entre 2006 e 2013.

Além disso, calculando-se a média específica para o subperíodo 2009-2013, 29,09% acima do ano base da série, nota-se que a crise econômica mundial deflagrada em 2008 não parece ter tido impacto imediato sobre a expansão de área agrícola no Brasil (Tabela 1).

Ademais, considerando a presença de fatores ambientais não controláveis incidentes sobre a produção agrícola com base nos dados da tabela 1, calcularam-se as médias quinquenais de crescimentos (sobre 1994) da área destinada à colheita no Brasil.

Este procedimento (Figura 1), visa atenuar o impacto das naturais oscilações incidentes sobre o uso de área para fins agrícolas. Neste recorte, os dados pós-2008 confirmam a trajetória continuada e, de certa forma, intensificada do aumento de área plantada no Brasil entre 2009 e 2013.

Isto posto, calcularam-se os indicadores  $I_1$  e  $I_2$  da metodologia, selecionando-se as mesorregiões que geraram indicadores acima da respectiva média nacional em ambos os casos, vale dizer,  $I_1$  maior que 11,74% e  $I_2$  maior que 29,09%. Das 137 mesorregiões brasileiras, 42 atenderam aos dois critérios simultaneamente (Quadro 1).

Em termos de representatividade das regiões de ocorrência, observou-se uma menor presença de expansão de área agrícola na região Nordeste do país. Ali, quatro mesorregiões foram selecionadas.

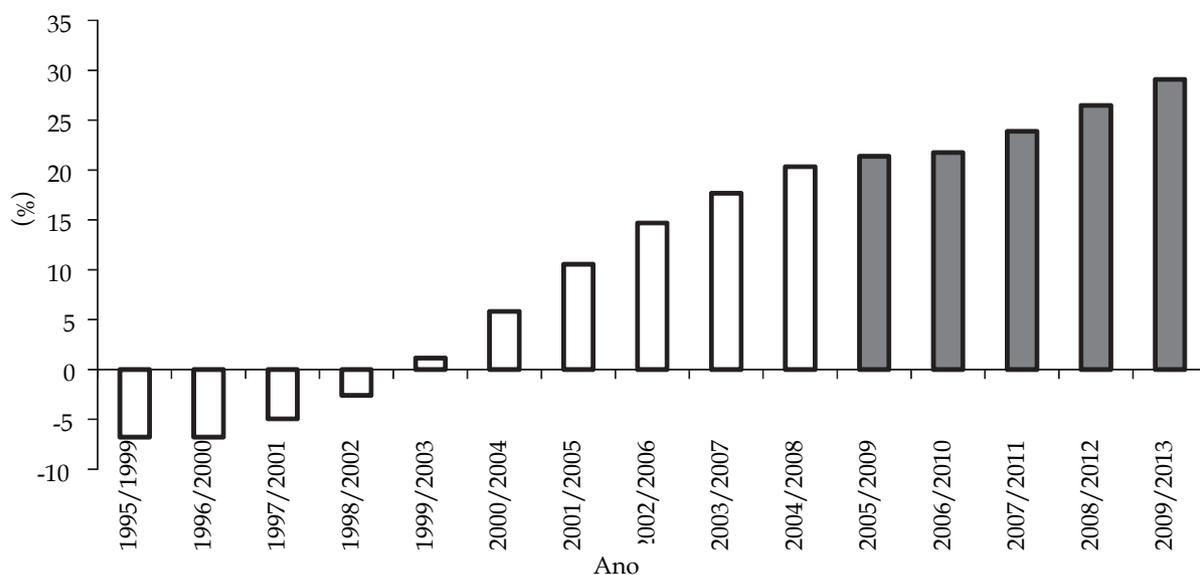
<sup>11</sup>Nesse ponto, utilizou-se uma medida arbitrária, mas coerente, que foi a média da quantidade (arredondada para mais) de *clusters* indicada pela análise visual dos gráficos dos testes pseudo-T e pseudo-F. Assim, por exemplo, se para o ano de 1994, o primeiro teste tenha indicado 5 e o segundo 2, a quantidade escolhida seria 4.

<sup>12</sup>Essa medida é consagrada nesse tipo de metodologia. Para detalhes, ver Mingoti (2005) e SAS (2008a).

**Tabela 1 - Taxas de Crescimento da Área Agrícola, Brasil, Ano Base 1994 a 2013**

Ano	Área destinada à colheita/plantada (%)	Área colhida (%)
1994	-	-
1995	-1,82	-1,12
1996	-11,35	-10,94
1997	-8,54	-7,30
1998	-8,15	-8,88
1999	-4,00	-4,58
2000	-1,89	-2,25
2001	-2,23	-2,00
2002	3,21	3,51
2003	10,69	12,28
2004	19,35	20,73
2005	21,78	21,99
2006	18,46	19,46
2007	18,03	20,08
2008	24,07	25,83
2009	24,44	25,75
2010	23,78	25,70
2011	29,05	31,00
2012	31,02	31,15
2013	37,15	38,83
Média de 1995–2008	5,54	6,20
Média de 2009–2013	29,09	30,48
Média de 1995–2013	11,74	12,59

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da PAM do IBGE (2015).

**Figura 1 - Crescimento da Área Agrícola, Brasil, Médias Quinquenais sobre o Ano Base 1994, 1995/1999 a 2009/2013.**

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da PAM do IBGE (2015).

**Quadro 1 - Mesorregiões Seleccionadas com Base em Crescimento da Área Agrícola, Brasil, 1994 a 2013**

Norte do Amapá (AP)	Centro Ocidental Rio-grandense (RS)
Oriental do Tocantins (TO)	Centro Norte de Mato Grosso do Sul (MS)
Sul do Amapá (AP)	Sudoeste Mato-grossense (MT)
Norte Mato-grossense (MT)	Nordeste Rio-grandense (RS)
Sul Maranhense (MA)	Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba (MG)
Nordeste Mato-grossense (MT)	Centro Oriental Paranaense (PR)
Sul Amazonense (AM)	Bauru (SP)
Extremo Oeste Baiano (BA)	Sudoeste Amazonense (AM)
Vale do Juruá (AC)	Marília (SP)
Leste Goiano (GO)	Sul de Roraima (RR)
Sudoeste de Mato Grosso do Sul (MS)	Baixo Amazonas (PA)
Sudoeste Piauiense (PI)	Sudoeste Rio-grandense (RS)
Presidente Prudente (SP)	São José do Rio Preto (SP)
Sudeste Mato-grossense (MT)	Distrito Federal (DF)
Noroeste Paranaense (PR)	Norte Pioneiro Paranaense (PR)
Sul Goiano (GO)	Itapetininga (SP)
Centro-Sul Mato-grossense (MT)	Sudeste Paranaense (PR)
Araçatuba (SP)	Madeira-Guaporé (RO)
Norte de Roraima (RR)	Norte Central Paranaense (PR)
Centro Amazonense (AM)	Centro Ocidental Paranaense (PR)
Noroeste de Minas (MG)	Nordeste Baiano (BA)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da PAM do IBGE (2015).

Ao mesmo tempo, 11 mesorregiões pertencem ao Norte do país, 10 ao Centro-Oeste, 9 ao Sul e 8 ao Sudeste (Quadro 1).

Já nos resultados por UF, os Estados de maior incidência de mesorregiões seleccionadas foram Paraná (seis), São Paulo (seis) e Mato Grosso (cinco).

Em relação aos testes estatísticos pseudo F e pseudo T, para as variáveis em nível (N), em taxas de crescimento (T) ou normalizadas (NO), observou-se um máximo de seis grupamentos de mesorregiões diferenciadas.

Exibidos na tabela 2 (SAS, 2008b, 2008c), tais números avaliam a formação de *clusters* entre as mesorregiões brasileiras e corroboram a hipótese de que o território brasileiro contempla um máximo de seis áreas (subgrupos de mesorregiões) heterogêneas em termos de aumento de área plantada, sendo uma das áreas de caráter residual. Por conta do objetivo e da metodologia do estudo, um subgrupo configura-se de baixo ou ausente dinamismo (residual) na comparação com as mesorregiões brasileiras presentes nos demais subgrupos.

Deste modo, os dados da tabela 3 informam uma hierarquia de expansão da área plantada entre as mesorregiões, conforme os critérios estatísticos estabelecidos no item metodológico.

Aferindo-se os desempenhos participativos em 1994 e em 2013, as 42 mesorregiões seleccionadas podem ser agrupadas entre as que dobraram ou mais que dobraram sua participação<sup>13</sup>, aquelas que elevaram sua parcela entre 1,0 e 2,0 vezes, as que aumentaram sua participação entre 0,5 e 1,0 vez, ou aquelas que incrementaram positivamente até 0,5 vez a respectiva parcela na área plantada brasileira. Há também o subgrupo daquelas mesorregiões que demonstrou queda participativa entre 1994 e 2013.

No primeiro pelotão, entre as mesorregiões que mais que dobraram sua participação na área plantada brasileira entre 1994 e 2013, estão predominantemente áreas das regiões Norte e Centro-Oeste, juntamente com o Sul Maranhense (MA), o qual

<sup>13</sup>Sob tal contexto, o valor 3,32 verificado para a mesorregião Sul do Amapá informa que sua "participação" na área plantada em 2013 era 4,32 vezes a sua "participação" no ano base de análise (1994).

**Tabela 2 - Número de Grupamentos de Mesorregiões Agrícolas, Brasil, 1994 a 2013**

Período	Variáveis em nível (N)			Variáveis em taxa de crescimento (T)			Variáveis normalizadas (NO)		
	Pseudo-F	Pseudo-T	Média	Pseudo-F	Pseudo-T	Média	Pseudo-F	Pseudo-T	Média
1994	3	2	2,5	-	-	-	3	2	2,5
1995	3	2	2,5	5	3	4,0	5	4	4,5
1996	4	3	3,5	6	4	5,0	4	3	3,5
1997	4	3	3,5	5	5	5,0	4	3	3,5
1998	3	2	2,5	3	2	2,5	5	3	4,0
1999	3	2	2,5	5	5	5,0	5	4	4,5
2000	4	5	4,5	5	4	4,5	3	2	2,5
2001	4	6	5,0	4	3	3,5	4	3	3,5
2002	4	5	4,5	4	3	3,5	5	4	4,5
2003	6	4	5,0	3	5	4,0	3	2	2,5
2004	6	4	5,0	3	2	2,5	3	5	4,0
2005	4	5	4,5	5	4	4,5	5	3	4,0
2006	3	2	2,5	5	3	4,0	3	2	2,5
2007	3	2	2,5	3	2	2,5	4	3	3,5
2008	4	3	3,5	4	2	3,0	3	2	2,5
2009	4	5	4,5	3	2	2,5	4	2	3,0
2010	4	5	4,5	4	3	3,5	5	2	3,5
2011	4	5	4,5	3	2	2,5	3	2	2,5
2012	4	3	3,5	3	2	2,5	3	2	2,5
2013	4	3	3,5	3	2	2,5	6	5	5,5

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da PAM do IBGE (2015).

**Tabela 3 - Participação das Mesorregiões Seleccionadas na Área Agrícola, Brasil, 1994 e 2013**

(em %)

(continua)

Mesorregião	1994 (A)	2013 (B)	(B/A)-1	
Norte do Amapá (AP)	0,001	0,011	6,60	Área 1
Oriental do Tocantins (TO)	0,126	0,630	4,00	
Sul do Amapá (AP)	0,006	0,027	3,32	
Norte Mato-grossense (MT)	3,092	11,573	2,74	
Sul Maranhense (MA)	0,292	1,033	2,54	
Nordeste Mato-grossense (MT)	0,689	2,305	2,35	
Sul Amazonense (AM)	0,019	0,057	2,04	
Extremo Oeste Baiano (BA)	1,211	2,537	1,10	Área 2
Vale do Juruá (AC)	0,033	0,067	1,06	
Leste Goiano (GO)	0,571	1,152	1,02	
Sudoeste de Mato Grosso do Sul (MS)	2,146	4,134	0,93	Área 3
Sudoeste Piauiense (PI)	0,655	1,235	0,89	
Presidente Prudente (SP)	0,503	0,898	0,78	
Sudeste Mato-grossense (MT)	1,834	3,038	0,66	
Noroeste Paranaense (PR)	0,676	1,113	0,65	
Sul Goiano (GO)	3,585	5,766	0,61	
Centro-Sul Mato-grossense (MT)	0,167	0,267	0,60	
Araçatuba (SP)	0,543	0,846	0,56	
Norte de Roraima (RR)	0,037	0,057	0,53	

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da PAM do IBGE (2015).

**Tabela 3 - Participação das Mesorregiões Seleccionadas na Área Agrícola, Brasil, 1994 e 2013**

Mesorregião	(em %)		(B/A)-1	(conclusão)
	1994 (A)	2013 (B)		
Centro Amazonense (AM)	0,106	0,155	0,46	Área 4
Noroeste de Minas (MG)	0,821	1,192	0,45	
Centro Ocidental Rio-grandense (RS)	0,904	1,264	0,40	
Centro Norte de Mato Grosso do Sul (MS)	0,782	1,081	0,38	
Sudoeste Mato-grossense (MT)	0,340	0,459	0,35	
Nordeste Rio-grandense (RS)	0,612	0,791	0,29	
Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba (MG)	2,189	2,828	0,29	
Centro Oriental Paranaense (PR)	0,998	1,279	0,28	
Bauru (SP)	0,953	1,213	0,27	
Sudoeste Amazonense (AM)	0,021	0,027	0,27	
Marília (SP)	0,163	0,205	0,26	
Sul de Roraima (RR)	0,024	0,029	0,23	
Baixo Amazonas (PA)	0,241	0,294	0,22	
Sudoeste Rio-grandense (RS)	1,179	1,427	0,21	
São José do Rio Preto (SP)	1,388	1,669	0,20	
Distrito Federal (DF)	0,159	0,189	0,19	
Norte Pioneiro Paranaense (PR)	1,308	1,478	0,13	
Itapetininga (SP)	0,674	0,720	0,07	
Sudeste Paranaense (PR)	0,833	0,885	0,06	
Madeira-Guaporé (RO)	0,072	0,075	0,04	
Norte Central Paranaense (PR)	2,446	2,518	0,03	
Centro Ocidental Paranaense (PR)	1,607	1,599	-0,01	Área 5
Nordeste Baiano (BA)	1,027	0,874	-0,15	
Subgrupo I1 e I2	35,032	58,998	0,68	
Total Brasil	100	100	-	

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da PAM do IBGE (2015).

pode em muitos aspectos ser considerado uma extensão das condições agroecológicas do Centro-Oeste.

No segundo conjunto de mesorregiões, apenas três áreas puderam ser enquadradas Extremo Oeste Baiano (BA), Vale do Juruá (AC) e Leste Goiana (GO). Quanto ao terceiro agrupamento, evidenciam-se áreas geográficas do Centro-Oeste e dos Estados de São Paulo e Paraná.

Por fim, em relação ao crescimento participativo das áreas comuns em nível de expansão de área agrícola, os subconjuntos de “áreas” 1 e 3 tiveram dinâmica destacável entre 1994 e 2013 (Tabela 4).

No primeiro caso (“área” 1), houve um crescimento de 11,41 pp. E no caso da “área” 3, este incremento foi da ordem de 7,21 pp. Tomando-se em conta que as 42 mesorregiões seleccionadas detinham

35% da área plantada no Brasil em 1994, e passaram a responder por 59% da área plantada brasileira em 2013, as “áreas” 1 e 3 foram concentradoras deste crescimento participativo total das mesorregiões detectadas.

Em valores absolutos de área plantada, 11 mesorregiões brasileiras experimentaram crescimento acima de 500 mil hectares no período aferido, estando precipuamente localizadas na região Centro-Oeste do país. São elas: Norte Mato-grossense (MT), Sul Goiano (GO), Sudoeste do Mato Grosso do Sul (MS), Nordeste Mato-grossense (MT), Sudeste Mato-grossense (MT), Extremo Oeste Baiano (BA), Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba (MG), Sul Maranhense (MA), Sudoeste Piauiense (PI), Leste Goiano (GO) e Norte Central Paranaense (PR).

**Tabela 4 - Crescimento Participativo das Mesorregiões Seleccionadas, Áreas Comuns, 1994 e 2013**

Mesorregião	Área plantada em 1994 (ha)	Área plantada em 2013 (ha)	Cresc. (p.p.)
Norte do Amapá (AP)	789	8.229	
Oriental do Tocantins (TO)	66.607	456.293	
Sul do Amapá (AP)	3.359	19.891	
Norte Mato-grossense (MT)	1.632.852	8.383.097	
Sul Maranhense (MA)	154.367	748.467	
Nordeste Mato-grossense (MT)	363.699	1.669.628	
Sul Amazonense (AM)	9.849	41.014	
Total da área 1	2.231.522	11.326.619	
(Área 1/total do Brasil) (%)	4,23	15,64	11,41
Extremo Oeste Baiano (BA)	639.503	1.837.980	
Vale do Juruá (AC)	17.286	48.792	
Leste Goiano (GO)	301.706	834.256	
Total da área 2	958.495	2.721.028	
(Área 2/total do Brasil) (%)	1,81	3,76	1,94
Sudoeste de Mato Grosso do Sul (MS)	1.133.317	2.994.117	
Sudoeste Piauiense (PI)	345.899	894.343	
Presidente Prudente (SP)	265.611	650.197	
Sudeste Mato-grossense (MT)	968.505	2.200.830	
Noroeste Paranaense (PR)	357.257	806.274	
Sul Goiano (GO)	1.893.281	4.176.911	
Centro-Sul Mato-grossense (MT)	88.107	193.074	
Araçatuba (SP)	286.693	612.760	
Norte de Roraima (RR)	19.701	41.426	
Total da área 3	5.358.371	12.569.932	
(Área 3/total do Brasil) (%)	10,15	17,35	7,21
Centro Amazonense (AM)	56.110	112.418	
Noroeste de Minas (MG)	433.772	863.364	
Centro Ocidental Rio-grandense (RS)	477.392	915.421	
Centro Norte de Mato Grosso do Sul (MS)	413.157	783.206	
Sudoeste Mato-grossense (MT)	179.777	332.746	
Nordeste Rio-grandense (RS)	323.462	573.263	
Triângulo Mineiro Alto Paranaíba (MG)	1.156.249	2.048.687	
Centro Oriental Paranaense (PR)	527.236	926.204	
Bauru (SP)	503.183	878.873	
Sudoeste Amazonense (AM)	11.237	19.560	
Marília (SP)	85.944	148.595	
Sul de Roraima (RR)	12.439	21.002	
Baixo Amazonas (PA)	127.503	212.759	
Sudoeste Rio-grandense (RS)	622.715	1.033.724	
São José do Rio Preto (SP)	732.835	1.209.198	
Distrito Federal (DF)	84.003	136.665	
Norte Pioneiro Paranaense (PR)	690.595	1.070.302	
Itapetininga (SP)	355.758	521.557	
Sudeste Paranaense (PR)	439.757	641.094	
Madeira-Guaporé (RO)	37.991	54.301	
Norte Central Paranaense (PR)	1.291.646	1.823.731	
Total da área 4	8.562.761	14.326.670	
(Área 4/total do Brasil) (%)	16,21	19,78	3,57
Centro Ocidental Paranaense (PR)	848.619	1.157.940	
Nordeste Baiano (BA)	542.609	632.785	
Total da Área 5	1.391.228	1.790.725	
(Área 5/total do Brasil) (%)	2,63	2,47	0,16
Total das áreas 1 a 5	18.502.377	42.734.974	
(Áreas 1 a 5/total do Brasil) (%)	35,03	59,00	23,97
Demais mesorregiões do país (%)	65	41	- 24

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da PAM do IBGE (2015).

Isto posto, e delineadas as mesorregiões similares no que se refere à expansão de área plantada entre 1994 e 2013, é possível traçar um mapa (Figura 2) da natureza da expansão de área agrícola no Brasil, com base nas informações até aqui discutidas.

A partir dos dados exibidos à tabela 3 e de sua representação gráfica à figura 2, algumas ilações são possíveis acerca da expansão recente de área plantada entre as mesorregiões brasileiras.

Ao menos quatro apontamentos podem ser feitos neste âmbito, a saber:

- há uma maior dinâmica de expansão de área plantada pela rota Centro-Noroeste do país, e que também se projeta de forma relativamente bem definida na direção dos trechos ocidentais da região Norte;
- há um segundo trecho definido de incrementos de áreas plantadas, com base nas mesorregiões do Nordeste Mato-grossense, Norte Mato-grossense, Sul Amazonense e Vale do Juruá, de modo a atingir novamente um dinamismo expressivo no Estado do Amapá, que se configura como fronteira em expansão;

Área 1
1 - Norte do Amapá (AP)
2 - Oriental do Tocantins (TO)
3 - Sul do Amapá (AP)
4 - Norte Mato-grossense (MT)
5 - Sul Maranhense (MA)
6 - Nordeste Mato-grossense (MT)
7 - Sul Amazonense (AM)
Área 2
8 - Extremo Oeste Baiano (BA)
9 - Vale do Juruá (AC)
10 - Leste Goiano (GO)
Área 3
11 - Sudoeste de Mato Grosso do Sul (MS)
12 - Sudoeste Piauiense (PI)
13 - Presidente Prudente (SP)
14 - Sudeste Mato-grossense (MT)
15 - Noroeste Paranaense (PR)
16 - Sul Goiano (GO)
17 - Centro-Sul Mato-grossense (MT)
18 - Araçatuba (SP)
19 - Norte de Roraima (RR)
Área 4
20 - Centro Amazonense (AM)
21 - Noroeste de Minas (MG)
22 - Centro Ocidental Rio-grandense (RS)
23 - Centro-Norte de Mato Grosso do Sul (MS)
24 - Sudoeste Mato-grossense (MT)
25 - Nordeste Rio-grandense (RS)
26 - Triângulo Mineiro/Alto Parnaíba (MG)
27 - Centro-Oriental Paranaense (PR)
28 - Bauru (SP)
29 - Sudoeste Amazonense (AM)
30 - Marília (SP)
31 - Sul de Roraima (RR)
32 - Baixo Amazonas (PA)
33 - Sudoeste Rio-grandense (RS)
34 - São José do Rio Preto (SP)
35 - Distrito Federal (DF)
36 - Norte Pioneiro Paranaense (PR)
37 - Itapetininga (SP)
38 - Sudeste Paranaense (PR)
39 - Madeira-Guaporé (RO)
40 - Norte Central Paranaense (PR)

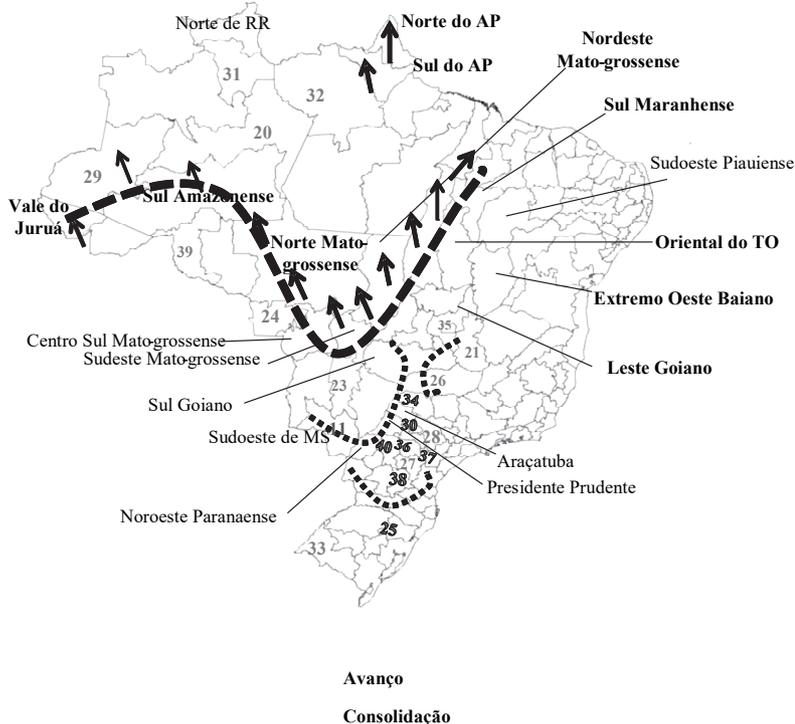


Figura 2 - Áreas de Expansão Agrícola Segundo as Mesorregiões Brasileiras, 1994 a 2013.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da PAM do IBGE (2015).

- observa-se um núcleo de ganhos de área plantada entre as regiões Nordeste e Norte, com epicentro nas mesorregiões de Oriental de Tocantins, Sul Maranhense, Sudoeste Piauiense e Extremo Oeste Baiano;
- um segmento de ritmo intermediário de expansão de área plantada, com referências no Norte do Paraná, Oeste Paulista, cercanias do Distrito Federal, e Centro-Sul de Mato Grosso do Sul; e,
- as mesorregiões litorâneas mostraram-se estabilizadas no que se refere à expansão de suas áreas agrícolas.

Também, neste particular subconjunto de mesorregiões, fica evidente que o Centro-Oeste ainda responde pelos maiores incrementos absolutos de área agrícola. Além disso, a maior parte delas localiza-se sobre a curva em formato de “U” no mapa precedente, com trechos de avanço da área agrícola estendendo-se aos segmentos sul da região Norte e oriental da região Nordeste.

Estudo recente de Souza, Alves e Gomes (2014) ressalta a importância da melhoria dos aspectos sociais (de entorno das fazendas) e de infraestrutura para tornar viáveis as ações de extensão rural (e, indiretamente, da pesquisa), com vistas ao incremento do desempenho na produção agropecuária em benefício de todas as regiões brasileiras.

Portanto, um aspecto importante quanto às mesorregiões identificadas refere-se à respectiva disponibilidade de infraestrutura logística adequada para as operações agrícolas a montante e a jusante das unidades produtivas. Este elemento é significativo não apenas no que diz respeito à produção de agrícolas exportáveis, mas também com vista ao suprimento de mercados consumidores locais e nacionais.

#### 4 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

São grandes os desafios do século XXI no que tange à produção de alimentos, sobretudo em face do aumento dos requerimentos de produtos com qualidade para uma população crescente e em urbanização, além das restrições ambientais e de dispo-

nibilidade hídrica para a ocupação de novas áreas agriculturáveis. Nesta temática, o Brasil é um dos poucos países ainda capaz de expandir sua área de agricultura, mesmo considerando-se os indispensáveis requisitos de manejo ambiental.

Os resultados deste estudo mostram que, nos 20 anos recentes da expansão agrícola brasileira, está bem definida uma rota Centro-Noroeste de ocupação de novos espaços. Em termos de comparação ano a ano com os dados de 1994, observou-se um incremento médio não desprezível de área destinada à colheita no Brasil.

Neste movimento, ressaltam-se trechos ocidentais da região Norte em associação com mesorregiões de Oriental do Tocantins, Sul Maranhense e Extremo Oeste Baiano. Ao mesmo tempo, é relevante o movimento de ocupação de novas áreas ao sul da região Norte, em segmento de transição que está centrado nas mesorregiões do Norte e Nordeste Mato-grossenses.

Igualmente destacável é a intensificação de uso agrícola no Norte do Paraná, Oeste Paulista, arredores do Distrito Federal e Centro-Sul de Mato Grosso do Sul. Nestes exemplos, é possível que muitas áreas estejam sendo ocupadas mais intensamente por conta de incentivos econômicos e/ou rearranjos produtivos locais que escapam ao fôlego deste texto, o que pode representar futura agenda de investigações.

Avaliações posteriores podem debruçar-se sobre a busca de explicações das rotas de crescimento aqui detectadas, o que exigiria a inclusão de possíveis variáveis explicativas na análise, como, por exemplo, dados de deficiência hídrica, proporção de áreas irrigadas, qualidade das terras, e disponibilidade de infraestrutura para as localidades estudadas.

Outra frente promissora referir-se-ia às consequências demográficas e de distribuição de renda pelo país com possível origem nos movimentos de expansão agrícola ou mesmo na formação de *clusters* agroindustriais em mesorregiões específicas.

Ademais, é intenção dos autores que os resultados aqui obtidos sejam base atualizável para estudos posteriores com o friso de mapear as culturas agrícolas mais representativas nas mesorregiões

selecionadas no trabalho. A partir do mapeamento destas culturas agrícolas, seria possível também identificar a infraestrutura logística presente ou exigida nas respectivas áreas.

## LITERATURA CITADA

- CASTRO, A. B. de. Agricultura e Desenvolvimento no Brasil. In: \_\_\_\_\_. **Sete ensaios sobre a economia brasileira**. 1969, 2. ed. Rio de Janeiro: Forense, 1969.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. **Delineamento macro-agroecológico do Brasil**. Rio de Janeiro: Embrapa, 1991. 130 p.
- GASQUES, J. G.; BOTELHO, F.; BASTOS, E. T. **Preço de terras e sua valorização**. Brasília: Mapa/AGE, 2015. 16 p.
- HOMEM DE MELLO, F. O crescimento agrícola brasileiro dos anos 80 e as perspectivas para os anos 90. **Revista de Economia Política**, Brasília, v. 10, n. 3, p. 23-30, jul./set. 1990.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Banco de dados**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/pam/default.asp?o=27&i=P>>. Acesso em: nov. 2015.
- MARCONDES, R. L. Agricultura e desenvolvimento no Brasil: trinta anos depois. **Economia e Empresa**, São Paulo, v. 2, n. 2, p. 56-65, abr./jun. 1995.
- MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 297 p.
- PEREIRA, J. C. R. **Análise de dados qualitativos**. São Paulo: FAPESP, 2001. 157 p.
- SAS. Business Intelligence software. **Introduction to clustering procedures: the number of clusters**. New York: SAS. Disponível em: <[http://support.sas.com/onlinedoc/913/getDoc/pt/statug.hlp/introclus\\_sect10.htm](http://support.sas.com/onlinedoc/913/getDoc/pt/statug.hlp/introclus_sect10.htm)>. Acesso em: dez. 2008a.
- \_\_\_\_\_. **The cluster procedure**. New York: SAS. Disponível em: <[http://support.sas.com/onlinedoc/913/getDoc/pt/statug.hlp/cluster\\_index.htm](http://support.sas.com/onlinedoc/913/getDoc/pt/statug.hlp/cluster_index.htm)>. Acesso em: 2008b.
- \_\_\_\_\_. **The CLUSTER procedure: cluster analysis of fisher iris data, example 23.3**. New York: SAS. Disponível em: <[http://support.sas.com/onlinedoc/913/getDoc/pt/statug.hlp/cluster\\_sect26.htm](http://support.sas.com/onlinedoc/913/getDoc/pt/statug.hlp/cluster_sect26.htm)>. Acesso em: dez. 2008c.
- SOUZA, G. da S.; ALVES, E. R. de A.; GOMES, E. G. Pesquisa, extensão e políticas públicas na agricultura brasileira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano 23, n. 2, abr./jun. 2014.
- UNITED NATIONS - UN. **World population prospects: the 2012 revision**. New York: UN. Disponível em: <<http://esa.un.org/unpd/wpp/Excel-Data/population.htm>>. Acesso em: 14 abr. 2015.

---

Recebido em 04/09/2015. Liberado pra publicação em 14/12/2015.

# A QUESTÃO DA NÃO NORMALIDADE: UMA REVISÃO<sup>1</sup>

---

Francisco Alberto Pino<sup>2</sup>

**RESUMO:** Apresenta-se, neste estudo, uma revisão da extensa literatura sobre aspectos teóricos da não normalidade em dados estatísticos. O problema é apresentado na seção 1 e suas causas, isto é, as situações nas quais a não normalidade ocorre, são apresentadas na seção 2. Os efeitos da não normalidade aparecem na seção 3. Na seção 4, testes para normalidade são discutidos com o objetivo de detectar o problema no conjunto de dados observados. Finalmente, na seção 5 discute-se como lidar com a questão, principalmente através de procedimentos de transformação dos dados para remover os efeitos da não normalidade.

**Palavras-chave:** teste de normalidade, transformação de Box-Cox, assimetria e curtose.

## THE QUESTION OF NON-NORMALITY: A REVIEW

**ABSTRACT:** This study presents a review of the extensive literature on the theoretical aspects of non-normality in statistical data. The problem is presented in section 1, and its causes, i.e., the situations in which non-normality occurs, are presented in section 2. The effects of non-normality appear in section 3. In section 4, tests for normality are discussed in order to detect the problem in the observed data set. Finally, section 5 discusses how to address this question mainly through data transformation procedures to remove non-normality effects.

**Key-words:** test for normality, Box-Cox transformation, skewness and kurtosis.

**JEL Classification:** C12, C89.

---

<sup>1</sup>Registrado no CCTC, REA-16/2015.

<sup>2</sup>Engenheiro Agrônomo, Doutor, Pesquisador Científico Aposentado do Instituto de Economia Agrícola, São Paulo, Estado de São Paulo, Brasil (e-mail: drfapino@gmail.com).

## 1 - INTRODUÇÃO

No início do século XX, o aparecimento dos testes de significância revolucionou a teoria e a prática estatística. Entretanto, eles se apoiavam na suposição de que os dados observados eram uma amostra aleatória de uma população hipotética com distribuição normal (HOTELLING; PABST, 1936). Logo surgiram estudos a respeito dos erros que poderiam resultar da aplicação desses testes quando a distribuição não fosse normal, como Carlson (1932) e outros<sup>3</sup>. Um século depois, há extensa literatura sobre normalidade e não normalidade (HENZE; WAGNER, 1997), assunto que tem recebido muita atenção na estatística aplicada. O objetivo geral deste artigo é apresentar uma revisão metodológica com base na vasta literatura sobre a questão, tendo em vista, principalmente, o contexto de variáveis agrônomicas.

O conhecimento da forma da distribuição de probabilidade de uma variável aleatória é útil e, às vezes, essencial em problemas estatísticos<sup>4</sup>. Uma vez que a forma da distribuição esteja determinada é possível estimar seus parâmetros, construir intervalos de confiança e testar hipóteses. A caracterização das distribuições de probabilidade mais comuns, com a normal, encontra-se em qualquer livro de Estatística Matemática. Uma distribuição de probabilidade pode ser caracterizada de diversas formas: pela sua função densidade, pela sua função característica, pela sua função geradora de momentos, pelo conjunto de seus momentos. Na prática, é usual utilizar os quatro primeiros momentos para caracterizar uma distribuição amostral: a) o primeiro momento dá uma medida de localização ou tendência central (média, mediana e moda); b) o segundo, uma medida de dispersão (variância, desvio padrão, coeficiente de variação e amplitude); c) o terceiro, uma

medida de assimetria; e d) o quarto, chamado *kurtosis* (ou curtose), uma medida da proeminência do pico e da cauda da curva de distribuição (FINUCAN, 1964). Também o conjunto M das esperanças das estatísticas de ordem de amostras de uma distribuição pode determiná-la completamente (ARNOLD; MEEDEN, 1975).

**Distribuição normal (ou gaussiana, ou de Gauss).** Diz-se que uma variável aleatória  $Y$  tem distribuição normal, com média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ , e escreve-se  $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ , se sua função densidade de probabilidade é dada por:

$$f(y) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]$$

para  $-\infty < y < \infty$ , e  $\sigma > 0$ . Ela é chamada de distribuição normal padrão (Figura 1) se tiver média igual a zero e variância igual a um:  $Y \sim N(0,1)$

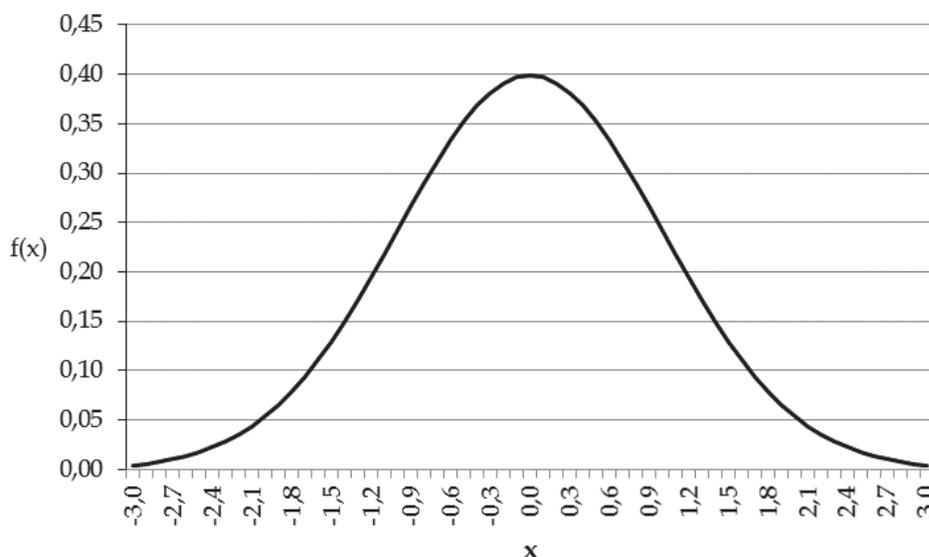
## 2 - NÃO NORMALIDADE

De maneira tautológica, considere-se que a não normalidade ocorre quando alguma das variáveis que descrevem um fenômeno segue qualquer distribuição de probabilidade que não seja a normal, por razões intrínsecas ao fenômeno. Existem casos em que a não normalidade é evidente, por exemplo: a) quando há restrições sobre os valores das observações; b) quando a distribuição tem caudas pesadas ou deformações em relação à distribuição normal; e c) quando uma variável aleatória é definida pela razão entre outras duas.

**Restrições.** Uma das restrições mais comuns aos valores que as observações podem assumir é que elas sejam estritamente positivas (ou pelo menos, não negativas). Isso acontece com muitas variáveis que aparecem em estudos com estatísticas agrícolas, por exemplo, área plantada e produção. Um caso ainda mais restritivo é o de dados de contagem, que devem ser estritamente inteiros e não negativos, por exemplo, número de plantas, número de animais e número de trabalhadores.

<sup>3</sup>Shewhart e Winters (1928), Rider (1929), Rietz (1931), Chesire, Oldis e Pearson (1932), Perlo (1933 apud HOTELLING; PABST, 1936).

<sup>4</sup>A normalidade pode ser estudada diretamente sobre uma variável ou sobre os erros de um modelo para essa variável (como num modelo de regressão) e até mesmo sobre os erros de uma série temporal.



**Figura 1** - Distribuição Normal Padrão.  
Fonte: Dados da pesquisa.

**Caudas pesadas.** Diz-se que algumas distribuições possuem caudas pesadas, no sentido de que elas apresentam valores distantes das medidas de localização<sup>5</sup>, com probabilidade maior do que a distribuição normal. Caudas pesadas ocorrem, por exemplo, quando a variância<sup>6</sup> é muito grande, até mesmo infinita, como é o caso da distribuição de Cauchy. Também podem estar associadas à ocorrência de valores discrepantes ou extremos (*outliers*), entendidos como valores muito distantes daqueles das demais observações, em outras palavras, valores excessivamente grandes ou pequenos em relação aos outros. Embora um valor discrepante possa resultar de um erro de medida, também pode ser um resultado genuíno, indicando um comportamento extremo da variável, que merece ser estudado, e não removido.

Caudas pesadas, geralmente, se manifestam com uma proeminência do pico e da cauda da curva

<sup>5</sup>Medidas de tendência central, ou medidas de posição, ou medidas de localização indicam o meio da distribuição dos dados (como a média, a mediana e a moda) ou outros pontos importantes da distribuição (como os quantis).

<sup>6</sup>Medidas de dispersão indicam a variabilidade dos dados (como a variância, o desvio padrão, o desvio médio absoluto, a amplitude total e a distância interquartilica).

de distribuição, podendo ser medida pela curtose. A curtose<sup>7</sup> igual a zero chama-se **mesocúrtica**, e indica uma distribuição com achatamento semelhante ao da distribuição normal. Para valores maiores do que zero ela chama-se **leptocúrtica**, indicando uma distribuição mais afunilada ou centralmente concentrada do que a normal, e com caudas mais pesadas que esta, no sentido de que se podem obter valores muito distantes da média. A curtose negativa, chamada **platicúrtica**, indica uma distribuição mais achatada do que a normal. Portanto, curvas mais ou menos achatadas em relação a uma distribuição normal significam não normalidade.

**Assimetria.** A distribuição dos dados é simétrica quando eles se distribuem da mesma forma tanto acima quanto abaixo do meio da distribuição, como é o caso da distribuição normal. Distribuições assimétricas, obviamente, afastam-se da normalidade, podendo ser medidas pelo terceiro momento. A assimetria (ou obliquidade<sup>8</sup>) igual a zero indica uma distribuição simétrica, como a normal. Valores posi-

<sup>7</sup>Em inglês, *kurtosis*.

<sup>8</sup>Em inglês, *skewness*.

tivos indicam assimetria à direita, isto é, a cauda direita da distribuição, onde estão os valores acima da média, é mais pesada. Valores negativos indicam assimetria à esquerda.

**Razão.** Considere-se uma variável  $Z$  definida como a razão entre outras duas variáveis,  $X$  e  $Y$ :

$$Z = \frac{X}{Y}$$

Da teoria estatística sabe-se que, se duas dessas variáveis tiverem distribuição normal, a terceira não o terá, mesmo se houver independência entre duas delas (ver, por exemplo, KEENE, 1995). De fato: a) se  $X$  e  $Y$  forem normais, então,  $Z$  terá distribuição de Cauchy (que tem média e variância infinitas); b) se  $Z$  e  $X$  forem normais, então,  $Y$  terá distribuição de Cauchy; e c) se  $Z$  e  $Y$  forem normais, então,  $X$  não terá distribuição normal<sup>9</sup>. Andrews e Mallows (1974) apresentam condições necessárias e suficientes para que uma variável aleatória  $Z$  possa ser gerada com a razão  $X/Y$ , onde  $X$  e  $Y$  são independentes e  $X$  tem distribuição normal padrão.

Exemplos da razão entre duas variáveis são:

- a) A produtividade (ou rendimento) agrícola<sup>10</sup> é calculada pela produção<sup>11</sup> dividida pela área plantada (ou pelo número de plantas);
- b) A densidade de cultivo agrícola é calculada pelo número de plantas dividido pela área plantada<sup>12</sup>;
- c) A produtividade pecuária é calculada pela produção dividida pelo número de animais<sup>13</sup>; e

<sup>9</sup>Pode-se mostrar que a distribuição do produto de duas variáveis normais não é normal (em alguns casos, ela converge para uma normal), podendo ser apenas aproximada (WARE; LAD, 2003; CRAIG, 1936).

<sup>10</sup>Em inglês, *field crop yield*.

<sup>11</sup>Em inglês, *output, production, yield*.

<sup>12</sup>Também chamada densidade de plantio, ou *stand* de plantas, palavra eventualmente aportuguesada para estande (em inglês, *plant stand*), é definida como o número de plantas por unidade de área, sendo determinada pelo espaçamento entre as plantas no campo. A expressão “número de plantas” pode ser dita “número de pés” por alguns autores.

<sup>13</sup>A expressão “número de animais” pode ser dita “número de cabeças” por alguns autores.

- d) O preço é dado pelo valor da transação dividido pela quantidade vendida (expressa em peso, ou em volume, ou em número de unidades, etc.), embora, na prática comercial, o preço seja estabelecido e o valor da transação, calculado depois.

Em todos esses casos, certamente a suposição de normalidade não é correta, às vezes, por mais de um motivo.

### 3 - EFEITOS DE DESVIOS DA NORMALIDADE

Comumente espera-se que as observações de amostras de populações sigam uma distribuição normal ou aproximadamente normal. De fato, a suposição de normalidade é uma das mais comuns nos procedimentos estatísticos. Entretanto, essa suposição é, frequentemente, a que menos provavelmente é válida. É mais comum que as observações tenham uma distribuição apenas aproximadamente normal. Felizmente, boa parte da análise de variância pode ser desenvolvida sem tal suposição, que é necessária somente para justificar o uso de certos testes de significância formalmente precisos e certas fórmulas de estimação (JOHNSON; LEONE, 1964). Pode-se mostrar que é possível tolerar um razoável afastamento da normalidade, com pequeno efeito prático na análise de variância convencional. A não normalidade não leva a erros sérios de interpretação de médias simples, que na maioria dos casos são aproximadamente normais, ao contrário do que acontece com a distribuição das estatísticas de segunda ordem (HOTELLING; PABST, 1936).

Num modelo de regressão, o grau de não normalidade das variáveis independentes é decisivo para a não normalidade da variável dependente e para a sensibilidade da análise de variância a esse afastamento da normalidade (BOX; WATSON, 1962). A utilidade da estimação num modelo de regressão depende do grau em que as suposições do modelo, incluindo heterocedasticidade e normalidade dos erros, são satisfeitas. A falta de normalidade não introduz viés na estimação dos parâmetros, mas sim, na dos desvios padrões, afetando a validade dos

intervalos de confiança e dos testes de hipótese (BERNIER; FENG; AZAKAWA, 2011). Kronmal (1993) discute problemas que surgem quando variáveis do tipo razão aparecem como dependentes ou independentes num modelo de regressão. O autor recomenda que razões sejam utilizadas somente no contexto de modelo linear completo em que o intercepto está presente, mostrando que seu uso pode levar a inferências enganosas.

Os efeitos da não normalidade podem ocorrer:

- a) Na **estimação de máxima verossimilhança**, que pressupõe uma distribuição de probabilidade para poder deduzir as fórmulas de estimação de seus parâmetros.
- b) Na **estimação por intervalo**. Na estimação por ponto não é necessário supor uma distribuição, exceto para estimadores de máxima verossimilhança.
- c) Associada à assimetria da distribuição, quando as medidas de localização (média, mediana e moda) deixam de coincidir. De modo geral, a não normalidade não conduz a erros muito sérios na interpretação de médias simples, embora deva ser assinalado que a média é mais sensível a *outliers* do que a mediana.
- d) Na aplicação de **testes de significância** baseados na suposição de normalidade, como o teste *t* de Student ou o teste *F*, e na análise de variância, esses efeitos podem se mostrar sérios. Entretanto, estudos de simulação têm mostrado que o teste *F* resiste bastante a afastamentos da normalidade. Simulações mostraram que o teste *t* para o coeficiente de correlação é robusto a afastamentos da normalidade quando as variáveis são independentes, mas não quando elas são dependentes (EDGELL; NOON, 1984). O teste *t* de Student também se mostra robusto, a menos que a distribuição seja muito assimétrica ou com caudas muito pesadas (LACHENBRUCH, 2003).
- e) Quando se **comparam grupos**. O efeito da não normalidade não é sério quando se comparam médias em experimentos com controle interno, como ocorre com a maioria deles, porém, é mais

sério quando se comparam variâncias de grupos independentes de observações.

- f) Em casos de **heterocedasticidade**, ou falta de homogeneidade das variâncias, que costuma ser motivo de preocupação maior. Quando se comparam médias de dois grupos de observações pelo teste *t*, uma suposição básica é a de que a variância em cada grupo de observações é a mesma, caso contrário, as probabilidades calculadas serão diferentes daquelas dadas nas tabelas de significância. O problema é mais sério quando o número de observações nos dois grupos é muito diferente. No estudo dos modelos lineares, quer os de posto completo (regressão), quer os de posto incompleto, a suposição de normalidade dos resíduos é necessária quando se introduzem testes de hipótese e os afastamentos da normalidade costumam estar associados à heterocedasticidade.

#### 4 - TESTANDO A SUPOSIÇÃO DE NORMALIDADE

É bom procedimento verificar se as suposições do modelo ou da análise que se pretende utilizar num trabalho estão satisfeitas, em particular a de normalidade. Duas questões surgem de imediato: a) como testar se um conjunto de observações provém de uma população com distribuição normal; b) em caso negativo, como proceder.

Para verificar se a distribuição é normal, a primeira coisa a fazer é um gráfico de frequências das observações, para examinar se existem assimetrias. Ao se desconfiar da existência de não normalidade, o passo seguinte é testar a hipótese nula de que a distribuição das observações é normal, contra a hipótese alternativa de que não o é.

Chama-se teste de aderência (ou de ajustamento) o problema de testar a hipótese de que uma dada amostra provém de uma população com uma função densidade específica. Um caso clássico é o de testar se as observações provém de uma população com distribuição normal. Para tanto, utiliza-se uma estatística que pode ser escrita de forma geral como

$$\chi^2 = \sum_i \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

onde  $O_i$  é uma frequência observada e  $E_i$  é uma frequência esperada. Com essa estatística constrói-se um teste de qui-quadrado de aderência (MOOD; GRAYBILL; BOES, 1974).

Desde que surgiu o interesse pela questão, testes para normalidade/não normalidade e suas variações, para o caso univariado e o caso multivariado, têm sido propostos às catadupas. Ao final do século XX, existiam cerca de 40 testes<sup>14</sup> mais específicos para não normalidade que se fundamentavam em características da distribuição normal (DUFOUR et al., 1998). Na década seguinte, já se contavam mais de 50 métodos para estudar o ajustamento à normal (MECKLIN; MUNDFROM, 2004; DESMOULINS-LEBEAULT, 2004)<sup>15</sup>. Há várias maneiras de categorizar esses testes, como a seguinte: a) testes baseados na função de distribuição empírica<sup>16</sup>; b) testes baseados em regressão e correlação; c) testes baseados em momentos (DUFOUR et al., 1998; SEIER, 2002). Alguns dos mais utilizados são descritos a seguir.

#### 4.1 - Testes Baseados na Função de Distribuição Empírica

Existem importantes testes baseados na função de distribuição empírica<sup>17</sup> (ou na função característica empírica), que consistem em compará-la com a função de distribuição acumulada<sup>18</sup> da normal. Apresentam-se os três principais a seguir<sup>19</sup>. Sejam  $n$

<sup>14</sup>Geralmente, são testes abrangentes (em inglês, *omnibus tests*) ou globais, no sentido de que compreendem vários itens, ou cuja hipótese nula refere-se globalmente a todos os grupos do estudo.

<sup>15</sup>Um bom trabalho de revisão sobre testes para normalidade, especialmente para o caso multivariado, é o de Mecklin e Mundfrom (2004).

<sup>16</sup>A palavra “empírica” tem aqui o significado de “baseada nos dados ou observações”.

<sup>17</sup>Referenciada pela sigla em inglês EDF.

<sup>18</sup>Referenciada pela sigla em inglês CDF.

<sup>19</sup>Outros testes baseados na função de distribuição empírica são

observações  $\hat{z}_{in}$  ou  $\hat{z}_i$ , para  $1 \leq i \leq n$ , e a transformação  $U_i = \Phi(\hat{Z}_{in}/s)$ , onde  $\Phi(\cdot)$  denota a função de distribuição cumulativa da normal padrão  $N(0,1)$ .

**Teste de Kolmogorov-Smirnov**<sup>20</sup>. Esse teste é definido por:

$$D = \max(D^+, D^-)$$

onde  $D^+ = \max[(i/n) - U_i]$  e  $D^- = \max[U_i - (i-1)/n]$ . A tabela para o caso em que a média e a variância precisam ser estimadas a partir da amostra é dada em Lilliefors (1967). Uma revisão dos pontos de significância foi apresentada em D’Agostino e Stephens (1986 apud DUFOUR et al., 1998), enquanto que uma extensão para o caso multivariado foi considerada por Justel, Peña e Zamar (1994).

**Teste de Cramer-von Mises**<sup>21</sup>. Esse teste é definido por:

$$W^2 = \sum_{i=1}^n [U_i - (2i-1)/2n]^2 + 1/12n$$

Chen, Lockhart e Stephens (1993) desenvolveram a teoria para que o teste de Cramer-von Mises possa ser aplicado após o uso da transformação de Box-Cox.

**Teste de Anderson-Darling**<sup>22</sup>. Esse teste, é definido por:

$$A^2 = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [(2i-1) \ln U_i + (2n+1-2i) \ln(1-U_i)]$$

Chen, Lockhart e Stephens (1993) desenvolveram a teoria para que o teste de Anderson-Darling possa ser aplicado após o uso da transformação de Box-Cox.

apresentados por Csörgő (1986), Henze e Wagner (1997), Rao e Ali (1998), Bogdan (1999), Akbilgiç e Howe (2011), Su e Kang (2015).

<sup>20</sup>Desenvolvido por Kolmogorov (1933 apud DUFOUR et al., 1998) e por Smirnov (1948).

<sup>21</sup>Desenvolvido por Cramér (1928 apud SHAPIRO; WILK, 1965) e por Von Mises (1928 apud ARNOLD; EMERSON, 2011),

<sup>22</sup>Desenvolvido por Anderson e Darling (1954).

#### 4.2 - Testes Baseados em Regressão e Correlação

Os testes de regressão e correlação baseiam-se no fato de que a variável  $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$  pode ser expressa como  $y = \mu + \sigma x$ , onde  $X \sim N(0,1)$ , conforme Seier (2002). Esses testes usam a razão de duas estimativas obtidas de estatísticas de ordem: uma estimativa ponderada de mínimos quadrados, dado que a população é normalmente distribuída, e a estimativa não viesada da variância amostral, para qualquer população (DUFOUR et al., 1998). Dois desses testes são apresentados a seguir<sup>23</sup>.

**Teste de Shapiro-Wilk**<sup>24</sup>. Esse é o mais conhecido teste baseado em regressão e correlação, e definido por:

$$W = \frac{1}{(n-k)s^2} \left( \sum_{i=1}^n a_i \hat{z}_i \right)^2$$

com

$$a' = (a_1, \dots, a_n) = \frac{c'V^{-1}}{(c'V^{-2}c)^{1/2}}$$

onde  $c' = (c_1, \dots, c_n)$  e  $V$  são o vetor de valores esperados e a matriz de covariâncias das estatísticas de ordem da normal padrão, respectivamente. Uma modificação desse teste, para grandes amostras, é o teste de Shapiro-Francia (SF), apresentado por Shapiro e Francia (1972). Uma extensão para o caso multivariado é dada por Srivastava e Hui (1987).

**Teste de D'Agostino**<sup>25</sup>. Esse teste consiste numa combinação linear das observações ordenadas e é definido por:

$$D = \frac{1}{n^2 s} \sum_{i=1}^n \hat{z}_i [i - (n+1)/2]$$

com

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{z}_i - \bar{z})^2$$

<sup>23</sup>Há outros testes de regressão e correlação como aqueles descritos em Filliben (1975) e em Weisberg e Bingham (1975 apud DUFOUR et al., 1998).

<sup>24</sup>Desenvolvido por Shapiro e Wilk (1965).

<sup>25</sup>Desenvolvido por D'Agostino (1971).

onde  $\bar{z}$  é a média amostral.

#### 4.3 - Testes Baseados em Momentos

Há testes baseados na assimetria e na curtose, os quais consistem em comparar a assimetria e a curtose da função de distribuição empírica (baseada nos dados) e aquelas da função de distribuição normal (SEIER, 2002):

$$Sk = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\hat{z}_i^3}{\hat{\sigma}^3}$$

$$Ku = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\hat{z}_i^4}{\hat{\sigma}^4}$$

onde  $Sk$  representa o terceiro momento (assimetria) e  $Ku$  representa a curtose<sup>26</sup>. Os testes podem usar um desses momentos ou ambos conjuntamente. Um teste usando assimetria e curtose é descrito a seguir<sup>27</sup>.

**Teste de Jarque-Bera**<sup>28</sup>. Esse teste é definido por:

$$JB = n \left[ \frac{1}{6} (Sk)^2 + \frac{1}{24} (Ku)^2 \right]$$

onde  $6/n$  e  $24/n$  e são as variâncias assintóticas da assimetria e da curtose, respectivamente (ou  $Ku - 3$ , se a curtose for definida com média 3).

#### 4.4 - Comparação de Testes

O poder de cada um desses testes depende da natureza da não normalidade (SEIER, 2002). A falta de soluções exatas para as distribuições amostrais levaram ao desenvolvimento de muitos estudos de

<sup>26</sup>A assimetria também pode ser representada por  $\sqrt{b_1}$  e a curtose, por  $b_2$ .

<sup>27</sup>Outros testes desse tipo são os descritos por Bowman e Shenton (1975), Isogai (1982), Doornik e Hansen (1994), Urzúa (2007); Nakagawa, Hashiguchi e Niki (2012).

<sup>28</sup>Descrito em Jarque e Bera (1987) e em Bowman e Shenton (1975).

comparação de testes de normalidade quanto ao seu poder, usando simulações de Monte Carlo (POITRAS, 2006).

Os testes de Kolmogorov-Smirnov, Cramer-von Mises e Anderson-Darling apresentam algumas vantagens sobre o teste de aderência de qui-quadrado tradicional, como maior poder<sup>29</sup>.

O poder desses testes também varia de acordo com o número de observações e com o formato da distribuição empírica. Num estudo de simulação, o teste de Shapiro-Wilk mostrou-se o mais poderoso para todos os tipos de distribuição e tamanhos de amostras, enquanto que o de Kolmogorov-Smirnov mostrou-se o menos poderoso. O teste de Anderson-Darling foi comparável ao de Shapiro-Wilk, seguido do teste de Lilliefors (RAZALI; WAH, 2010). O mesmo resultado foi obtido por Mendes e Pala (2003), ao comparar o poder dos testes de Shapiro-Wilk, Lilliefors e Kolmogorov-Smirnov.

Uma desvantagem dos testes baseados em assimetria e curtose é que qualquer distribuição simétrica tem esses momentos iguais aos de uma distribuição normal. Por esse motivo, os testes baseados em EDF e o teste de Shapiro-Wilk têm sido os mais utilizados no caso univariado (MECKLIN; MUNDFROM, 2004). Poitras (2006) argumenta que o poder de testes baseados em momentos pode ser comparado favoravelmente, em relação aos testes baseados em EDF ou em correlação. Além disso, argumenta que em alguns casos, um teste direcional, baseado na assimetria ou na curtose, pode ser preferível a um teste abrangente, mesmo que baseado em ambos os momentos (assimetria e curtose).

Inúmeras outras comparações entre testes podem ser encontradas na literatura<sup>30</sup>. A conclusão geral é que nenhum teste domina os demais sob todas as condições (AKBILGİÇ; HOWE, 2011).

<sup>29</sup>Segundo D'Agostino e Stephens (1986, cap. 2 apud SAS, 2010).

<sup>30</sup>Como em Farrell, Salibian-Barrera e Naczk (2007), Hanusz e Tarasińska (2009), Adefisoye (2015).

## 5 - ESTRATÉGIAS PARA LIDAR COM A NÃO NORMALIDADE

Quando as observações afastam-se da distribuição normal, pode-se tomar um dos caminhos indicados a seguir.

**Métodos sem suposição de normalidade.** A maneira mais simples consiste em utilizar métodos estatísticos que dispensem a suposição de uma distribuição de probabilidade específica, como a normal. Embora isso seja possível em alguns casos, na maioria das vezes, significa abdicar de poderosas ferramentas estatísticas.

**Métodos para a distribuição correta.** Utilizar métodos estatísticos adequados para distribuições de probabilidade diferentes da normal, quando esse for o caso, constitui maneira lógica de tratar o problema. Por exemplo, a estimação de desvios absolutos mínimos, associada à norma  $L_1$ , é apropriada para populações com distribuição exponencial dupla, enquanto que a estimação de mínimos quadrados, associada à norma  $L_2$ , é apropriada para populações com distribuição normal.

Em muitos casos existem razões teóricas para a escolha da forma da distribuição, mas, às vezes, é necessário procurar o ajustamento de uma distribuição com base somente na amostra de que se dispõe. Muitas tentativas bem sucedidas têm sido feitas para ajustar modelos matemáticos a diferentes populações.

**Métodos robustos.** Utilizar métodos robustos, no sentido de não serem sensíveis a afastamentos da normalidade, constitui o caminho seguinte, mesmo que não sejam os mais adequados para a real distribuição da variável.

**Normalidade assintótica.** O teorema do limite central fornece a distribuição limite da média ou da soma de variáveis aleatórias independentes identicamente distribuídas. À medida que aumenta o tamanho da amostra dessa distribuição, ela se aproxima da normal; assim, em grande parte dos casos, para um tamanho conveniente da amostra já se pode admitir que as variáveis tenham distribuição aproximadamente normal e utilizar os métodos usuais de

análise. A atenção deve concentrar-se, portanto, nas variáveis cuja convergência não é muito rápida.

A normalidade assintótica também pode ocorrer para outras estatísticas amostrais, como correlações, estatísticas de ordem, estatísticas de máxima verossimilhança, quantis, conforme Hoeffding (1948), entre outros. Uma estimativa da precisão da aproximação normal, com o objetivo de obter limites para amostras razoáveis é apresentada por Reiss (1974). Condições necessárias e suficientes para que sequências de valores subamostrais de uma estatística sejam normalmente assintóticas são apresentadas por Hartigan (1975). Mesmo em algumas situações complexas a normalidade assintótica pode acontecer (DUPAČOVÁ; WETS, 1987). Condições para estimação com normalidade assintótica de modelos de séries estacionárias com raiz unitária comum foram apresentadas por West (1988).

**Transformação dos dados.** Finalmente, é possível aplicar uma transformação aos dados, de tal forma que os dados transformados tenham distribuição normal ou aproximadamente normal. Segundo Aitchison (1982), esse tipo de questão começou a ser considerada por McAlister (1879). Às vezes, o tipo de transformação pode ser sugerido pelo próprio problema. Por exemplo, num experimento de fixação de nitrogênio em plantas, como o crescimento das plantas acontece de forma aproximadamente logarítmica, parece natural que tomando os logaritmos da quantidade de nitrogênio nas plantas, as variâncias diferirão pouco entre tratamentos. Entretanto, nem sempre a transformação lógica é tão evidente (EISENHART; WILSON, 1943). Efron (1982) discute condições sob as quais existe uma simples transformação monótona que torne uma variável aproximadamente normal, mas alerta para o fato de que nem sempre a normalização da variável conduz a uma estabilização da variância. Sprot (1973) assinala que uma análise da função de verossimilhança pode indicar quando a teoria da estimação para grandes amostras pode ser aplicada e quando ela é inadequada podendo levar a erros. O autor analisa transformações que podem melhorar a aproximação à normalidade das funções de verossimilhança e, também, a precisão de níveis de signifi-

cância e dos intervalos de confiança baseados na teoria para grandes amostras. Shenton (1965) apresenta um método para transformar distribuições de Pearson de tipos I, III, V e VI em distribuições aproximadamente normais, trabalhando com regressões. Quando a população não é normal, a probabilidade de se obter um valor da estatística  $t$  de Student (ou de  $F$ ) maior que um dado valor crítico difere do valor tabulado por certo fator. Bradley (1952) estuda correções para tais testes, permitindo o uso das tabelas comuns. Curtiss (1940) apresenta uma teoria matemática geral para certos tipos de transformação em uso, como a transformação pela raiz quadrada, a transformação logarítmica e a transformação pelo inverso do seno.

Geralmente, os desvios de normalidade são seguidos de heterocedasticidade. Além disso, uma correlação entre a variância e a média frequentemente implica assimetria excessiva. Assim, o que se procura é uma mudança de escala para estabilizar a variância, procedimento este que costuma também diminuir a assimetria e aproximar da normal a distribuição da variável. Deve-se alertar para o fato de que nem sempre a normalização da variável conduz a uma estabilização da variância (EFRON, 1982). Entretanto, desvios moderados da normalidade não costumam constituir problema muito sério (BARLETT, 1936, 1947). Num modelo de regressão, uma maneira de tratar a violação da suposição de normalidade consiste em transformar a variável da saída, a fim de tornar simétrica a distribuição dos resíduos, não o das variáveis dependentes (BERNIER; FENG; ASAKAWA, 2011).

### 5.1 - Transformação Potência

Talvez a família mais geral de transformações para normalidade seja a família paramétrica de transformação potência, também chamada transformação de Box-Cox, dada por:

$$y^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{(y+c)^\lambda}{\lambda}, & \text{para } \lambda \neq 0 \\ \log(y+c), & \text{para } \lambda = 0 \text{ e } y > -c \end{cases}$$

onde  $y$  representa a observação original,  $y^{(\lambda)}$  representa a observação transformada,  $\lambda$  e  $c$  são parâmetros desconhecidos e  $\log$  representa o logaritmo natural, proposta no artigo seminal de Box e Cox (1964)<sup>31</sup>. Supõe-se que para algum valor de  $\lambda$  e algum valor de  $c$  as observações transformadas sejam independentes e normalmente distribuídas com variância constante  $\sigma^2$  e esperança  $\mathbf{a}\boldsymbol{\theta}$ , onde  $\mathbf{a}$  é uma matriz conhecida de posto completo e  $\boldsymbol{\theta}$  é um vetor de parâmetros desconhecidos. A densidade de probabilidade das observações é obtida por

$$\frac{1}{(\sqrt{2\pi})^n \sigma^n} \exp \left[ -\frac{(\mathbf{y}^{(\lambda)} \mathbf{a} \boldsymbol{\theta})' (\mathbf{y}^{(\lambda)} \mathbf{a} \boldsymbol{\theta})}{2\sigma^2} \right] \times J(\lambda, \mathbf{y})$$

onde o Jacobiano da transformação é dado por

$$J(\lambda, \mathbf{y}) = \prod_{i=1}^n \frac{dy_i^{(\lambda)}}{dy_i}$$

Os parâmetros na fórmula acima podem ser estimados de duas maneiras: a) aplicando a teoria de máxima verossimilhança para grandes amostras; ou b) aplicando a teoria de Bayes, na qual se admite que as distribuições *a priori* dos  $\theta$ 's e  $\log(\sigma)$  sejam uniformes sobre a região onde a função de verossimilhança está definida, e se obtém a distribuição *a posteriori* de  $\lambda$ . Um algoritmo para estimar o parâmetro da transformação de Box-Cox foi proposto por Asar e Dağ (2014). Entretanto, como o estimador de máxima verossimilhança do parâmetro da transformação de Box-Cox é muito sensível a valores discrepantes (ANDREWS, 1971), Yeo, Jonhson e Dene (2014) propuseram estimar esse parâmetro mediante a minimização da distância quadrática ponderada entre a função característica empírica dos dados transformados e a função característica de uma distribuição normal. Por outro lado, Foudjo (2013), trabalhando no âmbito de séries temporais, tratou de testes robustos para normalidade (em especial, o de

Shapiro-Wilk), visando obter um estimador robusto para o parâmetro da transformação Box-Cox.

O uso da transformação de Box-Cox antes da análise ou da modelagem é especialmente recomendado quando a variável assume somente valores positivos (POIRIER, 1978). Draper e Cox (1969) mostram que, mesmo quando não se consegue normalidade exata com a transformação, ela pode ser utilizada, podendo se obter um estimador consistente. A precisão da estimativa de  $\lambda$  depende muito do coeficiente de variação dos dados transformados. Atkinson (1973) compara três testes de hipóteses sobre o parâmetro da transformação: o teste da razão de verossimilhança utilizado por Box e Cox (1964), o teste exato proposto por Andrews (1971), para o parâmetro da transformação de Box-Cox, e um teste estatístico de uma normal assintótica derivada da função de verossimilhança. Conclui que o teste de Andrews é exato e mais fácil de calcular, mas os testes derivados da função de verossimilhança são uniformemente mais poderosos. Entretanto, considerando-se que a estimativa da média é muito afetada por valores extremos, intervalos para a média podem ser muito sensíveis a variações nos valores do parâmetro da transformação de Box-Cox, pois as caudas da distribuição resultante podem diferir bastante. A incorporação de informação *a priori* numa estimação bayesiana pode, eventualmente, diminuir essa sensibilidade da média a valores de  $\lambda$  (RUBIN, 1984).

Como a transformação de Box-Cox é definida somente para variáveis positivas, isto é, em que  $y = 0$ , a transformação foi estendida para valores negativos, resultando na transformação de Yeo-Johnson<sup>32</sup>:

$$x^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{(x+1)^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{para } \lambda \neq 0, x \geq 0 \\ \log(x+1), & \text{para } \lambda = 0, x \geq 0 \\ -\frac{(1-x)^{2-\lambda} - 1}{2-\lambda}, & \text{para } \lambda \neq 2, x < 0 \\ -\log(1-x), & \text{para } \lambda = 2, x < 0 \end{cases}$$

<sup>31</sup>Pode-se mostrar que  $\lim_{\lambda \rightarrow 0} y^{(\lambda)} = \log(y+c)$ , conforme SAS (2008).

<sup>32</sup>Proposta por Yeo e Johnson (2000 apud WEISBERG, 2001).

Transformação semelhante, abrangendo valores negativos, é apresentada em Ahmad, Naing e Hussein (2007).

No caso multivariado, a transformação de Box-Cox pode ser escrita como:

$$y_j^{(\lambda_j)} = \begin{cases} \frac{(y_j + c_j)^{\lambda_j}}{\lambda_j} \times m_j^{\lambda_j - 1}, & \text{para } \lambda_j \neq 0 \\ \log(y_j + c_j) \times m_j, & \text{para } \lambda_j = 0 \text{ e } y_j > -c_j \end{cases}$$

para o  $j$ -ésimo elemento do vetor  $v \times 1$  de respostas  $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iv})$ . O caso de transformação conjunta de dados multivariados discutido em Bozdogan e Ramirez (1986) toma  $m_j=1$ , mas em Riani (2004),  $m_j = \bar{y}_j$  é a média geométrica da  $j$ -ésima resposta.

Em resumo, trata-se de uma transformação bastante estudada sob muitos aspectos (SAKIA, 1992). Muitas transformações comuns, como a logarítmica e a raiz quadrada, são apenas casos particulares da transformação potência, como será visto a seguir.

**Transformação cúbica.** É o caso da transformação potência em que  $\lambda = 3$ :

$$y^{(\lambda)} = \frac{(y + c)^3}{3}$$

**Transformação quadrática.** É o caso da transformação potência em que  $\lambda = 2$ , sendo usada para dados assimétricos à esquerda:

$$y^{(\lambda)} = \frac{(y + c)^2}{2}$$

**Transformação linear.** É o caso da transformação potência em que  $\lambda = 1$ , e tem-se apenas uma mudança de origem:

$$y^{(\lambda)} = y + c$$

Neste caso, nenhuma transformação é necessária, produzindo-se um resultado idêntico ao original.

**Transformação raiz quadrada.** É o caso da transformação potência em que  $\lambda = \frac{1}{2}$ :

$$y^{(\lambda)} = 2\sqrt{y + c}$$

A transformação raiz quadrada, introduzida por Bartlett (1936), é usada para variáveis com distribuição de Poisson e para dados de contagem de ocorrências (OSBORNE, 2010).

**Transformação logarítmica.** É o caso da transformação potência em que  $\lambda = 0$ :

$$y^{(\lambda)} = \log(y + c)$$

Quando uma variável é restrita a valores não negativos, a transformação logarítmica também estende os valores da variável para a reta real. A transformação logarítmica tem grande apelo e vem sendo utilizada há muito tempo com sucesso, sendo popular em análise de regressão e econometria. Já no trabalho de Bartlett (1947) encontram-se as transformações pela raiz quadrada, a angular e a logarítmica, que são as mais utilizadas. O autor indica a transformação  $\log(1+x)$  no lugar de  $\log(x)$ , para evitar dificuldades com zeros. As transformações mais comuns para dados assimétricos à direita são a inversa, a logarítmica e a raiz quadrada. Certos aspectos da transformação logarítmica foram vistos também por Bartlett e Kendall (1946).

Aplicando-se logaritmos dos dois lados da igualdade de uma razão entre duas variáveis,  $Z = X/Y$ , obtém-se:

$$\log Z = \log X - \log Y$$

e, neste caso, as três variáveis transformadas podem ser normais. Ao expressar a razão das variáveis como uma diferença de duas variáveis, as suposições da análise de variância ou da análise de regressão, geralmente, se tornam mais realistas (KEENE, 1995).

Apesar de seu apelo, o fato de a transformação logarítmica produzir intervalos de confiança assimétricos em relação à média pode não ser desejável em alguns estudos. A demonstração é evidente, mas seja a seguinte estimativa por intervalo para a variável  $Z$  tomada nos logaritmos:

$$\log L_i = \log \hat{Z} - t_{\alpha} s \text{ e } \log L_s = \log \hat{Z} + t_{\alpha} s$$

Então,

$$L_i = \exp[\log \hat{Z} - t_\alpha s] = \hat{Z} / \exp[t_\alpha s]$$

e

$$L_s = \exp[\log \hat{Z} + t_\alpha s] = \hat{Z} \exp[t_\alpha s]$$

onde  $L_i$  é o limite inferior e  $L_s$  é o limite superior do intervalo de confiança para a variável original. O intervalo superior resulta diferente do intervalo inferior ao redor da estimativa:

$$L_s - \hat{Z} = \hat{Z}(e^{t_\alpha s} - 1) \neq \hat{Z} \left( \frac{e^{t_\alpha s} - 1}{e^{t_\alpha s}} \right) = L_i - \hat{Z}$$

Na verdade, é maior se a distribuição for assimétrica à direita, menor se a distribuição for assimétrica à esquerda, e igual se a distribuição for simétrica. Isso é especialmente ruim quando se trabalha com previsões, em modelos de séries temporais<sup>33</sup>. De fato, em que pesem as vantagens no uso da transformação de Box-Cox, da logarítmica em especial, em problemas de econometria (particularmente, em modelos ARIMA), no caso de dados econômicos que se afastam muito da normalidade, o uso dessa transformação parece não reduzir muito o problema, não compensando a inconveniência, esforço e custo extra, nem produzindo previsões melhores (NELSON JUNIOR; GRANGER, 1979).

Muitas vezes, o desvio padrão varia proporcionalmente com a média e, então, uma transformação nas observações pode ser suficiente para tornar constante a variância. Acontece que uma correlação entre o desvio padrão e a média é geralmente acompanhada de um grande desvio de normalidade, o que indica que a forma das observações é inadequada. É frequente, além disso, que a transformação que torna a variância constante também torne a distribuição das observações mais próxima da normal (DAVIES, 1960). Na verdade, “a transformação logarítmica é explicitamente recomendada quando o desvio padrão é

proporcional ao valor da média” (KEENE, 1995).

As transformações logarítmicas (ou transformações log) constituem toda uma classe de transformações, não apenas uma transformação (OSBORNE, 2010). Variáveis log-normais (i.e., que se tornam normais após a transformação logarítmica) ocorrem em muitos campos, parecendo ser mais comuns quando os resultados são influenciados por muitos fatores independentes, como em ciências biológicas e também em ciências sociais. Deve-se notar, ainda, que diferentes bases do logaritmo podem produzir diferentes resultados de transformação, embora seja usual usar o logaritmo natural, com base  $e$  (OSBORNE, 2010).

**Transformação raiz quadrada inversa.** É o caso da transformação potência em que  $\lambda = -\frac{1}{2}$ :

$$y^{(\lambda)} = \frac{-2}{\sqrt{y+c}}$$

**Transformação inversa (ou hiperbólica de primeira ordem, ou recíproca).** É o caso da transformação potência em que  $\lambda = -1$

$$y^{(\lambda)} = -\frac{1}{y+c}$$

É usada para razões e para dados fortemente assimétricos à direita. Essa transformação faz números pequenos se tornarem grandes, e vice versa, invertendo sua ordem (OSBORNE, 2010).

**Transformação quadrática inversa (ou hiperbólica de segunda ordem).** É o caso da transformação potência em que  $\lambda = -2$ :

$$y^{(\lambda)} = \frac{-2}{(y+c)^2}$$

**Transformação cúbica inversa.** É o caso da transformação potência em que  $\lambda = -3$ :

$$y^{(\lambda)} = \frac{-3}{(y+c)^3}$$

<sup>33</sup>O efeito da transformação sobre o intervalo de confiança é ainda pior no caso da transformação raiz quadrada e da transformação recíproca (BLAND; ALTMAN, 1996).

## 5.2 - Transformações Angulares

Algumas transformações envolvem a função seno ou o respectivo ângulo ou outras funções.

**Transformação inverso do seno.** É dada por:

$$y^{(\lambda)} = \begin{cases} \sqrt{n} \operatorname{sen}^{-1} \sqrt{y + \frac{\alpha}{n}}, & \text{para } -\frac{\alpha}{n} \leq y \leq 1 - \frac{\alpha}{n} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

onde  $\alpha$  é uma constante arbitrária. A transformação inverso do seno é usada para variáveis com distribuição binomial. Sua teoria pode ser vista em Beall (1942)<sup>34</sup>. Entretanto, seu uso vem diminuindo e seus méritos questionados, sendo substituída com algumas vantagens pela análise de regressão logística sobre os dados originais (OSBORNE, 2010; WILSON et al., 2010).

**Transformação angular (ou arco seno).** É dada por:

$$y^{(\lambda)} = \operatorname{arc} \operatorname{sen} \sqrt{y}$$

É usada para proporções (ou, equivalentemente, percentagens), que são transformadas num ângulo. Foi usada por Fischer (1922), no contexto de Genética e por Zubin (1935).

**Transformação seno hiperbólico inverso.** É dada por:

$$y^{(\lambda)} = \operatorname{senh}^{-1}(y) = \operatorname{arcsenh}(y) = \frac{1}{\lambda} \log(\lambda y + \sqrt{\lambda^2 y^2 + 1}), \quad \text{para } \lambda > 0$$

Essa transformação foi proposta por Johnson (1949, apud BURBIDGE; MAGEE; ROBB, 1988), enquanto uma generalização dessa transformação foi proposta por Burbidge, Magee e Robb (1988).

**Transformação tangente hiperbólica inversa.** É dada por:

$$y^{(\lambda)} = \operatorname{tanh}^{-1}(y) = \operatorname{arctanh}(y) = \frac{1}{2} \log \left( \frac{1+y}{1-y} \right)$$

Essa transformação foi usada por Taylor (1984).

## 5.3 - Outras Transformações

**Transformação exponencial.** É dada por:

$$y^{(\lambda)} = e^y$$

É usada para dados assimétricos à esquerda.

## 5.4 - Efeitos da Transformação

Depois de usar uma transformação sobre os dados para garantir normalidade, aplicam-se os procedimentos de análise estatística sobre os dados transformados. Todavia, em alguns casos é preciso fazer a transformação inversa para fornecer resultados sobre a variável original, por exemplo, intervalos de confiança. Então, alguns problemas podem aparecer. Por exemplo, ao se ajustar um modelo linear a uma variável de resposta transformada, as predições obtidas devem passar pela transformação inversa para serem expressas nas unidades originais de observação. Ocorre, segundo Perry e Walker (2015) que essas predições da variável de resposta original contêm um viés, teoricamente<sup>35</sup> originado do fato de que  $E(Y^k)$  é uma função não linear de  $\mu$  e  $\sigma^2$ .

## 6 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

A distribuição normal e a estimação por mínimos quadrados vêm sendo utilizados desde o início do século XIX, mas tornou-se quase onipresente em muitos procedimentos estatísticos desenvolvidos ao longo do século XX na forma de um dos pres-

<sup>34</sup>Também em Tippett (1934 apud BEALL, 1942).

<sup>35</sup>Ver Land (1974 apud PERRY; WALKER, 2015).

supostos básicos. Contudo, na prática encontraram-se muitas situações em que a não normalidade é a regra. Para detectar tais casos desenvolveram-se dezenas de testes para teste de normalidade das observações. Para resolver o problema há diversos caminhos, mas o mais frequentemente usado é o da transformação dos dados, a fim de aproximar sua distribuição amostral da distribuição normal. A transformação mais geral e uma das mais usadas é a transformação potência proposta por Box-Cox. Estudos e simulações têm mostrado que o pesquisador deve analisar cada problema e os respectivos dados antes de decidir como enfrentar o problema, bem como qual teste utilizar e qual transformação ou enfoque considerar para minimizar os efeitos da não normalidade.

## LITERATURA CITADA

- ADEFISOYE, J. O. **An assessment of the performances of several univariate tests for normality**. 2015. 70 p. Dissertation (Master's degree in Statistics) - Florida International University, Miami, 2015.
- AHMAD, A. M. A. W.; NAING, N. N.; HUSSEIN, M. T. A. R. A modification of Box-Cox transformation. **Statistika**, Vol. 7, pp. 45-550, 2007.
- AITCHISON, J. The statistical analysis of compositional data. **Journal of the Royal Statistical Society**, Edinburgh, Vol. 44, pp. 139-177, 1982. (Series B - Methodological).
- AKBILGIÇ, O.; HOWE, J. A. A novel normality test using an identity transformation of the Gaussian function. **European Journal of Pure and Applied Mathematics**, Vol. 4, pp. 448-454, 2011.
- ANDERSON, T. W.; DARLING, D. A. A test of goodness of fit. **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 49, pp. 765-769, 1954.
- ANDREWS, D. F. A note on the selection of data transformations. **Biometrika**, Vol. 58, pp. 249-254, 1971.
- \_\_\_\_\_.; MALLOWS, C. L. Scale mixtures of normal distributions. **Journal of the Royal Statistical Society**, Vol. 36, pp. 99-102, 1974. (Series B - Methodological).
- ARNOLD, B. C.; MEEDEN, G. Characterization of distributions by sets of moments of order statistics. **The Annals of Statistics**, Vol. 3, pp. 754-758, 1975.
- ARNOLD, T. B.; EMERSON, J. W. Nonparametric goodness-of-fit tests for discrete null distributions. **The R Journal**, Vol. 3, pp. 34-39, 2011.
- ASAR, Ö.; İLK, Ö.; DAĞ, O. **Estimating Box-Cox power transformation via goodness of fit tests**. Accepted to be published in Communications in Statistics/ Simulation and Computation. 2014. 17 p.
- ATKINSON, A. C. Testing transformations to normality. **Journal of the Royal Statistical Society**, Edinburgh, Vol. 35, pp. 473-479, 1973.
- BARTLETT, M. S.; KENDALL, D. G. The statistical analysis of variance: heterogeneity and the logarithmic transformation. **Journal of the Royal Statistical Society**, Edinburgh, Vol. 7, Issue 1, pp. 128-138, 1946.
- \_\_\_\_\_. The square root transformation in analysis of variance. **Journal of the Royal Statistical Society**, Edinburgh, Vol. 3, Issue 1, pp. 68-78, 1936.
- \_\_\_\_\_. The use of transformations. **Biometrics**, Vol. 3, pp. 39-52, 1947.
- BEALL, G. The transformation of data from entomological field experiments so that the analysis of variance become applicable. **Biometrika**, Vol. 32, pp. 243-262, 1942.
- BERNIER, J.; FENG, Y.; ASAKAWA, K. Strategies for handling normality assumptions in multi-level modeling: a case study estimating trajectories of health utilities index mark 3 scores. **Health Report**, Ottawa, Vol. 22, pp. 45-51, 2011.
- BLAND, J. M.; ALTMAN, D. G. The use of transformation when comparing two means. **The British Medical Journal**, Vol. 312, pp. 1152, 1996.
- BOGDAN, M. Data driven smooth tests for bivariate normality. **Journal of Multivariate Analysis**, Vol. 68, pp. 26-53, 1999.
- BOWMAN, K. O.; SHENTON, L. R. Omnibus test contours for departures from normality based on  $\sqrt{b_1}$  and  $b_2$ . **Biometrika**, Vol. 62, pp. 243-250, 1975.
- BOX, G. E. P.; COX, D. R. An analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical Society**, Edinburgh, Vol. 26, Issue 2, pp. 211-252, 1964. (Series B - Methodological).
- \_\_\_\_\_.; WATSON, G. S. Robustness to non-normality of regression tests. **Biometrika**, Vol. 49, pp. 93-106, 1962.
- BOZDOGAN, H.; RAMIREZ, D. E. Testing for model fit: assessing and Box-Cox transformations of multivariate data to "near" normality. **Computational Statistics Quarterly**, Vol. 3, pp. 127-150, 1986.
- BRADLEY, R. A. Corrections for nonnormality in the use of the two-sample t- and F- tests at high significance levels. **The Annals of Mathematical Statistics**, Durham, Vol. 23, pp. 103-113, 1952.

- BURBIDGE, J. B.; MAGEE, L.; ROBB, A. L. Alternative transformation to handle extreme values of the dependent variable. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, Vol. 83, pp. 123-127, 1988.
- CARLSON, J. L. A study of the distribution of means estimated from small samples by the method of maximum likelihood for Pearson's type II curve. **The Annals of Mathematical Statistics**, Durham, Vol. 3, pp. 86-107, 1932.
- CHEN, G.; LOCKHART, R.; STEPHENS, M. A. **EDF tests for normality in linear models after a Box-Cox transformation**. Stanford: Department of Statistics, University of Stanford, 1993. (Technical Report, 472).
- CHESIRE, L.; OLDIS, E.; PEARSON, E. S. Further experiments on the sampling distribution of the correlation coefficient. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, Vol. 27, pp. 121-128, 1932.
- CRAIG, C. C. On the frequency function of  $xy$ . **The Annals of Mathematical Statistics**, Durham, Vol. 7, pp. 1-15, 1936.
- CSÖRGÖ, S. Testing for normality in arbitrary dimension. **The Annals of Statistics**, Philadelphia, Vol. 14, pp. 708-723, 1986.
- CURTIS, J. H. On transformations used in the analysis of variance. **The Annals of Mathematical Statistics**, Durham, Vol. 14, pp. 107-122, 1940.
- D'AGOSTINO, R. An omnibus test of normality for moderate and large size samples. **Biometrika**, Vol. 58, pp. 341-348, 1971.
- \_\_\_\_\_.; STEPHENS, M. **Goodness-of-fit techniques**. New York: Marcel Dekker, 1986.
- DAVIES, O. L. **The design and analysis of industrial experiments**. London: Oliver and Boyd, 1960.
- DESMOULINS-LEBEAULT, F. **Semi-moments based tests of normality and the evolution of stock returns towards normality**. Paris: Association Française de Finance, 2004. Disponível em: <[http://www.affi.asso.fr/uploads/Externe/36/CTR\\_FICHIER\\_108\\_1226315203.pdf](http://www.affi.asso.fr/uploads/Externe/36/CTR_FICHIER_108_1226315203.pdf)>. Acesso em: set. 2015.
- DOORNIK, J. A.; HANSEN, H. **An omnibus test for univariate and multivariate normality**. Oxford: Economics Group/Nuffield College/University of Oxford, 1994. (Economic Papers, W4e91).
- DRAPER, N. R.; COX, D. R. On distributions and their transformation to normality. **Journal of the Royal Statistical Society**, Edinburgh, Vol. 31, pp. 472-476, 1969. (Series B - Methodological).
- DUFOUR, J. M. et al. Simulation-based finite-sample normality tests in linear regressions. **Econometrics Journal**, Vol. 1, pp. 154-173, 1998.
- DUPAČOVÁ, J.; WETS, R. J.-B. **Asymptotic behavior of statistical estimators and of optimal solutions of stochastic optimization problems**. Laxenburg: International Institute for Applied Systems Analysis, 1987. 20 p. (Working Paper, 9).
- EDGEELL, S. E.; NOON, S. M. Effect of violation of normality on the t test of the correlation coefficient. **Psychological Bulletin**, Vol. 95, pp. 576-583, 1984.
- EFRON, B. Transformation theory: how normal is a family of distributions? **The Annals of Statistics**, Philadelphia, Vol. 10, pp. 323-339, 1982.
- EISENHART, C.; WILSON, P. W. Statistical methods and control in bacteriology. **Bacteriological Reviews**, Vol. 7, pp. 57-137, 1943.
- FARRELL, P. J.; SALIBIAN-BARRERA, M.; NACZK, K. On tests for multivariate normality and associated simulation studies. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, Vol. 77, pp. 1065-1080, 2007.
- FILLIBEN, J. J. The probability plot correlation coefficient test for normality. **Technometrics**, Vol. 17, pp. 111-117, 1975.
- FINUCAN, H. M. A note on kurtosis. **Journal of the Royal Statistical Society**, Edinburgh, Vol. 26, Issue 1, pp. 111-112, 1964. (Series B-Methodological).
- FISCHER, R. A. On the dominance ratio. **Proceedings of the Royal Statistical Society of Edinburgh**, Vol. 42, pp. 321-341, 1922.
- FOUDJO, A. N. **Robust normality test and robust power transformation with application to state change detection in non normal processes**. 2013. 135 p. Dissertation (Doktor der Naturwissenschaften) - Fakultät Statistik, Technische Universität Dortmund, Dortmund, 2013.
- HANUSZ, Z.; TARASIŃSKA, J. Simulation study for a test of multivariate normality based on Shapiro-Wilk statistic. **Colloquium Biometricum**, Lublin, Vol. 39, pp. 45-51, 2009.
- HARTIGAN, J. A. Necessary and sufficient conditions for asymptotic joint normality of statistic and its subsample values. **The Annals of Statistics**, Philadelphia, Vol. 3, pp. 573-580, 1975.
- HENZE, N.; WAGNER, T. A new approach to the BHEP tests for multivariate normality. **Journal of Multivariate Analysis**, Vol. 62, pp. 1-23, 1997.
- HOEFFDING, W. A class of statistics with asymptotically normal distribution. **The Annals of Mathematical Statistics**, Durham, Vol. 19, pp. 293-325, 1948.
- HOTELLING, H.; PABST, M. R. Rank correlation and tests of significance involving no assumption of normality. **The Annals of Mathematical Statistics**, Durham, Vol. 7, pp. 29-43, 1936.

- ISOGLI, T. On a measure of multivariate skewness and a test for multivariate normality. **Annals of the Institute of Statistical Mathematics**, Tokyo, Vol. 34, pp. 531-541, 1982.
- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, Malden, Vol. 55, pp. 163-172, 1987.
- JOHNSON, N. L.; LEONE, F. C. **Statistics and experimental design in engineering and the physical sciences**. New York: Wiley, 1964. v. 2.
- JUSTEL, A.; PEÑA, D.; ZAMAR, R. **A multivariate Kolmogorov-Smirnov test of goodness of fit**. Madrid: Departamento de Estadística/UC3M, 1994. 15 p. (Working Paper, 94-32).
- KEENE, O. N. The log transformation is special. **Statistics in Medicine**, Vol. 14, pp. 811-819, 1995.
- KRONMAL, R. A. Spurious correlation and the fallacy of the ratio standard revisited. **Journal of the Royal Statistical Society**, Edinburgh, Vol. 156, pp. 379-392, 1993. (Series A-Statistics in Society).
- LACHENBRUCH, P. A. Proper metrics for clinical trials: transformations and other procedures to remove non-normality effects. **Statistics in Medicine**, Vol. 22, pp. 3823-3842, 2003.
- LILLIEFORS, H. W. On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, Vol. 62, pp. 399-402, 1967.
- MCALISTER, D. The law of the geometric mean. **Proceedings of the Royal Society of London**, London, Vol. 29, pp. 367-376, 1879.
- MECKLIN, C. J.; MUNDFROM, D. J. An appraisal and bibliography of tests for multivariate normality. **International Statistical Review**, Vol. 72, pp. 123-138, 2004.
- MENDES, M.; PALA, A. Type I error rate and power of three normality tests. **Pakistan Journal of Information and Technology**, Vol. 2, pp. 135-139, 2003.
- Mood, A. M.; Graybill, F. A.; Boes, D. C. **Introduction to the theory of statistics**. Tokio: Mc-Graw Hill Kogakusha, 1974.
- NAKAGAWA, S.; HASHIGUCHI, H.; NIKI, N. **A measure of skewness for testing departures from normality**. Preprint submitted to Computational Statistics and Data Analysis, Tokyo, 2012. Disponível em: <<http://arxiv.org/pdf/1202.5093v1.pdf>>. Acesso em: set. 2015.
- NELSON JUNIOR, H. L.; GRANGER, C. W. J. Experience with using the Box-Cox transformation when forecasting economic time series. **Journal of Econometrics**, Vol. 10, pp. 57-69, 1979.
- OSBORNE, J. W. Improving your data transformations: applying the Box-Cox transformation. **Practical Assessment, Research and Evaluation**, Vol. 15, pp. 1-9, 2010.
- PERRY, M. B.; WALKER, M. L. A prediction interval estimator for the original response when using Box-Cox transformations. **Journal of Quality Technology**, Vol. 47, pp. 276-295, 2015.
- POIRIER, D. J. The use of the Box-Cox transformation in limited dependent variable models. **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 73, pp. 284-287, 1978.
- POTRAS, G. More on the correct use of omnibus tests for normality. **Economic Letters**, Vol. 90, pp. 304-309, 2006.
- RAO, C. R.; ALI, H. An overall test for multivariate normality. **Student**, Vol. 2, pp. 317-324, 1998.
- RAZALI, N. M.; WAH, Y. B. Power comparisons of some selected normality tests. In: REGIONAL CONFERENCE ON STATISTICAL SCIENCES, 10., 2010, Kelantan. **Proceedings...** Kelantan: Malaysia Institute of Statistics/Faculty of Computer and Mathematical Sciences/UiTM, June 2010, p. 126-138.
- REISS, R.-D. On the accuracy of the normal approximations for quantiles. **Annals of Probability**, Vol. 2, pp. 741-744, 1974.
- RIANI, M. Robust multivariate transformations to normality: constructed variables and likelihood ratio tests. **Statistical Methods and Applications**, Vol. 13, pp. 179-196, 2004.
- RIDER, P. R. On the distribution of the ratio of mean to standard deviation in small samples from non-normal universes. **Biometrika**, Vol. 21, pp. 124-143, 1929.
- RIETZ, H. L. Note on the distribution of the standard deviation of sets of three variates drawn at random from a rectangular distribution. **Biometrika**, Vol. 23, Issue 3/4, pp. 424-426, 1931.
- RUBIN, D. B. Bayesianly justifiable and relevant frequency calculations for the applied statistician. **The Annals of Statistics**, Philadelphia, Vol. 12, pp. 1151-1172, 1984.
- SAKIA, R. M. The Box-Cox transformation technique: a review. **The Statistician**, Vol. 41, pp. 169-178, 1992.
- SAS. **BASE SAS® 9.2 procedures guide: statistical procedures**. 3. ed. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2010.
- \_\_\_\_\_. **SAS/STAT® 9.2 user's guide: the Transreg procedure**. 2. ed. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2008.
- SEIER, E. **Comparison of tests for univariate normality**. Tennessee: ETSU, 2002. 17 p. Disponível em: <<http://interstat.statjournals.net/YEAR/2002/abstracts/0201001.php>>. Acesso em: set. 2015.

- SHAPIRO, S. S.; FRANCA, R. S. An approximate analysis of variance for normality. **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 67, pp. 215-216, 1972.
- \_\_\_\_\_.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, Vol. 52, pp. 591-611, 1965.
- SHENTON, L. R. **Transforming non-normal distributions into nearly normal distributions**. Athens: University of Georgia, College of Agriculture, 1965. (Technical Bulletin N.S., 49 and 50).
- SHEWHART, W. A.; WINTERS, F. W. Small samples: new experimental results. **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 23, pp. 144-153, 1928.
- SMIRNOV, N. Table for estimating the goodness of fit of empirical distributions. **The Annals of Mathematical Statistics**, Durham, Vol. 19, pp. 279-281, 1948.
- SPROT, D. A. Normal likelihoods and their relation to large sample theory estimation. **Biometrika**, Vol. 60, Issue 3, pp. 457-465, 1973.
- SRIVASTAVA, M. S.; HUI, T. K. On assessing multivariate normality based on Shapiro-Wilk W statistic. **Statistics and Probability Letters**, Vol. 5, pp. 15-18, 1987.
- SU, Y.; KANG, S. -Y. Testing for multivariate normality of disturbances in the multivariate linear regression model. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON INTELLIGENT SYSTEMS RESEARCH AND MECHATRONICS ENGINEERING, 2015, Zhengzhou. **Proceedings...** Zhengzhou: Atlantis Press, 2015. p. 420-425.
- TAYLOR, C. R. A flexible method for empirically estimating probability functions. **Western Journal of Agricultural Economics**, Vol. 9, pp. 66-76, 1984.
- URZÚA, C. M. **Portable and powerful tests for normality**. México: Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México, 2007. 9 p.
- WARE, R.; LAD, F. **Approximating the distribution of sums of products of normal variables**. Christchurch: University of Canterbury, 2003. Disponível em: <<http://www.math.canterbury.ac.nz/research/ucdms2003n15.pdf>>. Acesso em: set. 2015.
- WEISBERG, S. **Yeo-Johnson power transformations**. Minneapolis: Department of Applied Statistics/University of Minnesota, 2001. Disponível em: <<https://www.stat.umn.edu/arc/yjpower.pdf>>. Acesso em: jun. 2015.
- WEST, K. D. Asymptotic normality, when regressors have a unit root. **Econometrica**, New York, Vol. 56, pp. 1397-1417, 1988.
- WILSON, E. et al. **The arcsine transformation: has the time come for retirement?** Canada: Memorial University of Newfoundland, 2010. 188 p. Disponível em: <<http://www.mun.ca/biology/dschneider/b7932/B7932Final10Dec2010.pdf>>. Acesso em: set. 2015.
- YEO, I.-K.; JOHNSON, R. A.; DENG, X. W. An empirical characteristic function approach to selecting a transformation to normality. **Communications for Statistical Applications and Methods**, Vol. 21, pp. 213-224, 2014.
- ZUBIN, J. Note on a transformation function for proportions and percentages. **Journal of Applied Psychology**, Washington, Vol. 19, pp. 213-220, 1935.

---

Recebido 30/11/2015. Liberado pra publicação em 16/02/2016.



# LAS EXPORTACIONES DE VINO ARGENTINAS: UNA HISTORIA BASADA EN EPISODIOS<sup>1</sup>

Juan Manuel Cerdá<sup>2</sup>  
Ricardo José Hernández Duarte<sup>3</sup>

**RESUMEN:** Este trabajo explora los diferentes episodios por los cuales transitó la industria vinícola argentina durante el periodo 1980-2012, en el marco de la globalización del sector. En particular, se estudia la importancia que tuvieron algunos bodegueros en dicho proceso así como el efecto que tuvo el tipo de cambio y los mercados receptores del vino argentino en la expansión de las exportaciones en los últimos años. La hipótesis de este trabajo es que, a partir de los años 80, los bodegueros vieron en las exportaciones una salida a la crisis más importante que atravesó el sector en la Argentina. Esto implicó, necesariamente, una transformación del mismo para producir vinos de calidad que pudieran ser vendidos en el mercado internacional. Así, los bodegueros sumaron a una tradición vitivinícola centenaria nuevas prácticas y estrategias de desarrollo. Por otro lado, a lo largo de 30 años, diversas políticas macroeconómicas influyeron en la expansión del sector en general y en las exportaciones en particular. En síntesis, en este trabajo intentamos demostrar que el crecimiento de las exportaciones de vinos argentinos tuvo un camino sinuoso y diferente a lo que la bibliografía hasta el momento ha encontrado para los países exportadores del "nuevo mundo". El trabajo se basa en diferentes fuentes de información cuantitativas brindadas por el Instituto Nacional de Vitivinicultura (INV), en las estadísticas de la Bolsa de Comercio de Mendoza y la Organización Internacional de la Viña y el Vino (OIV), así como en entrevistas recogidas en fuentes secundarias a informantes claves del sector.

**Palabras-claves:** vitivinicultura, mercado de vino, globalización, Argentina.

## ARGENTINE WINE EXPORTS: AN EPISODE-BASED STORY

**ABSTRACT:** This paper explores the different episodes through which the Argentina wine industry transited during the period 1980-2012, when the wine sector's globalization intensified. In particular, it shows the importance some wine makers acquired in this process and as well as transformations in the Argentine wine consumer market in recent years. The hypothesis of this work is that since the 80's Argentine winemakers exports have seen a way out of the biggest crisis of the sector in exports This implied necessarily a transformation thereof to produce quality wines that could be sold on the international market. Thus, the winemakers added new practices and development strategies to a centenary winemaking tradition. On the other hand, over 30 years various macroeconomic policies influenced the expansion of the sector in general and exports in particular. In short, this article we attempt to show that the growth of Argentine wine exports faced a winding path, different from what the literature has so far found for the exporting countries of the "new world". The work is based on different sources of quantitative information provided by the National Institute of Viticulture (INV), the statistics of the Stock Exchange of Mendoza and the International Organisation of Vine and Wine (OIV) as well as in interviews collected on secondary sources to key informants in the sector.

**Key-words:** viticulture, wine market, globalization, Argentina.

**JEL Classification:** F14, N16, N56, Q17.

---

<sup>1</sup>Registrado en CCTC, REA-14/2015.

<sup>2</sup>Profesor en Historia, Dotor, Universidad Nacional de Quilmes (CONICET/CEAR-UNQ), Bernal, Buenos Aires, Argentina (e-mail: jmcerda@unq.edu.ar).

<sup>3</sup>Ingeniero Agrónomo, Universidad Nacional de Quilmes (CONICET/CEAR-UNQ), Bernal, Buenos Aires, Argentina (e-mail: rduarte@becarios.unq.edu.ar).

## 1 - INTRODUCCIÓN

Desde los inicios de la década de 1990 el sector vitivinícola argentino se ha destacado por un crecimiento sostenido de sus exportaciones. En cierta medida, los estudios han hecho especial énfasis a que eso se debió a la entrada de capitales durante la convertibilidad<sup>4</sup>, que permitió la incorporación de tecnología y la reconversión del sector. Sin embargo, estos trabajos no han explorado con suficiente cuidado otros tres factores fundamentales que influyeron sobre las ventas al exterior de vinos. En primer lugar, el cambio engendrado por los productores y las estrategias que estos diseñaron en las décadas previas al despegue de las exportaciones; en segundo lugar, el papel que jugó el tipo de cambio y, en tercer lugar, el grado de concentración de los mercados y de las empresas exportadoras del sector vitivinícola. Por lo tanto, este trabajo tiene como objetivo demostrar que el crecimiento exportador del vino argentino ha estado asociado a diferentes episodios y vinculado, a su vez, a diferentes actores que, en conjunto, permiten entender de una manera más compleja su evolución en un mercado caracterizado por la globalización y la elevada competencia.

Las exportaciones de vino se incrementaron entre 1990 y 2013 en 607% en términos de volumen y en 5.654% en términos de valor. Asimismo, las exportaciones pasaron del 3,2% al 30% del volumen total de vino producido en el país en dicho período. En parte, este incremento tan significativo en términos porcentuales se debió a un punto de partida con volúmenes exportables muy reducidos, debido a que el sector se encontraba orientado casi exclusivamente al mercado interno. En cierta medida, esto también explica que durante los años noventa hayan sido las exportaciones las que más llamaron la atención a los analistas del sector.

Sin embargo, aquí intentaremos mostrar que la

---

<sup>4</sup>El régimen de convertibilidad se implementó en marzo de 1991 estableciendo una paridad cambiaria de 1 peso argentino igual a 1 dólar estadounidense. El objetivo central de dicha política, donde el tipo de cambio fue usado como ancla nominal de precios, era la de frenar los altos niveles de la inflación que había soportado la economía argentina durante toda la década de 1980.

reconversión argentina tuvo origen a principios de la década de 1980, a partir de la acción individual de bodegueros y productores vitivinícolas. En medio a la crisis más grande que afectó al sector durante el siglo XX, algunos bodegueros comenzaron un proceso de modernización de sus bodegas y viñedos. Luego, estos fueron favorecidos por políticas económicas que permitieron, en primer lugar, la reconversión del sector en los años noventa y, en segundo lugar, la expansión de las exportaciones de forma significativa a partir de la devaluación de enero del 2002. Pero, como se mencionó, el origen de esta gran transformación se remonta a los años 80 debido a la estrategia llevada adelante por aquellos *entrepreneurs* que vieron en la exportación una salida a la crisis. Pero para ello debían transformar su producto, convertirlo en un bien que fuera atractivo para los consumidores internacionales y afrontar los riesgos de un mercado cada vez más competitivo. Al respecto, un directivo de Bodegas de Argentina<sup>5</sup> afirmaba que:

El cambio fundamental lo hizo la industria [...] La industria fue la que se movió, salió al exterior, miró que es lo que pasaba, digamos; no fueron los departamentos comerciales. Es más, si uno mira la historia o la evolución a nivel de organigrama en las bodegas el peso de los departamentos comerciales, es mayor a partir de esta transformación liderada por la industria. ¿Quiénes la lideran? Los gerentes, los enólogos, los agrónomos, fueron los que salieron a ver afuera que pasaba en el resto del mundo y dijeron, bueno, acá hay cosas que se pueden hacer, cosas que se pueden mejorar, para salir de una crisis de la cual se venía, estoy hablando principios de los noventa, y ver que hacer, como cambiar. Entonces, esa visión, salir afuera a ver que hacen otros, ese aprendizaje fue el que se trajo hasta acá adentro y ahí fue donde se incorpora quizás

---

<sup>5</sup>Bodegas de Argentina es una Asociación Civil integrada por más de 230 empresas localizadas en todas las provincias vitivinícolas. Sus socios son empresas de diferente composición societaria, tamaño y origen, y son parte de todos los estamentos de la vitivinicultura nacional. Las bodegas asociadas facturan en el mercado interno el 65% de los vinos de consumo corriente y el 85% de los vinos Premium y Súper Premium, y el 90% de las exportaciones de vinos fraccionados. Información extraída de Bodegas (2015).

ese enfoque, ese cambio.<sup>6</sup>

Como puede observarse, aun cuando referentes importantes del sector reconocen el dinamismo del sector y la importancia que tuvieron algunos *entrepreneurs* en su evolución desde los ochenta, el imaginario de la reconversión ha quedado anclado a la década de 1990. Como intentaremos mostrar más adelante, esta percepción tampoco parece coincidir con los datos existentes.

Por otro lado, si bien se postula una influencia positiva del tipo de cambio sobre las exportaciones de un bien transable como lo es el vino, ésta no parece tener la misma intensidad a lo largo del tiempo. Por el contrario, es posible identificar distintas etapas por las cuales tuvo que atravesar el sector y que, en algunos casos, las exportaciones crecieron a pesar de que el tipo de cambio no los beneficiaba y viceversa. Ello se debe a interacción entre esta variable macroeconómica y ciertos comportamientos microeconómicos de los empresarios del sector, así como de cambios en la regulación del mismo. En este sentido, el proceso de concentración de los mercados de destino y de las empresas exportadoras también contribuye a entender las particularidades de la expansión del sector.

Por último, la Argentina es un país vitivinícola -por historia y por volumen de producción-, con importantes niveles de consumo *per cápita* y que ha comenzado a exportar recién en las últimas décadas. Esta característica lo diferencia de los "nuevos productores" de vino del mundo y explicaría, en parte, por qué el "gigante dormido" aún tiene un potencial de crecimiento exportador significativo.

En síntesis, este trabajo explora desde una perspectiva histórica los diferentes episodios por los cuales transitó la industria vinícola argentina desde comienzos de la década de 1980 y cómo fue su inserción en el mercado internacional. En particular, se estudia la importancia que tuvieron algunos bodegueros en dicho proceso así como el efecto que tuvo el tipo de cambio y los mercados receptores del vino argentino en la expansión de las exportaciones en los

últimos años.

La hipótesis de este trabajo es que, a partir de los años 80, los bodegueros vieron en las exportaciones una salida a la crisis más importante que atravesó el sector en la Argentina. Esto implicó, necesariamente, una transformación del mismo para producir vinos de calidad que pudieran ser vendidos en el mercado internacional. Así, los bodegueros sumaron a una tradición vitivinícola centenaria nuevas prácticas y estrategias de desarrollo. Por otro lado, a lo largo de 30 años, diversas políticas macroeconómicas influyeron en la expansión del sector en general y en las exportaciones en particular. En síntesis, en este trabajo intentamos demostrar que el crecimiento de las exportaciones de vinos argentinos tuvo un camino sinuoso y diferente a lo que la bibliografía hasta el momento ha encontrado para los países exportadores del "nuevo mundo".

El trabajo se divide en cinco apartados. En el segundo se realizan algunas consideraciones metodológicas del trabajo. A continuación, se analizan las transformaciones previas al crecimiento de las exportaciones y el origen de las mismas a partir de estudios de casos. En el cuarto, se estudia el fortalecimiento de las exportaciones y la influencia del tipo de cambio, por un lado, y del nivel de concentración de los mercados y de las empresas, por el otro, sobre esta dinámica. Por último, en las conclusiones se resumen los resultados más significativos.

## 2 - METODOLOGÍA

El presente trabajo tiene carácter analítico-descriptivo (GIL, 2008, p. 27-28) sobre el desempeño de las exportaciones de los vinos argentinos, con el fin de captar aquellos factores que estarían explicando dicho proceso, con una perspectiva histórica de largo plazo. En esta dirección, se analizaron fundamentalmente tres factores: las transformaciones previas al crecimiento de las exportaciones y al origen de las mismas, la influencia del tipo de cambio, y el nivel de concentración de los mercados y de las empresas. Asimismo, estos aspectos son indicadores básicos de

<sup>6</sup>Entrevista realizada en la ciudad de Mendoza en 2014.

comercio exterior que proporcionan información sobre una medida de dinamismo comercial (DURÁN-LIMA, 2008). Sin embargo, existe una multiplicidad de otras variables que podrían aportar a la discusión pero que exceden los objetivos de este trabajo, como son: las preferencias del consumidor, acuerdos comerciales, costos de transporte, impuestos al comercio, aumento de costos internos, entre otras.

Para el primer período de análisis –el de despegue de las exportaciones–, se ha optado por una metodología cuali-cuantitativa, aportando a los datos cuantitativos dos estudios de casos, que aportan elementos cualitativos a un período escasamente estudiado. Por un lado eso está desarrollado el caso de la bodega de la Familia Catena Zapata. Dicho estudio de caso fue seleccionado por ser una de las familias bodegueras tradicionales de Mendoza, pioneros en la exportación de vinos y una de las que comenzó su transformación en los años ochenta. Por otro lado, el caso de la bodega Montmayou como ejemplo del proceso de decisión y selección de un viñedo en períodos de crisis.

En la sección tercera se analiza la relación entre las exportaciones y el tipo de cambio como variable *proxy* de la competitividad de la economía en general y del sector en particular. Es por ello que aquí hemos decidido estudiar la evolución de las exportaciones a la luz del Tipo de Cambio Real (TCR). Dicho TCR es obtenido a partir de deflactar el Tipo de Cambio Nominal (TCN) con el ratio de los Índices de Precio al Consumidor (IPC) de los Estados Unidos y de la Argentina. Luego, este indicador se expresa en un índice con base 100 para el año 2000. O sea,

$$\text{TCR}_{\text{país1,país2}} = \text{TCN}_{\text{país1,país2}} \times \text{IPC}_{\text{país2}} / \text{IPC}_{\text{país1}}$$

Los datos del IPC para la Argentina fueron tomados del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) hasta el año 2007 y, a partir de dicho año, se utiliza el IPC-9 Provincias. El cambio de la fuente de información se debió a que en enero de 2007 el gobierno nacional intervino el INDEC y, a partir de ello, el IPC dejó de ser confiable. Esto obligó

a reemplazar dicha fuente de información por otra que mostrara de una manera más precisa la evolución de los precios internos. Por ello, se utiliza la información brindada por las direcciones de estadísticas de las 9 provinciales independientes del gobierno nacional -Chubut, Jujuy, La Pampa, Misiones, Neuquén, Salta, San Luis, Santa Fe y Tierra del Fuego. Por lo tanto, a partir de 2007, se continúa la serie pero deflactando el TCN por el índice de precios ponderado de dichas provincias (IPC-9 provincias).

En la sección cuatro se analiza la evolución y el cambio de la composición de las exportaciones de vino en términos de valor y volumen. Por su parte, para medir el nivel de concentración de los mercados y de las empresas se utilizó en todos los casos es el Índice de Concentración (IC). El IC es un indicador básico de comercio exterior que mide el grado de participación de una muestra desagregada en porcentajes. Matemáticamente, es una proporción de un valor entero o decimal entre cero y uno, que luego puede ser expresado en porcentajes (DURÁN-LIMA, 2008).

La medición del nivel de concentración de destinos de las exportaciones de vino está dada por la siguiente fórmula:

$$IC(n) = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{x_t}$$

donde:

$n$  = cantidad de destinos;

$x_i$  = Exportaciones de vino al  $i$ -ésimo destino (en hectolitros);

$x_t$  = Exportaciones totales (en hectolitros).

Para el caso de concentración de las empresas exportadoras, la fórmula es la siguiente:

$$IC(n) = \sum_{j=1}^n \frac{x_j}{x_t}$$

donde:

$n$  = cantidad de empresas;

$x_j$  = Exportaciones de la  $j$ -ésima empresa (en hectolitros);

$x_t$  = Exportaciones totales (en hectolitros).

En ambos los casos, el IC está dividido en tres medidas el IC1, IC5 e IC10, los cuales miden el grado de concentración acumulado del principal, cinco y diez primeros destinos o empresas, respectivamente. Por su parte, para la construcción de las series de datos se han utilizado diversas fuentes, como son: los informes estadísticos anuales del Instituto Nacional de Vitivinicultura (INV), la información disponible en la página de la Organización Internacional de la Viña y el Vino (OIV), del INDEC y de la Bolsa de Comercio de Mendoza.

Por último, la delimitación temporal (1980-2012) se debe a dos factores fundamentales. Por un lado, en dicho período se presentan los principales cambios en el sector vitivinícola argentino, como resultado de la inserción del sector al mercado mundial y las transformaciones internas que debió hacer para ello. Este proceso, generalmente denominado *reestructuración de la vitivinicultura argentina*, ha sido ampliamente estudiado para la década del noventa pero no así con una perspectiva de más largo plazo que incluya los años de la crisis del sector vitivinícola –la década de 1980- y su desarrollo más reciente. Por otro lado, el 2012 es el último año que contábamos con información disponible al momento de realizar este trabajo.

### 3 - LOS ORÍGENES DE LA INSERCIÓN DE LOS VINOS ARGENTINOS EN EL MERCADO MUNDIAL

Como han sostenido Anderson, Norman y Wittwer (2001) y Anderson (2004), partir de finales de los años 60 se incorporaron al mercado mundial de vinos productores provenientes de países sin tradición vitivinícola: Estados Unidos, Chile, Nueva Zelanda, Australia o Sudáfrica. Estos “nuevos productores” han impulsado el aumento de las exportaciones de vinos dándole forma a un mercado mucho más dinámico y complejo en las últimas décadas. Pero también, desde comienzos de los años '80, el mercado del vino se vio afectado por una caída del consumo a nivel mundial y, especialmente, de los

habitantes de los países consumidores de Europa como son Francia, España o Italia. Estos dos procesos empujaron a los productores tradicionales de vino –llamados también del “viejo mundo”- a buscar nuevos mercados, como por ejemplo: Estados Unidos, Australia, Inglaterra o, más recientemente, China, lo que ha ampliado el intercambio, haciendo así aún más complejo el mercado que en el pasado.

En este marco, algunos trabajos recientes han analizado las diferentes estrategias que desarrollaron los bodegueros del “viejo mundo” con relación a los del “nuevo mundo” o del hemisferio sur (ANDERSON; NELGEN, 2011; MARTÍNEZ CARRIÓN; MEDINA ALBALADEJO, 2012; MEDINA ALBALADEJO; MARTÍNEZ CARRIÓN; RAMON-MUÑOZ, 2014). Según estos autores, los bodegueros de los “nuevos países” –entre los que incluye a la Argentina-, fueron mucho más dinámicos y tuvieron un perfil orientado a la exportación mayor que los europeos.

Sin embargo, a nuestro entender, la vitivinicultura argentina es un caso excepcional dentro de los productores calificados como del “nuevo mundo” debido a tres factores fundamentales. En primer lugar, a diferencia del resto de estos países, la producción vitivinícola en la Argentina tiene varios siglos de existencia (LACOSTE, 2003, 2004). En segundo lugar, como se analizará más adelante, la exportación fue una alternativa a un modelo de desarrollo agotado, basado en vinos de baja calidad orientado al mercado interno, y no una estrategia productiva explícita orientada al comercio internacional. Por último, más allá del salto cualitativo y cuantitativo que experimentó el vino argentino en el mercado mundial en las últimas décadas, el mercado interno sigue siendo el pilar fundamental para el sector.

En este sentido, si bien el consumo de vino en la Argentina ha caído significativamente en las últimas cuatro décadas –pasando de 90 litros *per cápita* en 1965 a 23 litros en 2014- el mercado interno representa alrededor del 75%/80% de la producción total<sup>7</sup>. Esto les permite a los bodegueros manejar alternativas comerciales y estrategias de desarrollo más

<sup>7</sup>INV (2016).

allá de la producción de vinos para el mercado mundial. A nuestro entender, estos elementos son lo suficientemente importantes para diferenciar a la vitivinicultura argentina del resto de los productores del “nuevo mundo”. Así como el vino argentino es una novedad en los mercados internacionales, la exportación es un proceso novedoso para los productores locales.

En este sentido, desde finales del siglo XIX y hasta finales de la década de 1970, la vitivinicultura argentina se había desarrollado exclusivamente basada en el mercado interno. Una producción destinada a un mercado consumidor masivo, con poca competitividad y con alta protección arancelaria, donde el sector realizaba su producto a partir de nociones más prácticas que científicas, tanto en los aspectos enológicos como agronómicos. La desgravación impositiva de las décadas de 1960 y 1970 (RICHARD JORBA, 2008), junto a un proceso especulativo por parte de algunos grupos económicos importantes -como fue el caso de Greco (OLGUÍN; MELLADO, 2010), potenció la sobreproducción en el marco de un proceso de caída del consumo a escala nacional. Mientras que el consumo interno se desplomaba, la superficie implantada no cesó de crecer a un promedio de 2% anual entre 1945 hasta 1978.<sup>8</sup> A esto debe sumarse un aumento en el rendimiento que había llegado a 250 quintales por hectárea, dos veces superior a lo que se consideraba como óptimo para conseguir vinos de calidad (FOSTER, 1995, p. 17).

Durante los once años que duró la crisis (1979-1990) se perdieron aproximadamente 140.000 hectáreas de vides en todo el país, de las cuales 106.000 correspondieron a la provincia de Mendoza. Asimismo, la producción de vino disminuyó 12.310.751 hl, de los cuales 8.917.277 hl dejaron de ser producidos en dicha provincia. La crisis representó una caída de 47% del área cultivada y 50% de la producción de vino en tan solo una década.<sup>9</sup>

<sup>8</sup>Entre 1945 y 1968 la superficie con vid pasó de 157.000 ha, a 294.000 ha. y siguió creciendo hasta 1979 cuando alcanzó las 316.355 ha (datos del INV, varios años).

<sup>9</sup>Estimaciones en base a datos del INV. Para un mayor detalle sobre este período ver Martín (2009) y Cerdá y Hernández (2013).

Sin embargo, como se mencionó, la transformación del sector comenzó en este contexto a partir de la acción individual de *entrepreneurs* que exploraron nuevos mercados como una alternativa a la crisis. Esto requirió de investigación, transformación empresarial y desarrollos productivos y comerciales que fueron abriendo las puertas de los mercados internacionales a los vinos del país. Alguno de los pioneros en este proceso fueron Nicolás Catena Zapata, Alberto Zuccardi, López, Bianchi -todas bodegas familiares-, Chandón, Bodegas Norton y La Rural, entre otros. En algunos casos fueron emprendimientos nuevos, en otros había experiencia y tradición familiar que sólo necesitaba *aggiornarse* a los nuevos tiempos, mientras que otros aprovecharon la tradición del vino argentino para apostar a su transformación. Pero todos tenían algo en común: importantes volúmenes de capital económico, social y cultural para invertir en un momento dominado por la incertidumbre. Así, la decisión de algunos bodegueros fue crucial.

El rediseño organizacional de las firmas, la adopción de tecnología moderna -tanto en las bodegas como en el sector primario-, la importación de clones de diversos varietales, la ampliación de la frontera vitícola así como la incorporación del *marketing* para promocionar vinos en el exterior fueron partes constitutivas de este proceso de transformación vitivinícola.

Los volúmenes de exportación pasaron de 71.348 hl en el año 1980 a 445.536 hl en el año 1990, lo que representaba tan sólo el 0,7% y el 3,17% de la producción total, respectivamente. Si bien estos valores eran insignificantes, muestran que algunos productores comenzaron a ver a las exportaciones como una válvula de escape a la crisis. Por otro lado, debe recordarse que los vinos argentinos tenían una mala reputación y, por lo tanto, la entrada a los mercados internacionales dependía no sólo de un cambio en la calidad de los mismos sino también de la reversión de dicha imagen.

Uno de los exponentes de esta nueva generación de bodegueros que orientan su producción a las exportaciones es la Familia Catena Zapata. En 1982

Nicolás Catena Zapata:

...fui como profesor invitado a la universidad de California. Pero el costado de bodeguero lo llevó pronto hasta Napa Valley (Bah, en el primer fin de semana), donde se habían propuesto hacer tan buenos vinos como los franceses, añejándolos en toneles de roble nuevo para no oxidarlos y destruir su aroma de las frutas y aportarles el de la vainilla. Justo para donde rumbeaba el gusto internacional" [entonces, se preguntó Nicolás] "¿por qué no hacer algo así acá [en la Argentina]? [...] La primera cosecha buena que creí en condiciones para competir con los mejores vinos del mundo fue la de 1990 (VIVA, 2007, p. 7).

Nicolás Catena vivió dos años en California - entre 1982 y 1984- y experimentó los cambios de la vitivinicultura del nuevo mundo en general y de la experiencia californiana en particular. Su hermano Jorge Catena Zapata había estudiado en la escuela de Enología de Davis - en la Universidad de California-, donde se formaron los enólogos más importantes por aquellos años.<sup>10</sup> Fue por entonces cuando Nicolás tomó la decisión de transformar su bodega de Mendoza -una antigua bodega familiar que producía vino de mesa-, en una de vinos de calidad para el mercado internacional. Lo que es particularmente distintivo de este caso es que no sólo reconvirtió su bodega para la producción de vinos de alta gama sino que tomó la decisión de apuntar a un consumidor de alto poder adquisitivo.

Para llevar este proyecto adelante Nicolás contrató en 1988 a Paul Hobbs, uno de los enólogos más reconocidos en Estados Unidos por haber trabajado junto a Robert Mondavi en Opus Uno. También, Hobbs era amigo de Jorge Catena Zapata, lo que seguramente facilitó su incorporación al proyecto. En su primera estadía en Mendoza, Hobbs les sugirió a los hermanos Catena no sólo invertir en la bodega -que era el plan original de Nicolás-, sino también llevar a cabo una transformación integral de los viñedos y del personal. Nicolás Catena Zapata

afirmó:

Modificamos completamente los sistemas de conducción de las cepas y los métodos de poda e introdujimos prácticas que habrían escandalizado a mi padre y a mi abuelo [...]

Tuvimos que entrenar a nuestro personal en la remoción de hojas, o sea arrancar hojas de las cepas para permitir una mejor exposición al sol de los racimos, aunque lo más revolucionario fue decidernos a remover racimos para mejorar el grado de concentración de los jugos. La primera vez que arrancamos racimos para mejor la calidad tuve que estar presente porque el personal no podría creerlo, no podía aceptarlo (FOSTER, 1995, p. 38).

Los hermanos Zapata se formaron a nivel universitario en la Argentina y luego, como se mencionó, completaron sus estudios de posgrados en el exterior. Uno enólogo (Jorge) el otro economista (Nicolás), junto a sus redes de relaciones, dieron origen a un cambio en el perfil de su bodega familiar. Así, habían trasladado el modelo norteamericano a su bodega en Mendoza.

Estos cambios se dieron en el marco de la crisis y como parte de un proceso de modernización. Esta nueva vitivinicultura se orientó hacia la calidad basada en el modelo de desarrollo en los vinos del nuevo mundo. Los conocimientos desarrollados en otras latitudes fueron adaptados a las necesidades y características locales y, en gran medida, esto fue hecho a partir de la sistematización y estudios realizados por los propios productores. Así, la utilización de clones, la maceración prefermentativa en frío, la fermentación maloláctica, la utilización de barricas - que reemplazaron o complementaron la utilización de las piletas y toneles tradicionales-, el deshoje, el cambio en la conducción de las vides, el estudio sistemático del clima, el reconocimiento del *terroir*, el estrés hídrico y el *marketing*, pasaron a formar parte del discurso de la transformación vitivinícola; originando un cambio copernicano para el sector.

Sin embargo, la familia Zapata no fue el único caso. Otras bodegas como San Telmo o Trapiche también comenzaron a cambiar su producción hacia vinos de calidad y comenzaron a cambiar el perfil

<sup>10</sup>Jorge Catena fue, también, el impulsor del método de fermentación en frío para los vinos blancos en la Argentina a finales de la década de 1970 (FOSTER, 1995, p. 29).

aromático y gustativo de sus vinos.

Pero también, otros “emprendedores” aprovecharon la crisis de los años '80 para comprar viñedos o tierras a un bajo precio. En ese sentido, la crisis del sector había producido una caída de los precios de la tierra y la desvalorización de los viñedos más antiguos. Esta combinación de factores fue muy beneficiosa para los nuevos proyectos que se arriesgaron a creer en el potencial de la región y de la cepa emblema de la Argentina: el malbec. Éste fue el caso, por ejemplo, de Hervé Joyaux Fabre quien:

...viajé a Chile primero, recorrió viñedos y tierras, pero su olfato no lo convenció y su incursión trasandinas quedó en la nada. Entonces viajé a Mendoza. Hervé afirma que “La decisión de invertir en la Argentina no fue fácil. Era todo un desafío invertir en Sudamérica. Teníamos la idea de producir un vino diferente y aquí se podía acceder a tierras y viñedos de alta calidad a un precio accesible...[...] de esta manera, Fabre Montmayou se convirtió en una de las primeras bodegas Boutique de la Argentina. El concepto boutique está asociado a pequeñas cantidades de tierra, con baja producción y vinos de calidad (VIVA, 2007, p. 23).

La Bodega Montmayou se emplazó en la zona de Vistalba, Luján de Cuyo, en la provincia de Mendoza a 1.150 metros de altitud. En 1992, junto con una pequeña bodega compró las primeras 15 hectáreas de Malbec. Para la elaboración de sus vinos Fabre adquirió exclusivamente viñedos en las mejores zonas de Mendoza, y en la actualidad esta bodega tiene 60 hectáreas de viñas y es una de la más reconocida en el mercado por sus vinos de alta calidad. Al igual que Catena Zapata, el caso de Fabre sirve para comprender que la crisis fue un buen momento para comenzar con emprendimientos nuevos o reconvertir los existentes.

En efecto, durante la década 1980 se implantaron 19.000 hectáreas nuevas en todo el país, lo que representaba el 9% de las vides existentes en 1990, de las cuales más del 60% correspondieron a la provincia de Mendoza (INV, 1990). Esto indica que, más allá de la crisis, se dio una reconversión productiva importante en el sector vitícola que era fundamental

para producir el cambio hacia la calidad (CERDÁ; HERNÁNDEZ, 2013).

Asimismo, como fue mencionado, los bodegueros que optaron por la exportación debieron enfrentarse con la imagen negativa que tenía el vino argentino en el exterior. La característica predominante de los vinos argentinos -alta graduación alcohólica y baja calidad enológica-, hacía que su inserción en el mercado mundial fuera muy difícil. Estas características del vino se explican porque los bodegueros argentinos se habían visto favorecidos por un mercado interno protegido y con niveles de consumo *per cápita* altos a lo largo de todo el siglo XX.<sup>11</sup> Como cuenta Nicolás Catena Zapata:

A finales de los ochenta inicié mi investigación del mercado de vinos finos en los Estados Unidos. Inmediatamente descubrí que los vinos argentinos eran ubicados por mayoristas y minoristas en el precio de 4 a 6 [dólares] cada botella al consumidor en el “wine store”. Se lo consideraba en un nivel de precio similar al chileno pero de una calidad inferior. [...] Dialogué con algunos mayoristas importantes y ellos fueron terminantes en su afirmación de que, dada la imagen histórica de nuestros vinos en el mercado, sería sumamente difícil vender un vino argentino a un precio superior de \$ 6 [dólares] la botella. Teníamos la imagen de país productor de vinos muy baratos, de poca calidad. Me dijeron que si pretendía vender un vino argentino, por ejemplo de \$15 [dólares], debía poner en la botella una calidad equivalente a un vino californiano de \$25 [dólares] la botella (FOSTER, 1995, p. 44).

Sin embargo,

A finales de 1991 inicié la venta de CATENA CABERNET SAUVIGNON al precio de \$15-16 la botella al consumidor y el CATENA CHARDONNAY al precio de \$13-14. Tuvimos éxito. Vendimos rápidamente todo la cosecha y también las dos cosechas siguientes al mismo precio.” [...] “mi impresión [afirmaba Nicolás en 1994] es que en los Estados Unidos nuestro

<sup>11</sup>Los argentinos llegaron a consumir 90 litros de vino *per cápita* a mediados de la década de 1960, lo que lo colocaba en cuarto lugar a nivel mundial, sólo por debajo de los franceses, italianos y españoles.

CATENA está modificando la percepción de Argentina como país productor de vinos de calidad (FOSTER, 1995, p. 44).

Como se puede apreciar, el proceso de reconversión no sólo tuvo que enfrentarse con los problemas estructurales del sector y de la macroeconomía sino, también, debió sortear la mala imagen que tenía el vino argentino en el exterior. En este sentido, el mercado norteamericano fue el elegido por los primeros exportadores no sólo porque se presentaba como el más dinámico sino, también, porque se acercaba a las características del vino argentino: vinos jóvenes, más aromáticos y con poco paso por barrica. Sin embargo, los dos casos analizados dan cuenta de los matices que tuvo la reconversión a partir de la acción individual de los productores en medio de la peor crisis que el sector tuvo que afrontar a lo largo de todo el siglo XX. A continuación, se analiza la evolución de las exportaciones, teniendo en cuenta el tipo de cambio real y el grado de concentración de las mismas.

#### 4 - FORTALECIMIENTO Y CONCENTRACIÓN DE LAS EXPORTACIONES DEL VINO ARGENTINO

##### 4.1 - Factores Asociados a la Dinámica Exportadora

El proceso de expansión de las exportaciones vitivinícolas de los años 90 ha sido explicado, en general, por la modernización del sector y por el aumento de la competitividad asociado a un TCR elevado. Por otro lado, también, la pérdida de competitividad, producto de una apreciación del TCR en los últimos años, ha sido el argumento más utilizado para explicar la desaceleración de las exportaciones. Sin embargo, deberíamos decir que estos son sólo dos aspectos que explican en parte dicho proceso. Como analizamos en el apartado anterior hay otros factores asociados a decisiones microeconómica que no se han tenido en cuenta en la bibliografía sobre el tema.

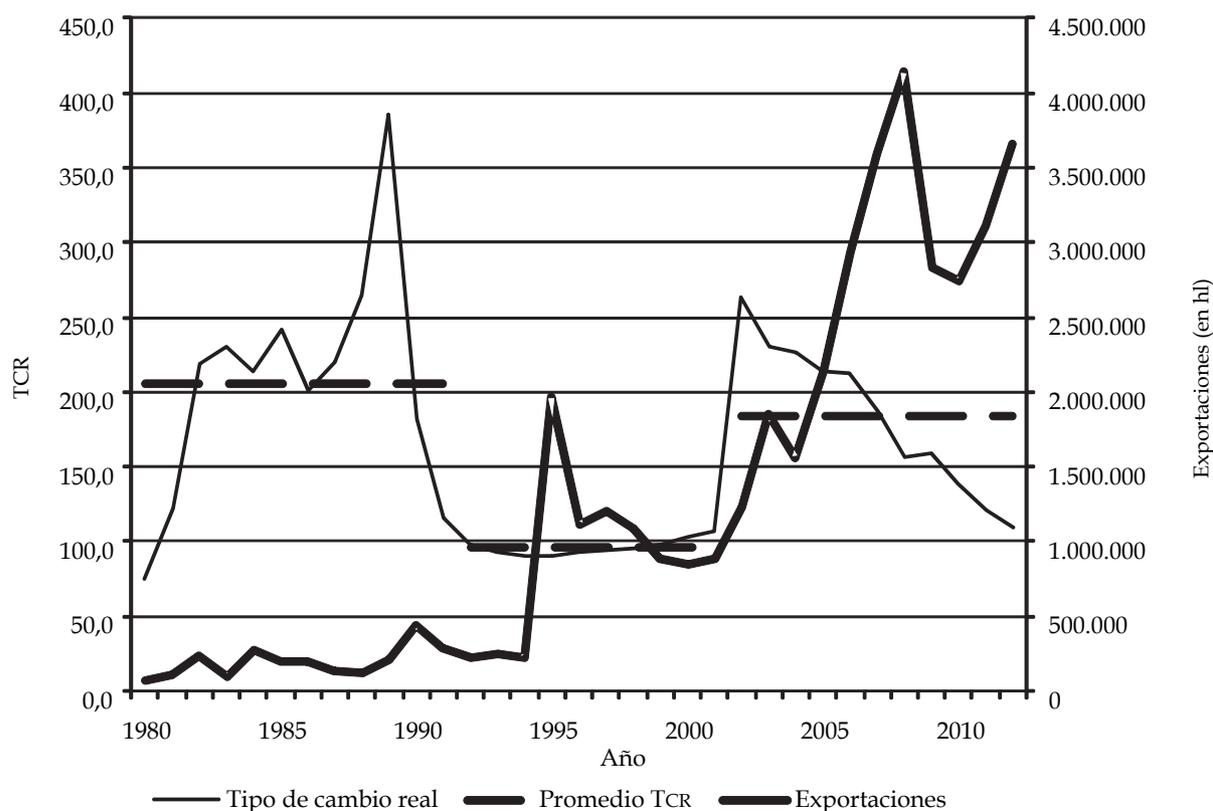
Asimismo, debe considerarse que el ciclo

productivo de la vitivinicultura dura un año y que las decisiones en términos de inversión no pueden ser medidas en función del corto plazo. A diferencia de otros productos primarios, el costo de implantación de la vid es relativamente alto y el retorno de la inversión necesita de al menos cinco años.<sup>12</sup> Por otro lado, como ya fue señalado, el crecimiento de las exportaciones de vino comenzó tímidamente a finales de los años '80, registra un salto importante a mediados de los años '90, y se hizo mucho más dinámico a partir de la devaluación del año 2002 (Figura 1).

En general, desde la teoría económica, se plantea que existe una relación positiva entre un tipo de cambio real elevado y las exportaciones netas (FRENKEL, 2008). Sin embargo, como se observa en el figura 1, a pesar de haberen tenido un tipo de cambio elevado durante toda la década '80, las exportaciones de vino en esos años fueron insignificantes. Esto se debió a la mala imagen (y calidad) que hacía poco probable su colocación en el mercado internacional. Esto comenzó a revertirse hacia final de la década y comienzos de la siguiente, aún antes de la implementación del tipo de cambio fijo en 1991. De hecho, durante los años 80, los volúmenes exportados se multiplicaron por seis y se triplicaron en términos de valores. Si bien parece poco con relación a lo que sucedió con posterioridad, podemos afirmar que marca el comienzo del proceso de exportación. Fue durante estos años y el primer quinquenio de los noventa donde los nuevos vinos argentinos se insertaron en el mercado mundial y comenzaron, lentamente, a revertir su imagen negativa.

A partir de marzo de 1991, la apreciación de la moneda junto a la eliminación de los aranceles para la importación de bienes de capital y la caída del precio internacional del acero permitieron que gran parte del sector comenzara a importar bienes de capital destinados a modernizar las bodegas y los viñedos. Como lo han señalado Azpiazu y Basualdo (2000), estas medidas favorecieron la importación de

<sup>12</sup>Esto se debe a que la vid comienza a producir recién a los tres o cuatro años de ser implantada y que sus resultados dependen en gran medida de las condiciones climáticas.



**Figura 1** - Evolución de las Exportaciones de Vinos Argentinos y Del Tipo de Cambio Real (TCR)<sup>1</sup>, 1980-2012.

<sup>1</sup>Aclaración: el TCR se estimó en base a datos del INDEC hasta 2007. A partir de dicha fecha se ha deflactado el tipo de cambio nominal con el Índice de Precios Promedio de 9 provincias.

Fuente: Estimación propia en base a datos del INV (2016).

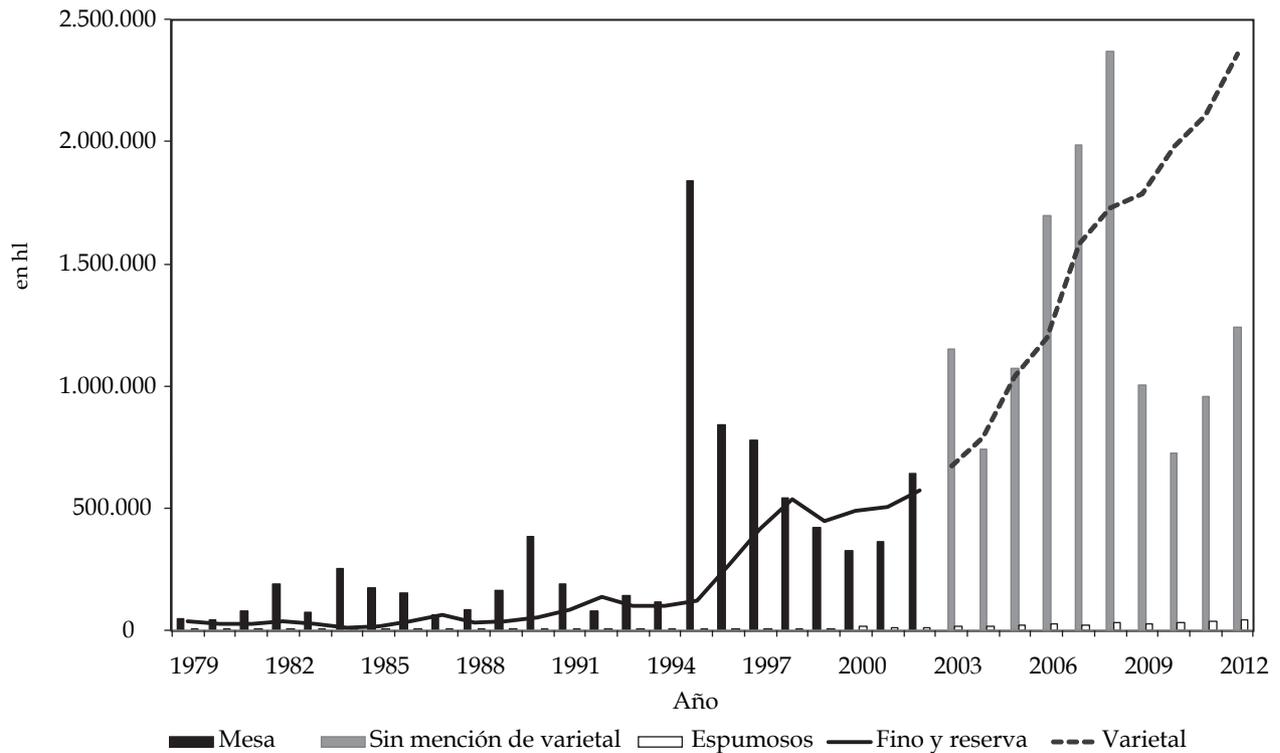
tanques de fermentación, levaduras, barricas y clones, y aceleró la entrada de capitales al sector vitivinícola tanto nacionales como extranjeros.

A su vez, la sequía que afectó a la vitivinicultura española de 1995 produjo una demanda extraordinaria de los vinos argentinos que los posicionaron en un nivel superior a los registros históricos, que explica el salto cuantitativo de las exportaciones en dicho año. Más allá de esta coyuntura positiva, las exportaciones se sostuvieron en torno al millón de hectolitros a lo largo de toda la segunda mitad de los años noventa. Este aumento benefició particularmente a los vinos de mesa si bien, también, impulsó a los vinos finos y reserva, como analizaremos con mayor detalle en el próximo apartado (Figura 2).

A lo largo de la década que duró la converti-

bilidad (1991-2001), las exportaciones casi se triplicaron en términos de volumen y se multiplicaron casi por ocho en términos de valor. Sin embargo, lo que resulta interesante de observar es que ese crecimiento se verificó en un contexto de un TCR muy bajo y, por lo tanto, poco competitivo para el vino, igual que para el resto de los productos primarios. A partir de ese momento, los nuevos vinos argentinos empiezan a ser conocidos en el mundo, ya no sólo por los especialistas –que los comenzaron a premiar–, sino también por el consumidor casual que busca probar nuevos varietales. Sin embargo, la expansión más significativa de las exportaciones todavía estaba por producirse.

Luego de la devaluación de enero de 2002 la vitivinicultura, al igual que resto de los bienes tran-



**Figura 2** - Evolución de las Exportaciones Según Clase de Vinos, 1979-2012.  
Fuente: Estimación propia en base a datos del INV (2016).

sables, se vio favorecida por el aumento de la competitividad que ésta generó. A pesar de algunos primeros análisis pesimistas (AZPIAZU; BASUALDO, 2003), el sector reaccionó de forma positiva y el mercado mundial mostró un creciente interés por el vino argentino. En menos de dos años, los volúmenes exportados se volvieron a duplicar y llegaron a su nivel máximo en 2008 (Figura 1).

O sea, en el período comprendido entre 2002 y 2008, las exportaciones se aceleraron de forma significativa, aumentado a una tasa anual de 19% en términos de volumen y de 25% en términos de valor. Sin embargo, el año 2008 parece haber marcado un techo en las exportaciones de vino argentino. A partir de 2009 los volúmenes exportables disminuyen hasta 2010, recuperándose en los siguientes dos años. De todas maneras, durante el quinquenio 2008-2012, en promedio, las exportaciones cayeron 12% en volumen, pero crecieron

48% en valor (Figura 1 y Tabla 1).

La crisis internacional del 2008 y la caída de las ventas a Rusia parecerían ser las razones más importantes detrás de la caída de los volúmenes exportados. En este sentido, ese país había sido el mayor destino de las ventas de vino desde el 2005 y cede su lugar a Estados Unidos, quien llega a concentrar más del 40% de las exportaciones en el 2011, como veremos en el próximo apartado. Sin embargo, un hecho interesante a destacar es que a partir del 2010 hay una recuperación de las exportaciones aún con un tipo de cambio que sigue apreciándose, si bien, en promedio, es más elevado que en los noventa.

En síntesis, en una perspectiva de largo plazo las exportaciones crecieron desde finales de la década de 1980; muy lentamente al comienzo pero, luego, con mayor intensidad a mediados de los años 90 y de forma espectacular desde la devaluación del

**Tabla 1** - Evolución de Las Exportaciones de Vino, 1990-2013-2008-2012  
(en %)

Ítem	1990-2013	1990-2001	2001-2002	2001-2008	2008-2012
En volumen	607.13	97.88	314.74	369.65	-11.69
En valor	5.654.18	876.55	519.34	318.10	48.13

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INV (2016).

2002. Por lo tanto, las exportaciones han estado aumentando desde hace más de 30 años, tanto en períodos de tipo de cambio bajo (apreciado) -como en la convertibilidad o durante los últimos años-, o con un tipo de cambio alto como fue durante gran parte de la primera década del siglo XXI.

Con esto, no se pretende negar la incidencia que puede tener esta variable en algunos momentos específicos sino que se intenta matizar el poder explicativo de ésta sobre las ventas al exterior. Para entender mejor la evolución de las exportaciones analizaremos a continuación el perfil de vino y la composición de los mercados externos durante estos últimos treinta años, lo que influyó, en alguna medida, sobre la evolución de las exportaciones.

#### 4.2 - Cambios en la Composición de las Exportaciones y los Nuevos Mercados

Brevet, Orrego y Gennari (2014) señalan que en el año 2011 el 86% del volumen y el 76% del valor de las exportaciones de vino argentino fraccionado en botella correspondían al segmento *Premium* (USD FOB 14 - USD FOB 60) y que tan solo el 2% del valor de las exportaciones se constituía de segmentos de valores inferiores. De la misma manera, estos autores indican la creciente presencia y notoriedad que ha alcanzado el malbec argentino en el mundo, posicionándose como el varietal insignia de la industria nacional.

En efecto, la comercialización de vinos de calidad pasó a asumir un papel protagónico en las exportaciones de los últimos años, tanto en precio como en volumen. Debido al cambio en la clasificación de los vinos establecida por el Instituto Nacional de Vitivinicultura en el 2003 no es posible hacer un análisis comparativo de todo el período pero, a pesar

de esto, es posible observar cómo la composición de las exportaciones ha ido cambiando en el tiempo<sup>13</sup>.

En el figura 2 se aprecia cómo los vinos “de mesa”, en el contexto de bajos volúmenes de exportaciones totales, constituyeron la gran mayoría de las ventas al exterior durante toda la década de 1980 y comienzos de 1990. Por su parte, los vinos denominados “finos y reserva” comenzaron lentamente a crecer a inicios de los '90 pero recién pudieron igualar en volumen a los “vinos de mesa” en la segunda mitad de la década, con un crecimiento sostenido en el tiempo. En este sentido, solo en el período 1989-2001 los vinos “finos y reservas” superaron en volumen a los vinos de mesa. Para el año 2000 la Argentina exportaba 843.023 *hl* de los cuales el 58,4% eran de “finos y reserva” y 38,8% de vino de mesa, lo que estaría indicando un cambio en el perfil de los vinos argentinos exportados.

Ahora bien, si observamos la composición de las exportaciones en volumen a partir de la nueva denominación implementada en el año 2003, los vinos varietales representaron el 36,4% mientras que los no varietales 62,3% para dicho año, imponiéndose una tendencia durante toda la década hacia la preferencia de estos últimos. Estos llegaron a representar más del 65% de las exportaciones en los años

<sup>13</sup>La resolución N° C12/2003 del INV determinó que a partir de la liberación al consumo de los vinos de la cosecha 2004 los vocablos “de mesa” y “fino” quedan sin validez como indicativos de calidad diferencial de los mismos; de esta manera, la denominación legal que rige en la identificación del producto es el término “vino” seguido de la característica cromática. Debido a lo anterior, la comparación de la producción y exportación según tipo de vinos en todo el periodo 1990-2012 se ve limitada. A pesar de la tendencia que se observa entre los vinos denominados “finos y reserva” con vinos identificados como “varietales” no es posible establecer que se esté hablando del mismo tipo de producto. Algo similar sucede entre los vinos denominados “de mesa” y los “no varietales”.

2011-2012, mientras que los vinos no varietales explican 25% de las mismas (Figura 2).

Sin embargo, si se analizan las exportaciones en términos de valor (Figura 3), se puede observar que si bien los vinos “de mesa” y los “no varietales” crecieron, lo hicieron a un nivel muy inferior al de los “vinos finos” y “varietales”. Mientras que los vinos de mesa representaban el 45% del valor de las exportaciones en 1990, para el 2002 sólo lo hacían en 13%. Por su parte, los vinos no varietales que representaban el 25,5% del valor de las exportaciones en el 2003 redujeron su participación a tan sólo el 12,3% en el 2011. Por el contrario, las exportaciones de vino varietales han crecido de forma sostenida desde el 2003 hasta el 2012, sin registrar efecto alguno de la crisis internacional. Esto se explica por un aumento del valor promedio de estos vinos, lo que lleva a pensar que el aumento del precio unitario de los vinos exportados ha compensado la caída en los volúmenes.

Por último, si nos concentramos en la evolución de los últimos años, podremos observar que los vinos no varietales tuvieron una retracción más notoria que los varietales a partir 2008, tanto en volumen como en valor. Por lo tanto, es posible afirmar que comienza a advertirse un cambio en la composición cualitativa de los vinos que la argentina exporta al exterior. Esto, en parte, parece estar asociado a los mercados de destino que, como veremos a continuación, se han concentrado en países donde la preferencia por el consumo de vinos varietales ha sido mayor en los últimos años, dejando atrás otros mercados como Rusia o China donde predominaban las exportaciones de vinos sin mención varietal.

En síntesis, como fue mencionado en el apartado anterior, el tipo de cambio ha tenido una importancia relativa –y no lineal– en la evolución de las exportaciones. En particular, parecería que el tipo de cambio tuvo una mayor incidencia sobre los no varietales mientras que los varietales han venido creciendo a lo largo de todo el período. Por lo tanto, hay otros factores que también explican el desarrollo del sector como, por ejemplo, los cambios impulsados por los productores, transformaciones en el conocimiento y su implementación práctica así como también cam-

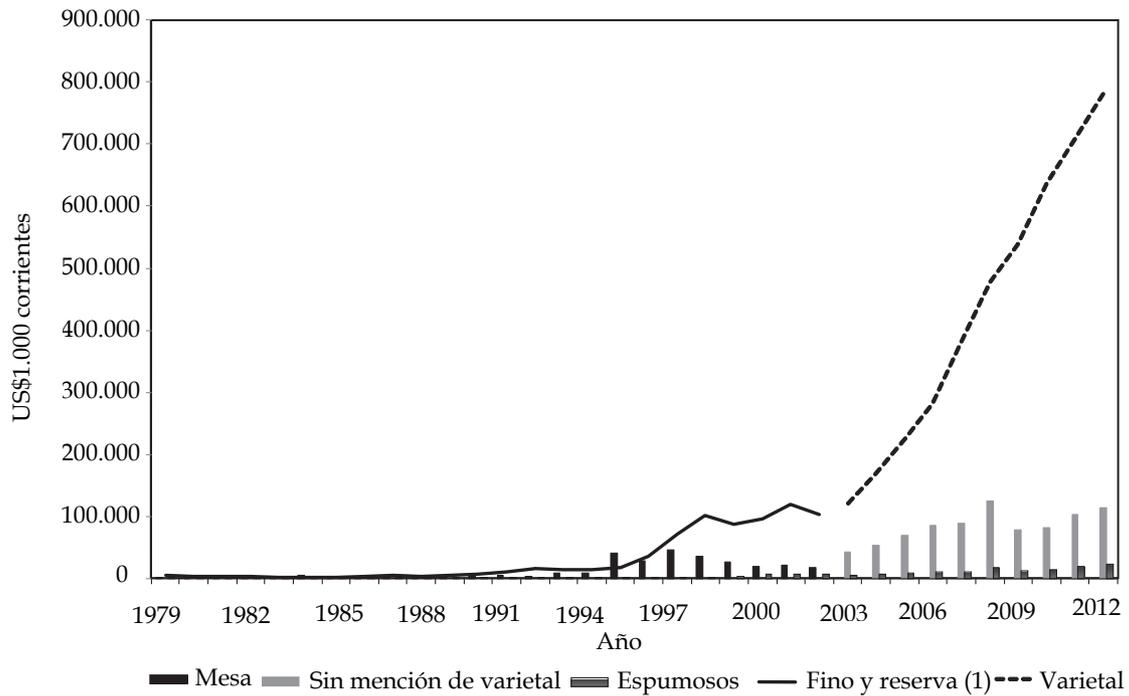
bios en los hábitos y gustos de los consumidores, aspecto que excede ampliamente este trabajo.

Como fue mencionado, otra dimensión a resaltar es que si bien los vinos argentinos se venden en todos los continentes, a partir del Índice de Concentración (IC) de destinos es posible apreciar que se produjo, en los últimos años, un proceso de concentración de las exportaciones en algunos pocos países. En particular desde el 2002, IC1 registró una tendencia alcista que se intensificó algo más desde el 2008. Esto último también se observa con el IC5 e IC10 (Figura 4).

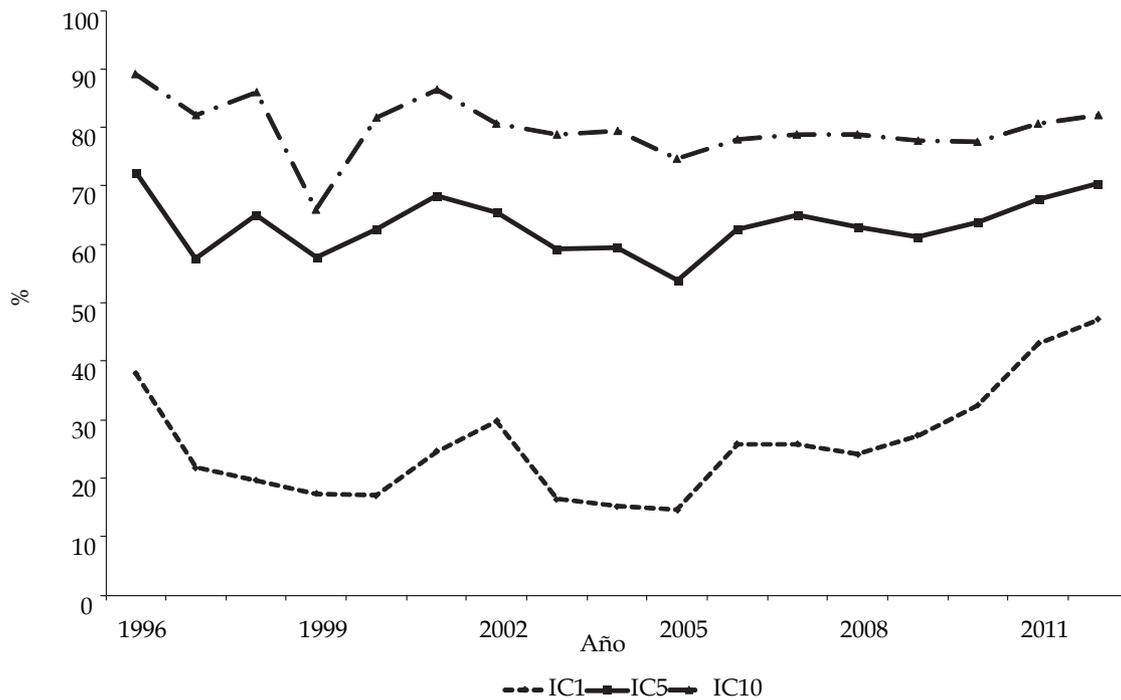
Esta concentración en los mercados de destino está fortalecida por la entrada al mercado estadounidense. Mientras que en 1996 los vinos argentinos que llegaban al país del norte representaba el 4% del volumen de las exportaciones totales –ocupando la séptima posición como país destino de los vinos argentinos–, a partir del año 2004 se convirtió en el principal importador, representando el 15% del volumen total de las exportaciones, alcanzando su máxima participación en el 2012 con el 47% del total. El resto de países que componen los cinco principales destinos (IC5) varían su participación año a año sin un patrón claro. En los últimos años, se han consolidado como destino Canadá, Rusia, Reino Unido y Paraguay, que para el 2012 representaban el 8%, 6%, 5% y 4%, respectivamente, del total del volumen de las exportaciones. Cabe agregar que, para el mismo año, el 82% de las exportaciones tenían como destino 10 países (IC10). O sea, se agregan a los anteriores Brasil, Países Bajos, Japón, Dinamarca y Alemania, con la participación de cada uno del 4%, 3%, 2%, 1%, 1% del total de las exportaciones de vino (INV, 1997, 2000, 2005, 2012).

Esta evolución de las exportaciones hacia los mercados más competitivos confirma la existencia de un mayor acercamiento al gusto de los consumidores y permite suponer que ha sido la demanda de estos países los que ha sostenido las exportaciones de vinos varietales en contraposición a los no varietales en los últimos años.

Por otro lado, un proceso similar al de concentración de los mercados se observa a nivel de las empresas y/o grupos exportadores, tal como se



**Figura 3 -** Valor de las Exportaciones de Vinos, 1979-2012.  
Fuente: Elaboración propia en base a datos de INV (2016).



**Figura 4 -** IC de Exportaciones de Vino, 1996-2011.  
Fuente: Elaboración propia en base a datos del INV (2016).

muestra el IC de la estructura empresarial exportadora. La principal empresa y/o grupo exportador (IC1) pasó de concentrar el 20% del volumen de las exportaciones de vino en el año 2008 al 23% en el año 2012. Por su parte, 10 empresas (IC10) explican más del 60% de exportaciones totales de vino de la Argentina. En una agroindustria que contaba en dicho año con 950 bodegas podemos afirmar que las exportaciones estaban fuertemente concentradas en un número pequeño de grupos y/o empresas (Figura 5).

Cuando se analiza el IC empresarial sólo para el caso del principal destino –Estados Unidos–, se observa que si bien disminuyó la concentración en el IC1, aumentó de forma proporcional la participación de IC5 (Figura 6). Esto estaría indicando una mayor participación de las cinco empresas exportadoras de vinos a los Estados Unidos, aún cuando la primera sigue dominando el 30% de las exportaciones totales a dicho país. Esta preferencia (o concentración) de los exportadores por colocar sus vinos en el mercado estadounidense implica cierta dependencia que, en un contexto de crisis como fue la del 2008-2009, pudo haber tenido incidencia sobre el comercio exterior.

En síntesis, esto también estaría reforzando la idea que la apuesta al mercado norteamericano que comenzaron algunos exportadores a finales de los años 80 se ha intensificado en los últimos años, como fue el caso de la bodega Catena Zapata entre otras.

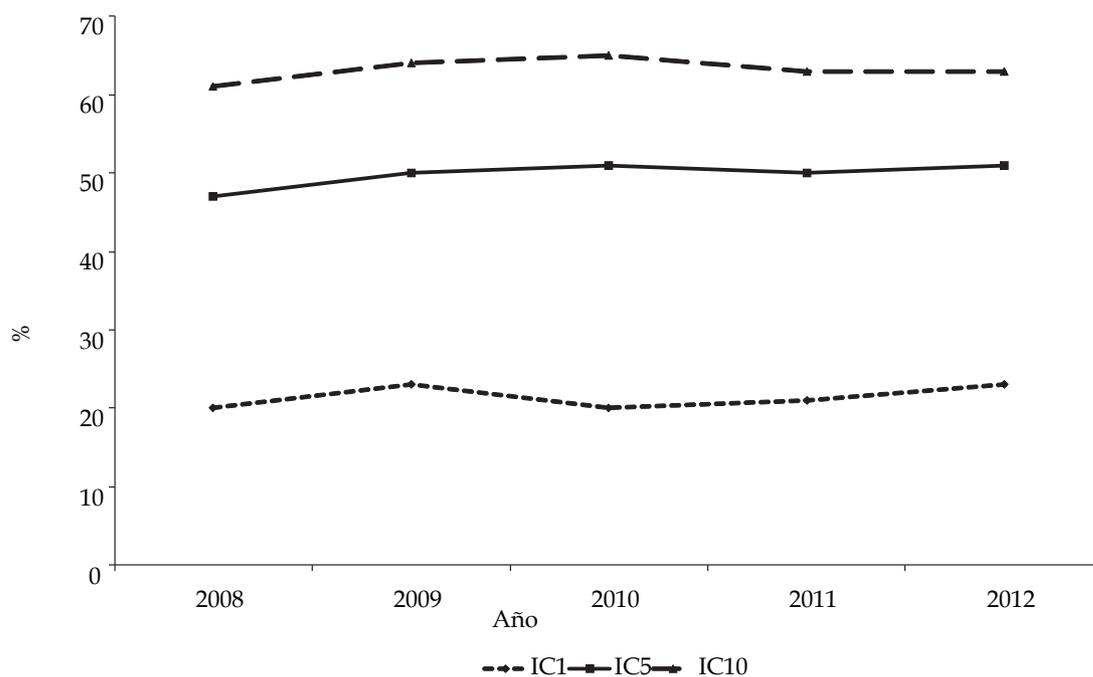
## 5 - CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha sido analizar el proceso de crecimiento de las exportaciones que se dio en forma de episodios en los últimos 30 años en la Argentina, intentando captar aquellos factores que estarían explicando dicho proceso. Se ha llegado a la conclusión que el aumento de las exportaciones fue el resultado de un proceso de causalidad múltiple y compleja. El primer “episodio” se dio con la reconversión productiva impulsada por algunos empresarios innovadores, en el marco de la mayor crisis del sector en la década de 1980 en la Argentina y de la gran expansión de las exportaciones a nivel mundial. El

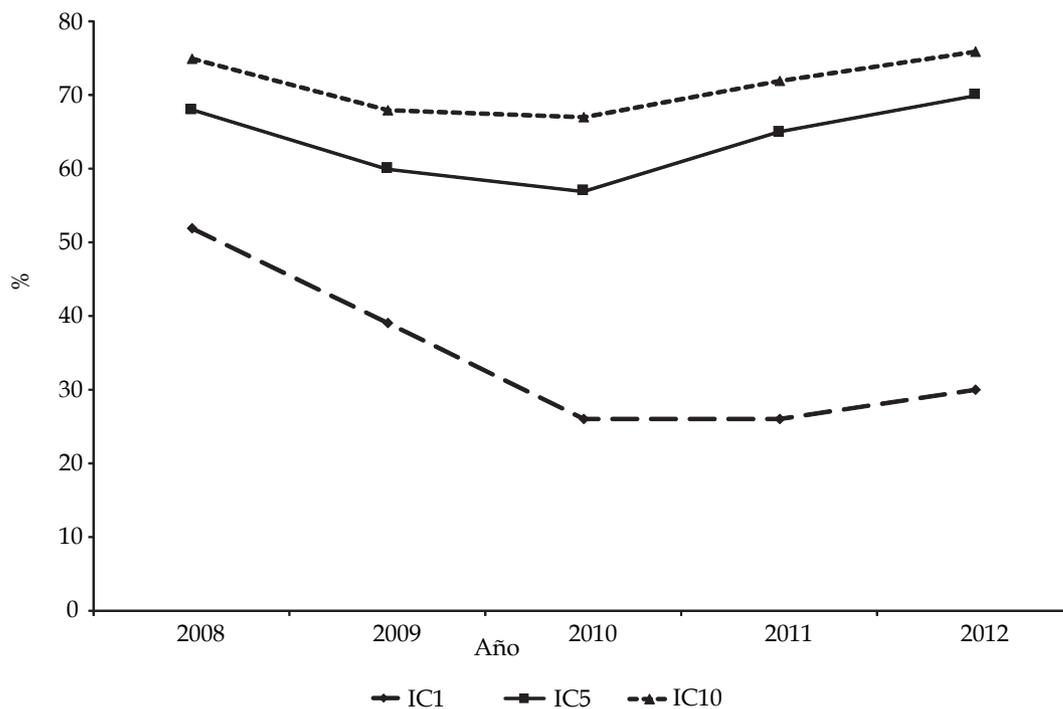
modelo desarrollado que sostuvo al sector vitivinícola argentino desde finales del siglo XIX hasta mediados de la década de 1970 se había basado en la producción de vinos comunes destinados a un mercado interno que estaba altamente protegido. La crisis de finales de los años '70 no sólo provocó la eliminación de 140.000 ha. de vides en todo el país sino que también fue el comienzo de un fuerte proceso de reconversión productiva. Algunos bodegueros, por lo tanto, optaron por la exportación como una salida a la crisis pero necesitaban transformarse y adaptarse a la demanda del mercado internacional para poder lograrlo. Por otro lado, el bajo precio de los viñedos en términos internacionales en la década de 1980 y 1990 se planteó como una clara oportunidad para invertir, considerando que en el país se contaba con viñedos de alta calidad enológica, con capital cultura y social importante y con una infraestructura que, aunque desactualizada, permitía proyectar cambios y sumarse al proceso de globalización de la vitivinicultura.

Por lo tanto, la estrategia de algunos productores fue sumar a su experiencia y tradición vitivinícola centenarias técnicas de producción y *marketing* adquiridas en el extranjero –en particular en los Estados Unidos–, y adaptarlas a las características y posibilidades locales. Para esos bodegueros las exportaciones de vino operaron como el horizonte que guio la reconversión del sector pero sin que ello se convirtiera en el principal destino de su producción. En cierta medida, esto fue producto de la mala imagen que tenía el vino argentino y la poca experiencia que tenían los bodegueros para exportar su producto, lo que no les permitió aprovechar plenamente la ventaja competitiva que el bajo valor real de la moneda vigente durante esta década generaba para los bienes transables. En síntesis, en la década de 1980, parecería que la decisión microeconómica de salir al mercado internacional fue una válvula de escape de la crisis, con el fin de revertir el ciclo más negativo que tuvo el sector en todo el siglo XX.

El segundo episodio, se corresponde con el período de la convertibilidad (1991-2001) donde se produjo una fuerte entrada de capitales al sector y un incremento de las exportaciones. Como se ha



**Figura 5** - Evolución del IC de las Empresas Exportadoras de Vino Argentinos, 2008-2012.  
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Observatorio Vitivinícola Argentino (OBSERVATORIOVA, 2014).



**Figura 6** - Evolución de la IC de las Empresas Exportadoras de Vinos Argentinos en los Estados Unidos, 2008-2012.  
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Observatorio Vitivinícola Argentino (OBSERVATORIOVA, 2014).

demostrado, una paradoja de ese período es que aún con un tipo de cambio real bajo las ventas al exterior creciente entre puntas del período y, en promedio, fueron más elevadas que las de la década anterior. Esto da por tierra la idea de que las exportaciones dependen exclusivamente del tipo de cambio y permite observar que las transformaciones previas comenzaron a dar sus resultados cambiando la imagen del vino argentino y, por lo tanto, generando una mayor demanda del mercado mundial.

En el último episodio, ahora sí, parece haber una alta correlación positiva entre el tipo de cambio y el aumento de las exportaciones. A partir de la devaluación del 2002 se amplió el potencial exportador. Sin embargo, la crisis internacional del 2008 hizo que las exportaciones tuvieran un pequeño retroceso. Como hemos visto, eso fue producto de una fuerte concentración –por mercados y por empresas– de las exportaciones de vinos argentinos hacia el mercado estadounidense y la pérdida del mercado ruso. Sin embargo, un hecho interesante a destacar es que a partir del 2010 hay una recuperación de las exportaciones aún con un tipo de cambio que sigue apreciándose, si bien, en promedio, es más elevado que en los noventa. De hecho, los vinos varietales muestran una menor elasticidad frente a estos acontecimientos, lo que estaría indicando que los exportadores siguen apostando a mercados externos a pesar de la caída de la competitividad. Nuevamente, como durante la convertibilidad, parecería que los exportadores, una vez que ganan mercados, resisten retirarse de ellos debidos a los costos de entrada y al efecto reputación.

En síntesis, la dinámica exportadora de largo plazo sugiere que el tipo de cambio no alcanza para explicar por sí sólo todo el proceso y que otros factores como la imagen, el tipo de producción o las estrategias microeconómicas impactan sobre las posibilidades de desarrollo del sector. La capacidad de imponer un producto específico como el vino en un mercado globalizado y tan competitivo implica un esfuerzo importante por parte de las empresas. De todas maneras, con niveles más estables y previsibles del tipo de cambio real debería esperarse que las

condiciones mejoren para un sector que, por las características del cultivo y de la producción, requiere un horizonte más estable en el mediano y largo plazo.

Por último, no debemos olvidar que la vitivinicultura argentina sigue basada en un mercado interno que representa hoy el 70% del total de la producción. Esto le permite al sector no depender exclusivamente de las exportaciones y tener una red de contención que es el mercado interno –que sigue estando fuertemente protegido–, con niveles de consumo *per cápita* elevados en términos internacionales.

## LITERATURA CITADA

ANDERSON, K. **The world's wine markets: globalization at work**. Cheltenham: Edward Elgar, 2004. 83 p.

\_\_\_\_\_; NELGEN, S. **Global wine markets, 1961 to 2009: a statistical compendium**. Adelaide: University of Adelaide Press, Adelaide, 2011, 467 p.

\_\_\_\_\_, NORMAN, D.; WITTWER, G. Globalization and the world's wine markets: overview. **Center for International Economic Studies**, Australia, Issue 143, 2001.

AZPIAZU, D.; BASUALDO, E. **El complejo vitivinícola argentino en los noventa: potencialidades y restricciones**. Buenos Aires: CEPAL, 2000.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Las exportaciones vitivinícolas durante la postconvertibilidad. In: TERCERAS JORNADAS DE ESTUDIOS AGRARIOS Y AGROINDUSTRIALES, 2003, Buenos Aires. **Anales...** Buenos Aires: UBA, nov. 2003.

BREVET, X.; ORREGO, J. E.; GENNARI, A. Strategies of Argentinean Wineries in Export Markets 2009-2011. **American Association of wine economists**, New York, Issue 166, 2014.

BODEGAS de Argentina. Banco de datos. Mendoza: AC. Disponible em: <<http://www.bodegasdeargentina.org/>>. Acceso em: 11 ago. 2015.

CERDÁ, J. M.; HERNÁNDEZ, D. R. El nuevo perfil de los productores vitícolas mendocinos: heterogeneidades de un proceso de modernización. In: MUZLERA, J.; SALOMÓN, A. (Coords.). **Sujetos sociales del agro argentino: configuraciones históricas y procesos de cambio**. Rosario: Prohitoria, 2013.

DURÁN-LIMA, J. **Indicadores de comercio exterior y política comercial: generalidades metodológicas e indicadores básicos**. Santiago de Chile: CEPAL, 2008.

FOSTER, D. **Revolución en el mundo de los vinos**. Buenos Aires: Ennio Ayosa Impresores, 1995.

- FRENKEL, R. Tipo de cambio real competitivo, inflación y política monetaria. **Revista de Economía Política de Buenos Aires**, Buenos Aires, año 2, n. 3/4, 2008.
- GIL, A. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2008.
- INSTITUTO NACIONAL DE VITIVINICULTURA - INV. **Banco de dados**. Mendoza: INV. Disponible em: <[http://www.inv.gov.ar/inv\\_contenidos/pdf/estadisticas/despachos/2014/CUADROS\\_DEFINITIVOS\\_DESPACHOS\\_2014x.pdf](http://www.inv.gov.ar/inv_contenidos/pdf/estadisticas/despachos/2014/CUADROS_DEFINITIVOS_DESPACHOS_2014x.pdf)>. Acceso em: 7 fev. 2016
- LACOSTE, P. La vitivinicultura en Mendoza: implicancias sociales y culturales (1561-2003). In: ROIG, A.; LACOSTE, P.; SATLARI, M. **Mendoza, cultura y economía**. Mendoza: Caviar Bleu, 2004.
- \_\_\_\_\_. **El vino del inmigrantes**: los inmigrantes europeos y la industria vitivinícola argentina: Su incidencia en la incorporación, difusión y estandarización del uso de topónimos europeos (1852-1980). Mendoza: Consejo Empresario Mendocino, 2003. 434 p.
- MARTÍN, F. **Las transformaciones recientes en la agricultura de oasis en Mendoza, Argentina**: una aproximación al caso de la reestructuración vitivinícola desde la economía política de la agricultura. 2009. 123 p. Tesis (Magister en Estudios Sociales Agrarios) - Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, Buenos Aires, 2009.
- MARTÍNEZ CARRIÓN, J. M.; MEDINA ALBALADEJO, F. J. La competitividad internacional de la industria vinícola española durante la globalización del vino. **Sociedad Española de Historia Agraria**, n. 12, abr. 2012.
- MEDINA ALBALADEJO, F. J.; MARTÍNEZ CARRIÓN, J. M.; RAMON-MUÑOZ, J.-M. El mercado mundial de vino y la competitividad de los países del hemisferio sur, 1961-2010. **América Latina en la Historia Económica**, año 21, n. 2, mayo/ago. 2014.
- OBSERVATORIO VITIVINÍCOLA ARGENTINO - OBSERVATORIOVA. Dinamismo comercial: una medida de diversificación/concentración de mercados y actores. Mendoza: Observatoriova, 2014. Disponible em: <<http://www.observatoriova.com/informes/dinamismo.html>>. Acceso en: jul. 2015.
- OLGUÍN, P.; MELLADO, M. V. Fracaso empresario en la industria del vino: los casos de Bodegas y Viñedos Giol y del Grupo Greco. Mendoza, 1974-1989. In: ANUARIO DO INSTITUTO DE ESTUDIOS HISTÓRICO SOCIALES, 25., 2010, Buenos Aires. **Anales...** Buenos Aires: IEHS, 2010.
- RICHARD JORBA, R. Crisis y transformaciones recientes en la región vitivinícola argentina. Mendoza y San Juan, 1970-2005. **Estudios Sociales**, México, vol. 16, n. 31, ene. /jun. 2008.
- VIVA del Diario Clarín. ed. 11. Buenos Aires: Argentino, nov. 2007.

---

Recibido en 23/11/2015. Para publicación en 06/04/2016.

# COMPETITIVIDADE NO MERCADO DE CARNE BOVINA: UMA COMPARAÇÃO A PARTIR DAS EXPORTAÇÕES DO BRASIL E DA ARGENTINA NO PERÍODO 2006 A 2013<sup>1</sup>

Kenny Rogers Toledo de Freitas<sup>2</sup>, Jaqueline Severino da Costa<sup>3</sup>  
Tiago José Florindo<sup>4</sup>, Nelson David Lesmo Duarte<sup>5</sup>

**RESUMO:** Este trabalho tem como objetivo analisar a competitividade entre Brasil e Argentina nas exportações de carne bovina no mercado mundial, no período 2006 a 2013. Como metodologia, utilizou-se o modelo Constant Market Share, que consiste na decomposição das fontes de crescimento das exportações. Os resultados mostraram, para o primeiro período de análise (anos de 2006 a 2009), que cresceram as exportações brasileiras para quase todos os países, com exceção da Itália e da Holanda, que direcionaram sua demanda para outros países produtores, devido aos casos de ocorrência de febre aftosa no período. Notou-se que o crescimento efetivo do primeiro período foi amortecido pelo efeito destino das exportações, ou seja, o Brasil exportou para países onde a demanda mundial mostrava-se em crescimento maior do que a importação dos principais importadores da carne bovina brasileira, já a Argentina exportou menos para o Reino Unido, Rússia e Espanha, porém, teve crescimento significativo nas exportações para os demais países. O segundo período (anos de 2010 a 2013) indicou um grande crescimento das exportações brasileiras de carne bovina, mas perdeu mercado para a Rússia, pois o crescimento das importações russas foi bem maior que o crescimento da exportação de carne brasileira para os russos. E o Irã importou bem menos devido à diminuição do seu poder de compra, mas o Brasil praticamente manteve a sua parcela de mercado com o Irã. O crescimento do market share para outros mercados, principalmente, Hong Kong e Venezuela, decorreu do efeito competitividade e do aumento das importações desses países. A Argentina, ao contrário do Brasil, diminuiu as exportações de carne bovina no segundo período devido às barreiras que o próprio país colocou.

**Palavras-chave:** comércio internacional, carne bovina, constant market share, competitividade.

## COMPETITIVENESS IN THE BEEF MARKET: A COMPARISON BETWEEN BRAZILIAN AND ARGENTINE EXPORTS OVER THE 2006-2013 PERIOD

**ABSTRACT:** This study aims to analyze the competitiveness of Brazil and Argentina in the world beef export market from 2006 to 2013. The methodology used is the Constant Market Share analysis framework, which is the breakdown of the sources of growth of exports. The results showed, for the first review period (years of 2006 and 2009), increased Brazilian exports to almost all countries, except Italy and the Netherlands, which shifted their demand to other producing countries, due to cases of occurrence of FMD in the period. It was noted that the effective growth of the first period was cushioned by the effect of the target countries for exports, ie, Brazil exported to countries whose global demand was increasing more than the import of the leading importers of Brazilian beef, while Argentina exported less to the United Kingdom, Russia and Spain, but had a significant growth in exports to other countries. The second period (years 2010 and 2013) indicated a large increase in Brazilian beef exports, but the country lost some market for Russia since the growth of Russian imports was much higher than that of exports of Brazilian beef to the Russians. And Iran imported much less due to the decrease in its purchasing power, but Brazil practically maintained its market share with this country. The growth of market share in other markets, especially Hong Kong and Venezuela, came from the competitiveness effect and increased imports from these countries. Argentina, unlike Brazil, decreased exports of beef in the second period due to the barriers which the country itself placed.

**Key-words:** International trade, beef, constant market share, competitiveness.

**Jel Classification:** C33, Q17, F14.

<sup>1</sup>Registrado no CCTC, REA-13/2015.

<sup>2</sup>Graduado em Ciências Econômicas, Universidade Federal da Grande Dourados, Dourados, Estado de Mato Grosso do Sul, Brasil (e-mail: nennyrogers.tf@gmail.com).

<sup>3</sup>Economista, Doutora, Universidade Federal da Grande Dourados, Dourados, Estado de Mato Grosso do Sul, Brasil (e-mail: jaquelinecosta@ufgd.edu.br).

<sup>4</sup>Administrador, Universidade Federal da Grande Dourados, Dourados, Estado de Mato Grosso do Sul, Brasil (e-mail: tjflorindo@gmail.com).

<sup>5</sup>Administrador, Universidade Federal da Grande Dourados, Dourados, Estado de Mato Grosso do Sul, Brasil (e-mail: nelsondavlesmd@hotmail.com).

## 1 - INTRODUÇÃO

O Brasil tem se consolidado no comércio internacional como um dos principais países produtores de alimentos, exportando produtos principalmente na forma de *commodities*. De acordo com as projeções até 2030, um terço dos produtos agrícolas comercializados no mundo será originário do país, em função da crescente demanda dos países asiáticos (MDIC/SECEX, 2015). Neste cenário, o Brasil possui participação significativa na produção de carne bovina, detendo um rebanho bovino de aproximadamente 208 milhões de cabeças distribuídos em cerca de 174 milhões de hectares de terra (ANUALPEC, 2015).

Atualmente, o Brasil detém o maior rebanho comercial bovino do mundo, sendo o segundo maior exportador mundial. O crescimento da produção brasileira ocorreu devido a vários fatores como: melhoramento genético dos animais, melhoria no manejo das pastagens, terras disponíveis, condições climáticas favoráveis, que contribuíram para ganhos de produtividade (FLORINDO et al., 2015). Em relação às exportações, a partir dos anos 2000, houve uma reformulação da indústria frigorífica nacional, visto que as transformações econômicas ocorridas ainda na década de 1990 (estabilidade econômica, abertura da economia e privatizações) tornaram o Brasil um dos principais exportadores da proteína animal do mundo (LIMA et al., 2012).

Contudo, Lima et al. (2012) advertem que o crescimento nas exportações não necessariamente significa ganhos de competitividade no mercado internacional, muito menos permite ao Brasil manter o *status* de grande produtor, embora, sejam visíveis os ganhos econômicos que o setor proporcionou ao Brasil. Assim como o Brasil, a Argentina também ocupa posição de destaque no comércio mundial de carne, como grande produtor e exportador. A Argentina já foi considerada o maior exportador de carne bovina do mundo, por volta dos anos de 1930, sendo o terceiro na última década. Em 2014, as exportações argentinas representaram aproximadamente um terço das exportações comparadas com o

ano de 2005, quando o governo argentino introduziu políticas para garantir a oferta interna (SPINETTO; GONZÁLES, 2014).

Contudo, mesmo reduzindo as exportações, a carne bovina produzida na Argentina ainda mantém seu prestígio no mercado europeu, devido à qualidade superior e certificação (PALAU, 2014). Ademais, a demanda por este produto na Argentina acontece por mercados exigentes, que procuram carne diferenciada, atendendo um nicho específico de mercado. No entanto, os países com alto poder aquisitivo vêm diminuindo o consumo de carne, mudando seus hábitos alimentares. Dessa forma, Brasil e Argentina concorrem em diferentes mercados, onde o Brasil exporta, principalmente, para países emergentes, com valores inferiores (VILA; PEREIRA, 2011).

Após vários anos de forte crescimento, a economia da Argentina desacelerou muito no ano de 2012, devido a vários fatores, como: desvalorização da taxa de câmbio real, controles restritivos à importação e o impacto negativo das medidas políticas do governo sobre o mercado e sobre o empresariado. As altas taxas de inflação na Argentina, entre 2007 e 2012, proporcionaram um elevado crescimento da taxa de câmbio real, o que resultou na redução da competitividade nas exportações de uma maneira geral, principalmente, sobre o setor de agronegócios e alimentos (RABOBANK, 2012).

Dessa forma, o objetivo deste estudo foi analisar a competitividade das exportações de carne bovina entre Brasil e Argentina entre os anos 2006 e 2013. Estes dois países citados não foram escolhidos aleatoriamente, pois, o primeiro tem importante destaque no cenário internacional na atividade do comércio do produto estando a cada ano entre os principais países exportadores de proteína animal no mundo; o segundo, citado neste estudo, foi escolhido por ser um país vizinho do Brasil, e que produz carne vermelha de excelente qualidade e assim como o Brasil, atende principalmente a seu mercado interno, exportando seu produto excedente para mercados sofisticados, sendo que a própria Argentina em tempos passados já esteve entre as principais posições no *ranking* mundial de exportações do pro-

duto, e que desde a segunda metade da década de 1990 não tem o mesmo destaque devido a políticas internas no que tange ao comércio da carne. Para atender o objetivo, foi utilizado o Constant Market Share, que consiste na decomposição das fontes de crescimento das exportações. O trabalho está dividido em quatro seções, sendo revisão bibliográfica, metodologia, resultados e discussão e conclusões.

## 2 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### 2.1 - O Comércio Internacional

O desenvolvimento do comércio internacional perpassa pela lógica mercantilista. O desenvolvimento econômico das monarquias se embasa no mercantilismo. Os mercantilistas visavam a acumulação de capitais em metais preciosos, como o ouro e a prata, visto que naquele período mensurava-se a riqueza de um país pela quantidade de metais preciosos acumulados (COUTINHO et al., 2005).

O pensamento mercantilista vigorou entre os anos de 1450 e 1750. O Estado intervinha para alcançar um maior bem-estar da população e também estimular o comércio e a indústria, pois se via como possibilidade de absorção de mais metais preciosos no país através das exportações (CARVALHO; SILVA, 2007).

Sendo assim, a visão do mercantilismo apontava que os desequilíbrios na balança comercial eram explicados pelas alterações no câmbio.

Contudo, para os mercantilistas, o comércio internacional acontecia de forma unilateral e agressiva, pois, afirmavam que um país só podia ter ganhos se outro tivesse perdas no comércio, gerando lucros para um e *déficits* para outro (SILVA, 2009).

Adam Smith fala sobre a teoria do comércio internacional e faz duras críticas aos mercantilistas, pois os mercantilistas não incluíam em suas análises que o comércio poderia gerar benefícios para os dois participantes das trocas. Segundo a teoria de Smith, o comércio não necessariamente implicava *déficit* e *superávit* entre os praticantes do comércio. A síntese

de sua ideia de comércio está na teoria das Vantagens Absolutas como o grande alicerce do comércio internacional. Esta teoria argumenta que a utilização de uma quantidade menor de insumo para produzir um bem pode resultar em uma maior produtividade, pois o custo da produção unitária de determinado bem seria menor, e esse aumento na produção deste dado bem resultaria em vantagem absoluta para um país (CARVALHO; SILVA, 2007).

Sendo assim, os países devem focar-se na produção de bens que lhes tragam vantagens absolutas para si e o excedente deve ser exportado (COUTINHO et al., 2005). Contudo, Smith afirmava que para haver o comércio internacional, ambas as partes envolvidas deveriam perceber benefícios gerados por meio do comércio (CARVALHO; SILVA, 2007). A partir desta constatação de Smith, foi possível evoluir nos estudos e teorias sobre o comércio internacional (KRUGMAN; OBSTFELD, 2010).

Nesse sentido, David Ricardo avança sobre a teoria de Smith, no início do século XIX, e elabora a teoria das Vantagens Comparativas. Esta teoria explica que poderia haver trocas sem que houvesse vantagens absolutas para os resultados dos países (KRUGMAN; OBSTFELD, 2010). Ricardo explicou que os ganhos no comércio também eram possíveis aos países que não possuíam vantagens absolutas em relação aos outros. A vantagem comparativa reflete o custo de oportunidade relativa, ou seja, a relação das quantidades de um determinado bem que dois países deixam de produzir para direcionar a produção de outro bem (COUTINHO et al., 2005).

A teoria ricardiana das Vantagens Comparativas de comércio internacional tem como base a teoria do valor do trabalho. De acordo com este modelo, os custos comparativos são determinados pela produtividade relativa do trabalho. Variações nessa produtividade entre os países adviriam, principalmente, de diferenças tecnológicas entre eles (GONÇALVES, 1998).

Sendo assim, Ricardo direciona o comércio externo da seguinte forma: os países exportam os bens nos quais possuem maior produtividade relativa do trabalho e importam os bens nos quais têm

menor produtividade relativa do trabalho (COUTINHO et al., 2005). Logo, os limites para o estabelecimento da relação de troca são os preços relativos dos bens em cujas produções cada país tem vantagens comparativas (CARVALHO; SILVA, 2007).

A teoria de Heckscher-Ohlin avança sobre a teoria ricardiana por diferenciar o comércio internacional do comércio interregional, e também por identificar fatores que pressupõem a existência de vantagens comparativas. Para os autores, existem diferenças nos níveis de estoques relativos dos diferentes fatores de produção, que, por sua vez, influenciam os custos de produção desses bens (KRUGMAN; OBSTFELD, 2010).

O teorema de Heckscher-Ohlin explica a diferença dos preços relativos das mercadorias entre os países e o padrão de vantagens comparativas. O preço relativo de equilíbrio iguala as quantidades ofertadas e demandadas. As curvas de indiferença nacionais determinam o preço relativo de equilíbrio, e as fronteiras de possibilidades de produção determinam as quantidades de cada bem que serão produzidas e consumidas. Estes fatores são fundamentais para haver demanda e oferta de cada país, e assim, conseqüentemente, estabelecem o comércio. Ademais, a especialização que os países possuem na produção dos bens aumenta a disponibilidade total dos bens, fazendo com que seja possível que os consumidores dos dois países que estão inseridos no comércio atinjam o equilíbrio, aumentando seu bem-estar (CARVALHO; SILVA, 2007).

Esta teoria diz que os países se especializam na produção de bens que necessitam de fatores de produção, que são disponibilizados em abundância relativa no país, exportando esses bens e importando outros bens que são produzidos com fatores de produção não tão disponíveis. Sendo assim, se o país tem o fator trabalho abundante com o custo relativamente baixo, terá uma vantagem comparativa na produção, proporcionando ganhos de comércio (COUTINHO et al., 2005).

Avançando nas teorias do comércio internacional, sabe-se que os preços relativos dos fatores escassos são maiores do que os preços relativos dos

fatores abundantes. Nesse contexto, surge a teoria da equalização dos preços dos fatores de produção. Esta teoria apresentada por Paul Samuelson utilizou a base de Heckscher-Ohlin, e por isso é conhecido também como Teoria de Heckscher-Ohlin-Samuelson. Segundo esta teoria, o comércio de mercadorias tem o mesmo efeito sobre as taxas de salário e de retorno sobre o capital físico que a mobilidade desses fatores, pois se mantém o modelo de Heckscher-Ohlin e se adiciona a remuneração dos fatores de produção. Este teorema busca explicar a composição dos fluxos de comércio, isto é, o padrão de comércio internacional. A abundância relativa de um fator significa que a utilização dos recursos de um país é relativamente mais adequado para a produção do bem cuja produção seja intensiva no fator mais disponível (CARVALHO; SILVA, 2007).

Outro autor avança sobre as teorias de comércio internacional, Michael Porter em 1985. Ele propõe uma nova abordagem sobre conceito de comércio internacional. Ele contradiz as teorias clássicas e vai além da teoria das vantagens comparativas, e fala em vantagens competitivas dos países. Para Porter, só há um conceito relevante na competitividade nacional, sendo o da produtividade. Sua teoria diz que o Estado é quem motiva as relações de trocas entre as nações, e é o Estado, o qual ele chama de **Diamante Nacional**, que rege as condições de competição. Para a teoria das vantagens competitivas, as condições de mercado e sua estrutura, a existência de empresas e indústrias que apoiam o mercado também é importante, assim como os fatores de produção (COUTINHO et al., 2005).

Porter destaca quatro determinantes que funcionam como uma engrenagem que formam o **Diamante Nacional**. O primeiro determinante refere-se à situação do país nos fatores de produção. O segundo é a demanda interna dos bens produzidos pela indústria. O terceiro determinante é a existência de empresas ou indústrias que atendem a demanda internacional e o quarto determinante é definido pela estrutura e estratégia das empresas.

Contrariamente a Heckscher-Ohlin, Porter acredita na criação de fatores, fato que depende da

capacidade das empresas inovarem. Contudo, Porter considera vários fatores de produção, destacando a importância do conjunto, cuja produtividade determina em quais indústrias um país terá vantagem competitiva (COUTINHO et al., 2005).

## 2.2 - Mercado de Carne no Brasil e na Argentina

No caso brasileiro, o agronegócio corresponde a 23% da atividade econômica do país, e de acordo com a Secretaria de Comércio Exterior do país, as exportações brasileiras (CEPEA, 2014). Atualmente, os produtos agroindustriais incorporam-se aos produtos agropecuários, cujo valor adicionado cresce cada vez mais, proporciona um aumento das vendas de produtos brasileiros no comércio internacional, assim contribuindo para que aconteçam os *superávits* comerciais, de fundamental importância para a macroeconomia de um país (BATALHA, 2013).

Nesse contexto, quando se fala dos produtos brasileiros mais competitivos no comércio internacional não se pode deixar de mencionar o mercado brasileiro da carne bovina. De acordo com Bliska (1999), o crescimento da economia dos países desenvolvidos contribuía para a expansão das exportações brasileiras de carne bovina. Contudo, a partir de 2008, com a crise observou-se uma queda na renda externa mundial, que por sua vez afetou tanto as exportações brasileiras de carne bovina quanto as de carne de aves.

Quando o termo “competitividade” entra em discussão, pode-se fazer uma relação direta com a produção. Neste caso, isso remete aos esforços no sentido de reduzir custos de produção (BATALHA, 2013). Esta produtividade pode ser visualizada, segundo Souza (2008), com a redução das taxas de inflação a partir de 1994, ocasionada pelo Plano Real. Desde então ocorreram grandes transformações no setor primário brasileiro, com destaque para pecuária, que se beneficiava da valorização da moeda brasileira. Em virtude destas mudanças econômicas, a atividade pecuária teve de se adaptar, com as propriedades rurais tornando-se empresas eficientes,

elevando assim os índices produtivos.

Neste sentido, o Brasil se tornou muito competitivo no mercado internacional de carne e, desde 2004, o país é líder nas exportações mundiais de carne bovina. Em 2013, 19,6% (20 milhões de toneladas<sup>6</sup>) da carne produzida foram comercializadas internacionalmente, com mais de 180 países, resultando uma receita na casa dos 6 bilhões de dólares. Além disso, o Brasil tem o segundo maior rebanho bovino efetivo do mundo, com 208 milhões de cabeças, ocupando uma área de pastagens de 174 milhões de hectares, o que equivale a aproximadamente 20% do território brasileiro (ABIEC, 2014).

Além de ser um grande produtor e exportador, o Brasil também aparece como o segundo maior mercado consumidor mundial de carne bovina, sendo que 80% da produção (8,27 milhões de toneladas) é voltada ao mercado interno, ficando somente atrás da União Europeia (ABIEC, 2014). O contínuo crescimento apresentado pelo mercado bovino brasileiro, a partir do início da década de 2000, ainda se manteve em 2014, além da previsão de aumento no consumo global de carne bovina (SCOT CONSULTORIA, 2015).

Enquanto nos últimos anos o Brasil apresenta crescimento contínuo na produção de carne, a Argentina vem enfrentando difíceis problemas. Em virtude das questões políticas e econômicas internas, a Argentina vem perdendo espaço na produção de carnes, principalmente, devido ao aumento nos custos de produção. Além disso, a produção argentina foi obrigada a atender a sua demanda interna, no caso, o país destinava uma tonelada ao consumo interno, para cada 3,5 toneladas que exportasse (TAPIAS, 2012).

Contudo, em função dos custos de produção mais elevados, o mercado interno não foi capaz de aumentar a demanda, em virtude dos preços mais elevados do produto. Com isso, o consumo doméstico da Argentina decresceu em 16 kg anuais por habitante durante o ano de 2011. Dessa forma, para reduzir o prejuízo, os produtores também reduziram o rebanho neste período, em cerca de 6,5 milhões de

<sup>6</sup>Tonelada equivalente carcaça (TEC).

cabeças (TAPIAS, 2012).

Além disso, a Argentina vem perdendo espaço nas exportações da carne bovina. Antes de 2005, o país era o terceiro principal exportador de carne bovina, e de 2005 a 2012 passou a ocupar apenas a décima posição (ABIEC, 2013). Conforme o Ministério de Economia e Produção da Argentina, em 2007, o governo argentino estabeleceu um valor máximo para o comércio da carne bovina – tal preço era uma espécie de congelamento de preço, igualando ao preço do ano anterior – além das restrições para exportação que o governo impôs. Esta medida não foi favorável para o mercado argentino, pois os produtores reduziram o número de abates devido à baixa taxa de lucro. Com isso, houve queda no número de abates, proporcionando um decréscimo na oferta da carne; por este motivo, pode-se dizer que os argentinos consumiram menos (SCOT CONSULTORIA, 2013). Contudo, em 2012, a Argentina possuía a carne bovina mais cara do comércio internacional, devido à sua alta qualidade, e grande procura dos principais países europeus (PALAU, 2014).

Ainda conforme Palau (2014), o decréscimo das exportações da Argentina deve-se ao ambiente institucional, que se deu por vários fatores, como a gestão discricionária das exportações, atraso cambial, alta nos custos da indústria frigorífica, dentre outros. Além disso, esses fatores aconteceram paralelamente ao aumento do abate de fêmeas e diminuição do rebanho bovino argentino.

### 3 - METODOLOGIA

#### 3.1 - Fonte de Dados

O estudo avalia o comportamento das exportações de Brasil e Argentina no período 2006-2013. Segundo Carvalho (1995), como a estrutura de exportações de um país pode sofrer mudanças no decorrer do período analisado, a divisão em períodos mais curtos permite identificar com melhor precisão as mudanças que ocorreram durante o período. Com esse intuito, o período foi dividido em dois grupos

de quatro anos: 2006-2009 e 2010-2013. Neste trabalho, utilizou-se apenas carne bovina *in natura*, pois representa aproximadamente 80% das exportações mundiais. Primeiramente, foram selecionados dois países importantes nas exportações de carne bovina *in natura* no ano de 2013 sendo, respectivamente, Brasil e Argentina.

Como destino das exportações, foram atribuídos os dez principais países importadores de carne bovina *in natura* do Brasil e também os dez principais importadores da Argentina, justificado pela grande representatividade no total das exportações do país.

Os dados foram coletados a partir do banco de dados UNComtrade, das Nações Unidas, sendo identificados pelos seguintes códigos NCM: 0201 (carne resfriada) e 0202 (carne congelada). Todos os dados coletados são referentes a valores monetários de importações e exportações, sempre expressos em dólar americano (US\$).

#### 3.2 - O Modelo Constant Market Share

O Modelo Constant Market Share (CMS) pertence à classe dos modelos diferencial-estrutural, sendo utilizado neste estudo para decompor a taxa de crescimento das exportações da carne bovina do Brasil e da Argentina. Com a análise do crescimento potencial, pode-se observar o valor que as exportações brasileiras e argentinas teriam que alcançar de forma a manter constante sua participação nas exportações mundiais (CANUTO; XAVIER, 1999).

Segundo Machado et al. (2006), o modelo CMS permite determinar os fatores que influenciam o desempenho das exportações e competitividade de um país. Os principais concorrentes identificados, no ano de 2013, foram Estados Unidos, Austrália e Índia.

O modelo CMS tem sido amplamente utilizado para determinação de fatores que contribuíram para o desempenho das exportações de um determinado produto, para um país ou bloco econômico, em certo período, aponta (GRAMS et al., 2013). Trabalhos baseados no modelo CMS têm por objetivo analisar a participação de um país ou bloco econômico no flu-

xo mundial ou regional, decompondo as tendências de crescimento das exportações de acordo com seus determinantes (FLORINDO et al., 2015; CORONEL; MACHADO; CARVALHO, 2009).

Leamer e Stern (2006) apontam que os fatores que contribuem para as exportações de um país crescer abaixo da média mundial são a concentração das exportações em mercadorias com baixo crescimento de demanda, comparada a outros produtos, regiões que apresentam estagnação em relação ao produto exportado e a falta de condições para competir com seus concorrentes no mercado internacional. Carvalho (1995) destaca que apesar de o método apresentar um caráter retrospectivo, há possibilidade de se fazer inferências em relação ao direcionamento do setor, orientando para mercados mais vantajosos, com características mais dinâmicas, admitindo a continuidade das tendências apresentadas.

O modelo CMS pode ser descrito pela seguinte equação proposta por Merkies e Van Der Meer (1988):

$$\begin{aligned}
 V'..-V.. &\equiv rV.. + \sum_i (r_i-r)V_i + \\
 &\quad (a) \qquad (b) \\
 &+ \sum_{jk} (r_{jk} - r_k)V_{ijk} + \sum_{jk} (r_{ijk} - r_{jk})V_{ijk} \\
 &\quad (c) \qquad (d)
 \end{aligned} \tag{1}$$

Onde:

$V$  = valor total das exportações no período 1, sendo tal período, para o primeiro grupo analisado, o ano de 2006, e para o segundo grupo, o ano de 2010;

$V'$  = valor total das exportações no período 2, sendo tal período, para o primeiro grupo analisado, o ano de 2009, e para o segundo grupo, o ano de 2013;

$V_{ijk}$  = valor das exportações da mercadoria  $k$ , do país  $i$  para o mercado  $j$ , no período 1;

$r$  = taxa percentual das exportações mundiais;

$r_i$  = taxa percentual das exportações totais do país  $i$ ;

$r_k$  = taxa percentual das exportações mundiais da mercadoria  $k$ ;

$r_{jk}$  = taxa percentual das exportações mundiais da mercadoria  $k$  para o país  $j$ ;

$r_{ijk}$  = taxa percentual das exportações da mercadoria  $k$ , do país  $i$  para  $j$ .

A equação CMS permite decompor a taxa de crescimento das exportações do país analisado em quatro efeitos:

- (a)  $rV$  = Efeito crescimento do comércio mundial: indica se as exportações do país analisado cresceram à mesma taxa do comércio mundial.
- (b)  $\sum_i (r_i - r)V_i$  = Efeito composição da pauta: apresenta mudanças na composição da pauta de exportações sobre a concentração em mercadorias de maior ou menor crescimento. Será positivo se as exportações mundiais do produto  $i$  aumentar mais do que a média mundial para todas as mercadorias. Quando utilizado para analisar as exportações de um único tipo de produto, torna-se nula a composição da pauta, sendo essa etapa da equação eliminada.
- (c)  $\sum_{jk} (r_{jk} - r_k)V_{ijk}$  = Efeito destino das exportações: apresenta mudanças decorrentes da concentração das exportações para mercados mais ou menos dinâmicos. Será positivo se o país analisado tiver concentrado suas exportações em mercados com maior dinamismo.
- (d)  $\sum_{jk} (r_{ijk} - r_{jk})V_{ijk}$  = Efeito competitividade: determinado pelo efeito residual resultante da diferença entre crescimento proporcional mundial e crescimento efetivo das exportações de um país. A diferença entre o crescimento das exportações apresentado no modelo CMS e o crescimento efetivo das exportações é atribuída à competitividade. Quando negativo, indicará o fracasso do país em manter sua parcela no mercado mundial.

O efeito composição da pauta não entra na análise deste trabalho, visto que a composição das mercadorias analisadas neste estudo é de apenas um item, tornando-se desnecessário explicitar tal efeito.

O efeito competitividade, segundo Leamer e Stern (2006), pode receber influência de outros fatores, além dos preços relativos, como mudanças tecnológicas, incentivos fiscais, estratégias de *marketing*, aprimoramento dos mecanismos de financiamento e

crédito e disponibilidade de atendimento das encomendas dos compradores.

## 4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 - O Mercado da Carne

Em 2013, o consumo mundial de carne bovina foi de 56,8 milhões de toneladas equivalente carcaça (USDA, 2014). Apesar de ser o maior consumidor mundial de carne bovina desde 2000, os Estados Unidos têm reduzido anualmente o consumo deste tipo de carne, enquanto Brasil e China aparecem nesta lista como os países que mais aumentaram seu consumo em 2013, cujo aumento foi de, respectivamente, 29,2% e 16,8% (WOLFSEEDS, 2015; USDA, 2014). O Brasil é um dos principais produtores de proteína animal do mundo e o principal destino da sua produção é o mercado interno, mesmo porque o país exporta apenas 20% de sua produção (MAPA, 2011).

Em termos comparativos, o Brasil exportou, em média, cerca de três vezes mais que a Argentina no período 2006 a 2009 (Figura 1). A partir de 2010, o Brasil cresceu consideravelmente nas exportações de carne, ao contrário da Argentina que perdeu mercado, devido a várias restrições à exportação que o seu próprio governo impôs.

Na Argentina, depois de fortes declínios, a produção de carne bovina cresceu, em 2012, 4,25% em relação ao período anterior. Este aumento aconteceu em decorrência da maior participação de fêmeas nos abates, ocasionando uma queda no número de matrizes. A maior parte da produção argentina foi vendida internamente no ano de 2012. Isso também ocorreu no Brasil, visto que a maioria da sua produção também é vendida internamente, exportando somente o excedente (FLORINDO et al., 2015; RABOBANK, 2012).

A tabela 1 mostra os principais produtores de carne bovina entre os anos de 2005 e 2013 no mundo, e a participação de cada um dos países relacionados na produção mundial. A produção mundial de carne

bovina *in natura*, em 2013, foi de 60.080 milhões de TEC e as exportações totalizaram 9.165 milhões de TEC, representando 15,63% da produção.

No ano de 2012, as exportações deste produto na Argentina representaram cerca de 7% da produção total. O consumo *per capita* dos argentinos nesse ano foi de 58 kg, ocasionando um aumento de 6% em relação aos anos anteriores (RABOBANK, 2012).

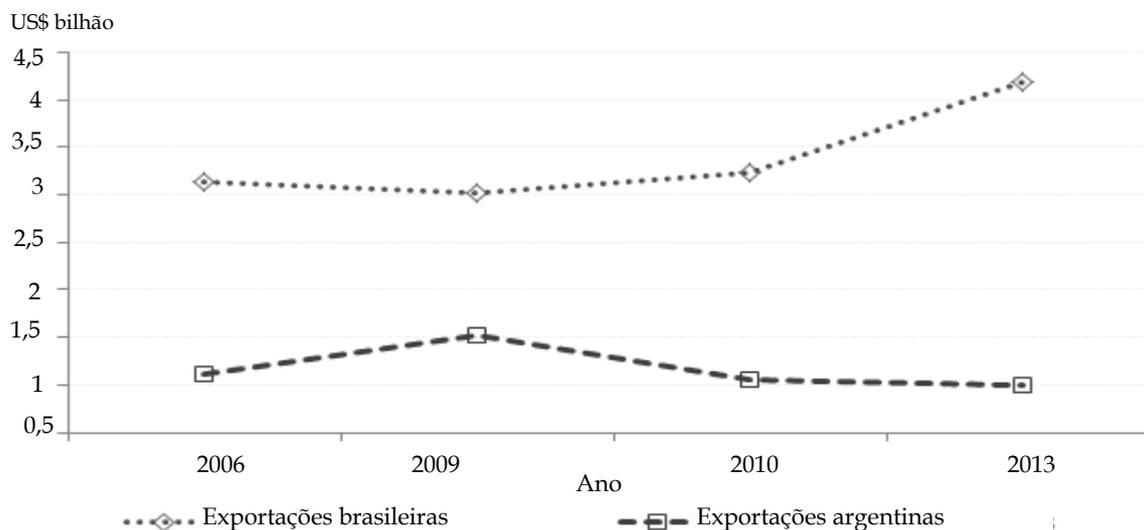
O Brasil se destaca como um dos principais produtores, atrás apenas dos Estados Unidos na produção da carne bovina. A sua grande extensão territorial contribui para isso, além do clima tropical brasileiro, o melhoramento genético dos animais, as boas práticas de manejo, as melhoras nas pastagens também ajudam ao país no *ranking* dos principais produtores de bovinos (FLORINDO; MEDEIROS; MAUAD, 2015).

Contudo, como o interesse deste artigo é comparar Brasil e Argentina neste setor, a tabela 2 demonstra o volume em cabeças do rebanho de ambos os países, de forma a explicitar a diferença quanto ao volume da produção.

O rebanho bovino brasileiro, em 2008, era praticamente três vezes maior que o rebanho da Argentina, com crescimento superior à produção Argentina nos anos subsequentes. Na Argentina aconteceu o contrário, visto que entre 2009 e 2011 ocorreu um declínio no número de cabeças, além disso, quase toda a produção tinha como destino o mercado interno (Tabela 3).

O consumo *per capita* pode ser visto de forma comparativa entre Brasil e Argentina (Tabela 4). Dessa forma, é fácil notar que os argentinos consomem bem mais carne bovina do que os brasileiros, tal fato pode ser justificado por alguns motivos como os hábitos culturais, a desigualdade socioeconômica, a maior quantidade de produtos substitutos à carne bovina, como aves, peixes e suínos (LIMA et al., 2012).

Contudo, vale ressaltar que entre 2008 e 2012, enquanto o Brasil vai aumentando seu consumo *per capita*, a Argentina vai diminuindo o consumo no mesmo período. Isso se deve aos problemas econô-



**Figura 1** - Exportações de Carne Bovina, Brasil e Argentina, Período 2006 a 2013.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados de USDA (2014).

**Tabela 1** - Produção Mundial de Carne Bovina, entre 2005 e 2013

País	2005		2007		2009		2011		2013	
	1.000 t	%								
Estados Unidos	11.318	20,1	12.097	20,9	11.891	20,8	11.946	20,9	11.757	19,7
Brasil	8.776	15,6	9.297	16,1	9.180	16,1	9.771	17,1	9.675	16,1
União Europeia	8.090	14,4	8.170	14,1	7.913	13,9	8.000	14	7.470	12,5
China	5.681	10,1	6.134	10,6	5.764	11	5.500	9,6	5.637	9,4
Índia	2.170	3,9	1.700	2,9	2.230	3,9	2.842	4,9	3.850	6,4
Austrália	2.102	3,7	2.172	3,7	2.129	3,7	2.140	3,7	2.359	3,9
México	1.725	3,1	1.600	2,8	1.700	2,9	1.751	3,0	1.808	3,01
Rússia	1.520	2,7	1.430	2,5	1.460	2,5	1.400	2,5	1.370	2,3
Canadá	1.470	2,6	1.278	2,2	1.252	2,2	1.275	2,2	1.035	1,7
Paquistão	1.004	1,8	1.344	2,3	1.457	2,5	1.450	2,5	1.460	2,5
Outros	12.324	22,0	12.665	21,9	12.096	20,5	11.141	19,6	13.659	22,49
Total	56.180	100,0	57.887	100,0	57.072	100,0	57.216	100,0	60.080	100,0

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da ABIEC (2014).

**Tabela 2** - Volume dos Rebanhos Bovinos de Brasil e Argentina entre 2008 a 2012 (em 1.000 cab.)

País	2008	2009	2010	2011	2012
Brasil	169.897	173.269	174.091	180.418	185.836
Argentina	54.260	49.057	48.156	48.856	50.056
Total	224.157	222.326	222.247	229.274	235.292

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados de USDA (2014).

**Tabela 3** - Consumo Interno dos Principais Consumidores de Carne Bovina no Mundo, 2006 a 2011

País	2006		2007		2008		2009		2010		2011	
	t	%	t	%	t	%	t	%	t	%	t	%
União Europeia	8.649	15,7	8.690	14,9	8.352	14,4	8.262	14,6	8.185	14,5	8.155	14,4
Brasil	8.033	14,1	7.830	13,5	6.945	11,9	6.811	12,0	7.321	13,0	7.540	13,4
China	5.692	9,8	6.065	10,4	6.080	10,5	5.749	10,1	5.589	9,9	5.495	9,7
Argentina	2.553	4,5	2.771	4,8	2.731	4,7	2.727	4,9	2.305	4,0	2.233	3,9
Índia	1.694	2,9	1.735	2,9	1.880	3,2	1.905	3,4	1.930	3,4	1.960	3,5
Rússia	2.381	4,1	2.452	4,2	2.616	4,6	2.347	4,1	2.307	4,0	2.296	4,0
Outros	27.992	48,9	28.590	49,3	29.371	50,7	28.867	50,9	28.907	51,2	28.814	51,1
Total	56.994	100	58.133	100	57.975	100	56.668	100	56.544	100	56.493	100

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da ABIEC (2009).

**Tabela 4** - Consumo *per Capita* de Carne Bovina no Brasil e Argentina, 2008 a 2012 (kg/pessoa/ano)

País	2008	2009	2010	2011	2012
Brasil	36,9	37,1	37,8	38,1	38,3
Argentina	67,5	66,7	56,2	53,7	54,6

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados de USDA (2014).

micos e políticos internos da Argentina. O consumo da carne bovina tem sido estável nos últimos anos, apesar de os Estados Unidos e a União Europeia diminuírem o seu consumo devido às crises econômicas, além de países como China e Japão começaram a alterar seus comportamentos quanto aos hábitos alimentares (FLORINDO et al., 2015).

De acordo com Florindo, Medeiros e Mauad (2015), as barreiras não tarifárias têm ganhado importância no mercado mundial como fator de restrição às exportações, destacando-se as barreiras sanitárias impostas à carne bovina *in natura*.

A tabela 5 apresenta os dez países que mais importaram carne bovina argentina e os respectivos valores totais negociados com moeda americana, dentro de um espaço de tempo de três anos, assim como a participação mundial de cada dado. Neste período de 2006 a 2009, a Rússia foi o principal importador tanto de carne brasileira quanto argentina. É notável que importantes países da União Europeia demandaram carne da Argentina por ser uma carne de alta qualidade.

Observa-se que a Argentina expandiu seu mercado e também exportou para China e Egito, cada um importando, aproximadamente, 30 milhões e 17,5 mi-

lhões de dólares, respectivamente, apesar de o cenário interno governamental interferir diretamente na comercialização deste produto.

Entre os períodos de 2010 e 2013, conforme tabela 6, os dez principais países importadores do Brasil foram praticamente os mesmos, entre o período de 2006 e 2009. Porém, depois que a China restringiu importação de carne bovina brasileira, Hong Kong ingressou na lista dos principais importadores do Brasil, além da Arábia Saudita.

Da mesma forma que o Brasil, a tabela 7 aponta os dez principais importadores da carne bovina argentina entre o período de 2010 e 2013. A Alemanha passou a ser o principal consumidor externo, porém, em menor quantidade. É possível também perceber a queda brusca de importação pela Rússia e Chile, que eram antes dois dos três principais importadores da Argentina, e agora a Rússia ocupa apenas a quinta posição e o Chile não está nem entre os dez principais países que a Argentina exportou.

No ano de 2013, a Argentina expandiu seu mercado com Chile, Suíça e Bélgica, cada um importando a carne bovina em dólar, com um volume de exportações de aproximadamente US\$178 milhões de para o Chile.

**Tabela 5 - Principais Importadores de Carne Bovina Argentina, 2006 e 2009**

País	2006				2009			
	Total da importação		Total exportado pela Argentina		Total da importação		Total exportado pela Argentina	
	US\$	%	US\$	%	US\$	%	US\$	%
Rússia	1.597.072.891	6,9	392.884.416	1,7	2.314.523.512	8,5	323.033.983	1,18
Alemanha	1.233.521.000	5,3	242.277.559	1,05	1.569.623.000	5,8	301.865.246	1,11
Chile	330.213.021	1,4	90.675.638	0,39	468.057.815	1,8	152.885.908	0,5
Itália	2.563.252.157	11,1	80.258.358	0,34	2.834.855.962	10,4	126.667.152	0,4
Israel	211.109.000	0,9	60.866.981	0,26	253.954.000	0,9	118.091.840	0,4
Holanda	1.087.253.356	4,7	50.792.394	0,23	1.435.286.944	5,3	128.808.609	0,46
Reino Unido	1.237.747.178	5,3	35.499.994	0,15	1.217.429.535	4,5	16.321.286	0,06
Brasil	65.784.430	0,3	32.917.000	0,14	118.221.099	0,4	30.170.064	0,1
Espanha	749.978.871	3,2	28.687.471	0,13	748.721.432	2,7	18.383.428	0,06
Venezuela	81.223.203	0,3	26.940.884	0,12	868.722.999	3,2	120.433.270	0,43
Total	9.157.155.107	39,4	986.172.340	4,51	10.211.951.867	43,5	1.197.844.088	4,7

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados de USDA(2014).

**Tabela 6 - Principais Importadores de Carne Bovina Brasileira, 2010 e 2013**

País	2010				2013			
	Total da importação		Total exportado pelo Brasil		Total da importação		Total exportado pelo Brasil	
	US\$	%	US\$	%	US\$	%	US\$	%
Rússia	2.170.265.988	7,2	1.024.246.000	3,41	2.779.568.061	7,9	1.197.940.000	3,44
Irã	780.824.485	2,6	807.321.000	2,69	414.353.500	1,2	266.304.000	0,76
Egito	729.949.697	2,4	409.777.000	1,36	834.826.952	2,4	463.680.000	1,33
Hong Kong	524.303.978	1,6	236.171.000	0,78	2.079.990.711	5,9	977.622.000	2,8
Itália	2.765.855.205	9,2	141.935.000	0,47	2.020.765.325	5,8	188.603.000	0,54
Arábia Saudita	360.667.651	1,1	121.903.000	0,4	447.355.866	1,3	203.000	0,0005
Argélia	165.807.785	0,5	102.369.000	0,34	236.488.779	0,6	90.842.000	0,26
Israel	361.266.000	1,1	102.285.000	0,34	319.641.061	0,9	82.901.000	0,23
Líbano	163.818.819	0,5	97.914.000	0,32	122.386.302	0,3	74.899.000	0,21
Total	7.721.988.226	26,5	3.029.872.000	10,11	9.898.925.211	28,4	4.029.469.000	11,58

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados de USDA(2014).

**Tabela 7 - Principais Importadores de Carne Bovina Argentina, 2010 e 2013**

País	2010				2013			
	Total da importação		Total exportado pela Argentina		Total da importação		Total exportado pela Argentina	
	US\$	%	US\$	%	US\$	%	US\$	%
Alemanha	1.710.291.631	5,7	323.754.968	1,07	2.161.406.485	6,2	286.994.649	0,82
Israel	361.266.000	0,1	137.015.623	0,45	477.355.000	1,4	120.615.240	0,35
Holanda	1.418.751.724	4,7	106.730.941	0,35	1.969.444.584	5,6	107.209.935	0,3
Itália	2.765.855.205	9,2	91.195.744	0,3	2.020.765.325	5,8	49.521.895	0,14
Rússia	2.170.265.988	7,2	90.698.035	0,3	2.779.568.061	7,9	49.149.910	0,14
Brasil	160.729.755	0,5	69.058.402	0,23	276.702.534	0,8	68.112.942	0,2
Venezuela	224.313.437	0,7	59.699.271	0,2	1.085.576.017	3,1	11.495.762	0,03
Espanha	751.349.453	2,5	13.060.169	0,04	760.913.838	2,2	5.561.992	0,01
China	84.221.278	0,3	12.245.878	0,04	1.270.145.097	3,6	48.967.955	0,14
Marrocos	21.989.651	0,07	7.637.621	0,02	54.132.030	0,2	15.687.812	0,05
Total	9.669.034.122	32,24	911.096.652	2,73	12.856.008.971	36,9	763.318.092	2,2

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados de USDA (2014).

## 4.2 - Resultados do Modelo Constant Market Share

### 4.2.1 - Período I - 2006 a 2009

O primeiro período analisado foi marcado por um grande crescimento nas exportações mundiais, variando de U\$24,2 bilhões em 2002 para U\$28,8 bilhões em 2009, representando um crescimento de aproximadamente 19,2%.

Como visto na tabela 4, houve crescimento na demanda mundial de carne bovina, paralelamente à queda nas exportações dos Estados Unidos devido ao registro de casos de Encefalopatia Espongiforme Bovina (EEB). Por outro lado, houve forte crescimento das exportações para o Brasil e Índia, possibilitado pelo saldo para exportação em relação ao consumo (FLORINDO; MEDEIROS; MAUAD, 2015).

A partir de 2006, o governo argentino interveio de maneira crescente na cadeia da carne bovina no país, o que desestimulou a sua produção. Entre 2007 e 2009, a intervenção era tão grande que era capaz de se ofertar o produto de alta qualidade, de custo caro, com preços considerados baixos, ocasionando grande aumento no consumo interno da carne em 2009 (TAPIAS, 2012).

A crise financeira americana, em 2008, refletiu-se nas exportações de vários países, por isso, as exportações mundiais apresentaram crescimento de apenas 2,5% nesse período. Os dados da tabela 8 descrevem o impacto desta crise financeira sobre as exportações americanas, tendo uma redução de aproximadamente 25% em relação ao crescimento mundial. As estimativas dos dados, bem como os resultados apresentados estão no Anexo 1. Países como Irã e Venezuela apresentaram grande crescimento em suas importações comparadas ao pequeno crescimento do mercado mundial, tendo sido proporcionadas pela abertura de mercado, principalmente com o Brasil.

A partir de 2005, o Brasil enfrentou sérias barreiras sanitárias, ocasionando restrições às exportações brasileiras, devido a casos de febre aftosa (FLORINDO; MEDEIROS; MAUAD, 2015). Principalmente, países da União Europeia passaram a demandar menos do Brasil. Contudo, o Brasil ganhou mercado

com a Venezuela, que adquiriu boa parte do excedente da produção brasileira.

Alguns países do Oriente Médio, como Egito e Irã, por exemplo, também foram cruciais para o comércio externo brasileiro, depois das restrições advindas da União Europeia. Outro exemplo importante para o comércio da carne brasileira foi a Argélia, uma vez que mais de 80% das suas importações foram oriundas do Brasil. Ao analisar a Argentina, percebe-se que esse país aumentou significativamente suas exportações, visto que a sua carne bovina tem grande prestígio na Europa.

### 4.2.2 - Período II - de 2010 a 2013

As exportações brasileiras aumentaram de forma significativa, em 2010, visto que se reiniciou o crescimento após a crise econômica mundial de 2008, e foi crescendo a cada ano. Já a Argentina, que era um grande exportador do produto, diminuiu suas exportações, pois foi uma das formas de conter a inflação no país (ABIEC, 2013).

Com isso, a Argentina deixou de exportar mais de 5 bilhões de dólares em carne bovina, devido a intervenções do governo no setor, pois se a Argentina tivesse mantido seu mercado dos anos anteriores, as exportações do país seriam em torno de 2,5 bilhões/ano. Dessa forma, o país deixou de arrecadar cerca de 1,4 bilhão por ano que, num montante de quatro anos, passaria tranquilamente dos U\$5 bilhões.

A tabela 9 apresenta os indicadores do modelo Constant Market Share para o período II. No Anexo 1 estão explicitados os cálculos e as estimativas.

O Brasil bateu o seu recorde na exportação de carne bovina no ano de 2013, mantendo o seu posto de maior exportador mundial. De acordo com o efeito crescimento do comércio mundial, o Brasil contribuiu de maneira positiva para que ocorresse aumento nas importações mundiais do produto. Contudo, é possível verificar que a Argentina tem decrescido no comércio internacional da carne, para que consiga atender a sua demanda interna.

**Tabela 9** – Análise do Modelo Market Share no Brasil e na Argentina, Período 2006 a 2009  
(em %)

Indicador	Brasil	Argentina
Crescimento das exportações do país de carne bovina no período	-3,57	37,1
Efeito crescimento do comércio mundial (a)	-13,59	735,80
Efeito destino das exportações (c)	14,39	-825,57
Efeito competitividade (d)	-2,77	-52,67
Soma (crescimento das exportações) = a + c + d	-3,57	37,1

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 10** – Análise do Modelo Market Share no Brasil e na Argentina, Período de 2010 a 2013  
(em %)

Indicador	Brasil	Argentina
Crescimento das exportações do país de carne bovina no período	38,78	-5,33
Efeito crescimento do comércio mundial (a)	265,27	-43,26
Efeito destino das exportações (c)	-272,32	45,49
Efeito competitividade (d)	31,73	8,09
Soma (crescimento das exportações) = a + c + d	38,78	4,99

Fonte: Dados da pesquisa.

O principal importador argentino foi a Alemanha, mesmo com a exportação do país em baixa. A desaceleração foi ocasionada por vários fatores externos e internos, como a desvalorização da taxa de câmbio real, medidas não muito boas para o mercado, prejudicando os empresários do setor, além do impacto do câmbio exterior que foi negativo (RABOBANK, 2012).

De acordo com MDCIC/SECEX (2015), o Brasil possui vantagens competitivas, como um dos líderes no mundo no setor agropecuário, principalmente, na produção de carne bovina. Contudo, o Brasil teve efeito negativo em relação ao destino das exportações, pois os parceiros comerciais do país aumentaram suas demandas em uma taxa superior ao crescimento efetivo brasileiro no mercado.

A Argentina é o sexto principal produtor mundial de carne bovina, de acordo com o USDA (2014), porém, tem deixado de ser um dos principais exportadores mundiais, visto que tem atendido prioritariamente sua demanda interna. Ademais, a Argentina contribui negativamente para o crescimento do mercado internacional da carne vermelha.

## 5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

A aplicação do modelo Constant Market Share permitiu analisar os comportamentos de Brasil e Argentina nas exportações de carne bovina. Observa-se que o Brasil é um importante fornecedor mundial e que tem se mostrado competitivo no setor. O modelo permite verificar apenas os indicadores; contudo, como foram utilizados apenas dados do comércio mundial da carne, o modelo não identifica porque esses números aconteceram, conforme a divisão em dois períodos. Contudo, parte das variações podem ser explicadas por barreiras sanitárias, como as ocorrências de BSE e febre aftosa, os Estados Unidos e o Brasil sofreram restrições sanitárias para importação.

Porém, a criação de gado no Brasil é predominantemente extensiva. A bovinocultura de corte brasileira alimenta-se, principalmente, de pastagens e ração de origem vegetal. Este fato é considerado um importante eliminador do risco de ocorrência de BSE no gado brasileiro. O mesmo não ocorre na maioria dos principais produtores da carne bovina, incluindo

a União Europeia e os Estados Unidos, onde o gado bovino é criado, principalmente, em confinamentos.

Analisando o mercado argentino, o país tem perdido relativa importância no cenário internacional, porém o volume de cabeças de gado tem-se mantido dentro da média anual. Como o governo interfere diretamente no setor, através das restrições, o país tem deixado de arrecadar capital externo, ou seja, tem entrado menos dólar do exterior, tal fato, contribuiria para sua balança comercial. O ano de 2013 foi um ano de recuperação para a Argentina, visto que as exportações e a produção sofreram queda nos dois anos anteriores. A produção de carne aumentou e os abates cresceram 9% no ano de 2013.

O Brasil tem sido um dos principais fornecedores de alimentos do mundo, não só por causa da carne bovina, mas o país tem se destacado em vários produtos agroindustriais no comércio internacional. O país tem investido de maneira notável, principalmente pelos produtores, em genética animal, em tecnologia na produção da carne, além da questão sanitária, assim contribuindo para que consumidores tenham confiabilidade em consumir a carne bovina brasileira.

A produção argentina teve certa recuperação, em 2013, porém com menos alternativas de exportação, a maioria da produção foi vendida domesticamente. Nesse ano, o consumo argentino foi de 60 kg *per capita*. A Argentina tem capacidade de absorver a maior parte da produção, mas com preços baixos, fazendo com que o setor perca atratividade. As indústrias frigoríficas da Argentina têm encontrado dificuldades para competir em muitos mercados, em decorrência das cotas que o governo impõe para a exportação, além da alta taxa de câmbio, fazendo com que o país venha diminuindo sua competitividade.

No caso brasileiro, o Brasil vem batendo recordes em exportação, devido ao aumento da demanda pela carne brasileira no mundo e a sua competitividade vem aumentando. O Brasil foi o principal exportador mundial de carne bovina, sendo que competiu mercados com outros grandes exportadores do setor, que estão entre os principais no mundo da carne bovina, sendo eles: Índia, Estados Unidos, Austrália e Uruguai. Este crescimento nas expor-

tações trouxeram consequências ao mercado interno, com uma oferta menor ao mercado consumidor, com preços cada vez maiores, proporcionando aumento com os gastos na alimentação, refletindo no aumento do custo de vida dos brasileiros.

## LITERATURA CITADA

ANUÁRIO DA PECUÁRIA BRASILEIRA - ANUALPEC. **Anuário 2015**. São Paulo: Anualpec, 2015. p. 291.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES. ABIEC. **Banco de dados**. São Paulo: ABIEC, 2013. Disponível em: <[http://www.abiec.com.br/download/stat\\_mercadomundial.pdf](http://www.abiec.com.br/download/stat_mercadomundial.pdf)>. Acesso em: 18 dez. 2014.

\_\_\_\_\_. **Exportações de carne bovina argentina crescem 54%**. São Paulo: ABIEC, 2009. Disponível em: <<http://www.abiec.com.br/noticia.asp?id=361#.VQIF1fnF9DA>>. Acesso em: 12 mar. 2015.

\_\_\_\_\_. **Pecuária Brasileira**. São Paulo: ABIEC. Disponível em: <[http://www.abiec.com.br/3\\_pecuaria.asp](http://www.abiec.com.br/3_pecuaria.asp)>. Acesso em: 10 dez. 2014.

BATALHA, O. B. **Gestão agroindustrial**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2013.

BLISKA, F. M. M. **Impactos de alterações nas exportações brasileiras de carnes sobre a economia brasileira**. 1999. 217 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, São Paulo, 1999.

CANUTO, O.; XAVIER, C. L. Padrões de especialização e competitividade no comércio exterior: uma análise estrutural-diferencial. **Textos para discussão**, Campinas, v. 35, n. 86, p. 4-19, set. 1999.

CARVALHO, F. de. **O comportamento das exportações brasileiras e a dinâmica do complexo agroindustrial**. Piracicaba: ESALQ, 1995.

CARVALHO, M. A.; SILVA, C. R. L. **Economia internacional**. 4. ed. São Paulo: Saraiva, 2007.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Banco de dados**. São Paulo: CEPEA/USP/CNA, 2014. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/pib/>>. Acesso em: 14 maio 2015.

CORONEL, D. A.; MACHADO, J. A. D.; CARVALHO, F. M. A. Análise da competitividade das exportações do complexo soja brasileiro de 1995 A 2006: uma abordagem de Marke-Share. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 2, p. 281-308, 2009.

COUTINHO, E. et al. De Smith a Portes: um ensaio sobre as teorias do comércio exterior. **Revista de Gestão USP**, São

Paulo, p. 101-113, out. 2005.

FLORINDO, T. J. et al. Competitividade dos principais países exportadores de carne bovina no período de 2002 a 2013. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 12, n. 1/2/3, 2015.

\_\_\_\_\_.; MEDEIROS, G. I. B. de; MAUAD, J. R. C. Análise das barreiras não tarifárias à exportação de carne bovina. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 24, n. 2, p. 52-63, 2015.

GONÇALVES, R. **A teoria do comércio internacional**: uma resenha. Rio de Janeiro, 1998, 15 p. Disponível em: <[http://www.ie.ufrj.br/oldroot/hpp/intranet/pdfs/goncalves\\_r\\_resenha\\_comercio\\_internacional\\_1997.pdf](http://www.ie.ufrj.br/oldroot/hpp/intranet/pdfs/goncalves_r_resenha_comercio_internacional_1997.pdf)>. Acesso em: 23 fev. 2015.

GRAMS, J. C. et al. Competitividade das exportações da indústria automobilística brasileira: uma análise constant Market Share. **Desenvolvimento em Questão**, Rio Grande do Sul, v. 11, n. 23, p. 247-270, 2013.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia internacional**. 8. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2010.

LEAMER, E. E.; STERN, R. M. **Quantitative international economics**. Estados Unidos: Transaction Publishers, 2006. 209 p.

LIMA, C. E. et al. **Caracterização das exportações e da competitividade internacional do complexo de carnes brasileiro**. Santa Catarina: Apec Unesc, 2012.

MACHADO, L. V. N. et al. Análise do desempenho das exportações brasileiras de carne bovina: uma aplicação do método Constant-Market-Share, 1995-2003. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 4, n. 2, p. 195-218, 2006.

MERKIES, A. H. Q. M.; VAN DER MEER, T. A theoretical foundation for constant market share analysis. **Empirical Economics**, Austris, Vol. 13, Issue 2, pp. 65-80, 1988.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO - MAPA. **Banco de dados**. Brasília: MAPA, 2011. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/animal/mercado-interno>>. Acesso em: 8 mar. 2015.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. Secretaria de Comércio Exterior - MDIC/SECEX. **Sistema de análise das informações de comércio exterior (ALICE)**. Disponível em: <<http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 20 jan. 2015.

PALAU, H. **Veja o cenário do mercado da carne bovina segundo Hernán Palau**. São Paulo: Beefpoint, 2014. Disponível em: <<http://sites.beefpoint.com.br/colonistas-internacionais/2014/01/21/veja-o-cenario-do-mercado-da-carne-na-argentina-por-hernan-palau/>>. Acesso em: 13 maio 2015.

RABOBANK: Apesar de Aumento em 2012, Produção de Carne Bovina Argentina Continua Baixa com Relação s Padrões Históricos. São Paulo: Beefpoint, 2012. Disponível em: <<http://www.beefpoint.com.br/cadeia-produtiva/rabobank-argentina-continua-com-baixa-producao-de-carne-bovina-25-menor-com-relacao-a-2009/>>. Acesso em: 9 mar. 2015.

SCOT CONSULTORIA. **Banco de dados**. Bebedouro: Scot Consultoria. Disponível em: <<http://www.scotconsultoria.com.br/noticias/?ref=mnp>>. Acesso em: 4 mar. 2015.

SILVA, S. S. Ideias mercantilistas e a teoria do comércio internacional. **Webartigos**, 2009. Disponível em: <<http://www.webartigos.com/artigos/ideias-mercantilistas-e-a-teoria-do-comercio-internacional/20756/>>. Acesso em: 28 mar. 2015.

SOUZA, F. P. O mercado da carne bovina no Brasil. **Revista Acadêmica, Ciências Agrárias e Ambientais**, Curitiba, v. 6, n. 3, p. 427-434, jul./set. 2008.

SPINETTO, J. P.; GONZÁLES, P. Carne bovina fica para os argentinos, e Europa consumo produto uruguaio. **Uol Economia**, 2014. Disponível em: <<http://economia.uol.com.br/noticias/redacao/2014/09/10/carne-bovina-fica-para-os-argentinos-e-europa-consome-produto-uruguaio.htm>>. Acesso em: 5 abr. 2015.

TAPIAS, B. A. Carne bovina, o mercado na Argentina. **Agroanalysis**, 2012. Disponível em: <[http://www.agroanalysis.com.br/materia\\_detalle.php?idMateria=1303](http://www.agroanalysis.com.br/materia_detalle.php?idMateria=1303)>. Acesso em: 9 mar. 2015.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Agricultural baseline projections to 2014**. Washington: USDA, 2014. Disponível em: <<http://www.usda.gov>>. Acesso em: 10 fev. 2015.

VILA, F.; PEREIRA, G. S. Carne bovina: a posição sul do continente. In: JORNADA DO NÚCLEO DE ESTUDOS DE PRODUÇÃO DE BOVINOS DE CORTE E CADEIA PRODUTIVA, 6., 2011, Rio Grande do Sul. **Anais eletrônicos...** Rio Grande do Sul: UFRGS, 2011. Disponível em: <[http://www.ufrgs.br/nespro/arquivos/folder\\_vijornada.pdf](http://www.ufrgs.br/nespro/arquivos/folder_vijornada.pdf)>. Acesso em: 12 maio 2015.

WOLFSEEDS. De olho no Brasil, na produção e no consumo mundial de carne bovina. Ribeirão Preto: Wolfseeds. Disponível em: <<http://www.wolfseeds.com/novidades/noticias/de-olho-no-brasil-na-producao-e-no-consumo-mundial-de-carne-bovina/>>. Acesso em: 8 mar. 2015.

Recebido em 15/10/2015. Liberado para publicação em 18/05/2016.

**COMPETITIVIDADE NO MERCADO DE CARNE BOVINA:  
uma comparação a partir das exportações do Brasil e da Argentina no período 2006 a 2013**

**Anexo 1**

**Anexo A1.1**

BRASIL 2006 - 2009					
Efeito CRESCIMENTO comércio mundial					
Diferença das exportações brasileiras (Período II - Período I)					Rv
Período II	Período I				-13,595%
3022565838	3134506032	-111940194		Crescimento =>	-3,571222797
Diferença das exportações mundiais (Período II - Período I)					
Período II	Período I				
27190023907	23092450344	17,74421294			
Efeito destino das exportações					
	QUADRO I - EXPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍSES IMPORTADORES DO BRASIL	Percentual das exportações mundiais (QUADRO I) rjk	QUADRO II - EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS período I (Vijk)	Percentual das exportações mundiais (QUADRO II) rk	$\sum jk(rjk - rk)Vijk$
Rússia	536.977	0,002325336	743.187.546	3,218313929	-2.390.082.671
Irã	185.638.000	0,803890437	107.781.435	0,466738841	36338682,88
China	63.030.599	0,272948942	119.270	0,000516489	32493,01871
Egito	436025158	1,888171898	364.185.362	1,577075436	113296777,6
Venezuela	673.000	0,002914372	33.723.745	0,146037967	-4826663,606
Argélia	2130226400	9,224774194	101.707.345	0,440435482	893431767,9
Líbano	190.776.629	0,826142857	43.017.111	0,186282141	27524959,42
Itália	3.134.506.032	13,57372641	232.563.455	1,007097348	2922538673
Holanda	449.821.720	1,947916801	253.562.006	1,098029885	215499031,2
Líbia	16960	7,34439E-05	37.964.780	0,164403428	-6238751,697
Demais países	16.501.198.869	71,4571153	1.216.693.977	5,268795467	80530930094
<b>TOTAL</b>	<b>23.092.450.344</b>	<b>100</b>	<b>3.134.506.032</b>	<b>13,57372641</b>	<b>82.338.444.393</b>
Diferença das exportações brasileiras (Período II - Período I)					rjk
Período II	Período I				3,218313929
3022565838	3134506032	-111940194			0,464367884
Efeito destino das importações =>					1,577075436
-111940194	77.785.259.849			-14,39%	0,146037967
Efeito competitividade					0,186282141
-111940194	-4.665.124.739			-2,77%	1,007097348
					1,098029885
					0,164403428
					5,268795467

	QUADRO III - IMPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍSES IMPOR- TADORES DO BRASIL PERÍO- DO I	QUADRO IV - IMPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍSES IMPORTA- DORES DO BRASIL PE- RÍODO II	$rij \times Vij$	$rijk$	Total das impor- tações brasileiras no período I	$\sum jk(rijk-rjk) / Vij$
Rússia	1.597.072.891	2.314.523.512	333861008,7	23,70987768	743.187.546	-2,48121E+17
Irã	9.996.844	347.191.963	3617017073	3,421078853	107.233.923	-3,87867E+17
China	8.450.298	44.046.228	502411,4618	0,003805065	119.270	-59922614599
Egito	409.612.390	407.837.089	-1578415,725	11,61858865	364.185.362	5,7484E+14
Venezuela	81.223.203	868.722.999	326968665,7	1,075887067	33.723.745	-1,10266E+16
Argélia	145.020.062	172.026.877	18940768,7	3,244764692	101.707.345	-1,92641E+15
Líbano	69.685.949	153.234.459	51574464,87	1,372372889	43.017.111	-2,21858E+15
Itália	2.563.252.157	2.834.855.962	24642569,44	7,419461077	232.563.455	-5,73096E+15
Holanda	1.087.253.356	1.435.286.944	81166081,71	8,089376872	253.562.006	-2,05806E+16
Líbia	392.263.367	41.246.033	-33972827,91	1,211188609	37.964.780	1,28977E+15
Demais países	16.728.619.827	18.571.051.841	134062744,6	38,83359855	1.217.241.489	-1,63187E+17
<b>TOTAL</b>	<b>23.092.450.344</b>	<b>27.190.023.907</b>	<b>4553184545</b>	<b>100</b>	<b>3.134.506.032</b>	<b>-8,38794E+17</b>

Diferença das exportações argentinas (Período II - Período I)

Período II	Período I	
1.530.141.406	1116091338	414.050.068
<b>Efeito destino das importações =&gt;</b>		
414.050.068	5015324206	
<b>Efeito competitividade</b>		
414.050.068	-197.838.290	

=> **825,57%**

=> **-52,67%**

	QUADRO III - IMPOR- TAÇÕES TO- TAIS DOS PAÍSES IM- PORTADORES DA ARGENTI- NA PERÍODO I	QUADRO IV - IMPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍ- SES IMPORTADO- RES DA ARGEN- TINA PERÍODO II	$r_{ij}$	$r_{ij} \times V_{ij}$	$r_{ijk}$	Total das importações argentinas no Período I	$\sum jk(r_{ijk}-r_{jk})V_{ijk}$
Rússia	1.597.072.891	2.314.523.512	0,449228476	176494867,5	35,20181571	392.884.416	-6,93421
Alemanha	1.233.521.000	1.569.623.000	0,272473675	66014256,86	21,70768205	242.277.559	-1,59938
Chile	330.213.021	468.057.815	0,417442031	37851822,45	8,124392235	90.675.638	-3,43224
Itália	2.563.252.157	2.834.855.962	0,105960627	8504225,913	7,191020597	80.258.358	-6,82535
Israel	211.109.000	253.954.000	0,20295203	12353077,32	5,453584212	60.866.981	-7,51894
Holanda	1.087.253.356	1.435.286.944	0,320103485	16258822,32	4,550917319	50.792.394	-8,25824
Reino Unido	1.237.747.178	1.217.429.535	-0,016415019	-582733,063	3,180742722	35.499.994	2,06871
Brasil	65.784.430	118.221.099	0,797098478	26238090,59	2,949310588	32.917.000	-8,63679
Espanha	749.978.871	748.721.432	-0,001676633	-48098,3482	2,570351549	28.687.471	1,37989
Venezuela	81.223.203	868.722.999	9,695502848	261205417,5	2,413860146	26.940.884	-7,0371
Demais países	13.935.295.237	15.360.627.609	0,10228218	7598608,899	6,656322872	74.290.643	-5,64505
TOTAL	23.092.450.344	27190023907	12,34495218	611888358	100	1.116.091.338	-9,94715

ARGENTINA 2006 - 2009			
Efeito CRESCIMENTO comércio mundial			
Diferença das exportações argentinas (Período II - Período I)			$rV$
Período II	Período I		735,80%
1.530.141.406	1116091338	414.050.068	Crescimento => 37,0982243
Diferença das exportações mundiais (Período II - Período I)			
Período II	Período I		5627212564
27.190.023.907	23092450344		

Efeito destino das exportações					
	QUADRO I - EXPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍSES IMPORTADORES DA ARGENTINA	Percentual das exportações mundiais (QUADRO I) rjk	QUADRO II - exportações argentinas período I	Percentual das exportações mundiais (QUADRO II) rk	$\sum_{jk}(r_{jk} - r_k)V_{ijk}$
Rússia	536.977	0,002325336	392.884.416	1,701354383	-667522034,9
Alemanha	185.638.000	0,803890437	242.277.559	1,049163495	-59424157,65
Chile	63.030.599	0,272948942	90.675.638	0,392663562	-10855199,48
Itália	436025158	1,888171898	80.258.358	0,347552368	123647593,8
Israel	673.000	0,002914372	60.866.981	0,263579569	-15865903,55
Holanda	2130226400	9,224774194	50.792.394	0,219952379	457376457,5
Reino Unido	190.776.629	0,826142857	35.499.994	0,15372987	23870656,98
Brasil	3.134.506.032	13,57372641	32.917.000	0,142544423	442114217,6
Espanha	449.821.720	1,947916801	28.687.471	0,124228787	52316997,01
Venezuela	16960	7,34439E-05	26.940.884	0,116665333	-3141088,548
Demais países	16.501.198.869	71,4571153	74.290.643	0,321709658	5284695026
TOTAL	23.092.450.344	100	1.116.091.338	4,833143826	5627212564

BRASIL 2010 - 2013				
Efeito CRESCIMENTO comércio mundial				
Diferença das exportações brasileiras (Período II - Período I)			rV	
Período II	Período I		265,27%	
5358664288	3861061382	1497602906	Crescimento =>	38,78733741
Diferença das exportações mundiais (Período II - Período I)				
Período II	Período I			

Efeito destino das exportações					
	QUADRO I - EXPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍSES IMPORTADORES DO BRASIL	Percentual das exportações mundiais (QUADRO I) rjk	QUADRO II - EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS Período I (Vijk)	Percentual das exportações mundiais (QUADRO II) rk	$\sum jk(rjk - rk)Vijk$
Rússia	5923	1,97519	1.024.246.000	3,415642517	-3498437955
Irã	0	0	780.824.485	2,603883549	-2033176031
Egito	317884	0,001060076	409.777.000	1,366519121	-559533711,3
Hong Kong	84487551	0,281748009	236.171.000	0,787580043	-119462857,3
Venezuela	0	0	186.150.000	0,620770649	-115556456,4
Itália	607456211	2,025737236	141.935.000	0,47332303	220341910,3
Arábia Saudita	42006453	0,140082585	121.903.000	0,406520572	-32479589,98
Argélia	0	0	102.369.000	0,341378838	-34946610,22
Israel	12000	4,00174E-05	102.285.000	0,341098715	-34885188,92
Líbano	236833	0,000789788	97.914.000	0,32652236	-31893779,11
Demais países	29252397466	97,55052254	657.486.897	2,192578931	62696598446
<b>TOTAL</b>	<b>29986920321</b>	<b>100</b>	<b>3.861.061.382</b>	<b>12,87581833</b>	<b>56456568178</b>

Diferença das exportações brasileiras (Período II - Período I)		
Período II	Período I	
5358664288	3861061382	1497602906
Efeito destino das importações =>		<b>-272,32%</b>
1497602906	-54993622407	
Efeito competitividade		<b>31,73 %</b>
1497602906	34657135,22	

	QUADRO III - IMPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍSES IMPOR- TADORES DO BRASIL PERÍODO I	QUADRO IV - IMPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍ- SES IMPORTADO- RES DO BRASIL PERÍODO II	rij	Total das impor- tações brasileiras no período I	rij x Vij
Rússia	2.170.265.988	2.779.568.061	0,280749952	1.024.246.000	287557015,8
Irã	807.321.000	414.353.500	-0,486754959	780.824.485	-380070189,9
China	729.949.697	834.826.952	0,143677373	409.777.000	58875682,94
Egito	524.303.978	2.079.990.711	2,967146538	236.171.000	700753964,9
Venezuela	224.313.437	1.085.576.017	3,839549657	186.150.000	714732168,6
Argélia	2.765.855.205	2.020.765.325	-0,269388607	141.935.000	-38235671,89
Líbano	360.667.651	447.355.866	0,240354838	121.903.000	29299975,87
Itália	165.807.785	236.488.779	0,426282722	102.369.000	43638136,02
Holanda	361.266.000	319.641.061	-0,115219641	102.285.000	-11785241,03
Líbia	163.818.819	122.386.302	-0,252916712	97.914.000	-24764086,9
Demais países	21.713.350.761	24.452.557.472	0,126153109	657.486.897	82944016,36
<b>TOTAL</b>	<b>29.986.920.321</b>	<b>34.793.510.046</b>	<b>6,899634272</b>	<b>3.861.061.382</b>	<b>1462945771</b>

<b>ARGENTINA 2010 - 2013</b>				
<b>Efeito CRESCIMENTO comércio mundial</b>				
Diferença das exportações argentinas (Período II - Período I)			<b>rV</b>  <b>-43,26%</b>	
Período II	Período I			
993.111.310	1049014662	-55.903.352	<b>Crescimento =&gt;</b>	<b>-5,329129709</b>
Diferença das exportações mundiais (Período II - Período I)				
Período II	Período I			

Efeito destino das exportações					
	QUADRO I - EXPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍSES IMPORTADORES DA ARGENTINA	Percentual das exportações mundiais (QUADRO I) rjk	QUADRO II - exportações argentinas PERÍODO I	Percentual das exportações mundiais (QUADRO II) rk	$\sum_{jk}(r_{jk} - r_k)V_{ijk}$
Alemanha	1935389501	6,454112261	323.754.968	1,079653944	1740007580
Israel	12000	4,00174E-05	137.015.623	0,456917955	-62599415,2
Holanda	2385895752	7,956454769	106.730.941	0,355924983	811211696,2
Itália	607456211	2,025737236	91.195.744	0,304118406	157004310,2
Rússia	5923	1,97519E-05	90.698.035	0,302458652	-27430613,95
Brasil	3861061382	12,87581833	69.058.402	0,23029508	873279627,8
Venezuela	0	0	59.699.271	0,199084369	-11885191,68
Espanha	468244763	1,561496673	13.060.169	0,043552885	19824602,39
China	109085974	0,363778517	12.245.878	0,040837398	3954697,543
Marrocos	180276	0,000601182	7.637.621	0,025469841	-189937,3933
Demais países	20619588539	68,76194127	137.918.010	0,459927223	9420077856
<b>TOTAL</b>	<b>29986920321</b>	<b>100</b>	<b>1.049.014.662</b>	<b>3,498240736</b>	<b>12923255212</b>

Diferença das exportações argentinas (Período II - Período I)		
Período II	Período I	
993.111.310	1049014662	-55.903.352
Efeito destino das importações =>		<b>-45,49%</b>
-55.903.352	12288695556	
Efeito competitividade		<b>8,09650211</b>
-55.903.352	-690.463.008	

	QUADRO III - IMPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍ- SES IMPORTADO- RES DA ARGENTI- NA PERÍODO I	QUADRO IV - IMPORTAÇÕES TOTAIS DOS PAÍ- SES IMPORTADO- RES DA ARGEN- TINA PERÍODO II	$r_{ij}$	Total das impor- tações argentinas no período I	$r_{ij} \times V_{ij}$
Alemanha	1.710.291.631	2.161.406.485	0,263764873	323.754.968	85395187,86
Israel	361.266.000	477.355.000	0,321339401	137.015.623	44028518,21
Holanda	1.418.751.724	1.969.444.584	0,388153086	106.730.941	41427944,13
Itália	2.765.855.205	2.020.765.325	-0,269388607	91.195.744	-24567094,41
Rússia	2.170.265.988	2.779.568.061	0,280749952	90.698.035	25463469,02
Brasil	160.729.755	276.702.534	0,721538952	69.058.402	49828327,02
Venezuela	224.313.437	1.085.576.017	3,839549657	59.699.271	229218315,5
Espanha	751.349.453	760.913.838	0,012729609	13.060.169	166250,849
China	84.221.278	1.270.145.097	14,08104754	12.245.878	172434790,2
Marrocos	21.989.651	54132030	1,461704827	7.637.621	11163947,48
Demais países	20.317.886.199	21.937.501.075	0,079713749	137.918.010	10993961,6
<b>TOTAL</b>	<b>29.986.920.321</b>	<b>34.793.510.046</b>	<b>21,18090303</b>	<b>1.049.014.662</b>	<b>634559655,8</b>



## RESENHA do LIVRO

**ANÁLISE MULTIVARIADA DE DADOS, 6ª EDIÇÃO,  
HAIR, BLACK, BABIN, ANDERSON E TATHAM<sup>1</sup>**

**Rodolfo Hoffmann<sup>2</sup>**

Em 2009 a editora Prentice Hall publicou nos Estados Unidos a 7ª edição desse livro extraordinário. No mesmo ano a tradução para o português da 6ª edição foi publicada no Brasil. Trata-se de um livro didático apresentando enorme variedade de técnicas estatísticas multivariadas, com destaque para suas aplicações em problemas de administração de empresas, particularmente em *Marketing*, que é a área de experiência dos cinco autores.

O livro é extraordinariamente abrangente. Há capítulos sobre a análise preliminar dos dados, análise de regressão, análise fatorial, regressão logística, análise discriminante, análise multivariada de variância, análise conjunta, análise de agrupamentos, análise de correspondência e modelagem de equações estruturais.

Para quem já estudou estatística nos livros-texto usuais, chama a atenção o fato de Hair et al. (2009) praticamente não usarem expressões matemáticas. Isso é interessante para o leitor que nunca se acostumou com o uso da notação matemática, mas por vezes torna o texto desnecessariamente prolixo para quem sabe usar essa notação.

O livro nunca apresenta os cálculos necessários para obter os resultados estatísticos. Isso fica por conta dos pacotes estatísticos utilizados. A ideia é que o leitor aprenda quando deve usar determinado método, use o computador para obter os resultados estatísticos e saiba interpretá-los.

É claro que um livro didático dessa natureza poderia, em princípio, ser rigorosamente correto na apresentação dos pressupostos dos diferentes métodos e na interpretação dos resultados. Infelizmente,

apesar de se tratar da 6ª edição americana, o livro apresenta algumas falhas conceituais graves. Alguns exemplos.

Os autores constatarem que “A regressão múltipla é de longe a técnica multivariada mais utilizada entre aquelas examinadas neste texto” (HAIR et al., 2009, p. 163). Usando o índice  $j$  para indicar as observações, o modelo de uma regressão linear múltipla de  $Y_j$  contra  $X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{kj}$  é

$$Y_j = \alpha + \beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \dots + \beta_k X_{kj} + u_j,$$

com parâmetros  $\alpha, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  e erro  $u_j$ .

O livro de Hair et al. (2009) ensina, erroneamente, que para usar a análise de regressão múltipla é necessário pressupor que todas as variáveis têm distribuição normal, como se pode constatar na figura 4-1 na p. 163 e na p. 197. Nas p. 82-91 afirmam, incorretamente, que em qualquer análise multivariada todas as variáveis devem ter distribuição normal e na tabela 2-11 (p. 90) e nas p. 210-211 indicam que devem ser feitas transformações das variáveis (incluindo variáveis explanatórias) para que sua distribuição se torne aproximadamente normal.

Na realidade, estimativas não tendenciosas dos parâmetros de uma equação de regressão podem ser obtidas pressupondo apenas a forma da relação e que o erro seja, em média, igual a zero. Apenas para usar os testes  $t$  e  $F$  é necessário pressupor que o erro ( $u_j$ ) tem distribuição normal. Não é necessário pressupor que qualquer das variáveis explanatórias ( $X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{kj}$ ) tenha distribuição normal.

É comum, em análise de regressão, usar

<sup>1</sup>JEL Classification: C10. Registrado no CCTC, REA-18/2015.

<sup>2</sup>Engenheiro Agrônomo, Professor Sênior, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiróz", Piracicaba, Estado de São Paulo, Brasil (e-mail: hoffmannr@usp.br).

variáveis explanatórias binárias, isto é, variáveis que só tem dois valores (geralmente 0 e 1). É obviamente absurdo pretender que tais variáveis tenham distribuição normal.

No livro de Hair et al. (2009) confunde-se o uso de transformações de variáveis para obter uma relação funcional que represente melhor a realidade com transformações destinadas a obter uma distribuição aproximadamente normal. Apenas a transformação da variável dependente pode ajudar a resolver simultaneamente as duas questões, como ocorre com o uso do logaritmo da renda (e não da própria renda) na estimação de equações de rendimento (equações com as quais se procura explicar como o rendimento de uma pessoa varia em função de suas características e do tipo de ocupação).

Nas páginas 192-193 (HAIR et al., 2009, p. 192-193) confundem-se o problema da multicolinearidade com a especificação correta do modelo de regressão. O grande mérito da técnica de regressão múltipla é possibilitar a estimação do efeito da variação de uma variável explanatória  $X_1$  sobre a variável dependente ( $Y$ ), controlando os efeitos das demais variáveis explanatórias ( $X_2$ ,  $X_3$ , ...). Em uma ciência experimental esse efeito específico de  $X_1$  pode ser examinado por meio de um experimento no qual se varia  $X_1$  e se mantêm fixos os valores das demais variáveis que afetam  $Y$ . Nas ciências sociais, em geral, dispõe-se apenas de dados nos quais os valores de todas as variáveis estão mudando ao mesmo tempo e a regressão múltipla é uma ferramenta muito útil para tentar separar os efeitos específicos de cada variável explanatória sobre a variável dependente. Na p. 192, ao discutirem os exemplos numéricos apresentados na p. 193, Hair et al. (2009) em lugar de explicar os méritos da regressão múltipla, sugerem que se deve confiar mais nos resultados de regressões simples. Cabe ressaltar, ainda, que no Exemplo B (p. 193) deve haver erro nos valores de  $Z_1$  apresentados na tabela A-9, pois não foi possível reproduzir os resultados logo abaixo, na mesma tabela, quando eles dependem dos valores dessa variável.

São bem conhecidos os exemplos de uma correlação simples espúria, devido ao fato de as duas

variáveis ( $X_1$  e  $Y$ ) estarem associadas a uma terceira variável ( $X_2$ ). Assim, se o objetivo é estimar o efeito direto de  $X_1$  sobre  $Y$ , é necessário introduzir, como controles, na regressão múltipla, todas as demais variáveis exógenas que afetam  $Y$ . Mas há, também, o perigo de incluir, no modelo, controles inapropriados (*bad controls*). Esse problema é analisado na seção sobre "*Bad control*" do livro de Angrist e Pischke (2009, p. 64-68) e também é sumariamente abordado nas p. 168-171 de Hoffmann (2015). Tudo isso se refere à correta especificação do modelo de regressão múltipla. A multicolinearidade, por outro lado, é um problema que depende da amostra que será utilizada e apenas em casos especiais ela levaria a modificar a especificação do modelo de regressão. O texto de Hair et al. (2009) sobre esses temas, na p. 192, é confuso e inapropriado.

A ideia errônea de que todas as variáveis devem ter distribuição normal leva a uma análise inapropriada das observações discrepantes (denominadas de observações atípicas no livro, nas p. 79-82). Ao fazer uma regressão linear simples de  $Y$  contra  $X$ , por exemplo, não há necessidade de pressupor que essas duas variáveis tenham distribuição conjunta normal e, portanto, não cabe analisar se os dados da amostra são ou não compatíveis com tal pressuposição. A análise da existência de observações discrepantes deve ser baseada nos resíduos da regressão, particularmente no resíduo estudentizado externamente, que permite avaliar se uma observação é discrepante usando uma estimativa da variância do erro que não seja contaminada pela própria observação discrepante. Além das observações discrepantes, é interessante detectar e analisar as observações muito influentes, isto é, as observações cuja exclusão da amostra afetam muito as estimativas dos parâmetros. O texto clássico sobre detecção de observações discrepantes (*outliers*) e observações muito influentes é o livro de Belsley, Kuh e Welsch (1980). Uma exposição didática pode ser encontrada em Hoffmann (2011).

Teoricamente, uma variável com distribuição  $t$  de Student é, por definição, a raiz quadrada de uma variável com distribuição  $F$  com 1 grau de liberdade

no numerador. A mesma relação ( $t^2 = F$ ) vale para valores calculados dos testes quando eles são corretamente utilizados. Como se trata de uma relação matemática exata, é estranho ler que esses testes “são diretamente comparáveis, pois o valor  $t$  é aproximadamente a raiz quadrada do valor  $F$ ” (HAIR et al., 2009, p. 201).

A rigor, o nível de significância de um teste de hipóteses não deve ser confundido com a probabilidade caudal associada ao valor calculado do teste, comumente denominado **valor p** do teste, como é feito no segundo parágrafo da p. 185. O nível de significância é a probabilidade de rejeitar a hipótese de nulidade se ela for verdadeira, estabelecido ao se adotar determinada maneira de fazer o teste. A probabilidade caudal do teste só pode ser determinada após se calcular a estatística de teste ( $t$  ou  $F$ , por exemplo). O resultado do teste é denominado significativo se a probabilidade caudal for menor ou igual ao nível de significância adotado previamente.

Não faz sentido a afirmativa de que “a avaliação da significância de um termo polinomial ou de interação se consegue com a avaliação do  $R^2$  incremental, e não a significância de coeficientes individuais, devido à alta multicolinearidade” (HAIR et al., 2009, p. 173). A contribuição de um termo adicional na equação para a soma de quadrados de regressão pode ser testada por meio de um teste  $F$ , mas ele é perfeitamente equivalente ao teste  $t$  da nulidade do parâmetro desse termo adicional.

Deve-se distinguir claramente o erro, como um

dos termos do modelo de regressão, do desvio (ou resíduo), que é a diferença entre o valor estimado e o valor observado da variável dependente. O que se pode calcular é a soma de quadrados dos desvios (ou soma de quadrados residual), e não a soma de quadrados dos erros (HAIR et al., 2009, p. 159).

Tudo indica que os autores do livro têm vasta experiência de aplicação dos procedimentos estatísticos descritos, mas que, infelizmente, nenhum deles conhece, em profundidade, a base estatística desses procedimentos. Finalmente, cabe assinalar um erro de tradução comum em textos de econometria. A palavra “*assuming*” em inglês deveria, em geral, ser traduzida por “pressupondo” ou “admitindo”, e não pela palavra “assumindo”, apenas porque ela é a palavra mais semelhante em português. Trata-se de exemplo típico de falso cognato.

## LITERATURA CITADA

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. -S. **Mostly harmless econometrics**. London: Princeton University Press, 2009.

BELSLEY, D. A. KUH, E.; WELSCH, R. E. **Regression diagnostics: identifying influential data and sources of collinearity**. New Jersey: John Wiley e Sons, 1980. 287 p.

HAIR, J. F. et al. **Análise multivariada de dados**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009. 688 p.

HOFFMANN, R. **Análise de regressão: uma introdução à econometria**. São Paulo: Hucitec, 2015. 378 p.

\_\_\_\_\_. **Análise estatística de relações lineares e não-lineares**. São Paulo: LP-Books, 2011. 272 p.

---

Recebido em 29/11/2015. Liberado para publicação em 12/02/2016.



## **ANTÔNIO AUGUSTO BOTELHO JUNQUEIRA (1924-2007)**

Francisco Alberto Pino<sup>1</sup>

Conhecido entre seus colegas como *Junqueirinha*, sempre se distinguiu pela simpatia e pela seriedade profissional. Nasceu na cidade do Rio de Janeiro, em 7 de fevereiro de 1924, filho de Augusto B. Junqueira e Vera B. Junqueira.

Obteve o título de Engenheiro Agrônomo, pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, da Universidade de São Paulo, em 1947. Passou treze anos em Juiz de Fora (Estado de Minas Gerais), desenvolvendo atividade comercial com produtos e máquinas agrícolas, bem como material de construção. Casou-se com Maria do Carmo Côrtes de Oliveira, vindo a ter filhos e netos. Tornou-se 2º. Tenente R/2 de Infantaria, em Juiz de Fora, em 1954. Realizou o Curso Intensivo de Administradores de Empresas, na Escola de Administração de Empresas de São Paulo, da Fundação Getúlio Vargas, em 1956. Formou-se Bacharel em Ciências Econômicas, na Universidade Federal de Juiz de Fora, em 1962.

### **NA DIVISÃO DE ECONOMIA RURAL**

Por injunções econômicas, em 3 de janeiro de 1961 iniciou suas atividades como Engenheiro Agrônomo, na Seção de Análise de Custos e Rendas Agrícolas, da Divisão de Economia Rural (DER), do Departamento da Produção Vegetal, na Secretaria de Agricultura do Estado de São Paulo, recebendo pelo Fundo de Produção Vegetal, passando a funcionário em junho daquele ano.

A Universidade Rural do Estado de Minas Gerais (UREMG), em Viçosa, estava organizando seu primeiro curso de pós-graduação em Economia Rural e enviou os professores Erly Dias Brandão e D. Woods Thomas para expor o tema em São Paulo. Convidado pelo Engenheiro Agrônomo Ruy Miller Paiva, então Diretor da DER, foi para Viçosa, onde realizou sua primeira pesquisa, iniciando os estudos sobre função de produção no país. Tornou-se Mestre em Economia Rural, pela UREMG em 1962.

De volta à DER, a convite do novo Diretor, Engenheiro Agrônomo Rubens Araújo Dias, assumiu a Chefia da Seção de Análise de Mercados e Preços, de 17 de julho de 1962 a 19 de fevereiro de 1965. Passou depois à Chefia da Seção de Análise de Custos e Rendas Agrícolas, de 20 de fevereiro de 1965 a 27 de junho de 1968.

Em 1968, no Programa de Reforma da Secretaria de Agricultura, a DER foi elevada ao nível de Departamento, com o nome de Instituto de Economia Agrícola (IEA). Foi lhe, então, confiada a Chefia da Seção de Mercado de Insumos, da Divisão de Comercialização, de 28 de junho de 1968 a 18 de novembro de 1969.

### **NA FACULDADE DE MEDICINA VETERINÁRIA E AGRONOMIA DE JABOTICABAL**

Licenciado do IEA, trabalhou na Faculdade de Medicina Veterinária e Agronomia de Jaboticabal (FMVAJ), então na Secretaria da Educação, de 3 de novembro de 1969 a 20 de junho de 1974, onde foi sucessivamente Instrutor de Disciplina, Professor de Disciplina e Professor Titular, sempre pela CLT e em RDIDP. De 4 de fevereiro de 1970 a 11 de fevereiro de 1971, foi Chefe do Departamento de Economia Rural da FMVAJ, Presidente do Conselho do referido Departamento, bem como membro do Conselho Departamental, da FMVAJ.

---

<sup>1</sup>Engenheiro Agrônomo, Doutor, Pesquisador Científico aposentado, Instituto de Economia Agrícola, São Paulo, Estado de São Paulo, Brasil (e-mail: drfapino@gmail.com).

Recebeu, em 1972, o Diploma de Honra ao Mérito, conferido ao Professor da FMVAJ, pela Prefeitura Municipal de Ribeirão Preto, pela participação à causa da integração nacional, como membro da Equipe n. 5 de estagiários do Campus Avançado de Rio Branco, Acre, do Projeto Rondon, em 1971.

Obteve o título de Doutor em Ciências pela Faculdade de Medicina Veterinária e Agronomia de Jaboticabal, em 1975.

### **No Instituto de Economia Agrícola**

De volta ao IEA, tornou-se Chefe da Seção de Comunicação Técnico-Científica, de 24 de junho de 1974 a 3 de fevereiro de 1978. Com a reforma estrutural do IEA, passou a Chefe da Seção de Editoração Científica, da Divisão de Apoio à Pesquisa, a partir de 4 de fevereiro de 1978. Foi, também, Diretor Substituto da Divisão de Apoio à Pesquisa.

Ingressou na carreira de Pesquisador Científico em 1977. Aposentou-se em 1985, como Pesquisador Científico VI.

O Web of Science contém citações de artigos seus.

Faleceu em São Paulo, em 31 de maio de 2007, aos 83 anos.

### **Bibliografia**

CONAGIN, A.; JUNQUEIRA, A. A. B. O milho no Brasil. In: MORGENTHALER, J. (Ed.). **Cultura e adubação do milho**. São Paulo: Instituto Brasileiro de Potassa, 1966. p. 21-77.

GASQUES, J. G. et al. A força de trabalho volante na agricultura paulista. **Agricultura em São Paulo**, São paulo, v. 24, n. 1/2, p. 83-94, 1977.

ETTORI, O. J. T. et al. Custo de produção do leite tipo "C" em São Paulo, 1962/63. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 11, n. 1/2, p. 23-27, 1964.

JUNQUEIRA, A. A. B. Algodão, custo de produção e análise da renda. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 10, n. 1, p. 23-31, 1963.

\_\_\_\_\_. **Análise econômica de uma função de produção**: fumo em Ubá, Estado de Minas Gerais, 1961. 100 p. Dissertação (Mestrado). Instituto de Economia Rural - Universidade Rural do Estado de Minas Gerais, Viçosa, 1964.

\_\_\_\_\_. **Análise econômica dos recursos na cultura da soja**: Guaíra, Ipuã, Morro Agudo e São Joaquim da Barra, Estado de São Paulo, ano agrícola 1972/73. 1974. 110 p. Tese (Doutorado) - Faculdade de Medicina Veterinária e Agronomia de Jaboticabal, Jaboticabal, 1974.

\_\_\_\_\_. Aspectos socioeconômicos da mecanização agrícola. In: IDORT. **Mecanização racional da agricultura**. São Paulo: IDORT, 1964. Seção C, p. 1-16.

\_\_\_\_\_. Cana-de-açúcar: custo de produção e análise da renda, safras 1962/63 e 1963/64. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 11, n. 6, p. 40-55, 1964.

\_\_\_\_\_.; CRISCUOLO, P. D.; PINO, F. A. O uso de energia na agricultura paulista. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 29, n. 1/2, p. 55-100, 1982.

\_\_\_\_\_.; DANTAS, B. A cana-de-açúcar no Brasil. In: MALAVOLTA, E. et al. **Cultura e adubação da cana-de-açúcar**. São Paulo: Instituto Brasileiro de Potassa, 1964. p. 28-60.

\_\_\_\_\_.; DESGUALDO NETTO, D. **Amendoim**: cultura de grande rendimento. São Paulo: Secretaria da Agricultura, Departamento da Produção Vegetal, 1964. 6 p.

\_\_\_\_\_. **Efeitos da precipitação pluviométrica e da modificação tecnológica sobre a produtividade física de quatro**

**culturas na região de Ribeirão Preto, 1947 a 1967.** Jaboticabal: Faculdade de Medicina Veterinária e Agronomia, Departamento de Economia Rural, 1973. 47 p. (Mimeografado).

JUNQUEIRA, A. A. B. Estudo preliminar da mecanização agrícola em São Paulo. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 4., 1966, São Paulo. **Anais...** São Paulo: SOBER, 1966. p. 354-366.

\_\_\_\_\_.; GARCIA, R. M. Custo de energia elétrica na agroindústria de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 16, n. 5/6, p. 19-45, 1969.

\_\_\_\_\_.; MONTEIRO, L. G. S. R. M. **Situação atual e tendência da cultura do milho.** Piracicaba, 1965.

\_\_\_\_\_.; MOREIRA, R. J.; TAMAKI, T. **Aspectos da economia do feijão no Brasil.** Jaboticabal: Faculdade de Medicina Veterinária e Agronomia, 1972. 31 p.

\_\_\_\_\_.; OKAMOTO, C. Economia da produção da banana no litoral sul de São Paulo. In: Estudo econômico da bananicultura paulista. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 14, n. 9/10, p. 13-64, 1967.

\_\_\_\_\_. Rentabilidade da lavoura de café a diferentes níveis de produtividade. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 33-40, 1963.

ROMANINI, C.; JUNQUEIRA, A. A. B. Aspectos econômicos da Uva Itália, São Paulo, 1967. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 14, n. 7/8, p. 43-54, 1967.

## **ISMAR FLORÊNCIO PEREIRA (1921-2013)**

Ismar foi o menino sonhador que um dia se tornou Pesquisador Científico. Nasceu na cidade de Jaú, Estado de São Paulo, em 5 de agosto de 1921, filho de José Florêncio Pereira e Alzira de Oliveira Pereira, em meio aos cafezais, nos 800 alqueires das terras da família. Crises familiares marcaram o início de sua infância, como o falecimento de sua mãe quando tinha menos de um ano de idade, sendo criado por sua madrinha Generosa Garcia Pereira. Casou-se com Maria de Lourdes Sartini, chegando a completar bodas de ouro, e com quem teve os filhos José Alberto (médico) e Stella Maris (jornalista), os quais lhes deram netos (Bruno, Gabriela, Marceu, Rudá, Andreas).

### **ENGENHEIRO AGRÔNOMO**

Em 1947 obteve o título de Engenheiro Agrônomo pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, da Universidade de São Paulo, em Piracicaba (Estado de São Paulo). Trabalhou inicialmente nas terras da família, lecionou Matemática, Física e Química em colégios de Jaú. Foi aprovado em concurso, para o Ensino Agrícola e assumiu as disciplinas de Tecnologia Agrícola e Agricultura Geral, na Escola Prática de Agricultura Dona Sebastiana de Barros, em São Manoel (Estado de São Paulo), de 04 de novembro de 1952 a 09 de agosto de 1953.

### **NA SUBDIVISÃO DE ECONOMIA RURAL**

Em 27 de agosto de 1953 foi chamado para trabalhar em São Paulo, na Subdivisão de Economia Rural, do Departamento da Produção Vegetal, da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, então recentemente criada e dirigida pelo Engenheiro Agrônomo Rui Miller Paiva. Iniciou seus trabalhos fazendo previsão de safras por amostragem, mas poucos meses depois passou a trabalhar com levantamento de preços agrícolas. Trabalhou na Seção de Política da Produção Agrícola a partir de 1953, chefiado por Constantino C. Fraga. Logo, foi encarregado de editar e compor a revista *A Agricultura em São Paulo*, à qual seu nome ficaria ligado indelevelmente por toda a sua vida profissional, sendo que praticamente todos os seus trabalhos foram nela publicados.

### **NA DIVISÃO DE ECONOMIA RURAL**

A Subdivisão passou a Divisão de Economia Rural. Em janeiro de 1961 começou a exercer suas funções na Seção de Análise de Mercados e Preços, chefiado por Rubens A. Dias e depois por Mauro S. Barros. Em 1964 trabalhou na Seção de Comercialização, chefiado por J. M. Fonseca Lima. Do segundo bimestre de 1965 ao primeiro semestre de 1966 chefiou a Seção de Comercialização. De 22 de setembro de 1966 a 28 de junho de 1968 chefiou o Setor de Análise de Mercados de Produtos Animais.

### **No Instituto de Economia Agrícola**

Com a transformação da Divisão em Instituto de Economia Agrícola (IEA), de 29 de junho de 1968 a 16 de fevereiro de 1976 foi Chefe da Seção de Crédito, Tributação e Legislação, da Divisão de Política e Desenvolvimento Agrícola. Em 1978 foi Diretor da Divisão de Política e Desenvolvimento Agrícola. Em 1980-81 trabalhou na Divisão de Apoio à Pesquisa. Em 1982-87 trabalhou na Divisão de Levantamentos e Análises Estatísticas.

Sempre disposto a ampliar seus conhecimentos, no IEA participou de inúmeros cursos, como: Análise Econômica, Bolsas, Estatística Aplicada à Amostragem, Informação de Extensão Agrícola, Programação Linear, Estatística Geral, Análise de Séries Cronológicas, Introdução à Econometria, Estatística e Métodos de Pesquisa em Ciências Sociais Rurais, Programação de Crédito Rural, Metodologia de Pesquisa, Teoria da Amostragem, Matemática para Economistas.

Participou das seguintes Comissões Técnicas da Secretaria de Agricultura e Abastecimento (SAA): Fumo; Hortaliças e Plantas Inseticidas, Medicinais e Especiarias; Frutas de Clima Temperado; Seringueira; Frutas Tropicais; Sericultura e Seringueira; Carne; Seringueira e Plantas Tropicais; Legislação Rural.

Participação em mais de uma dezena de bancas examinadoras de concursos para contratação de Engenheiro Agrônomo e de Economista.

Entre suas atividades editoriais destacam-se: Agricultura em São Paulo (membro do Conselho Editorial, coordenador), Mercados Agrícolas (coordenador), Informações Econômicas (membro da Comissão Editorial), Prognósticos. Foi membro e presidiu a Comissão Editorial do IEA nos anos 1970-80.

### **No Exterior**

De 01 de julho de 1962 a 10 de abril de 1963 esteve na Ohio State University, em Columbus, EUA, com bolsa de estudos, onde participou do Programa de Cooperação Técnica em "Agricultural Economics, Farm Organization and Agricultural Credit" e "Marketing of Agricultural Commodities", organizado pela International Corporation Administration, Department of State.

### **Carreira de Pesquisador Científico**

Em 1977 atingiu o nível máximo da carreira de Pesquisador Científico, nível VI, sendo efetivo, dentro do Regime de Tempo Integral (RTI). Foi sócio fundador da Associação de Pesquisadores Científicos (APQC). Foi eleito membro da Comissão Permanente do Regime de Tempo Integral (CPRTI), que, entre outras funções, avalia os integrantes da classe de Pesquisadores Científicos.

### **Lá e de volta outra vez**

Aposentou-se em 1990, quando completou seu mandato na CPRTI. Voltou, então, à sua atividade de produtor rural, em Boracéia, Estado de São Paulo. Escreveu e publicou suas memórias biográficas (PEREIRA, 2001), com detalhes interessantes que nos permitem conhecer melhor a interessante pessoa que foi. Faleceu em São Paulo, em 24 de maio de 2013, aos 92 anos.

## Bibliografia

Escreveu ou participou da elaboração dos seguintes documentos:

BARROS, M. S.; PEREIRA, I. F.; ISSA, J. D. Produção de trigo em São Paulo: características econômicas, determinação de custo e renda. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 8, n. 2, p. 1-23, fev. 1961.

CRISCUOLO, P. D. et al. Floricultura na economia do Estado de São Paulo: parte I – Rosas. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 25, n. 1-2, p. 295-319, 1978.

\_\_\_\_\_. et al. **Floricultura na economia do Estado de São Paulo: parte I – Rosas**. São Paulo: IEA, 1978. (Relatório de Pesquisa, 7).

PEREIRA, I. F.; CRISCUOLO, P. D.; AMARO, A. A. Comercialização da carne nos frigoríficos e matadouros do Estado de São Paulo: bovinos, suínos e aves. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 12, n. 7-8, p. 1-104, ago. 1965.

\_\_\_\_\_. **Histórias de um menino sonhador**. Bauru: edição do autor, 2001. 201 p.

\_\_\_\_\_. Introdução à classificação do gado de corte. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 14, n. 5-6, p. 49-62, maio/jun. 1967.

\_\_\_\_\_.; JUNQUEIRA, P. C.; CAMARGO, M. N. Variação estacional dos preços agrícolas no Estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 9, n. 4, p. 3-67, abr. 1963.

\_\_\_\_\_. Levantamento dos preços médios recebidos pelos produtores. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 7, n. 3, mar. 1960.

\_\_\_\_\_. Situação da pecuária. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 8, n. 6, p. 57-62, jun. 1961.

\_\_\_\_\_. Situação da pecuária. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 8, n. 12, p. 49-55, dez. 1961.

\_\_\_\_\_. Situação da pecuária: paralisado o aumento dos preços da carne e do gado bovino após longo período de intensa alta. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 8, n. 1, p. 43-48, jan. 1961.

PORTO, L. V. P.; PEREIRA, I. F. Situação dos produtos agropecuários e hortifrutícolas em relação ao imposto de circulação de mercadorias. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 17, n. 1-2, p. 43-64, jan./fev. 1970.

SÃO PAULO. Secretaria da Agricultura. Departamento da Produção Vegetal. Divisão de Economia Rural. Tratores em São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 5, n. 3, p. 11-12, mar. 1955.

\_\_\_\_\_. Secretaria da Agricultura. Departamento da Produção Vegetal. Divisão de Economia Rural. O uso das terras no Estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 5, n. 12, p. 10-12, dez. 1955.

**Revisores**  
**Volume 61**

Ana Maria Pereira Amaral

Catia Grisa

Celma da Silva Lago Baptistella

Celso Luis Rodrigues Vegro

Daniel Arruda Coronel

Danton Leonel de Camargo Bini

Denise Viani Caser

Elaine Aparecida Rodrigues

Flavio Condé de Carvalho

Francisco Alberto Pino

Jorge Luiz Mariano da Silva

José Fernando da Silva Protas

Luiza Maria Capanema

Mário Pires de Almeida Olivette

Nilce da Penha Migueles Panzutti

Paul Frans Bemelmans

Paulo Fernando Cidade de Araújo

Philippe Jean Louis

Silene Maria de Freitas

Suely Pereira Freitas

Vagner Azarias Martins

## Índice de Autores

### Volume 61

ANDRADE, Maria H. C. de  
n. 1, p. 23-34

BECKER, Kalinca L.  
n. 1, p. 49-61

CAVALCANTE FILHO, Pedro G.  
n. 1, p. 5-21

CERDÁ, Juan M.  
n. 2, p. 35-52

COSTA, Jaqueline S. da  
n. 1, p. 49-61  
n. 2, p. 53-75

DUARTE, Nelson D. L.  
n. 2, p. 53-75

DUARTE, Ricardo J. H.  
n. 2, p. 35-52

FREITAS, Kenny R. T. de  
n. 2, p. 53-75

FREITAS, Rogério E. de  
n. 2, p. 5-16

FLORINDO, Tiago J.  
n. 2, p. 53-75

HOFMANN, Rodolfo  
n. 2, p. 77-79

LOPES, Geovane de O.  
n. 2, p. 5-16

MACIEL, Raimundo C. G.  
n. 1, p. 5-21

MENDONÇA, Marco A. de A.  
n. 2, p. 5-16

OLARTE, Susana H.  
n. 1, p. 35-48

PAVÃO, Andressa R.  
n. 1, p. 49-61

PENHA, Débora de L. B.  
n. 1, p. 5-21

PINO, Francisco A.  
n. 1, p. 63-93  
n. 2, p. 17-33  
n. 2, p. 81-85

SANTOS, Francinei S. L. dos  
n. 1, p. 5-21

SILVA, Gisele C. R.  
n. 1, p. 23-34

SILVA, Paulo A. da  
n. 1, p. 5-21

SOUZA, Dieimi L. de  
n. 1, p. 5-26

## NOTA AOS COLABORADORES DA REVISTA DE ECONOMIA AGRÍCOLA

### 1 - NATUREZA DAS COLABORAÇÕES

A Revista de Economia Agrícola, editada semestralmente pelo Instituto de Economia Agrícola da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo, publica artigos, comunicações, resenhas de livros e teses, notas e comentários, inéditos, em português, inglês ou espanhol, no campo geral da Economia Agrícola.

### 2 - NORMAS PARA APRESENTAÇÃO DE ORIGINAIS

- a) Os originais de artigos não devem exceder 30 laudas, incluindo notas de rodapé, figuras, tabelas, anexos e referências bibliográficas. As colaborações devem ser digitadas no processador de texto Word for Windows, com espaço duplo, em papel A4, com margens direita e esquerda, superior e inferior de 3cm, páginas numeradas e fonte Times New Roman 12. As resenhas, comunicações, notas e comentários devem ter entre 5 e 10 páginas.
- b) Para garantir a isenção no exame das contribuições, os originais não devem conter dados sobre os autores. Em arquivo separado incluir título completo do trabalho (em nota de rodapé, informações sobre a origem ou versão anterior do trabalho, ou quaisquer outros esclarecimentos que os autores julgarem pertinentes), nomes completos dos autores, formação e título acadêmico mais alto, filiação institucional e endereços residencial e profissional completos para correspondência, telefone, fax e e-mail. O Comitê Editorial da revista tomará as providências necessárias para que não haja conflito de interesses.
- c) Na organização dos artigos, além do argumento central, que ocupa o núcleo do trabalho, devem ser contemplados os seguintes itens: (i) Título completo; (ii) Resumo e Abstract (não ultrapassando 150 palavras); (iii) de três a cinco palavras-chave; (iv) indicação de até três subáreas conforme o Classification System for Journal Articles do Journal of Economic Literature (JEL); (v) Referências bibliográficas e, sempre que possível, (vi) Introdução e (vii) Considerações finais ou Conclusões.
- d) O resumo deve ser informativo, expondo finalidades, metodologia, resultados e conclusões do trabalho. As referências bibliográficas devem ser apresentadas em ordem alfabética no final do texto, de acordo com as normas vigentes da Associação Brasileira de Normas Técnicas, ABNT. Devem ser incluídas apenas as referências citadas no artigo.
- e) As notas de rodapé devem ser preferencialmente de natureza explicativa, ou seja, que prestem esclarecimentos ou tenham considerações que não devam ser incluídas no texto para não interromper a sequência lógica do argumento. Deve-se evitar as notas de rodapé bibliográficas.
- f) As resenhas devem apresentar na primeira página todos os detalhes bibliográficos do trabalho que está sendo resenhado. No caso de resenha de tese ou dissertação, deve-se indicar o nome do autor, a universidade, o nome do orientador e a data da defesa.

### 3 - REMESSA DOS ORIGINAIS E PUBLICAÇÃO

- a) O envio das colaborações deve ser feito por meio eletrônico. Os autores podem acessar o endereço [http://www.iea.sp.gov.br/out/publicar/enviar\\_rea.php](http://www.iea.sp.gov.br/out/publicar/enviar_rea.php), preencher o formulário on-line disponível na página e anexar os seguintes arquivos:
  - a) Título do trabalho e resumo em Word, com identificação dos autores;
  - b) Trabalho na íntegra em Word, sem identificação dos autores; e
  - c) Tabelas, gráficos e figuras em Excel, se houver.
- b) Só serão submetidas aos pareceristas as contribuições que se enquadrem na política editorial da Revista de Economia Agrícola, e que atendam os requisitos acima.
- c) Os originais recebidos serão apreciados por pelo menos dois pareceristas no sistema double blind review em que o anonimato dos autores e dos pareceristas é preservado durante todo o processo de avaliação.
- d) Os autores dos trabalhos selecionados para publicação receberão as provas para correção.
- e) Os autores dos trabalhos publicados receberão gratuitamente um exemplar do número da Revista de Economia Agrícola que contenha seu trabalho.

## INFORMATION AND GUIDELINES FOR CONTRIBUTORS

### 1 - PURPOSE AND SCOPE

Revista de Economia Agrícola - Journal of Agricultural Economics - the scientific journal of agricultural economics, printed semestery by the Instituto de Economia Agrícola (Agricultural Economics Institute), São Paulo, Brazil, publishes original articles, communications and books and thesis reviews in Portuguese, English or Spanish.

### 2 - SUBMISSION GUIDELINES

- a) The original manuscripts must not exceed 30 pages, double-spaced standard size paper (A4 - 21cmx 29,7cm), numbered pages, including footnotes, tables, figures and references. Materials must be typed in Microsoft Word for Windows, in Times New Roman 12 font size, and all margins must have 3cm. Reviews, communications and research notes must have between 5 and 10 pages.
- b) To ensure blind review, author(s) should not be identified in the originals. In a separate file they must include the complete title (in the footnotes, information about the origin or an earlier version of the article, or any other clarifications belong), author's complete name, appropriate biographical information, institutional affiliations, personal and professional addresses, telephone and fax numbers and e-mail address. The Editorial Committee shall take the necessary measures to prevent a conflict of interests.
- c) As for the organization of the manuscript, besides the central argument of the article, the following items must be included: i) Complete title; (ii) Abstract (maximum 150 words); (iii) Three to five key-words; (iv) A maximum of three classification codes (two digits) according to the Classification System for Journal Articles as used by the Journal of Economic Literature (JEL); (v) References, and, whenever possible, (vi) Introduction and (vii) Final considerations or Conclusions.
- d) The Abstract must have informative data and state specific aims, methodology and conclusions of the article. bibliographic references must be in alphabetical order at the end of the text, according to the norms of the ABNT (Brazilian Association for Technical Norms). Only the references mentioned in the text must be listed.
- e) Footnotes must be explanatory, i.e., contain clarifications or considerations that should not be in-

cluded in the text so as not to interrupt the logical flow of the argument. Bibliographic footnotes should be avoided.

- f) Reviews must present in the first page all the bibliographic references of the work being reviewed. Thesis or dissertation reviews must include author's name, university, advisor's name and defense date.

### 3 - SUBMISSION OF ORIGINAL MATERIAL FOR PUBLICATION

- a) All correspondence is through electronic means. Authors are invited to submit research contributions by visiting the website [http://www.iea.sp.gov.br/out/publicar/enviar\\_rea.php](http://www.iea.sp.gov.br/out/publicar/enviar_rea.php) and completing the submission form available on-line. The following items should be uploaded at the time of submission:
  - a. The title of the work and abstract in Microsoft word, with the identification of the author (s);
  - b. Completed paper in Word, without the identification for the author (s); and
  - c. Tables, graphs and figures if any) in Excel format.
- c) Only the contributions complying with the editorial policy of Revista de Economia Agrícola and the requirements above will be submitted to reviewers.
- d) Originals received will be appreciated by at least two reviewers in double blind review procedure: anonymity of authors and reviewers is preserved throughout the evaluation process.
- e) Authors of papers chosen for publication will receive proofs for correction.
- f) Authors will receive a free issue of Revista de Economia Agrícola containing their published work.

## PREÇO DAS PUBLICAÇÕES DO IEA

Publicação	Brasil (R\$ por exemplar)	Exterior (US\$ por exemplar)	Assinatura Brasil (R\$)	Assinatura Exterior (US\$)
Revista de Economia Agrícola (semestral)	35,00	35,00	65,00	65,00
Informações Econômicas (mensal)	35,00	35,00	200,00	200,00

### ASSINATURA E/OU AQUISIÇÃO AVULSA<sup>1</sup>

Revista de Economia Agrícola (ano: \_\_\_\_\_ n. \_\_\_\_\_)

Informações Econômicas (ano: \_\_\_\_\_ n. \_\_\_\_\_)

Informações Econômicas (assinatura anual)

### FICHA DE CADASTRAMENTO

Nome \_\_\_\_\_

CNPJ ou CPF \_\_\_\_\_

Profissão \_\_\_\_\_

Empresa \_\_\_\_\_

Endereço \_\_\_\_\_

CEP \_\_\_\_\_

Cx. Postal n. \_\_\_\_\_

Cidade \_\_\_\_\_

Estado \_\_\_\_\_

Telefone: ( ) \_\_\_\_\_

Fax: ( ) \_\_\_\_\_

e-mail \_\_\_\_\_

Data \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_

Assinatura \_\_\_\_\_

<sup>1</sup>A aquisição das publicações poderá ser feita mediante:

- Depósito efetuado no Banco do Brasil S/A - Banco 001, Agência 1897-X, c/c 139.550-5, nominal ao Fundo Especial de Despesas do IEA. Enviar através de fax o comprovante de depósito e a ficha acima devidamente preenchida.

- Envio de cheque nominal ao Fundo Especial de Despesas do IEA, juntamente com a ficha acima devidamente preenchida.

**INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - CENTRO DE COMUNICAÇÃO E TRANSFERÊNCIA DO CONHECIMENTO**

**CAIXA POSTAL 68.029 - CEP 04047-970 - SÃO PAULO - SP**

CNPJ 46.384.400/0033-26 - Inscrição Estadual - Isento - Telefone: (11) 5067-0526

Fax: (11) 5073-4062 - Site: <http://www.iea.sp.gov.br> - e-mail: [cct@iea.sp.gov.br](mailto:cct@iea.sp.gov.br)

