

REA



RIVISTA DI ECONOMIA AGRARIA

Anno LXXI | n. 3 | 2016

ISSN 0035-6190

SAGGI E RICERCHE

B. FERREIRA FRASCAROLI, M. MASSARU DA SILVA, E. SOUSA — Restrictions for bio-diesel markets growth: an analysis of transaction costs and price transmissions of soybeans from the US to Brazil

E. ASCIONE — La spesa pubblica per l'innovazione nelle politiche di sviluppo rurale per uno sviluppo sostenibile dei sistemi produttivi territoriali

T. TORNESE — L'efficienza dell'agricoltura regionale italiana e le sue determinanti

A. BACARELLA, M. PRESTAMBURGO — Discussione su "Impresa e non impresa nell'agricoltura italiana. Una analisi sui dati del Censimento dell'Agricoltura 2010" di Andrea Arzeni e Franco Sotte

Poste Italiane spa - Tassa pagata - Piego di libro
Aut. n. 072/DCB/FI1/VF del 31.03.2005



REA 70°
anniversario

Comitato di Direzione

Adele Finco - Direttore responsabile (Università Politecnica delle Marche)

Mario D'Amico (Università di Catania)

Teresa Del Giudice (Università di Napoli, "Federico II")

Roberta Sardone (CREA)

Responsabile di Redazione

Alessia Fantini (CREA)

Comitato Scientifico: Martin Banse (*Thunen-Institute of Market Analysis, Germany*), Vasco Boatto (*Università di Padova, Italy*), Giuseppe Bonazzi (*Università di Parma, Italy*), Gianluca Brunori (*Università di Pisa, Italy*), Leonardo Casini (*Università di Firenze, Italy*), Paolo De Castro (*Università di Bologna, Italy*), Janet Dwyer (*University of Gloucestershire, UK*), Gianluigi Gallenti (*Università di Trieste, Italy*), Anna Gaviglio (*Università di Milano, Italy*), Klaus Grunert (*Aarhus University, Denmark*), Huiiyeti Hasimu (*Xinjiang Agricultural University - XAU, China*), Giovanni La Via (*Università di Catania, Italy*), Pasquale Lombardi (*Università di Napoli "Federico II", Italy*), Francesco Marangon (*Università di Udine, Italy*), Enrico Marone (*Università di Firenze, Italy*), Rodolfo M. Nayga JR. (*University of Arkansas, US*), Gianluca Nardone (*Università di Foggia, Italy*), Peter Nijkamp (*Free University of Amsterdam, Netherlands*), Alberto Pirani (*Università di Milano, Italy*), Pietro Pulina (*Università di Sassari, Italy*), Giovanni Quaranta (*Università della Basilicata, Italy*), Carmen Radulescu (*Bucharest Academy of Economic Studies, Romania*), Mercedes Sanchez Resumido (*Universidad Publica de Navarra, Spain*), Rocco Roma (*Università di Bari "Aldo Moro", Italy*), Guido Sali (*Università di Milano, Italy*), Emanuele Schimmenti (*Università di Palermo, Italy*), Pery F.A. Shikida (*UNIOESTE-Paraná Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Brazil*), Tiziano Tempesta (*Università di Padova, Italy*), Chokri Thabet (*Institut Supérieur Agronomique de Chatt Meriem, Tunisia*), Xiaohua Yu (*Universitat Göttingen, Germany*).

Rivista di Economia Agraria

Anno LXXI, n. 3 – 2016

Firenze University Press

Registrazione al Tribunale di Bologna n. 4549 del 5 maggio 1977

ISSN 0035-6190 (print)

ISSN 2281-1559 (online)

Versione elettronica ad accesso gratuito disponibile da:

<http://www.fupress.com/rea>

Numero chiuso a gennaio 2017

© 2016 Firenze University Press

Università degli Studi di Firenze – Firenze University Press

via Cittadella 7, 50144 Firenze

<http://www.fupress.com/>

INDICE

SAGGI E RICERCHE

- Restrictions for biodiesel markets growth: an analysis of transaction costs and price transmissions of soybeans from the US to Brazil 197
Bruno Ferreira Frascaroli, Murilo Massaru da Silva, Evemília Sousa
- La spesa pubblica per l'innovazione nelle politiche di sviluppo rurale per uno sviluppo sostenibile dei sistemi produttivi territoriali 225
Elisa Ascione
- L'efficienza dell'agricoltura regionale italiana e le sue determinanti 243
Tommaso Tornese
- Discussione su "Impresa e non impresa nell'agricoltura italiana. Una analisi sui dati del Censimento dell'Agricoltura 2010" di Andrea Arzeni e Franco Sotte 279
Antonino Bacarella, Mario Prestamburgo

Bruno Ferreira
Frascaroli¹, Murilo
Massaru da Silva²,
Evemília Sousa³

¹ Federal University of Paraíba,
Brazil

² Department of Statistics,
University of Georgia, USA

³ Federal University of Campina
Grande, Brazil

Keywords: Price transmission,
Soybeans, Bran, Soybean oil, TVEC

JEL Code: G13, C58, Q17

Restrictions for biodiesel markets growth: an analysis of transaction costs and price transmissions of soybeans from the US to Brazil

The present study is aimed to analyze the price transmission of soybeans commodities, the main input for production of biodiesel in Brazil. Our goal was to capture the presence of transaction costs in markets of soybean from a dynamic perspective in the presence of the Law of One Price (LOP). Statistical tests and Vector Error Correction (VEC and TVEC) models were estimated. The results indicated that 1) over the long term, the prices of soybeans and soybean bran quoted in the city of Oeste, Passo Fundo and Rondonópolis tend to follow the changes in commodity price quoted in the CBOT 2) the prices for soybean oil were relatively protected. Also, to developing biodiesel markets in Brazil is necessary minimize the environmental impact of soybean cultivation, mainly on Amazon and Cerrado biomes.

1. Introduction

In recent decades, Brazilian agribusiness has made advancements both in the quality and quantity of products. It was primarily motivated by the production and exportation of certain commodities, especially soybean and its derivatives, which have acquired increasing importance in the world scene. This excellent performance has placed agribusiness as one of the most dynamic sectors of the economy and the largest generator of a positive balance or trade surplus. In the recent years, it was pushed by the production of biodiesel. Around 45% of the energy consumption and 18% of the fuel consumption in Brazil is from renewable resources (Agência Nacional do Petróleo – ANP, 2015).

The concept of agribusiness in Brazil emerged in the 1980s, with the expression “Agro-Industrial Complex”, which evolved later into agribusiness. According to the Ministry of Agriculture, Livestock, and Food Supply (Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento - MAPA), agribusiness can be understood as the productive chain that includes the manufacture of raw materials, through production in agricultural businesses and through transformation until its final consumption. Agribusiness also incorporated the activities of research, processing, transportation, commercialization, credit, export-

tation, distribution (dealers), exchanges, and consumption. The complex can be characterized by five markets: supply, production, processing, distribution, and final consumption (MAPA, 2014).

Currently, Brazil is considered one of the most important countries in terms of agribusiness. According to the Ministry of Development, Industry, and Foreign Trade (Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC), the country has 22% of the world's arable land, a diversified climate, regular rain, abundant solar energy, and almost 13% of all the fresh water on the planet. Besides it, the Brazilian Agricultural Research Corporation (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA) and the Brazilian National Biodiesel Program (Programa Nacional de Produção e Uso de Biodiesel - PNPB) has made Brazil the owner of the best technology in production of biodiesel of the world, helping to introduce high technology in rural areas, by producing specialized scientific knowledge. These factors render Brazilian agribusiness a modern, efficient, and competitive sector on the international scene.

In terms of the soy complex and its indicators of production, productivity, and cultivated area in Brazil, embracing the steps from the domestic growth for commercialization of the grain to its transformation into bran or oil, all demonstrate high performance. Soybeans are the principal oilseed cultivated and produced in the world, given that it is the grain with the highest production capacity of vegetable oil. In this context, soy is consumed or exported, being an important raw material in the production of animal feed due to its high protein content (40%), and its vegetable oil is also used as biodiesel.

In this sense, the Law nº 11.097, published on January 13th of 2005, introduced the biodiesel in the Brazilian Energetic Matrix and amplified the actuation field of the National Petroleum Agency (Agência Nacional do Petróleo – ANP), that was renamed as National Petroleum, Natural Gas and Biofuels Agency. In comparison with diesel produced from petroleum, biodiesel had environmental advantages in terms of its impacts: reduces lifecycle greenhouse gases by 86%, lowers particulate matter by 47% and reduces hydrocarbon emissions by 67% (National Biodiesel Board, 2012).

Environmental commodities, among them the oilseeds like soybeans, play a prominent role. They are goods that originate from natural resources in sustainable conditions and are important inputs for the maintenance of agriculture and industry. In Brazil, for example, the main input for production of biodiesel is soybean, followed by palm, sunflower, babassu, peanut, castor and animal fat. Regardless, agribusiness and commodities are characterized by their cyclical behavior as a result of various factors of the market and of nature. Therefore, price volatility is an important characteristic.

The relationship between prices charged in various biodiesel markets depends on the opportunities for long-term arbitrage. If it is inexistent, the Law

of One Price (LOP) goes into effect. In other words, in the absence of transaction costs, the prices of homogenous products have the tendency to converge. Nonetheless of the market in which it is traded, there will be incentives for this to occur because, if the price in one market is higher than in another, an instantaneous opportunity exists for profit due to the purchase of the product in the lower-priced market and its sale in the higher-priced market. Because this is a dynamic in which the operation of arbitrage is reproduced recursively, the prices of all the markets tend to converge to a singular value.

By contrast, in the presence of transaction costs, this logic rarely changes because the agents only arbitrage if the earnings are greater than the costs. Thus, as the transaction cost between two markets increases, the lower the dependence between its prices is. In the soy complex, a higher level of correlation between the commodity prices traded on the CBOT and the prices charged on the spot market in the domestic market is expected. It should be noted that these costs, when excessively high, can harm the commercialization of the good, by inhibiting the economic profit incentives. In this context, methodologies that use time series data, for example, to provide information on the magnitude of these costs, can be very useful in decision making.

The hypothesis adopted in this research is that the positive or negative variations in the prices of commodities traded on the CBOT are transmitted to the domestic spot markets, characterizing a long-term relationship. This supposition is based on the LOP, which postulates that homogenous goods, sold in various locations where free competition and freedom from barriers prevail, should be quoted at the same price, in the same currency. By estimating some parameters, known as threshold, we can measure transaction costs in soy markets, which could be understood as restrictions to development of the biodiesel market in Brazil.

Thus, the present study is aimed to analyze the transmission of prices of soybeans, soybean bran, and soybean oil priced on the CBOT to the spot prices in some Brazilian cities as Oeste, state of Paraná-PR; Passo Fundo, state of Rio Grande do Sul (RS); Rondonópolis, state of Mato Grosso (MT); and São Paulo, state of São Paulo (SP) during the period from August 2007 to November 2015. Aiming to estimate the empirical analysis of cointegration between prices, stationary, unit-root, and cointegration tests will be applied to the price series quoted.

Hansen and Seo (2002) tests will be performed to test the statistical significance of the threshold effect, and the Vector Error Correction (VEC) and the Threshold Vector Error Correction (TVEC) models of the two regimes will be estimated, allowing an examination of the relationship between long-term and short-term prices. Our main hypothesis is that besides Brazil is the worldwide leader country in terms of soybean production, the prices are determined in

CBOT, US. This way, our findings will offer some empirical evidence about how they are affected: positively or negatively, and if the relations are ruled by short or long term effects. Precisely, we will estimate threshold parameters which will represent the presence of transactions costs on this market, and therefore restrictions for biodiesel markets growth.

This research is structured in seven sections. In addition to this introduction, in the second section we describe the relationships between the Brazilian soy complex, biodiesel production, and offer some empirical evidence from previous studies. In section three we specify the methodological procedures. The following section describes the data and sample used. In the five section we analyze the results obtained and in the last section some conclusions are presented.

2. Brazilian soybean market, price transmissions and empirical evidence

Currently, production has hit a record of 75,324.3 thousand tons of soy, which, according to the USDA report (2013), means that, if this volume for the 2012/2013 harvest is confirmed, Brazil would, for the first time, lead the world's soy production. The advance in the cultivated area of soy made Brazil reach a grain volume that it has never before achieved. Part of the explanation lies in the good market prices in recent years, which producers who have invested more in technology have capitalized on. In this harvest, 27.6 million hectares were sown, 2.6 million more than in the previous. This difference should increase production by 17 million tons, which will add up to 83,400 thousand tons. The U.S., the main global producer, produced 82.1 million tons in this same period.

According to the Brazilian Association of Vegetable Oil Industries (Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais – ABIOVE), in the year 2013, Brazil grasped R\$ 30 billion in soy exports, including grain, bran, and oil. According to MAPA (2014), in terms of Brazilians exportations, soy represents 31% of the agribusiness exportations. The insertion of the Brazilian soy sector into the world economy confers great dependence on the product's price to the external market.

Accordingly to Bentivoglio, Finco and Bacchi (2016) in the middle of 2000s the worldwide price boom of foodstuffs affects specially the agricultural commodities. They pointed that prices were stable until the end of 2006. While from 2007 to 2008 they increased more than two times. In 2009 they declined again and reaching 2006 levels. The authors also observe that in the second half of 2010 prices increased again, followed by a slight fall in 2011. As results, biofuels may impact on both renewable and non-renewable resources and, for instance, have effects on its sustainability and that of food.

In Brazil, price transmissions in the soy market have been examined across several studies, such as those by Pino and Rocha (1994) and Margarido and Sousa (1998), for example. In the studies that analyze data from the 1990s and 2000s, results show that variations in international prices influence prices in the domestic market (Costa *et al.*, 2006; Giombinsky and Holland, 2003; Tonin and Barczysz, 2007).

Pino and Rocha (1994) examined the price transmission of soybeans received by the producer on the domestic market, represented by the city of Canoas (RS), and on the foreign market, represented by the prices charged on the Chicago Board of Trade (CBOT) – the prices of soybean bran and soybean oil received by the industry in the domestic market in São Paulo and in the foreign market by the CBOT. The authors used transfer function models (Baillie, 1980) relating to the prices received by soy producers and those received by the Brazilian industries with the prices charged on the CBOT. The results showed that the elasticity of price transmissions of soybeans increased from 1985-1987 to the second period (1988-1990).

Margarido and Sousa (1998) conducted an analysis to identify how the price of soy in the CBOT influences the prices charged domestically in Brazil and in the state of Paraná. The authors used average monthly prices between 1987 and 1997 and applied analyses of autocorrelation and partial autocorrelation functions. The study identified whether the generating process was autoregressive and/or a moving average, and to measure the price transmissions, a distributed lag model was adopted. The results showed that variations in soy prices in the United States were transmitted instantaneously, without lags, to the prices received by grain producers in Paraná; however, only a fraction of this total was transferred to domestic prices. Additionally, the domestic price of soy was influenced by the variations that occurred on the international market, i.e., the country was not the price-setter of this product but a price-taker in the foreign market.

Based on a broader analysis, Câmara *et al.* (2000) analyzed the system of soy price formation in Brazil. The authors used the soy price in the Brazilian spot price market, the soy price in the domestic futures market quoted on the former Commodities and Futures Exchange (Bolsa de Mercadoria & Futuros – BM&F), now called BM&FBovespa, the future soy price quoted on the CBOT, and the domestic exchange rate. A vector autoregressive (VAR) model with 12 lags for each variable was estimated. Granger causality tests were also performed to establish the relationships of causality between the variables. Finally, the impulse-response functions of the variables in the VAR system based on the shock in the residues of the variables were presented.

Goodwin and Piggott (2001) were the pioneers in using threshold cointegration models applied to price transmissions in commodities markets.

The authors estimated price transmissions between daily corn and soy prices among different U.S. cities. The analysis was based on the cointegration between markets and did not take into consideration the presence of transaction costs. Linear and threshold autoregressive models were estimated to model differences in prices between cities and the remainder of the linear regression between the prices of the two cities as a representation of the terms of error correction. Then, the authors also tested whether the remainders of the regression have non-linear behavior using the Tsay's test (1989). The results of the study by Goodwin and Piggot (2001) showed that the markets in question are highly integrated. Additionally, the analysis points out that the threshold effects were significant and, moreover, could influence the relationship between prices in different cities.

Margarido, Turola, and Fernandes (2001), for instance, analyzed the elasticity of price transmission in the soybean market between the Port of Rotterdam and Brazil between July 1994 and September 2000. The authors used three series with monthly periodicity: the CIF (cost, insurance, and freight) price of soybeans in Rotterdam, the FOB (free on board) price of soybeans in Brazil, and the nominal exchange rate. After the performance of unit-root and cointegration tests, a VEC model was estimated to measure the effect of the variables on each other. Their results indicated that, over the long term, soy prices in Brazil tend to fully follow the changes in prices in Rotterdam and in the nominal exchange rate. Additionally, over the short term, the prices of agricultural commodities responded more to conditions of demand rather than to the nominal exchange rate.

Costa *et al.* (2006) analyzed soy price transmissions between the Brazilian and U.S. markets. The authors used the soybean prices charged on the physical Brazilian and U.S. markets for the period from January 1995 to January 2005. They applied the cointegration test of Engle and Granger (1987) to verify the price transmission domestically, and it was ascertained how the prices are transmitted within Brazil. The results suggested the possibility of long term equilibrium between the prices traded in Brazil and those in the United States. Additionally, the analysis of price transmission was conducted domestically. The authors also observed that the commercial policy adopted in Brazil did not seem to be very distant from the validity of the LOP in the international soybean market because, over the long term, approximately 57.3% of the price variations of these products in the United States were transferred to the domestic prices in Brazil.

In Giombinsky and Holland (2008), it was necessary to use the VEC method due to the presence of cointegration. The authors encountered difficulties in the analysis of causality of external prices on domestic prices. Although this direction of causality was to be expected based on the market, causality

was found in both directions, despite the attempt to alter the lags. In a recent study, Paz, Freitas, and Nicola (2009) investigated soy price transmission between Brazil and the international market and, also, between the state of Rio Grande do Sul and Brazil.

This last authors also performed unit-root tests because, generally, the price series are of type $I(1)$, i.e., the temporal processes are only stationary in the first difference. After the performance of causality and cointegration tests, the authors chose to adopt a VEC model to verify how price transmission occurs in Brazil. For the data sample employed, the study showed a result in which the soy market in Rio Grande do Sul seemed to be integrated into the national market; however, the international market did not seem to have this same level of integration with the national market, i.e., the external variations of prices did not seem to be transmitted completely to the national prices. The authors attributed this result to the mismatch of the periods with greater or lesser supplies of grains between the two territories.

The results support Margarido and Sousa (2012), because the commodity is primarily negotiated on the Chicago Board of Trade (CBOT), U.S, thus, the major impacts of the expectations and in the movements of the market emerged in U.S. With the exception of certain specific periods, the prices of soy in Brazil have followed such prices, in line with the U.S. importance as referential role in the prices of the entire global market. Commodities are standardized goods and are a low value added. Derived from different products and commercialized on a global scale, they have practically inelastic supply and demand over the short term.

Silva, Frascaroli, and Sobel (2013) analyzed soy price transmission between different municipalities of Mato Grosso, considering the presence of transaction costs. To capture the presence of transaction costs on soy price transmission in the physical market of Mato Grosso, the authors estimated threshold-type models of three regimes. The Self Exciting Threshold Auto Regressive (SETAR) models supplied results with three regimes that corroborated the existence of a “neutral band”. In addition, the threshold parameters estimated in this work appeared to have a significant positive correlation with the transportation cost. Furthermore, the results estimated from the TVEC model did not indicate the existence of a neutral band. Nonetheless, in the majority of cases, TVEC also managed to capture the existence of transaction costs.

By using the VECM, Bentivoglio, Finco and Bacchi (2016) studied the relationships between weekly prices of ethanol, sugar, and gasoline in Brazil between November 2007 and November 2013. The modeling was supported by Granger Causality tests, impulse response functions and forecast error variance decompositions. Their results propose that ethanol prices are affected by both food and fuel prices in the long run by equilibrium parity. They show

that ethanol prices increase with rise in both gasoline and sugar prices. Precisely, they estimate a positive relationship between ethanol and sugar prices, given the influence of feedstock costs within the total costs of producing ethanol (60%). They also reported that gasoline prices may affect ethanol prices.

It is important to increase the production of energy from renewable resources. As pointed before, 18% of the fuel consumption in Brazil is from those renewables ones. In terms of technology and other sources, as for example, based on wind power or solar energy, Brazil is paradox. It holds the comparative advantage, but still not makes progress on competitive advantage. China and Germany as leaders of solar energy producers are an example of it. The Figure A.1 in the Appendix illustrates how soy complex works for biodiesel production, including the transesterification unit.

On the other hand, biodiesel production by using soybean could generate environmental problems, land concentration, impacts on infrastructure choices, besides the genetically modified (GM) crops impacts, as well (Fearnside, 2001; Brookes and Barfoot, 2005; Hill *et al.*, 2006; Vera-Diaz, Kaufmann and Nepstad, 2009; Bentivoglio *et al.*, 2014; Bentivoglio and Rasetti, 2015). Some authors point to soybeans as a powerful threat to tropical biodiversity in Brazil.

One example is the road project of Cuiabá-Santarém, that would generate a net loss of between \$762 million and \$1.9 billion. This because the investments in infrastructure would generate more than \$180 million for soybean farmers over a period of twenty years, but the project ignores the environmental impacts. If the destruction of ecological services and products provided by the existing forests is accounted, we have a massive loss of resources (Vera-Diaz, Kaufmann and Nepstad, 2009).

This result shows the importance of including the value of the natural capital in feasibility studies of infrastructure projects to reflect their real benefits to society as a whole. For instance, these conditions affect negatively the biodiesel production. When analyzed through the agribusiness point of view, we reported that productivity has increased in the last years, but it is necessary to observe if this activity is substituting native vegetation in directions of lands of the Amazon and the Brazilian Cerrado.

Besides it, soybean culture is positively correlated to land concentration. And this is important in terms of barriers to family agriculture development (Bentivoglio *et al.*, 2014). Another question is concerning the GM crops. Brookes and Barfoot (2005) argue that this technology has reduced pesticide spraying in 172 million kg and decreasing the environmental footprint associated with pesticide use, by 14%. It has also significantly reduced the release of greenhouse gas emissions from agriculture, which is equivalent to removing five million cars from the roads.

On the other hand, Bentivoglio and Rasetti (2015) suggest that changes in biofuel prices have little impact on food prices and that the impact of an increasing production of biofuel on food prices is not negligible. According to Hill *et al.* (2006) biodiesel provides sufficient environmental advantages to merit subsidy, i.e., it affords a net energy gain, is economically competitive, and could be produced in large scale, without decreasing food supplies. Beyond the problems which could be born in soybean's price dynamics, measured in the present work, sustainable growth of the biodiesel production has to balance the phenomenon mentioned and find the correct incentives among them.

3. Methodology

3.1 Cointegration of prices and the Law of One Price (LOP)

The Law of One Price (LOP) is based on the logic of the absence of opportunities for long-term arbitrage. This law refers to a situation in which homogeneous goods are traded at the same price, even in different locations. However, the law takes into consideration that the prices are in the same currency, there is an absence of transport costs and barriers to commerce, and trade occurs in free markets. That is, in the absence of transaction costs, a given product always converges on the same price, regardless of the market in which it is traded. However, if the price in one market is higher than in others, there is an instantaneous opportunity for profit, which will consist in buying the product in the lower market and selling it in the higher market.

To the extent that this arbitrage operation is repeated, the prices in all the markets tend to converge on a singular value, exactly as described by the *tâtonnement* process (Walras, 1874). In the existence of transaction costs, this logic is altered slightly. In this case, the agents would only perform the arbitrage operation if the revenue obtained was greater than the cost. Thus, the greater the transaction cost between the two markets, the greater the independence between the prices achieved in both.

Thus, for the strategy to achieve the goal of illustrating the functioning of the LOP, threshold models are used to attempt to capture the effects of transaction costs because, as stressed by Goodwin and Piggott (2001), market integration tests that ignore the existence of transaction costs can create flawed interpretations.

Being a simple trade model between two countries or regions, the trade of a homogeneous product occurs in the same currency and adheres to the microeconomic axioms present in transactions. When considering a closed economy, the equilibrium between supply and demand determines the price and

the quantity of equilibrium of a given product. However, when analyzing the integration between regions across commercial relationships, the force of LOP can occur, involving the following:

$$P_{it} = P_{it}^* \theta_t \quad (1)$$

where P_{it} is the domestic price of the product i in the period t ; P_{it}^* is the world price of the product i in the period t ; θ_t is the normal exchange rate in the period t ; and ε_t is an independent and identically distributed (i.i.d.) error:

$$P_{it} = \alpha + \beta P_{jt} + \varepsilon_t \quad (2)$$

where P_{it} and P_{jt} are the prices of a given product in two regions i and j , respectively, in a given period of time t ; α = constant (or intercept); and β = elasticity of price transmission.

It should be noted that studies on price transmission apply to markets that are strongly cointegrated. The cointegration between the markets, however, does not necessarily need to be linear. The threshold form, introduced by the seminal work of Balke and Fomby (1997), is also used to model and explain price transmission between different markets. There are still few studies applied to the Brazilian data on price transmission with threshold cointegration. Thus, the identification between these markets is important to increase export performance.

3.2 Cointegration with VEC (Vector Error-Correction) and TVEC (Threshold Error Correction) models

Engle and Granger (1987) introduced the concept of cointegration, and since that time, it has been widely used in temporal series analyses. It refers to the existence of a long-term relationship between economic variables. In other words, two or more variables are cointegrated when a linear combination exists between them that is stationary, although, individually, the variables are not stationary. Statistically, a temporal series is stationary when its mean, variance, and covariance do not vary over time. In this case, the series is denominated by I(0), signifying that it is integrated of order zero. The order of integration is the number of times that a specific variable is differentiated to achieve stationarity. A series that needs to be differentiated once achieved stationarity is denominated by I(1).

In light of this concept, the first procedure in the present study, aiming to analyze price transmission from the futures market (CBOT) to the *spot* mar-

ket of soybeans, soybean bran, and soybean oil sold in the markets of Oeste-PR, Passo Fundo-RS, Rondonópolis-MT, and São Paulo-SP, was performed to ascertain the stationarity of the presence of unit-root in the price series, i.e., to verify whether the series were integrated of the same order. To obtain the confirmation of the presence of the unit-root, the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test and the Phillips-Perron (PP) test were applied, both in the level and in the first difference. Moreover, to confirm stationarity, the Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test was applied. According to Kwiatkowski *et al.* (1992), the ADF test exhibits unit-root as a null hypothesis, while the KPSS test has the presence of stationarity as a null hypothesis.

The second procedure executed to analyze price transmission of soybeans, soybean bran, and soybean oil between the futures and spot markets was to apply the Johansen and Juselius (1990) cointegration test, which aimed to identify the presence of a vector of long run relation between variables.

The third procedure performed was to verify the best model to be adopted for the price series. To that end, the Hansen and Seo (2002) test was applied to the series pairs of prices of soybeans, soybean bran, and soybean oil to test the linearity of cointegration. The null hypothesis is that last one is linear (VEC), against an alternative hypothesis of threshold cointegration (TVEC) of two regimes. In the present study, the results of the test demonstrated that VEC should be used for some price series and TVEC should be used for other price series. Thus, the fourth procedure executed in the present study was to estimate the VEC and TVEC models of the two regimes.

Krishnakumar and David Neto (2009) propose that VEC becomes important by allowing for the connection between aspects related to short-term dynamics and those of long-term stochastic processes. Thus, models of error correction aim to provide a path that combines the advantages of modeling stochastic processes both on the level and in differences. In an error-correction model, the dynamics of the process both in short-term and in long-term adjustments are modeled simultaneously.

According to Johansen and Juselius (1990), when there is cointegration between prices, an equivalent representation in terms of VEC exists, as specified by equation (3):

$$\begin{cases} \Delta Y_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta X_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta Y_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases} \quad (3)$$

where the term Δ indicates the first difference; Y_t is the spot price of soy; X_t represents the future price of soy; u_{t-1} is the lagged error term in a period; and α_1 and α_2 are the parameters.

Equation (3) relates the variation of Y_t with the variation in X_t and the error in the previous period. In this equation, ΔY captures the short-term disturbances, while the error term captures the adjustment for the long-term equilibrium. If it is statistically significant, then the portion of the disequilibrium that is corrected in the following period can be verified. According to Harris (1995), the values of the coefficients of the parameters α_i demonstrate the speed of adjustment of the respective variables in the long-term correlation.

The study of threshold cointegration was initially developed by Balke and Fomby (1997) as a means to combine long run relations and non-linearity. Hansen and Seo (2002) argued that TVEC models were also developed to incorporate the effects of transaction costs into price transmission models, producing several applied studies.

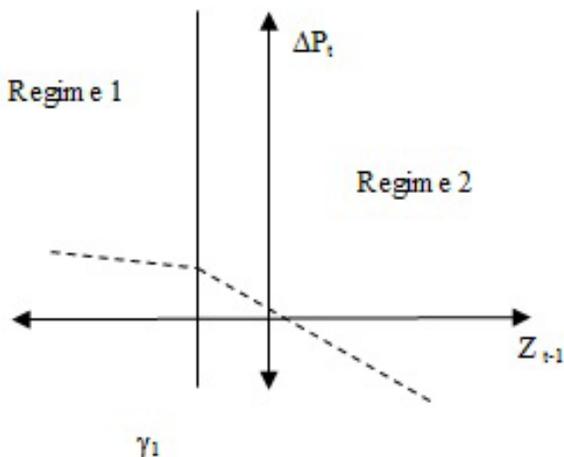
Similarly, Mattos *et al.* (2010) note that, in analyses of market integration, the TVEC model is based on the autoregressive structure of the process of price adjustment between markets, thus representing a form of incorporating non-linearities that are attributed to the presence of transaction costs. In the TVEC model, the extent to which long-term equilibrium shifts are responsible for price adjustment depends on the magnitude of such shifts. Thus, the process of adjustment can be different, depending on whether the shift is above or below a specific value, i.e., a threshold. Below is equation (4) of the representation of the TVEC model of two regimes:

$$\Delta P_t = \begin{cases} \mu^{(1)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(1)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(1)} Z_{t-1} + v_t^{(1)}, & \text{se } Z_{t-1} \leq \gamma_1 \\ \mu^{(2)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(2)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(2)} Z_{t-1} + v_t^{(2)}, & \text{se } Z_{t-1} > \gamma_1 \end{cases} \quad (4)$$

where P_t is the vector of the natural logarithm of prices in each of the two markets; Δ is the operator of first difference; $\mu^{(1)}$ are (2×1) column vectors of constant terms; $\Gamma_i^{(1)}$ ($i=1,2,\dots$) are (2×2) matrices of parameters; $\alpha^{(1)}$ are (2×1) column vectors of the coefficients of adjustment; Z_{t-1} are the shifts in the long-term relationship between the price pairs, lagged in a period, used as error correction terms; $v_t^{(2)}$ is the (2×1) column vector of the error term; k indicates the number of lags of the vector P_t ; $i=1$ indicates the price adjustment regime; and γ_1 the *threshold* parameter that delimits the adjustment regimes.

Equation (4) represents a threshold model with two regimes, defined by the value of the error correction term. The matrices of coefficients A_1 and A_2 govern the dynamics in these regimes. In the equation regime 1 demonstrates how the process of price adjustment in period t occurs, when the shift in rela-

Fig. 1. Impact of the error correction term (ECT) on price adjustment for the model with a threshold



Source: Prepared from Mattos et al. (2010).

tion to the long-term equilibrium in period $(t-1)$, in terms of absolute value, is equal to or lower than the parameter γ_1 . Thus, in this regime, on the basis of transaction costs, prices do not respond to shifts in the long-term equilibrium but do respond to short-term variations, i.e., across lagged variables.

In regime 2, the process of price adjustment is given in period t , when the shift in the relationship to long-term equilibrium in the period $(t-1)$, in an absolute value, is greater than the parameter γ_1 . In this regime, both the lagged short-term variables and the shifts in long-term equilibrium affect price formation. Figure 1 illustrates the price adjustment process.

At this stage, the threshold parameter, which will determine the thresholds between the price adjustment regimes, was estimated. After determining the threshold parameter, its statistical significance was tested at the 90%, 95%, and 99% confidence levels. In the Hansen and Seo (2002) test, the null hypothesis of linearity was tested against the alternative hypothesis of non-linearity with threshold.

3.3 Estimation of the threshold parameter

In the TVEC model, the sample is divided into subgroups, and the criterion adopted in this division is the value assumed by the threshold variable. In the present study, the parameter threshold γ_1 represents the transaction cost

pairs of soybeans, soybean bran, and soybean oil. If the value of γ_1 is known, then the estimation of the model exhibited by equation (4) is performed through the method of Ordinary Least Squares (OLS). However, as in the case of the present study, the threshold value is unknown. To resolve this impasse, Balke and Fomby (1997) suggest the use of an algorithm that, initially, uses only one threshold parameter to later estimate the second parameter, considering the first threshold parameter fixed. After the estimation of the second parameter, a new estimation of the first parameter is performed, now conditioned on the second, and so on.

Knowing that the threshold model is non-linear, in the present study, the Hansen and Seo (2002) test is used to stress non-linearity. This refers to an F test, having as a null hypothesis that the model follows an Auto Regressive (AR) process and, as an alternative hypothesis, that the model follows a Threshold Auto Regressive (TAR) process. The test's representation is given by the following:

$$F_{jk} = n \frac{S_j - S_k}{S_k} \quad (5)$$

where s_j is the sum of the square of the remainder of the TAR(j) model.

4. Data description and sample

The sample for the present study comprised monthly price data on soybeans, soybean bran, and soybean oil quoted on the CBOT and the spot prices in the markets of Oeste-PR, Passo Fundo-RS, Rondonópolis-MT, and São Paulo-SP, corresponding to the period from August 2007 to November 2015, totaling 100 observations. The price series of futures contracts were obtained from the CBOT and reefer to U.S. soybeans from Chicago Soybean futures contract (first contract forward) No. 2 yellow and par, US\$ per metric ton.

We also used the spot price series were available from the Center for Advanced Studies on Applied Economics (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA/ESAQ) (2013). The markets of Rondonópolis-MT, Oeste-PR, and Passo Fundo-RS were selected since they represent the three states that are the largest producers of soy in Brazil. The time period from August 2007 to November 2015 is justified because one of the price series reviews, soybean bran from the market of Passo Fundo-RS, began trading in the spot price market only in this period.

It was necessary to convert the price series of soybeans, soybean bran, and soybean oil obtained from the CBOT from dollar into real. To that end, the commercial exchange rate (R\$/US\$) supplied by the Institute for Applied Eco-

nomical Research (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA) was used. To analyze price transmission between the futures market and the spot market, combinations of pairs of price series of the futures market (CBOT) with the price series from the spot market were made, as shown in Table 1.

Tab. 1. Series pairs used in the models

Model	Acronym	Type of foreign price	Type of domestic price
1	SoyCBOT – SoyOESTE	Futures price of soybeans on the CBOT	Spot price of soybeans in Oeste-PR
2	SoyCBOT – SoyPASSO	Futures price of soybeans on the CBOT	Spot price of soybeans in Passo Fundo-RS
3	SoyCBOT – SoyRONDONO	Futures price of soybeans on the CBOT	Spot price of soybeans in Rondonópolis-MT
4	BranCBOT – BranOESTE	Futures price of soybean bran on the CBOT	Spot price of soybean bran in Oeste-PR
5	BranCBOT – BranPASSO	Futures price of soybean bran on the CBOT	Spot price of soybean bran in Passo Fundo-RS
6	BranCBOT – BranRONDONO	Futures price of soybean bran on the CBOT	Spot price of soybean bran in Rondonópolis-MT
7	OilCBOT – OilSAOPAULO	Futures price of soybean oil on the CBOT	Spot price of soybean oil in São Paulo-SP

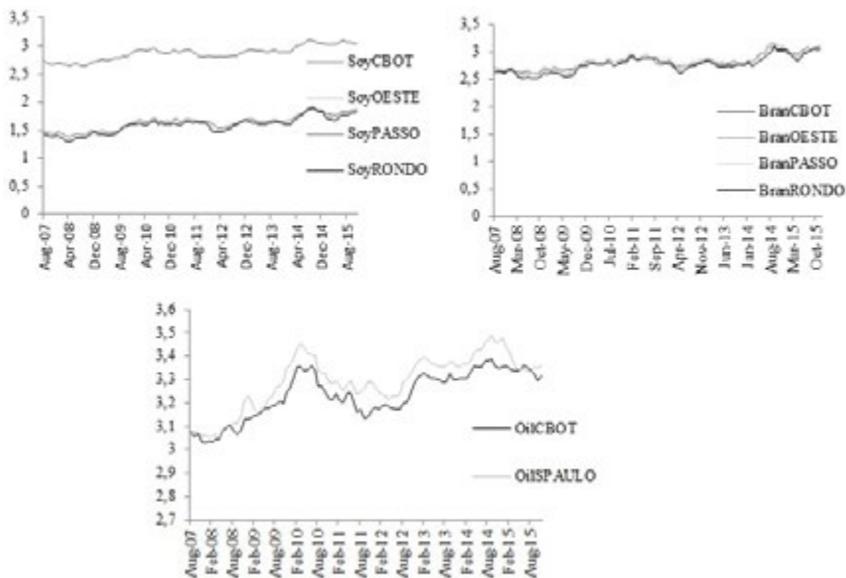
Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

Next, the models for these series pairs were entered into the *R* Statistics. Table A.1, in the Appendix, show the descriptive statistics of the data used in R\$. The Figure 2 illustrates the sampled time series used in the present work available in first difference. The dynamics of our data sample left no doubts about the long term relation between US commodities prices and the trend of spot prices practiced in Brazilian market of soybean, soybean bran and oil, for any city of our study. This is clear in case of bran, at up right.

In the case of soybean, at up left, is possible to see the difference of almost 1.5%. It is composed of the main costs of carrying position of future contracts and maybe transactions costs. On the other hand, is also possible to verify that for the oil case, the market is more volatile, probably which connected with its aspects of industrialization process of production.

It has already been established in the literature that, as far as the global soybean market is concerned, price discovery occurs on the CBOT and CBOT price shocks spillover into global prices. The literature points to its direction, and we test those findings. However, even making efforts to avoid biased es-

Fig. 2. Dynamics of Sampled time series used available in log returns



Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

timations and bring new results, the dynamics of prices showed in Figure 2 pronounced the following results.

5. Results

To verify the stationarity of the price series, in level and in first difference, the unit-root ADF, PP, and KPSS tests were applied. In the ADF test, the null hypothesis is of the presence of unit-root. Thus, according to the results shown in Table A.2, in the Appendix, as well Tables A.3, A.4 and A.5, we can observe that, in the first difference, all the price series of soybeans, soybean bran, and soybean oil are stationary and that unit-root does not exist because the null hypothesis of the presence of unit-root was rejected at the 5% significance level.

To increase the robustness of the unit-root test, the PP test was performed. In Table A.3 are shown results that were similar to the ADF test, confirming that all the variables $I(1)$ are stationary and that unit-root does not exist because the null hypothesis of the presence of unit-root was rejected at the 5% significance level. Next, the KPSS test, which tested the null hypothesis that

the series prices are stationary, was applied. In this manner, the results exhibited in Table A.4 indicated that, for all variables of first difference I(1), the null hypothesis at the 5% significance level should not be rejected. Therefore, in the first difference the price series of soybeans, soybean bran, and soybean oil are stationary.

Using parsimony criteria we performed those estimations with one lag for the short-term dynamics in the error correction models. The number of lags selected follow AIC, BIC, LR tests. As the price series exhibit behavior of stationarity in the first difference and, thus, integrated by order of I(1), the following procedure involved applying the Johansen and Juselius (1990) cointegration test. The results are described in Table A.5, which shows that, for all the series pairs of soybeans, soybean bran, and soybean oil, the null hypothesis of the existences of a vector of cointegration should not be rejected.

Thus, it is concluded that the series pairs of prices are cointegrated, i.e., there are vectors of cointegration between the prices of soy quoted on the futures market (CBOT) and the price series of soy quoted on the spot market in the cites of Oeste-PR, Passo Fundo-RS, Rondonópolis-MT, and São Paulo-SP. This result indicates that the difference between the futures market price and the spot market price in the long term is due to a constant mean.

Subsequently, to ascertain which model was the best model to be adopted, the Hansen and Seo (2002) test was applied to the series pairs of soy prices. It tests the null hypothesis that cointegration is linear against the alternative hypothesis of threshold (TVEC) of two regimes form. Table 2 presents the results obtained in this test.

Tab. 2. Results of the Hansen and Seo (2002) test

Variables	Statistical test	p-value
SoyCBOT – SoyOESTE	2.063.547	0.000
SoyCBOT – SoyPASSO	1.199.593	0.205
SoyCBOT – SoyRONDONO	2.208.541	0.002
BranCBOT – BranOESTE	1.696.043	0.018
BranCBOT – BranPASSO	1.391.442	0.092
BranCBOT – BranRONDONO	2.086.219	0.001
OilCBOT – OilSAOPAULO	197.127	0.003

Note: *Indicates 1% significance; **Indicates 5% significance; ***Indicates 10% significance.
Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

The results of the Hansen and Seo (2002) test support the rejection of the null hypothesis that cointegration is linear for the majority of series pairs of

soybean and soybean bran prices. Therefore, it is concluded that, for the first and third pairs of price series, the threshold (TVEC) model of two regimes is more suitable than that of linear models. For the second pair of price series (SoyCBOT–SoyPASSO), the null hypothesis should not be rejected. Summarizing the test indicated that the threshold (TVEC) model of the two regimes was more suitable than the linear models for the following price series: model 1) SoyCBOT – SoyOESTE ; 3) SoyCBOT – SoyRONDONO; 4) BranCBOT – BranOESTE; 6) BranCBOT – SoyRONDONO; and 7) OilCBOT – OilSAOPAULO. For the models estimated 2) SoyCBOT – SoyRONDONO and 5) BranCBOT – BranPASSO, the most appropriate model was the VEC.

The results indicated that, in the long term, the prices of soybeans and soybean bran quoted on the spot market in Passo Fundo-RS tend to follow the price variations of the CBOT, i.e., the long-term disequilibria are quickly corrected. Hence, the process can be represented by a VEC model. For soybean oil, the null hypothesis that cointegration is linear should be rejected. After identifying the best model to be used, the next step was to estimate the linear VEC model for the series pair of prices of models 2 and 5. Table 3 shows the results obtained.

Tab. 3. Estimates of short term and long term VEC coefficients

Variables	Short-term adjustment coefficients (α_1)	Standard Deviation	Long-term adjustment coefficients (α_2)	Standard Deviation
SoyCBOT – SoyPASSO	0.0220**	0.0217	0.0290	0.0199
BranCBOT – BranPASSO	0.0169	0.0839	0.2530**	0.0821

Note: *1% parameter significance; **5% parameter significance; ***10% parameter significance

Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

The results exhibited in Table 3 indicate that, over the long term, the prices of soybeans and bran sold in Passo Fundo-RS tended to follow the variations of the CBOT price, i.e., the long-term disequilibria are quickly corrected. Finally, the TVEC model was estimated for models 1, 3, 4, 6, and 7. Table 4 displays the results of the estimation.

It is important to highlight that the coefficients $\alpha^{(1)}$ are associated with negative shocks in the long-term relationship of equilibrium between the futures market and each of the other spot markets, while the coefficients $\alpha^{(2)}$ are associated with positive shocks. Negative shocks ($z_t < 0$) occur when there are increases in the prices on the futures market in relation to the price in the i -th city. On the other hand, positive shocks ($z_t > 0$) occur when there are reductions in the prices on the futures market in relation to the prices of the other spot markets.

Tab. 4. Results of the TVEC of two regimes

Variables	Parameter	Regime 1 (down)		Regime 2 (up)	
		Coefficient	Standard Deviation	Coefficient	Standard Deviation
SoyCBOTSoyOESTE	$\alpha^{(1)}$	0.0938	0.1332	0.0272	0.2294
	$\alpha^{(2)}$	0.1752*	0.0032	0.0368***	0.0833
SoyCBOTSoyRONDONO	$\alpha^{(1)}$	0.0382	0.4296	0.0207	0.2592
	$\alpha^{(2)}$	0.1073**	0.0318	0.0387**	0.0401
BranCBOT – BranOESTE	$\alpha^{(1)}$	-0.0215	0.7738	0.3591**	0.0330
	$\alpha^{(2)}$	0.2127**	0.0129	0.6006*	0.0017
BranCBOT – BranRONDONO	$\alpha^{(1)}$	0.0601	0.7891	0.0808	0.1757
	$\alpha^{(2)}$	0.6808*	0.0081	0.2342*	0.0007
OilCBOT – OilSAOPAULO	$\alpha^{(1)}$	-0.2436**	0.0367	-0.0180	0.8296
	$\alpha^{(2)}$	0.1007	0.4050	0.1171	0.1835

Note: *1% significance, **5% significance, ***10% significance.

Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

The results for soybeans demonstrate that, in the spot market for both the cities and the parameters, the $\alpha^{(1)}$ values were not significant. The same occurs for the bran market, with the exception of Oeste in regime 2, where the estimated parameter $\alpha^{(1)}$ was 0.3591. With regard to estimated coefficients $\alpha^{(2)}$ for oil, it was observed that they were not significant. There are positive shocks effects ($z_t > 0$) due to the significance of coefficient $\alpha^{(2)}$, in the long-term relationship of equilibrium between the futures market and the spotted prices quoted in Oeste and Rondonópolis.

The estimations point out that they are greater in Regime 1 and tend to be stronger in the city of Oeste, if compared to those for Regime 2, and with the Rondonópolis case. In this sense Rondonópolis is the city where the prices were more protected from potential price increasing in the futures market for both regimes. This means that in both regimes the spot prices of Oeste are the most affected of our sample by increasing of the future prices of CBOT, if we also compare with the bran cases. This does not happen for the decreasing in CBOT prices, as we can see by the absence of significance of the coefficients $\alpha^{(1)}$ ($z_t < 0$).

Still for soybeans' case, the estimated values indicated that only price reductions that surpassed the limit of 3.87% of the average price of the futures market would be transmitted to the prices charged in Rondonópolis. On the other hand, it was observed that in the soybean market of Passo Fundo the

relation are dominated by short term coefficient α_f of 0.022. In general, the results indicate that there are fewer restrictions on the transmission of futures market relative price increases to this market.

The values of the threshold parameters for this market were -0.4017 for the city of Oeste and -0.3168 for the city of Rondonópolis. Furthermore, for the city of Oeste, the percentage of observations was concentrated at 6.1% in regime 1 and 93.9% in regime 2. For the city of Rondonópolis, the percentage of observations was concentrated at 8.2% in regime 1 and 91.8% in regime 2.

With regard to the bran market, the values of the threshold parameter were 0.12 for the city of Oeste and 0.013 for the city of Rondonópolis. Furthermore, for the city of Oeste, the percentage of observations was concentrated at 86.7% in regime 1 and 13.3% in regime 2. For the city of Rondonópolis, the percentage of observations was concentrated at 11.2% in regime 1 and 88.8% in regime 2. The coefficients estimated are also analyzed for positive shocks effects ($z_t > 0$) due to its significance ($\alpha^{(2)}$) for prices quoted in Oeste and Rondonópolis. The estimations point out that they tend to be stronger in the city of Rondonópolis in both regimes. They also reveal that only price reductions that surpassed the limit of 23.42% of the average price of the future markets would be transmitted.

In the soybean oil market, the values of the parameter $\alpha^{(1)}$ were 0.2436 for regime 1, showing 1% significance. This result suggests that shocks above 24.36% of the average price of the futures market would be transmitted to the spot market in São Paulo. The estimated parameter was 0.013. The percentage of observations was concentrated at 57.1% in regime 1 and 42.9% in regime 2. Thus, it is concluded that the threshold (TVEC) model of two regimes is more pertinent.

In resume, the threshold parameters estimated suggest the presence of transactions costs on the markets of soybean and bran, mainly for long-run effects of positive shocks on the CBOT prices, as we discussed. In other words, soybean prices and bran prices practiced in Oeste and Rondonópolis respond to U.S. prices or that limits to arbitrage are lower on certain Brazilian exchanges. The transmission is also observed for the case of Passo Fundo, but the relation with futures markets in U.S. did not present a threshold parameter. In general the estimations are an indication that limits to arbitrage play a role in determining prices of soybeans in Brazil, as evidenced. This means restrictions for biodiesel markets growth in terms of presence of transaction costs and arbitrages, as discussed along this research.

As mentioned the soy markets are driven by international markets. China as consumer, with a share of 20% of worldwide production, and U.S., due to the cointegration of soybean prices as estimated. In this context, measures can be assumed by Brazilian authorities to reduce international shocks effects on domestic politics which pretend to impact on the Brazilian energy matrix production. These measures could stimulate biodiesel production, and there-

fore increase the production of energy from renewable resources. Maybe in terms of technology and other sources, Brazil could make progress on competitive advantages.

6. Conclusion

The present study sought to analyze price transmission in soybeans, soybean bran, and soybean oil from the CBOT to the spot prices in the markets of the cities of Oeste-PR, Passo Fundo-RS, Rondonópolis-MT, and São Paulo-SP. To verify the long-term behavior between price series quoted on the futures market and the spot price, stationarity, unit-root, and cointegration tests were applied. Then, to verify the relationship between the short term and the long term between price series, VEC and TVEC models that sought to capture the presence of transaction costs were estimated.

The attempt to identify which of the three Brazilian exchanges is most closely linked with the futures markets in the U.S. point to long-run behavior essentially for positive shocks in case of soybeans and bran in cities of Oeste and Rondonópolis, respectively. The results of the TVEC for soybeans show that the spot market of the city of Rondonópolis-MT has fewer restrictions, which means that relative increases in the prices of the future market are transmitted to this market (increased presence of transaction costs).

Additionally, Rondonópolis is the market where the prices were most protected from possible price reductions in the futures market. For soybean bran, the results indicate that the city of Oeste-PR has fewer restrictions, which means that relative increases in the futures market prices are transmitted to this market (increased presence of transaction costs). Nonetheless, Rondonópolis continues to be the market where the prices are the most protected from possible price reductions in the futures market. Finally, the estimated results for soybean oil indicate that the prices are well protected from possible price reductions in the futures market.

To understand the dynamics of soy prices, it was necessary for supply-side countries, in addition to those that constitute the demand-side of this commodity, to be considered. In this respect, as noted throughout section 2, China has become a large importer of some commodities, particularly iron ore and soybeans. It is responsible for nearly 60% of the total worldwide importation of both commodities. Given that Chinese consumption and commodities imports have increased significantly over the past decade, the most significant impact of China on global food demand occurs through soy. Soy demand has been motivated by the production of animal food due to the increase in meat consumption in China.

By contrast, in relation to the factors on the supply-side in Brazil, price fluctuations of commodities can lead to an exchange relationship with the planting of other crops. In this case, the production of soy competes with the beef cattle, corn, and rice. The state of Mato Grosso is the largest producer of soy and corn. Another important market is Passo Fundo-RS, which, in addition to soy, also produces wheat in a rotation system.

On results should also be noted that the research performed by agencies such as EMBRAPA has also been an important development vector in this market, increasing productivity per hectare via seed improvement, especially in regions that needed soil adaptation for this crop. Since the end of the 1970s, discoveries in the area of grain genetics have allowed for the creation of varieties that are more appropriate for the Cerrado biome. To put this development into perspective, in Rondonópolis, one of the cities under study, some model farms have achieved productivity of well over 3,000 kilograms per hectare, attracting visitors from the U.S., India, China, etc.

Soybeans and its derivatives are important products intended for various segments of global agribusiness, possessing great importance for the Brazilian trade balance. The results of the present study confirm that the international market for soy is related to the domestic market. This relationship is strong and can be prolonged over a lengthy period of time, whether as a reflection of globalization itself and the integration of the market or by means of Brazil's role as an exporter of commodities.

Regardless, it is necessary develop researches that study the aspects beyond market conditions, on environment and social dimensions. This will be very important to understand the costs and benefits of changing the diesel produced from oil to biodiesel produced using soybean. By studying those dimensions is possible to point to barriers and paths to sustainable growth of this market. In terms of the main political implication of this study and the future direction of scientific research, we suggest that the exchange rate could rule an important aspect of biodiesel market in Brazil.

In this sense, we report that after 2011 the exchange rate in Brazil increased to a new average level to balance the new international conditions of lower commodities prices worldwide. However, it does not protect the Brazilian biodiesel markets from volatility in soybean commodities prices. This puzzle must be carefully analyzed, as observed by some mentioned studies. Also, to create good conditions for biodiesel development, is necessary to understand better the transactions costs. This is important to stabilize the soybean production and to unlock new investments in the soy complex model for biodiesel production, as described.

On the other hand, developing effective strategies to biodiesel in Brazil require minimizing the environmental impact of soybean cultivation. This requires full comprehension of the forces that drive the soybean markets and

their associated infrastructure catalyzing their destructive processes. In terms of expansion of its cultivation, Brazilian authorities need to create in advance protected areas of soybean frontiers, mostly for Amazon and Cerrado biomes. Carry out studies to assess the costs of social and environmental impacts of soybean expansion is also important, improving, as result, the measures of environmental-impact and the regulatory system for biodiesel production.

References

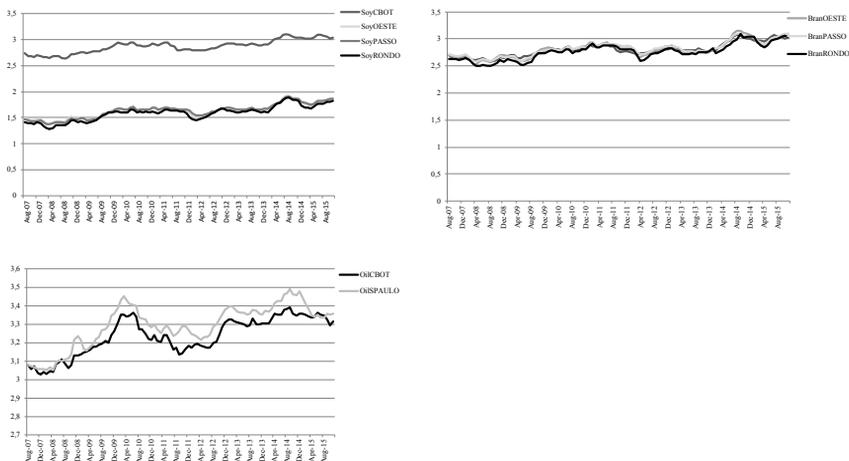
- Agência Nacional do Petróleo - ANP. (2015). *Historic data of biodiesel markets*.
- Baillie R.T. (1980). Predictions from ARMAX models. *Journal of Econometrics*, North-Holland Publishing Company, 12: 365-374.
- Balke N. S., Fomby T. B. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 38(3): 627-645.
- Bentivoglio D., Rasetti M. (2015). Biofuel sustainability: review of implications for land use and food price. *Rivista di Economia Agraria*, 70(1): 7-31. DOI: 10.13128/REA-16975
- Bentivoglio D., Finco A., Bacchi M.R.P. (2016). Interdependencies between biofuel, fuel and food prices: the case of the Brazilian ethanol market. *Energies*, 9(6): 1-16. DOI:10.3390/en9060464
- Bentivoglio D., Finco A., Bacchi M.R.P., Spedicato G. (2014). European biodiesel market and rapeseed oil: what impact on agricultural food prices? *International Journal of Global Energy Issues*, 37(5-6): 220-235. DOI: 10.13128/REA-18673
- Brookes G., Barfoot P. (2005). GM Crops: the global economic and environmental impact - the first nine years 1996-2004. *The journal of agrobiotechnology management and economics*, 8(2-3): 187-196.
- Câmara S., Maia S., Lima R. (2000). "A formação de preços da soja no Brasil: uma visão sistemática considerando os efeitos de *feedback* em modelo do tipo VAR". In: Congresso Mundial de Sociologia Rural, Rio de Janeiro-RJ, Brazil.
- CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (2015). Historic data of soybean markets. Available at the following site: <<http://cepea.esalq.usp.br>>. Access on september 15, 2015.
- Costa L., Fontanini C., Duclós L., Corso J.M. (2006). "Análise econométrica do processo de transmissão entre os preços da soja nos mercados físico brasileiro e norteamericano". In IX Semead USP, FEA-USP, São Paulo-SP, Brazil.
- Dickey D.A., Fuller W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Engle R.F., Granger C.W. (1987). Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Fearnside P. (2001). M. Soybean cultivation as a threat to the environment in Brazil. *Environmental Conservation*, 28(1): 23-38.
- Giombinsky R., Holland M. (2003). "Comportamento do preço no complexo soja: uma análise de cointegração e de causalidade". In: Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia. Rio de Janeiro-RJ, Brazil.
- Goodwin B., Piggott N. (2001). Spatial market integration in the presence of threshold effects. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(2): 302-317.

- Hansen B., Seo B. (2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models. *Journal of Econometrics*, 110(9): 293-318.
- Harris R.I.D. (1995). *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Prentice Hall/Havester Wheatsheaf.
- Hill J., Nelson E., Tilman D., Polasky S., Tiffany D. (2006). "Environmental, economic, and energetic costs and benefits of biodiesel and ethanol biofuels". In: Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 103(30): 11206-11210.
- Johansen S., Juselius K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2): 169-210.
- Krishnakumar J., David Neto (2009). *Estimation and testing for the cointegration rank in a threshold cointegrated system*. Research Papers by the Department of Economics, University of Geneva 2009.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54: 159-178
- MAPA – Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (2014). *Balanco do comércio exterior*. Brasília-DF, Brazil.
- Margarido M.A., Sousa E. (1998). Formação de preços da soja no Brasil. *Agricultura em São Paulo* 45(2): 52-61.
- Margarido M.A., Turolla F., Fernandes J. (2001). Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. *Pesquisa & Debate*, 12(2): 5-40.
- Margarido M.A. (2012). Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. *Revista de Economia e Administração*, 11(3): 281-303.
- Mattos L., Lirio V., Lima J., Campos A. (2010). Modelos de co-integração com um ou dois limiares: uma aplicação para o preço do frango inteiro resfriado em mercados atacadistas no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 48(4): 597-617.
- NBB – National Biodiesel Board. (2012) *Sustainability Brochure*.
- Perron P. (1989): The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6): 1361-1401.
- Pino F., Rocha M. (1994). Transmissão de preços de soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 32(4): 345-361.
- Silva M.M., Frascaroli B.F., Sobel T.F. (2013). Transmissão de preços e custos de transação no mercado de soja mato-grossense: uma abordagem por modelos threshold. *Revista de Economia e Agronegócio*, 11(2): 185-210.
- Tong H., Lim K.S. (1980). Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society*, 42(B): 245-292.
- Tonin J.M., Barczysz S.S. (2007). Transmissão de preços da soja entre os mercados externo e interno: uma abordagem para a região de Maringá. *A Economia em Revista*, 15(1): 35-46.
- Tsay R.S. (1989). Testing and modeling threshold autorregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84(405): 231-240.
- UNCTAD – United Nations Conference on Trade and Development (2014). *Trade and Development Report*. New York/Geneva.
- USDA – U. S. Department of Agriculture (2013). *Brazil oilseeds and procuts annual 2012-2013 record soybean production forecast at 77mmt*. Foreign Agricultural Service, Global Agricultural Information Network Report.
- Vera-Diaz B.M.C., Kaufmann R.K.C., Nepstad D.C. (2009). The environmental impacts of soybean expansion and infrastructure development in Brazil's Amazon. *Global Development and Environment Institute*. Working paper n. 09-05, May 2009.

Walras L. (1874). *Éléments d'économie politique pure, ou théorie de la richesse sociale*. Lausanne, Paris.

Appendix

Fig. A.1. Soy complex model for biodiesel production



Source: Elaborated from the Trade and Development Report - UNCTAD (2014).

Tab. A.1. Descriptive statistics of the data used

Variable	Average	Standard Deviation	Minimum value	Maximum value
Soybeans futures price on the CBOT	769.64	218.73	432.07	1,263.80
Spot price of soybeans in Oeste	44.886	13.995	23.65	83.95
Spot price of soybeans in Passo Fundo	44.968	13.839	23.73	80.66
Spot price of soybeans in Rondonópolis	40.511	13.22	19.10	77.32
Soybean bran futures price on the CBOT	669.60	207.96	379.10	1,189.58
Spot price of soybean bran in Oeste	687.80	246.29	340.79	1,422.86
Spot price of soybean bran in Passo Fundo	690.98	223.96	382.40	1,269.97
Spot price of soybean bran in Rondonópolis	618.31	220.03	321.57	1,249.32
Soybean oil futures price on the CBOT	1,763.2	394.39	1,064.68	2,459.95
Spot price of soybean oil in São Paulo	2,027.9	505.32	1,123.85	3,092.20

Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

Tab. A.2. ADF (Augmented Dickey-Fuller) unit-root tests

Variables	On level		First Difference	
	Student's t	p-value	Student's t	p-value
SoyCBOT	-25.275	0.3581	-4.4451**	0.01
SoyOESTE	-34.773	0.04765	-4.5988**	0.01
SoyPASSO	-29.232	0.1942	-4.0649**	0.01
SoyRONDONO	-3.36	0.06514	-4.5896**	0.01
BranCBOT	-26.603	0.3031	-4.4697**	0.01
BranOESTE	-31.091	0.1172	-4.4463**	0.01
BranPASSO	-32.231	0.0879	-4.3157**	0.01
BranRONDONO	-29.334	0.19	-4.573**	0.01
OilCBOT	-27.024	0.2856	-4.3398**	0.01
OilSAOPAULO	-26.591	0.3036	-3.6851**	0.02924

Note: *Rejects the null hypothesis at 1%; **Rejects the null hypothesis at 5%; ***Rejects the null hypothesis at 10%.

Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

Tab. A.3. PP (Phillips-Perron) unit-root test

Variables	On level		First difference	
	Student's t	p-value	Student's t	p-value
SoyCBOT	-110.382	0.4752	-73.1409**	0.01
SoyOESTE	-128.485	0.3699	-53.0856**	0.01
SoyPASSO	-108.237	0.4877	-60.7572**	0.01
SoyRONDONO	-141.309	0.2953	-52.7554**	0.01
BranCBOT	-122.138	0.4068	-71.2585**	0.01
BranOESTE	-140.448	0.3003	-49.2131**	0.01
BranPASSO	-125.367	0.388	-63.2523**	0.01
BranRONDONO	-135.461	0.3293	-68.0971**	0.01
OilCBOT	-79.378	0.6557	-80.5643**	0.01
OilSAOPAULO	-70.741	0.7059	-63.8183**	0.01

*Note:**Rejects the null hypothesis at 1%;**Rejects the null hypothesis at 5%;***Rejects the null hypothesis at 10%.

Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

Tab. A.4. KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) stationarity tests

Variables	On level		First Difference	
	Student's t	p-value	Student's t	p-value
SoyCBOT	2.4738**	0.01	0.0577	0.1
SoyOESTE	2.4341**	0.01	0.0632	0.1
SoyPASSO	2.5835**	0.01	0.0689	0.1
SoyRONDO	2.4647**	0.01	0.0507	0.1
BranCBOT	2.3236**	0.01	0.0815	0.1
BranOESTE	1.977**	0.01	0.068	0.1
BranPASSO	2.242**	0.01	0.0975	0.1
BranRONDO	2.1411**	0.01	0.0673	0.1
OilCBOT	2.1762**	0.01	0.0969	0.1
OilSAOPAULO	2.0187**	0.01	0.149	0.1

*Note:**Rejects the null hypothesis at 1%;**Rejects the null hypothesis at 5%;***Rejects the null hypothesis at 10%.

Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

Tab. A.5. Results of the maximum root of the cointegration test of Johansen and Juselius

Locations	$r \leq 1$	$r = 0$
SoyCBOT – SoyOESTE	2.06	28.55
SoyCBOT – SoyPASSO	1.54	15.76
SoyCBOT – SoyRONDONO	1.76	33.17
Critical Values		
1%	11.65	19.19
5%	8.18	14.90
10%	6.50	12.91
BranCBOT – BranOESTE	1.74	23.72
BranCBOT – BranPASSO	1.24	15.33
BranCBOT – BranRONDONO	1.46	23.93
Critical Values		
1%	11.65	19.19
5%	8.18	14.90
10%	6.50	12.91
OilCBOT - OilSAOPAULO	4.05	18.68
Critical Values		
1%	11.65	19.19
5%	8.18	14.90
10%	6.50	12.91

Source: Prepared by the authors based on CEPEA/ESALQ and CBOT data.

Elisa Ascione

CREA - Consiglio per la
ricerca in agricoltura e l'analisi
dell'economia agraria

Keywords: Rural development
policy, Analysis of Farm,
Innovation, Productivity,
sustainability

JEL Code: Q18, Q12, Q24

La spesa pubblica per l'innovazione nelle politiche di sviluppo rurale per uno sviluppo sostenibile dei sistemi produttivi territoriali

This paper analyzes how the rural development policy supports innovation, according to Europe 2020 strategy. Using the information of the Italian FADN 2010-2014, the study analyzes the productivity ratio between large and small farms to measure the gap of their economic performance. The productivity ratio is compared, at regional level, with the consumption of soil for environmental factor and the number of agricultural workers employed for social dimension. The three indicators are compared with public spending for innovation allocated in regional RDPs 2007-2013 and 2014-2020.

The results show a weak correlation of public spending with the indicators. Large values of the productivity gap affect negatively on the corresponding values of land use and agricultural employment.

1. Introduzione

Gli obiettivi della politica europea per la programmazione 2014-2020 sono di promuovere, attraverso l'innovazione, la competitività delle imprese e la sostenibilità ambientale e sociale. La loro realizzazione presuppone un rafforzamento del ruolo della governance nel senso che essa, per essere efficace ed efficiente in termini di impatto, dovrebbe intercettare in anticipo i cambiamenti del contesto di appartenenza e dei mercati. Governare i processi, piuttosto che limitarsi a fornire risposte di adattamento ai cambiamenti, potenzierebbe la funzione delle politiche di fornire orientamenti per il miglioramento della produttività.

Il presente lavoro¹ intende rilevare come la politica di sviluppo rurale sostiene l'innovazione e, in che misura, si relaziona ai fabbisogni delle imprese nei territori regionali, secondo gli obiettivi di sviluppo della Strategia Europa 2020 (crescita intelligente, sostenibile e inclusiva).

¹ Il lavoro rientra nell'attività di studio svolta dal gruppo sull'Innovazione e trasferimento di conoscenze, nell'ambito della Rete Rurale Nazionale. Ogni responsabilità di quanto scritto rimane comunque del solo Autore.

Esso si articola in cinque paragrafi:

- l'approccio all'innovazione della programmazione di sviluppo rurale;
- la descrizione del rapporto di produttività tra grandi e piccole imprese, che rappresenta una valida proxy per misurare la crescita equilibrata delle performance aziendali di diversa dimensione economica;
- la metodologia di analisi e i tre indicatori che rilevano i fabbisogni economici, ambientali e sociali;
- le fonti di dati utilizzati e i principali risultati;
- le considerazioni conclusive e le implicazioni di policy.

2. Le politiche di sviluppo rurale per l'innovazione

Nel settore agricolo, le politiche di sviluppo rurale sono uno dei due strumenti con cui l'Unione europea promuove l'innovazione secondo gli obiettivi di Europa 2020. L'altro strumento è il programma Horizon 2020. Il principio ispiratore è di garantire il coordinamento e la complementarità tra i due strumenti, pure se con differenti modalità attuative. Il fondo europeo agricolo per lo sviluppo rurale (FEASR), come il resto dei fondi strutturali e di investimento europei, è disciplinato dalle norme degli Stati membri in materia di gestione concorrente, mentre Horizon 2020 è gestito dalla Commissione europea.

La programmazione rurale per il periodo 2014-2020 ha recepito gli obiettivi europei attraverso il reg. (UE) 1305/2013, assumendo l'innovazione nelle imprese agricole come prima priorità, ma anche trasversale come supporto alle restanti cinque priorità previste². L'attuazione avviene tramite i programmi di sviluppo rurale (PSR), che in Italia sono di competenza delle Regioni. Il regolamento richiede ai singoli PSR un'identificazione dei bisogni e una descrizione della strategia che preveda «un approccio appropriato all'inno-

² Le 6 priorità dell'UE sono:

- Promuovere il trasferimento di conoscenze e l'innovazione nel settore agricolo e forestale e nelle zone rurali.
- Potenziare la redditività e la competitività di tutti i tipi di agricoltura e promuovere tecnologie innovative per le aziende agricole e una gestione sostenibile delle foreste.
- Favorire l'organizzazione della filiera alimentare, il benessere degli animali e la gestione dei rischi nel settore agricolo.
- Preservare, ripristinare e valorizzare gli ecosistemi connessi all'agricoltura e alle foreste.
- Incoraggiare l'uso efficiente delle risorse e il passaggio a un'economia a basse emissioni di CO₂ e resiliente al clima nel settore agroalimentare e forestale.
- Promuovere l'inclusione sociale, la riduzione della povertà e lo sviluppo economico nelle zone rurali.

vazione» (art. 8 comma c) (Vagnozzi, 2014). Vari studi (Torquati *et al.*, 2015; Esposti, 2014; Maietta, 2008) evidenziano che, soprattutto in agricoltura, l'approccio bottom-up, all'interno di un processo interattivo che mette in rete i vari soggetti coinvolti (agricoltori, imprese agroalimentari, ricercatori, consulenti, ecc.), consente di cogliere in maniera efficace i fabbisogni di innovazione. La prossimità geografica degli attori, coinvolti nei processi di creazione del valore, è una variabile che influenza le dinamiche dell'innovazione di un territorio. Il processo di co-creazione del valore si può sviluppare con azioni programmatiche, da parte dei diversi soggetti che operano sulla stessa scala regionale. In questo processo assume un ruolo cruciale l'intervento pubblico (Pagliacci *et al.*, 2015), attraverso lo stanziamento di risorse finanziarie e la governance di attuazione.

Gli obiettivi di sviluppo delle politiche perseguono un approccio integrato e sostenibile, in cui il ruolo dell'agricoltura, nell'ambito della globalizzazione dei mercati, è connesso con la valorizzazione dell'uso delle risorse economiche, ambientali e sociali a livello locale. Il grado di efficienza e di efficacia delle politiche nel raggiungimento degli obiettivi di sviluppo territoriale (Panico, 2008) è oggetto di valutazione, attraverso indicatori che misurano il loro contributo alla crescita economica, in modo prioritario in termini di occupazione e produttività. La governabilità dei processi di sviluppo si valuta dalla coerenza delle strategie scelte dalle Regioni, con gli specifici fabbisogni espressi dalle relative caratteristiche territoriali e socio-economiche. Le modalità di ripartizione della spesa pubblica tra le diverse misure contenute nei PSR, è un indicatore della capacità delle istituzioni di individuare gli interventi utili a soddisfare i fabbisogni (Terluin and Venema, 2004; Panico *et al.*, 2009). Il peso finanziario assegnato a ciascuna misura, in termini di risorse finanziarie programmate, può essere assunto come valida proxy per evidenziare la strategia di sviluppo regionale e la sua coerenza con le priorità stabilite dalle politiche europee.

L'importanza di prevedere risorse finanziarie per l'innovazione, tramite l'implementazione di un approccio appropriato che parte dai bisogni del contesto, incomincia ad essere presente nella programmazione 2007-2013. A tale proposito, il reg. (CE) 1698/2005 all'art. 29 ha introdotto la misura 124. Essa finanzia la realizzazione di progetti di innovazione nel settore agricolo e agroalimentare, attraverso la cooperazione tra agricoltori, industria di trasformazione e enti di ricerca e università, per la sperimentazione e lo sviluppo o il miglioramento di nuovi prodotti e/o processi nuovi o esistenti. Lo spirito della misura, assolutamente innovativa nell'ambito dello sviluppo rurale (Di Paolo e Materia, 2014), è di incentivare le potenzialità delle imprese, favorendo l'avvicinamento dei diversi attori delle filiere al mondo della ricerca (Ascione *et al.*, 2011). Questo approccio procedurale all'innovazione è stato confermato nella programmazione successiva.

«Promuovere il trasferimento di conoscenze e l'innovazione nel settore agricolo, forestale e nelle zone rurali» è la prima priorità della politica di sviluppo rurale 2014-2020 ed è trasversale all'attuazione delle restanti 5 priorità per una crescita intelligente, sostenibile e inclusiva. Nei PSR, la misura per l'innovazione è la 16 da attuare, a differenza come sovente avvenuto nella passata programmazione (Vagnozzi, 2015), con una logica di integrazione e di complementarità con le misure per la formazione e la consulenza. La misura 16 promuove l'integrazione tra il settore agricolo e agroalimentare e il mondo della ricerca, attraverso la creazione di partnership e messa in rete di soggetti per individuare le esigenze delle imprese (Vagnozzi, 2016). Ciò avviene con la creazione dei gruppi operativi (GO), afferenti al partenariato europeo per l'innovazione (PEI). Lo scopo è di realizzare «l'approccio appropriato all'innovazione» previsto dal regolamento europeo, che consenta di identificare quale innovazione per i fabbisogni aziendali espressi. Nell'ambito della misura 16, gli interventi per l'innovazione sono previsti dalle due sottomisure specifiche: 16.1 per la costituzione e gestione dei GO per la produttività e sostenibilità dell'agricoltura e 16.2 per il sostegno a progetti pilota e lo sviluppo di nuovi prodotti, pratiche, processi e tecnologie. Sarebbe auspicabile che, per un'efficace realizzazione degli obiettivi, le istituzioni regionali attuino le due sottomisure in modo speculare e complementare.

3. L'approccio metodologico

Uno degli indicatori utilizzati in letteratura per misurare gli effetti dell'innovazione e/o per evidenziare i fabbisogni economici è la produttività del lavoro (Antonioli *et al.*, 2011; Beltrametti *et al.*, 2012; Vagnozzi, 2014; Esposti e Merlino, 2016), misurata dal rapporto tra valore aggiunto (VA) e unità di lavoro impiegate (UL). Al fine di osservare la struttura economica dei territori, è utile disaggregare l'indicatore per dimensione economica delle aziende³ e calcolare il rapporto di produttività tra grandi e piccole imprese. Esso è un indice del divario di produttività delle piccole imprese rispetto alle grandi ed è calcolato come rapporto matematico tra i valori medi delle relative produt-

³ La dimensione economica è espressa in termini di produzione standard (PS). Le soglie sotto riportate (Vagnozzi, 2014) individuano le seguenti tipologie di aziende:

– Piccole:	produzione standard	4.000-25.000 €
– Medio-Piccole:	produzione standard	25.000-50.000 €
– Medie:	produzione standard	50.000-100.000 €
– Medio-Grandi:	produzione standard	100.000-500.000 €
– Grandi:	produzione standard	oltre 500.000 €

tività del lavoro. Esso rivela lo stato di equilibrio per lo sviluppo dei territori e il relativo grado di stabilità in termini economici (con implicazioni su: rapporti di approvvigionamento, produzione e distribuzione, sbocchi di mercato), con ripercussioni sociali (tasso di occupazione) ed ambientali (diffusione delle migliori pratiche di produzione agricole locali, certificazioni di qualità, valorizzazione prodotti tradizionali). La fotografia dello stato dell'arte dei risultati economici dell'attività agricola in Italia, riportata dall'ISTAT sulla base dei dati del 6° Censimento dell'Agricoltura (Alparone, 2013), rileva che la produttività del lavoro è di circa tre volte superiore nelle aziende agricole di grandi dimensioni economiche (pari ad almeno 500 mila euro di fatturato), rispetto ai valori dell'indicatore registrati dal complesso delle aziende agricole. Tenuto conto di questo andamento medio della distribuzione di produttività aziendale in agricoltura, rilevato dai dati censuari, nella presente analisi si assume che un rapporto di produttività >3 è indice di un progressivo squilibrio economico e territoriale. L'aumentare del divario di produttività può essere interpretato come un segnale di esclusione delle piccole imprese dal circuito produttivo locale, con conseguenti difficoltà ad autosostenersi, a fronte di un ricorso delle grandi alla delocalizzazione delle attività.

Come emerge in letteratura, le piccole e medie imprese (PMI) sono largamente diffuse in Italia e hanno una funzione di traino per le grandi imprese, creando «economie di scala di sistema legate alla capacità di collegamento con altre aziende» (Rapporto Unioncamere, 2005). Esse valorizzano le risorse endogene dei territori, favorendo l'occupazione e le relazioni intersettoriali a livello locale. Le stesse politiche europee riconoscono il ruolo delle PMI imprese per la sostenibilità dello sviluppo. L'accordo di partenariato per l'Italia 2014-2020 contempla tra gli obiettivi tematici (ob. 3) di promuovere la competitività delle piccole e medie imprese, considerandole come parte significativa del «potenziale inesplorato» e «delle possibilità di recupero del gap che ci separa dalla frontiera della competitività e dell'innovazione». Il reg. (UE) 1305/2013, nei consideranda, riconosce alla PMI il ruolo di «colonna vertebrale dell'economia rurale dell'Unione».

L'analisi mira a correlare la spesa pubblica delle politiche rurali per l'innovazione con le componenti di sostenibilità economica, ambientale e sociale, attraverso la stima di alcune proxy ritenute significative. Per ognuna delle tre componenti è stato scelto un indicatore, ciascuno dei quali sintetizza, rispettivamente, le informazioni disponibili sulla produttività aziendale, il migliore utilizzo delle risorse, la distribuzione dei fattori. Si è consapevoli che i tre indicatori scelti non sono gli unici che possono misurare l'intera complessità del sistema produttivo, ambientale e sociale dei territori e che non spiegano tutto ciò che le regioni spendono in innovazione. Il lavoro potrebbe avere future estensioni, con lo sviluppo di un set di indicatori ulteriori e aprire uno spazio ad approfondimenti di ricerca, anche per ambiti specifici.

Fatte queste doverose precisazioni, si riportano i tre indicatori utilizzati nella presente analisi:

- il rapporto di produttività;
- il consumo di suolo;
- il numero di occupati in agricoltura.

Del rapporto di produttività si è ampiamente argomentato in precedenza.

Il consumo di suolo può essere considerato un valido indicatore della sostenibilità ambientale. Esso indica la perdita di superficie agricola, a fronte di un incremento della «copertura artificiale di terreno» (ISPRA, 2016) per i processi di insediamento urbano, e misura varie forme di occupazione di aree aperte (edifici, strade, cantieri, coperture permanenti, impianti estrattivi, infrastrutture, pannelli fotovoltaici). Il fenomeno è oggetto di attenzione della politica, che sta approntando un disegno di legge nazionale per la regolamentazione. Le stesse Regioni da qualche anno hanno ritenuto importante regolamentare il processo con specifiche normative, a conferma del ruolo strategico e delle potenzialità che la gestione del suolo ha per lo sviluppo sostenibile. La politica di sviluppo rurale, nella sua capacità di leggere le esigenze dei territori, ha una funzione importante nell'indirizzare la gestione delle aree in modo sostenibile. L'innovazione è, dunque, ravvisabile nei processi messi in atto per contrastare il consumo del suolo.

Come indicatore della sostenibilità sociale, l'analisi considera il numero medio di occupati agricoli. La diffusione dell'innovazione, per sostenere l'inclusione sociale, deve contribuire all'incremento e alla stabilità dell'occupazione. La valorizzazione del capitale umano è un fattore chiave per la produttività e competitività del settore agricolo, come menzionato nei consideranda del reg. (UE) 1305/2013. In essi si afferma che lo sviluppo delle aziende agricole è finalizzato alla promozione dell'occupazione, al mantenimento dell'occupazione esistente e alla diminuzione del ricorso a forme di occupazione stagionale. Il dato dell'occupazione regionale va letto in maniera incrociata con il rapporto di produttività. Il gap di competitività potrebbe rendere difficoltoso alle piccole aziende la copertura dei costi del lavoro, inducendole a un minore impiego di occupati regolari, con effetti negativi per l'inclusione sociale dei territori.

4. L'analisi svolta e i risultati ottenuti

Le risorse finanziarie per l'innovazione sono espresse dai dati regionali dei PSR, relativi alla spesa pubblica assegnata alla misura 124 per il periodo 2007-2013 e alle sottomisure 16.1 e 16.2 per la programmazione 2014-2020. Si è calcolato, inoltre, il tasso di esecuzione finanziaria per la 124, tratto dai dati delle

relazioni annuali di esecuzione (RAE) delle Regioni, anno 2015⁴. Esso misura lo stato di attuazione finanziario, espresso come percentuale di realizzazione finanziaria rispetto al programmato e, nei casi in cui le istituzioni hanno avuto una capacità di spesa pubblica superiore alle risorse assegnate, il tasso può registrare valori oltre il 100%. Tali valori sono messi a confronto, su scala regionale, con i tre indicatori scelti dall'analisi:

- Il valore medio del rapporto di produttività per gli anni 2010-2014, calcolato sulla base delle informazioni, riportate all'universo, della banca dati della rete di informazione contabile agricola (RICA)⁵.
- Il consumo di suolo, espresso come percentuale di suolo consumato sulla superficie amministrativa nell'anno 2015, dato fornito dalla rete di monitoraggio del consumo di suolo (1956-2015) di fonte ISPRA.
- La media di occupati agricoli nel periodo 2010-2014, di fonte ISTAT.

In merito al calcolo della produttività del lavoro, come rapporto tra valore aggiunto e unità di lavoro agricolo, occorre qualche considerazione. Nella banca dati RICA, il VA è calcolato al lordo dei pagamenti del primo pilastro della politica agraria comune (PAC), come il pagamento unico aziendale (PUA) e l'organizzazione comune di mercato (OCM) (Ascione e Salvioni, 2013; Esposti e Merlini, 2016). Siccome le Regioni ricevono in misura molto diversa tali contributi, questo potrebbe determinare un andamento spaziale distorto dell'indicatore utilizzato. Poiché l'analisi rileva i valori della produttività del lavoro per dimensione economica aziendale, senza dettagliare per produzioni, va segnalato che i risultati del confronto di produttività tra le Regioni, possono essere condizionati dalla presenza di orientamenti produttivi maggiormente premiati, che lo stadio di approfondimento scelto nell'analisi, non può cogliere.

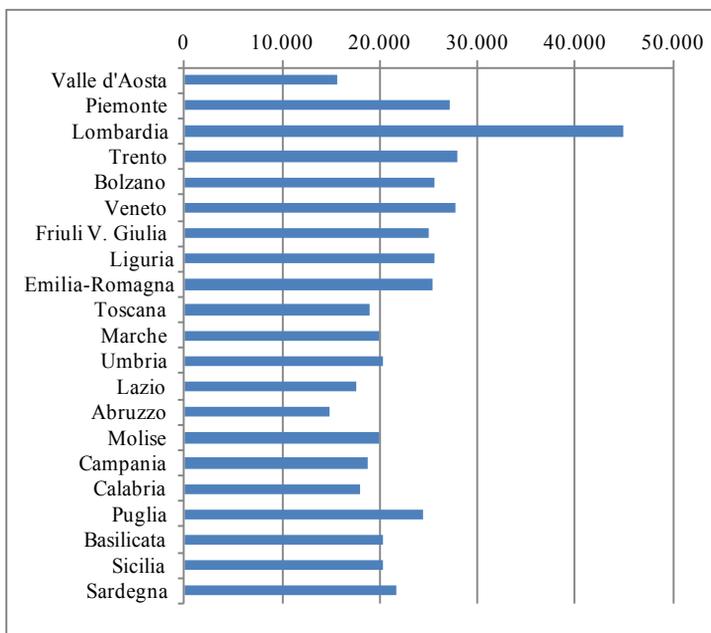
Fatte queste dovute premesse, si rileva che dall'analisi emerge che la produttività del lavoro agricolo in Italia in media è di circa 23 mila euro (Fig. 1). Tra le regioni, la Lombardia assume i valori più elevati (quasi 45 mila euro), contro Abruzzo e Valle d'Aosta con i valori più bassi (intorno ai 15 mila euro).

Il valore della produttività regionale complessivo è stato disaggregato per tipologie dimensionali di imprese, al fine di stimare il rapporto di produttività grandi/piccole. Come si è detto in precedenza, il grado di stabilità e di equilibrio dello sviluppo dei territori può essere colto, in maniera più completa, dalla distanza di produttività ottenuta tra aziende di opposta dimensione economica.

⁴ Le relazioni annuali di esecuzione riportano lo stato di attuazione dei PSR, in particolare l'avanzamento fisico, finanziario e procedurale di ogni misura attivata.

⁵ La RICA è un'indagine campionaria annuale istituita dalla Commissione economica europea, che viene svolta con la medesima impostazione in tutti i paesi membri dell'Unione europea. Essa costituisce l'unica fonte armonizzata di dati microeconomici sulla composizione strutturale, economica e patrimoniale delle aziende agricole.

Fig. 1. VA/UL (euro) - media 2010-2014



Fonte: Elaborazioni su dati RICA (pesati)

La Tabella 1 riporta, per regioni, la spesa assegnata nelle due programmazioni, il tasso di esecuzione finanziaria 2007-2013 (calcolato come rapporto percentuale tra la spesa effettuata al netto dei recuperi dal 2007 al 2015 e la dotazione programmata).

Complessivamente, le risorse finanziarie stanziare sono aumentate di oltre un terzo nell'attuale programmazione rispetto alla precedente, a conferma del riconoscimento, da parte delle politiche, dell'importanza di promuovere l'innovazione. I dati di spesa sono confrontati, a livello regionale, con i tre indicatori prescelti: il rapporto di produttività, la percentuale di suolo consumato e il numero di occupati agricoli (Tab. 2). I valori presentati in tabella sono ordinati secondo il valore crescente del rapporto di produttività, scelto nell'analisi come indicatore guida del sistema produttivo territoriale.

I dati rilevano che la distribuzione tra le regioni del rapporto di produttività è in prevalenza >3 e generalmente molto alto. È emblematico, per esempio, il caso di regioni come Emilia-Romagna e Lombardia che, pur avendo speso il 100% delle risorse per l'innovazione stanziare nella passata programmazione, registrano valori elevati del rapporto di produttività (rispettivamente 2010-

Tab. 1. Spesa pubblica per innovazione

Regioni	Risorse finanziarie programmate per Innovazione 2007-2013 ¹ (€)	Risorse finanziarie programmate per Innovazione 2014-2020 (€)	Tasso di esecuzione finanziaria 2007-2013 (%)
Abruzzo	7.518.000	7.000.000	74,4
Basilicata	6.089.810	6.375.000	91,7
Bolzano	559.377	1.800.000	97,3
Calabria	5.423.090	9.133.333	101,5
Campania	25.785.202	21.000.000	80,3
Emilia-Romagna	11.382.268	50.022.602	100,0
Friuli Venezia Giulia	369.000	3.500.000	100,0
Lazio	6.139.270	11.700.000	63,8
Liguria	799.882	5.600.000	76,2
Lombardia	5.017.000	9.750.000	100,0
Marche	1.640.000	13.500.000	133,3
Molise	1.499.000	6.000.000	96,8
Piemonte	10.419.570	15.850.000	95,6
Puglia	33.971.000	33.000.000	59,3
Sardegna	6.304.235	13.500.000	97,7
Sicilia	30.323.940	31.160.000	100,2
Toscana	10.000.000	22.500.000	89,9
Trento	-	4.000.000	-
Umbria	8.524.023	32.300.000	101,2
Valle d'Aosta	-	350.023	-
Veneto	11.364.000	19.666.048	99,9
Italia	183.128.667	317.707.006	86,5

¹ risorse complessive (risorse ordinarie e risorse Health Check).

Fonte: Elaborazioni su PSR, RAE 2015 e dati RICA (pesati).

2014: 7,2 e 11,1). Come anche l'Umbria che, pur essendo andata in overbooking di spesa, mantiene un rapporto di produttività alto (2010-2014; 7,9).

Probabilmente, una certa incidenza sul valore del rapporto di produttività osservato, può essere attribuita alla modalità di determinazione del VA (componente della produttività calcolata) che, come si è osservato in precedenza,

Tab. 2. Spesa pubblica, rapporto di produttività, suolo consumato e occupati in agricoltura

Regioni	Risorse finanziarie programmate per Innovazione 2014-2020 (€)	Tasso di esecuzione finanziaria 2007-2013 (%)	Rapporto di produttività Grandi/Piccole aziende (media 2010-2014)	Suolo consumato (%) 2015 ¹	Occupati in agricoltura (unità) - media 2010-2014
Puglia	33.000.000	59,3	2,1	-8,7	102.422
Calabria	9.133.333	101,5	2,2	-5,5	58.140
Trento	4.000.000	-	2,2	-2,5	8.505
Basilicata	6.375.000	91,7	2,3	-4,5	14.670
Valle d'Aosta	350.023	-	2,7	-3,1	2.019
Sicilia	31.160.000	100,2	3,6	-7,0	105.371
Liguria	5.600.000	76,2	3,9	-7,0	12.824
Toscana	22.500.000	89,9	4,6	-6,4	49.288
Campania	21.000.000	80,3	4,6	-9,0	64.304
Molise	6.000.000	96,8	4,7	-3,9	7.493
Marche	13.500.000	133,3	5,2	-7,0	15.656
Veneto	19.666.048	99,9	5,5	-10,0	66.930
Friuli V. Giulia	3.500.000	100,0	5,7	-6,9	11.937
Sardegna	13.500.000	97,7	6,0	-4,2	31.597
Abruzzo	7.000.000	74,4	6,1	-5,3	18.997
Bolzano	1.800.000	97,3	6,9	-2,5	15.393
Emilia-Romagna	50.022.602	100,0	7,2	-8,0	70.021
Umbria	32.300.000	101,2	7,9	-5,3	11.969
Piemonte	15.850.000	95,6	8,8	-7,1	57.287
Lombardia	9.750.000	100,0	11,1	-11,0	61.915
Lazio	11.700.000	63,8	12,7	-7,4	38.320
Italia	317.707.006	86,5	6,8	-7,0	848.954

¹ Percentuale di suolo consumato sulla superficie amministrativa - rete di monitoraggio del consumo di suolo (1956-2015).

Fonte: Elaborazioni su RAE 2015, dati RICA (pesati), ISPRA, ISTAT.

è al lordo degli aiuti comunitari del I pilastro della PAC. I risultati, quindi, possono essere condizionati dalla presenza di orientamenti produttivi maggiormente sostenuti dalla politica, in termini di pagamenti erogati. È doveroso

so riconoscere che l'indicatore rapporto di produttività può celare situazioni molto diverse tra le regioni, in ragione della diversa incidenza sul totale delle aziende delle diverse classi di dimensione economica, il che è legato anche ai diversi ordinamenti produttivi. Per un'interpretazione migliore dei valori, sarebbe utile disaggregare il rapporto per le produzioni all'interno delle regioni, ma l'obiettivo della presente analisi è al momento di rilevare, a livello generale, l'esistenza e l'entità di uno squilibrio nei sistemi produttivi territoriali. Ciò nel tentativo di verificare la coerenza degli impegni di politica con le esigenze di innovazione dei contesti. A tale proposito, ci si limita ad alcuni esempi regionali, rimandando ad analisi successive per gli approfondimenti specifici.

Al fine di verificare la relazione nelle regioni tra spesa pubblica per le innovazioni e i tre indicatori, sono stati calcolati i corrispettivi coefficienti di correlazione di Pearson (Tab. 3). Rispetto al tasso di attuazione di spesa realizzato negli anni 2007-2013, si rileva l'assenza di correlazione con il rapporto di produttività grandi/piccole aziende (coeff. correlazione = 0,0), e una debole correlazione di segno inverso con il consumo di suolo (-0,1) e l'occupazione agricola (-0,2).

Rispetto alle risorse stanziare nella programmazione 2014-2020, si evince un incremento del grado di correlazione con i tre indicatori scelti, pur se con differenti entità. La correlazione con il rapporto di produttività, pur se leggermente migliorata rispetto al passato, è ancora debole (0,1). Si segnala un'inversione di segno e una correlazione moderata rispetto al consumo di suolo (0,5),

Tab. 3. Coefficienti di correlazione tra spesa pubblica per innovazione e indicatori prescelti

Spesa pubblica per innovazione	Indicatori	Coefficiente di correlazione	Modalità di correlazione
Tasso di esecuzione finanziaria 2007-2013	Rapporto di produttività Grandi/Piccole aziende (media 2010-2014)	0,0	Incorrelazione
Risorse finanziarie programmate 2014-2020	Rapporto di produttività Grandi/Piccole aziende (media 2010-2014)	0,1	Correlazione diretta debole
Tasso di esecuzione finanziaria 2007-2013	Suolo consumato (%) 2015	-0,1	Correlazione inversa debole
Risorse finanziarie programmate 2014-2020	Suolo consumato (%) 2015	0,5	Correlazione diretta moderata
Tasso di esecuzione finanziaria 2007-2013	Occupati in agricoltura (unità) - media 2010-2014	-0,2	Correlazione inversa debole
Risorse finanziarie programmate 2014-2020	Occupati in agricoltura (unità) - media 2010-2014	0,7	Correlazione diretta moderata

Fonte: Elaborazioni su RAE 2015, dati RICA (pesati), ISPRA, ISTAT.

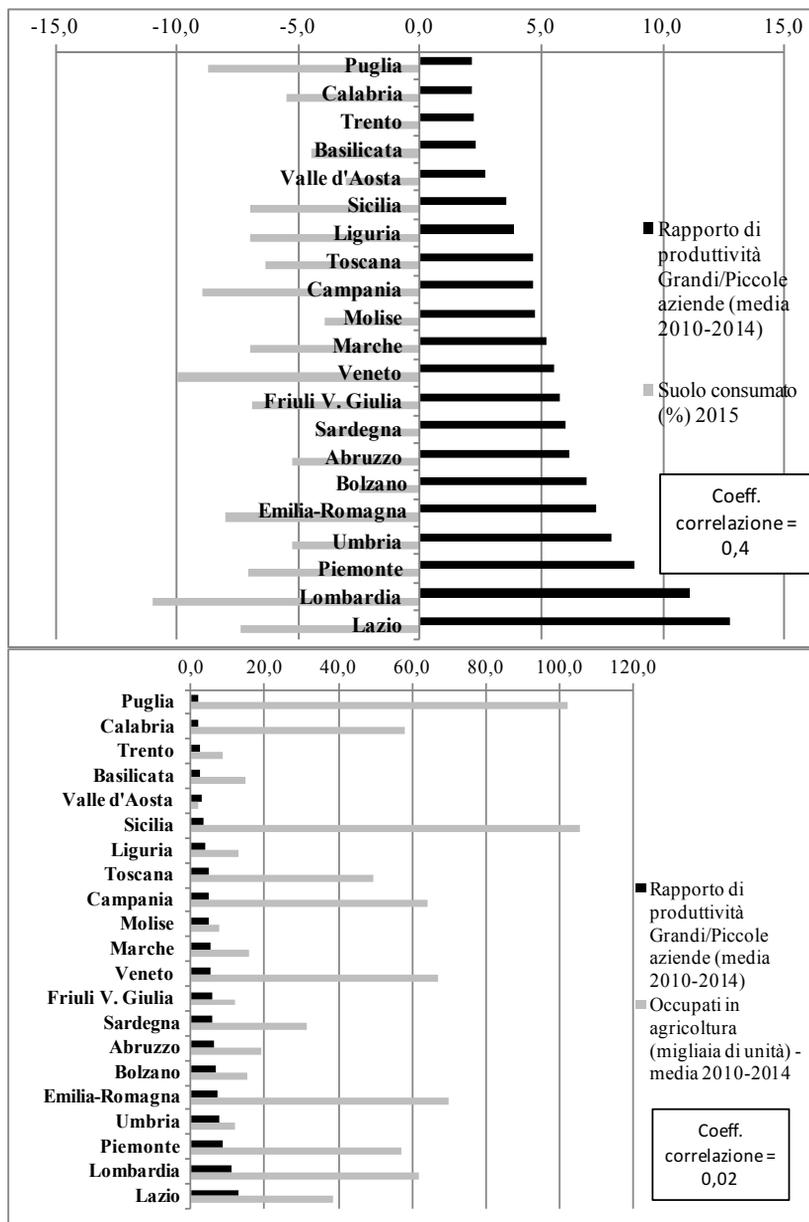
indice di una crescente attenzione delle politiche di contrastare il fenomeno, nel perseguimento dell'obiettivo, presente nel reg. (UE) 1305/2013, di preservare gli ecosistemi del contesto agricolo, anche attraverso la prevenzione dell'erosione dei suoli e il miglioramento della loro gestione. Medesima tendenza si osserva per la correlazione con l'occupazione agricola, che nell'analisi è stata scelta come indicatore del terzo obiettivo generale, recepito dall'attuale regolamento sullo sviluppo rurale e che mira alla realizzazione di uno sviluppo equilibrato delle economie e dei territori, compreso la creazione e il mantenimento dei posti di lavoro. Rispetto al periodo precedente di programmazione, per quest'ultimo indicatore si rileva un'inversione di segno, espressa da una correlazione diretta moderata (0,7) con la spesa pubblica stanziata per il 2014-2020.

Per un quadro più completo, l'analisi ha incrociato su scala regionale il rapporto di produttività con la percentuale di suolo consumato e il numero di occupati agricoli (Fig. 2). Se si calcolano i corrispettivi coefficienti di correlazione, emerge che il divario di produttività grandi/piccole aziende ha una correlazione diretta moderata (coeff. correlazione = 0,4) con il consumo di suolo. La correlazione tra il rapporto di produttività e l'occupazione agricola risulta, invece, molto debole (coeff. correlazione = 0,02). Ciò nonostante, i valori elevati di occupazione agricola in regioni come la Sicilia e la Puglia (oltre 100 mila occupati), dove il divario di produttività grandi/piccole aziende assume valori fisiologici (minore o prossimo al 3), testimoniano che dove le piccole imprese riescono ad ottenere buoni livelli di competitività, si favorisce l'occupazione regolare.

Come evidenziato in precedenza, la lettura del fenomeno si gioverebbe di maggiori dettagli in merito ai rapporti di produttività fra aziende grandi e piccole e le relazioni tra consumo di suolo e l'occupazione, per esempio in termini di disaggregazione per settori produttivi. Per tali approfondimenti, si rimanda ad analisi future. Al momento, nel presente lavoro, per rendere l'idea si approfondisce il caso di due regioni: la Lombardia e la Sicilia che, pur registrando entrambe un tasso di esecuzione finanziaria del 100%, conseguono opposti valori del rapporto di produttività.

La Lombardia ha mantenuto molto alto il divario di produttività tra grandi e piccole imprese (2010-2014: 11,1), nonostante ha speso il 100% delle risorse assegnate per l'innovazione in ambito rurale. La spesa non è riuscita a contenere il consumo di suolo (-11% nel 2015), che risulta tra i più elevati tra le regioni. Disaggregando il rapporto di produttività per comparti, per evidenziare il peso della specializzazione produttiva, risulta che i massimi divari di produttività sono attribuibili alle produzioni animali (Tab. 4). Spiccano i granivori che, come noto, hanno una caratterizzazione industriale con alta produttività, ma concentrata nelle grandi aziende.

Fig. 2. Rapporto di produttività, consumo di suolo e occupati agricoli



Fonte: Elaborazioni su dati RICA (pesati), ISPRA, ISTAT.

Tab. 4. Rapporto di produttività per settori in Lombardia

Settori produttivi	VA/UL (€) - media 2010-2014		Rapporto di produttività Grandi/ Piccole aziende (media 2010-2014)
	Grandi	Piccole	
Seminativi	121.748	11.679	10,4
Ortofrutticoltura	75.586	39.248	1,9
Viticultura, Frutticoltura, Olivicoltura	-	15.089	-
Bovini e Ovini	169.863	10.882	15,6
Suini e Pollame	160.040	3.046	52,5
Policoltura	87.434	25.547	3,4
Poliallevamento	84.056	12.112	6,9
Miste Coltivazioni e Allevamenti	146.567	16.055	9,1
Totale	155.396	13.975	11,1

Fonte: Elaborazioni su dati RICA (pesati)

La Sicilia, a fronte di un tasso di esecuzione finanziaria del 100%, ha garantito uno sviluppo sostenibile con un rapporto di produttività medio vicino alla soglia fisiologica (2010-2014: 3,6), una contenuta perdita di suolo, in linea con la media nazionale (-7% nel 2015), un elevato impiego di occupati in agricoltura in forma stabile (2010-2014: oltre 105 mila unità) (Tab. 2). La disaggregazione per poli produttivi rileva che il valore normale del rapporto di produttività è il risultato di una equilibrata distribuzione dei risultati economici tra i settori produttivi e le tipologie dimensionali di aziende (Tab. 5).

In particolare, le produzioni trainanti l'agricoltura siciliana, come la viticultura la frutticoltura (compresa l'agrumicoltura), ottengono in media contenuti divari di produttività (2010-2014: 4,4), preservando la funzione delle piccole imprese di traino delle economie locali.

5. Considerazioni conclusive

Lo studio ha analizzato il contributo delle politiche di sviluppo rurale all'innovazione, in termini di risorse finanziarie stanziare per le misure preposte, e lo ha confrontato con le esigenze definite prioritarie dalle stesse politiche. A tal fine sono stati individuati tre indicatori, come proxy di ciascuna delle tre componenti di sostenibilità economica, ambientale e sociale.

Tab. 5. Rapporto di produttività per settori in Sicilia

Settori produttivi	VA/UL (€) - media 2010-2014		Rapporto di produttività Grandi/ Piccole aziende (media 2010-2014)
	Grandi	Piccole	
Seminativi	76.863	25.436	3,0
Ortofrutticoltura	45.159	22.782	2,0
Viticultura, Frutticoltura, Olivicoltura	56.367	12.813	4,4
Bovini e Ovini	94.878	13.911	6,8
Suini e Pollame	68.327	-	-
Policoltura	70.188	11.398	6,2
Poliallevamento	-	13.093	-
Miste Coltivazioni e Allevamenti	-	15.881	-
Totale	57.615	16.089	3,6

Fonte: Elaborazioni su dati RICA (pesati).

I risultati rilevano, rispetto alla passata programmazione, un aumento del grado di correlazione tra la spesa pubblica stanziata per gli anni 2014-2020 e i tre indicatori (rapporto di produttività, consumo di suolo, numero di occupati agricoli) prescelti per misurare i fabbisogni. Il rapporto di produttività nelle regioni è generalmente molto alto, segnale di un diffuso e crescente divario tra grandi e piccole imprese. Tale stato sembra impattare negativamente (correlazione diretta moderata) sui corrispondenti valori di consumo di suolo, più che sull'occupazione agricola (correlazione diretta molto debole).

Alla luce di questi risultati, si ritiene che le politiche dovrebbero orientarsi nel favorire i processi di innovazione, che mirano ad una crescita stabile dei territori. Per assolvere a questo processo, le politiche dovrebbero essere in grado di governare le dinamiche socio-economiche, intercettando in anticipo i cambiamenti di mercato, piuttosto che fornire risposte di adattamento. Ciò consentirebbe alle istituzioni pubbliche di realizzare strategie di sviluppo coerenti con i fabbisogni espressi dalle aziende e dai territori, migliorando il grado di efficienza ed efficacia della capacità di spesa.

Riferimenti bibliografici

Alparone S. (2013). *Istat, le aziende agricole italiane: piccole dimensioni e buona produttività*, www.directio.it e data consultazione 13 luglio 2016.

- Antonoli D., Bianchi A., Mazzanti M. (2011). *Strategie di innovazione e risultati economici. Un'indagine sulle imprese manifatturiere dell'Emilia Romagna*. Milano: Franco Angeli.
- Ascione E., Cristiano S., Tarangioli S. (2011). Farm Advisory Services for the agro-food supply chain as a foster of innovation: the case of Veneto region. Proceedings in: *System dynamics and innovation in food networks 2011*, testo disponibile al sito: <http://131.220.45.179/ojs/index.php/proceedings/article/viewArticle/166> e data consultazione 13 luglio 2016.
- Ascione E., Salvioni C. (2013). Caratteristiche del campione Rica utilizzato. In: Henke, R. e Salvioni C., a cura di, *I redditi in agricoltura: processi di diversificazione e politiche di sostegno*. Roma: INEA Studi & Ricerche.
- Beltrametti M., Boaretto L., Di Pietro A., Goldstein A., Scarpetta S. (2012). *L'innovazione come chiave per rendere l'Italia più competitiva*. Aspen Institute Italia.
- Di Paolo I., Materia V.C. (2014). La politica di ricerca e sviluppo in ambito europeo: evoluzione generale e interventi specifici per l'agricoltura. In: Di Paolo I., Vagnozzi A., a cura di, *Il sistema della ricerca agricola in Italia e le dinamiche del processo di innovazione*. Roma: INEA.
- Esposti R. (2014). Conoscenza, tecnologia e innovazione per un'agricoltura sostenibile: lezioni dal passato, sfide per il futuro. In: Di Paolo I., Vagnozzi A., a cura di, *Il sistema della ricerca agricola in Italia e le dinamiche del processo di innovazione*. Roma: INEA.
- Esposti R. (2015). Eppure si muove: il paradosso dell'innovazione e della produttività agricola. *Agrimarcheuropa*, 6, testo disponibile al sito: <http://agrimarcheuropa.univpm.it/> e data consultazione 13 luglio 2016.
- Esposti R. e Merlino C., a cura di (2016). *Lavoro e impresa nell'agricoltura italiana*. Collana Economia Applicata, vol. 2. Ancona: Associazione Alessandro Bartola.
- ISPRA (2016). *Consumo di suolo, dinamiche territoriali e servizi ecosistemici*. Roma.
- Lambrecht E., Taragola N., Kuhne B., Crivits M. and Gellynck X. (2015). Networking and innovation within the ornamental plant sector. *Agricultural and Food Economics*, 3: 10. DOI: 10.1186/s40100-014-0022-1.
- Maietta O.W. (2008). Ricerca e innovazione nell'industria alimentare: i rapporti con le istituzioni pubbliche di ricerca. *Agriregionieuropa*, 14, testo disponibile al sito: <http://agrireregionieuropa.univpm.it/> e data consultazione 13 luglio 2016.
- Materia V.C., Pascucci S., Dries L (2014). *Are in-house and outsourcing innovation strategies interlinked? Evidence from the European agri-food sector*. Compete Working Paper n. 11.
- Minarelli F., Raggi M., Viaggi D. (2015). Innovation in European food SMEs: determinants and links between types. *Bio-based and Applied Economics*, 4(1): 33-53. DOI: 10.13128/BAE-14705.
- Pagliacci F., Esposti R., Camaioni B., Coderoni S., Sotte F., Bonfiglio A. (2015). I Psr a sostegno di formazione e assistenza tecnica: chi spende i (pochi) soldi a disposizione? *Agriregionieuropa*, 42, testo disponibile al sito: <http://agrireregionieuropa.univpm.it/> e data consultazione 13 luglio 2016.
- Panico T. (2008). Politiche di sviluppo rurale nelle regioni italiane obiettivo convergenza tra realtà e potenzialità. In: Marengo G. et al., a cura di, *Conoscenza della realtà e politiche agrarie: questioni aperte per la ricerca*. *Rivista di Economia Agraria*, 3: 402-410.
- Panico T., Del Giudice T., Pascucci S. (2009). A comparative analysis of the coherence of Italian rural development programs 2007-2013. *New Medit*, 8(4): 34-42.
- Centro Studi UnionCamere, a cura di (2005). *Rapporto Unioncamere 2005. L'economia reale dal punto di osservazione delle Camere di Commercio*. Milano: Franco Angeli.
- Centro Studi UnionCamere, a cura di (2015). *Rapporto Unioncamere 2015. Alimentare il digitale. Il futuro del lavoro e della competitività dell'Italia*. Roma: Unioncamere.

- Terluin I.J., Venema G.S. (2004). Second pillar of the CAP: what can we learn from experiences with the menu approach? *Tijdschrift voor sociaalwetenschappelijk onderzoek van de landbouw*, 19 (1): 6-21.
- Torquati B., Illuminati R., Cecchini L., Stella I., Concezzi L. (2015). Analisi strutturale e interpretativa dell'attuazione della Misura 1.2.4. del Programma di Sviluppo Rurale 2007-2013 in Umbria. *Rivista di Economia Agraria*, 2: 209-246. DOI: 10.13128/REA-18008.
- Vagnozzi A. (2014). Quali bisogni di innovazione per il sistema agroalimentare italiano. *Agri-regionieuropa*, 37, testo disponibile al sito: <http://agriregionieuropa.univpm.it/> e data consultazione 13 luglio 2016.
- Vagnozzi A. (2015). Policies for innovations in the new Rural Development Programs (RDP): the Italian regional experience. *Rivista di Economia Agraria*, 3: 345-356. DOI: 10.13128/REA-18168.
- Vagnozzi A. (2016). Innovazione e Gruppi operativi: istruzioni d'uso. *Pianeta PSR*, 50, testo disponibile al sito: <http://www.pianetapsr.it/flex/cm/pages/ServeBLOB.php> e data consultazione 13 luglio 2016.

Tommaso Tornese

Dipartimento di Scienze
dell'Economia, Università del
Salento

Keywords: Agriculture,
Italian Regions Efficiency,
Stochastic Frontier Approach,
Data Envelopment Analysis,
Agricultural Productivity

JEL Code: Q10, Q16

L'efficienza dell'agricoltura regionale italiana e le sue determinanti

This paper offers an efficiency analysis of the regional agriculture sectors in Italy. Applying both parametric and non parametric approach for frontier models to regional level data, the article measures the productivity of regional sectors and investigates the causes of production efficiency. I find that many southern regions have recovered the disadvantage compared to the northern regions during the period analyzed. Furthermore, the work shows that regions with larger firms reach better results, and a more intensive use of organic fertilizer and renewable resources is associated with higher productivity. The models estimated also point out that greater attention to specific education and innovation can improve efficiency.

1. Introduzione

L'importanza dell'agricoltura per il nostro Paese viene spesso trascurata dai *policy makers* e dal dibattito pubblico in generale, di solito più attenti alle sorti dell'industria e del settore terziario. È opinione diffusa, infatti che il settore primario possa rivestire soltanto un ruolo marginale all'interno di un'economia avanzata, e che tale settore non debba attrarre una quota troppo significativa degli investimenti in innovazione e sviluppo effettuati all'interno del Paese. Idea purtroppo diffusa anche tra gli stessi imprenditori operanti nel settore agricolo, i quali, soprattutto nelle regioni meridionali, si mostrano restii ad apportare innovazioni, tanto di processo quanto di prodotto, all'interno del proprio apparato produttivo.

Tale fenomeno è probabilmente in larga misura attribuibile alla dimensione medio-piccola, e talvolta piccolissima, delle imprese di cui è composto il settore agricolo italiano; categoria notoriamente legata, per necessità o per indole, alle tecniche produttive più tradizionali.

Questo elaborato si propone di fornire una misura dell'efficienza relativa delle aziende agricole italiane raggruppate per regione, utilizzando il metodo parametrico della frontiera stocastica prima, e implementando, in seguito, la metodologia non parametrica DEA.

Si vuole valutare, in particolare, l'incidenza, nella determinazione della produttività del settore, delle caratteristiche organizzative delle imprese e dell'utilizzo di metodi di produzione all'avanguardia e rispettosi dell'ambiente.

Particolare attenzione è posta, inoltre, sul ruolo del capitale umano nelle imprese agricole, e sul suo contributo al raggiungimento della frontiera di produzione efficiente.

Entrambi i modelli econometrici utilizzati, anche se con tecniche del tutto differenti, permettono di stimare la frontiera delle possibilità produttive, ossia il livello massimo di output ottenibile a partire da una data quantità di input, o alternativamente, la quota minima di input necessaria per produrre ogni dato livello di output, a seconda che si abbia un approccio, rispettivamente, *output o input oriented*. Tali tecniche permettono, inoltre, di calcolare la distanza che separa ogni unità produttiva dalla frontiera, ottenendo in questo modo una valutazione dell'efficienza con cui ognuna di esse è in grado di produrre.

Il lavoro è organizzato come segue: la seconda parte descrive le caratteristiche principali dell'analisi effettuata; nel terzo paragrafo si presentano alcune significative ricerche empiriche sull'argomento; la quarta sezione fornisce una essenziale esposizione teorica delle due metodologie econometriche impiegate; la parte quinta offre una panoramica dei dati utilizzati; nella parte sesta si espongono nel dettaglio i risultati ottenuti; infine si formulano le conclusioni. L'appendice riporta le tabelle che, per chiarezza espositiva, si è preferito non inserire nel paragrafo quarto.

I risultati riportati nel seguito sono ottenuti mediante l'utilizzo dei pacchetti *frontier*, *plm* e *fear* scritti per il software statistico R.

2. Concetti generali

Prima di iniziare ad analizzare i dati raccolti, si rende necessario definire la funzione di produzione che caratterizza l'attività agricola, ovvero la tecnologia implementata dalle aziende per produrre gli output utilizzando gli input di cui dispongono. È possibile descrivere tale relazione attraverso una funzione del tipo:

$$Y = TE * f(SAU, ULA, FERT) \quad (1)$$

dove Y è la produzione agricola ottenuta dall'azienda, che rappresenta l'output del ciclo produttivo, mentre gli input SAU , ULA e $FERT$ indicano rispettivamente la Superficie Agricola Utilizzata, le Unità di Lavoro che hanno partecipato alla produzione, e il Fertilizzante distribuito sul terreno. Il fattore TE rappresenta invece l'efficienza tecnica con cui si svolge l'attività produttiva di ogni

impresa, e può assumere valori compresi nell'intervallo $]0,1]$, in cui il valore unitario è associato ai produttori sulla frontiera, e di conseguenza perfettamente efficienti. $f(SAU, ULA, FERT)$ descrive quindi la frontiera, la *best practice* tecnologica del settore agricolo, che si assume essere comune per tutte le imprese del territorio italiano, anche se effettivamente messa in pratica in modo perfetto solo da alcune di esse, ma in linea di principio raggiungibile da tutte.

A tale specificazione si potrebbe obiettare di non tener conto del ruolo che il capitale, composto in prevalenza da mezzi e macchinari agricoli, riveste nell'attività rurale. Tale mancanza è giustificata, all'interno di questo lavoro, dalla scarsità di dati reperibili in merito; questo non rappresenta tuttavia un difetto insanabile dell'analisi presentata. Data l'assenza nella funzione di produzione del fattore produttivo capitale, l'effetto esercitato dall'utilizzo più o meno intensivo di mezzi e macchinari all'interno del ciclo di produzione sarà colto dal termine di efficienza TE , evidenziando come più efficienti le aziende che, tra le altre cose, si servono di un apparato produttivo maggiormente all'avanguardia. Questa interpretazione si fonda sull'idea che il capitale non sia un elemento imprescindibile per l'attività agricola, come invece lo sono i tre fattori produttivi considerati nell'espressione (1), ma piuttosto, una componente accessoria di cui soltanto alcune imprese si dotano; idea peraltro condivisa da diversi altri studi sull'argomento, tra cui Auci e Vignani (2014).

3. Studi empirici precedenti

Un'analisi simile a quella prodotta dal presente elaborato, anche se per istanti temporali diversi, è stata svolta da Auci e Vignani (2014), il cui lavoro utilizza il modello di Battese e Coelli (1995) allo scopo di stimare l'impatto dei cambiamenti climatici sul grado di efficienza tecnica dei settori agricoli regionali in Italia. Lo stesso modello è inoltre implementato da Olmeo (2014) al fine di evidenziare le determinanti dei diversi gradi di efficienza osservati tra 15 caseifici sardi appartenenti alla filiera del Pecorino Romano.

Variabili esplicative dall'interpretazione paragonabile a quelle incluse nel presente elaborato sono state, ancora, considerate da Chiona, Kalinda e Tembo (2014), i quali esaminano l'efficienza delle imprese agricole operanti in Zambia.

Le funzioni di produzione stimate dai lavori citati aggiungono ai fattori produttivi considerati in questa analisi anche il numero di sementi impiegate dalle imprese delle aree geografiche oggetto di studio, trovando però dei valori di elasticità ambigui e di difficile interpretazione.

La *Data Envelopment Analysis* è stata applicata in passato per studiare l'efficienza delle imprese agricole in Italia da Maietta (2008) e Galluzzo (2013), mettendo in evidenza la presenza di economie di scala che permettono alle

imprese di grandi dimensioni di produrre in maniera più efficiente rispetto a quelle di dimensione medio-piccola. Il primo dei due lavori menzionati sottolinea inoltre l'importanza del ruolo esercitato dall'accumulazione di capitale umano per la produttività aziendale nel settore agricolo, analizzando dati raccolti a livello provinciale dal 1951 al 1991.

Orfini e Donati (2008) utilizzano invece la metodologia DEA per valutare l'impatto della politica agricola comunitaria sull'efficienza mostrata dalle imprese agricole attive in quattro regioni europee.

Una descrizione dei principali lavori di questo tipo condotti per paesi emergenti e dei relativi risultati è contenuto in Bravo-Ureta e Pinheiro (1993), i quali sottolineano la necessità di studi empirici volti ad individuare le determinanti della produttività nel settore agricolo.

Toma *et al.* (2015), infine, applicano la DEA a 36 paesi raggruppati in base alle loro caratteristiche morfologiche, evidenziando l'opportunità di un generale miglioramento della produttività del lavoro agricolo attraverso un uso più attento del capitale fisico e lo sfruttamento dei rendimenti di scala crescenti.

4. I modelli econometrici

Come detto, nel presente lavoro si utilizzano due tecniche di stima della frontiera delle possibilità produttive, cui conseguono delle distinte valutazioni dell'efficienza che caratterizza il settore agricolo delle regioni italiane. Il primo modello impiegato è un modello parametrico, ideato da Battese e Coelli (1995), il quale permette, non solo la stima della frontiera e della distanza di ogni unità produttiva da essa, ma anche la definizione di una relazione tra la misura di efficienza ottenuta e le variabili esplicative scelte dal ricercatore.

Il secondo metodo utilizzato, conosciuto come *Data Envelope Analysis*, e presentato per la prima volta nel lavoro di Charnes, Cooper & Rhodes (1978), utilizza strumenti di programmazione lineare per la costruzione della frontiera, definita come combinazione lineare degli input e output osservati. Essa permette inoltre di ricavare una valutazione dell'efficienza con cui ogni *Decision Making Unit* (DMU) è in grado di produrre. Il vantaggio principale nell'adozione di tale tecnica non parametrica consiste nel fatto che essa, a differenza di ogni modello parametrico, non ha bisogno dell'imposizione di una specifica forma funzionale per la funzione di produzione, ma si basa esclusivamente sugli input e gli output osservati. Questa metodologia, tuttavia, avvalendosi soltanto di strumenti di programmazione lineare, restituisce una frontiera deterministica; su cui, cioè, non è possibile effettuare inferenza. A tale inconveniente è però ormai possibile rimediare applicando la tecnica di *bootstrapping* ideata da Simar e Wilson (1998).

Di seguito si fornisce una presentazione concettuale delle due metodologie di stima adoperate nel prosieguo dell'elaborato, evidenziando le principali assunzioni su cui esse si basano.

4.1 Modello di Battese e Coelli (1995)

Come detto in precedenza, la metodologia proposta da Battese e Coelli (1995) permette di costruire la frontiera delle possibilità produttive a partire dall'insieme di input e output osservati con struttura panel, applicando il metodo della massima verosimiglianza. Il modello è in grado, inoltre, di stimare una relazione che spieghi il legame tra la valutazione dell'efficienza ottenuta per ogni unità analizzata e le caratteristiche proprie della stessa unità, allo scopo di evidenziare quali sono i fattori che influiscono sul posizionamento dell'unità produttiva rispetto alla frontiera efficiente.

Assegnati gli input $X_{1,i,t}, \dots, X_{j,i,t}, \dots, X_{p,i,t}$, in cui p è il numero degli input immessi nel ciclo produttivo, e l'output $Y_{i,t}$, dove $i=1, \dots, n$ denota l'unità produttiva analizzata e $t=1, \dots, T$ indica l'istante di osservazione; si assume che la funzione di produzione

$$Y_{i,t} = f(X_{1,i,t}, \dots, X_{p,i,t}; \beta) \tau_{i,t} \xi_{i,t} \quad (2)$$

sia di tipo Cobb-Douglas:

$$Y_{i,t} = A * X_{1,i,t}^{\beta_1} * \dots * X_{p,i,t}^{\beta_p} * \tau_{i,t} * \xi_{i,t}, \quad (3)$$

dove $\tau_{i,t}$, analogo al termine *TE* utilizzato in precedenza, misura il grado di efficienza dell'*i-esima* unità produttiva all'istante t , ed assume valori appartenenti all'intervallo]0,1], e dove $\xi_{i,t}$ rappresenta il termine d'errore casuale che coglie la natura stocastica della frontiera. Tale specificazione può essere agevolmente riscritta, mediante una trasformazione log-lineare, come:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln X_{1,i,t} + \dots + \beta_p \ln X_{p,i,t} + v_{i,t} - u_{i,t} \quad (4)$$

in cui $v_{i,t} = \ln \xi_{i,t}$ è i.i.d. $\sim N(0, \sigma_v^2)$ e $u_{i,t} = -\ln \tau_{i,t}$ è una variabile aleatoria che assume valori compresi nell'intervallo $[0, +\infty[$. Il termine $u_{i,t}$, che cattura l'inefficienza dell'unità produttiva *i-esima* al tempo t , si distribuisce pertanto secondo una distribuzione di probabilità asimmetrica, che Van Den Broeck *et al.* (1994) consigliano di assumere *normale troncata*.

Come detto, il modello proposto da Battese e Coelli (1995) permette di considerare una specificazione per il termine di inefficienza del tipo:

$$u_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 z_{1;i,t} + \dots + \delta_k z_{k;i,t} + \omega_{i,t}, \quad (5)$$

in cui i regressori $z_{j;i,t}$, $j=1, \dots, k$, sono le variabili esplicative che si ritiene incidano sul livello di efficienza, mentre $\omega_{i,t}$ è il termine d'errore che si assume essere distribuito secondo una normale troncata con media nulla e varianza u^2 , in modo da permettere a $u_{i,t}$ di assumere esclusivamente valori non negativi.

Pertanto il valore atteso del termine di efficienza tecnica $TE_{i,t}$ è dato da:

$$E(TE_{i,t}) = E(\tau_{i,t}) = \exp(-\delta_0 + \delta_1 z_{1;i,t} + \dots + \delta_k z_{k;i,t}). \quad (6)$$

Al fine di stimare i coefficienti della funzione di produzione, β_s , $s=1, \dots, p$, e quelli dell'equazione (5), δ_j , $j=1, \dots, k$, si applica il metodo della massima verosimiglianza ad un solo stadio descritto da Kumbhakar *et al.* (1991) con gli accorgimenti adottati da Battese e Coelli (1995).

È importante precisare che, a differenza dei principali modelli econometrici per dati panel, quello qui proposto non sfrutta la dimensione temporale delle rilevazioni per tener conto delle caratteristiche specifiche di ogni unità produttiva, bensì tratta tutte le osservazioni, anche quelle relative alla stessa unità campionaria, come indipendenti.

4.2 DEA

La DEA è una metodologia non parametrica che permette di valutare le performance di Unità Decisionali (DMU), relativamente all'insieme delle unità osservate. Questa tecnica definisce pertanto una frontiera deterministica utilizzando esclusivamente l'insieme degli input utilizzati e degli output prodotti dalle DMU presenti nel campione, ottenendo in tal modo una misura dell'efficienza produttiva di ognuna di esse. La trattazione che segue si concentra sull'approccio *output oriented*, poiché più calzante all'argomento oggetto di studio nel presente elaborato, le cui idee di fondo sono comunque agevolmente estendibili all'approccio *input oriented*.

Assegnato l'insieme delle combinazioni input-output osservate all'interno del campione analizzato, $X = \{(x_i, y_i), i=1, \dots, n\}$, la *Data Envelope Analysis* si pone l'obiettivo di fornire una stima, $\hat{\Psi}(X)$, del vero insieme delle possibilità produttive Ψ , definito come segue:

$$Prob((x, y) \in \Psi) = 1 \quad (7)$$

ovvero dell'insieme di tutte le combinazioni input-output ottenibili data la tecnologia produttiva disponibile alle imprese operanti nel settore analizzato,

assumendo che esso sia convesso e che per ogni unità produttiva sia sempre possibile produrre un livello inferiore di output impiegando gli stessi input, e quindi essere meno efficiente (*free disposability assumption*).

Tale tecnica costruisce, quindi, una combinazione lineare convessa delle combinazioni (x_i, y_i) osservate nel campione, capace di racchiudere tutte le altre, e che dunque rappresenti la frontiera dell'insieme:

$$\widehat{\Psi}_{DEA}(X) = \left\{ (x, y) \in \mathbb{R}_+^{p+q} \mid y \leq \sum_{i=1}^n \gamma_i y_i; x \geq \sum_{i=1}^n \gamma_i x_i; \sum_{i=1}^n \gamma_i = 1; \gamma_i \geq 0, i = 1, \dots, n \right\}. \quad (8)$$

Dato l'insieme stimato degli output ottenibili a partire da un determinato livello di input:

$$\widehat{Y}(x) = \left\{ y \in \mathbb{R}_+^q \mid (x, y) \in \widehat{\Psi}_{DEA}(X) \right\} \quad (9)$$

la frontiera efficiente può essere definita come:

$$\widehat{\partial Y}(x) = \left\{ y \mid y \in \widehat{Y}(x), \lambda y \in \widehat{Y}(x) \quad \forall \lambda > 1 \right\} \quad (10)$$

vale a dire, come il massimo livello di output producibile con una data quantità di input.

Stimato il set tecnologico e la relativa frontiera, è possibile ottenere una valutazione del grado di efficienza con cui ogni DMU osservata è in grado di produrre, in termini di distanza dal massimo output ottenibile impiegando gli stessi input:

$$\widehat{\lambda}(x_0, y_0) = \sup \left\{ \lambda \mid (x_0, \lambda y_0) \in \widehat{\Psi}_{DEA}(X) \right\} \quad (11)$$

$\widehat{\lambda}(x_0, y_0)$ rappresenta, quindi, la massima espansione dell'output y_0 , praticabile dall'impresa mantenendo invariati gli input impiegati nel ciclo produttivo in misura x_0 , ed assume pertanto valori compresi nell'intervallo $[1, +\infty[$. Tale misura è ottenibile analiticamente semplicemente risolvendo il seguente problema di massimizzazione vincolata:

$$\widehat{\lambda}(x_0, y_0) = \max \left\{ \lambda \mid \lambda y_0 \leq \sum_{i=1}^n \gamma_i y_i; x_0 \geq \sum_{i=1}^n \gamma_i x_i; \sum_{i=1}^n \gamma_i = 1; \gamma_i \geq 0, i = 1, \dots, n \right\}. \quad (12)$$

Servendosi esclusivamente di strumenti di programmazione lineare, e non formulando alcuna ipotesi sulla distribuzione di probabilità del termine $\widehat{\lambda}(x_0, y_0)$, la DEA perviene a valutazioni deterministiche dell'efficienza delle unità decisionali, attribuendo tutta la distanza tra ogni punto (x_0, y_0) osservato e il corrispondente punto sulla frontiera $\widehat{\partial Y}(x_0)$ all'impiego subottimale della tecnologia di produzione, non considerando la componente di

casualità che inevitabilmente interviene nella concreta implementazione del processo produttivo.

Per ovviare a tale inconveniente Simar e Wilson (1998) propongono di utilizzare la metodologia *bootstrap* al fine di formulare un'approssimazione della distribuzione dell'errore di stima commesso dalla DEA: $(\hat{\lambda}(x, y) - \lambda(x, y))$ dove $\lambda(x, y)$ rappresenta il vero valore di inefficienza associato alla DMU. A tal proposito è opportuno notare che, dal momento che $\hat{\Psi}_{DEA}(X) \subseteq \Psi$, essendo costruito sulla base dei soli dati osservati, è necessariamente vera la relazione: $\hat{\lambda}(x, y) \leq \lambda(x, y)$; la misura di inefficienza fornita dalla DEA è, cioè, in ogni caso distorta verso il basso.

Assumendo che:

1. le osservazioni (x_1, y_1) siano realizzazioni delle variabili aleatorie i.i.d. (X, Y) caratterizzate dalla funzione densità di probabilità $f(x, y)$;
2. tale funzione sia strettamente positiva sulla frontiera dell'insieme delle possibilità produttive Ψ , e sia continua in ogni direzione al suo interno;
3. la funzione $\lambda(x, y)$ sia differenziabile rispetto ad entrambi gli argomenti all'interno dell'insieme Ψ ;

è possibile affermare che il *Data Generation Process (DGP)* P è perfettamente definito conoscendo $f(x, y)$ e Ψ , come

$$P = P(\Psi, f(x, y)). \quad (13)$$

5. I dati

I modelli econometrici descritti nella sezione precedente richiedono l'utilizzo di rilevazioni relative agli input e output che caratterizzano l'attività delle unità produttive, e permettono inoltre l'impiego di variabili esplicative allo scopo di evidenziare i fattori in grado di influenzare il livello di efficienza con cui le imprese esercitano la propria attività.

Come si è già sottolineato in precedenza, le rilevazioni disponibili sono aggregate a livello regionale, e non disponibili per le singole imprese. L'analisi perviene quindi ad una valutazione dell'efficienza relativa dei settori agricoli delle regioni italiane, e non possono essere considerati validi per ognuna delle aziende che opera sui territori considerati.

In particolare, l'output considerato nel corso di questa analisi è il valore della produzione agricola in milioni di euro, valutata a prezzi costanti relativi all'anno 2003 (*PROD*). In Italia il peso del settore agricolo nella determinazione del PIL è del tutto marginale, e si attestava alla fine del 2013 intorno ai due punti percentuali; questa quota, tuttavia, sebbene poco consistente, è stata in

grado di trainare la crescita economica e il valore delle esportazioni delle regioni del Sud, soprattutto negli ultimi anni.

Gli input considerati nella funzione di produzione stimata sono:

- le unità di lavoro che partecipano alla produzione agricola (*ULA*), che equivale in media, in Italia, soltanto al 4% degli impiegati di tutti i settori, con picchi molto più elevati nelle regioni del Mezzogiorno;
- la superficie impiegata per le coltivazioni, misurata in ettari (*SAU*), la quale rappresenta poco più del 10% dell'area totale in Liguria, ma arriva a raggiungere quote superiori al 60% in Puglia e in altre aree del Centro-sud;
- la quantità di fertilizzanti (*FERT*) distribuiti sui terreni nell'arco del ciclo produttivo, approssimata dalla distribuzione commerciale, in tonnellate, per anno solare.

Le variabili di cui si vuole valutare la relazione con il termine di inefficienza fanno invece riferimento a due principali caratteristiche delle aziende: il tipo di assetto organizzativo ed amministrativo di cui sono dotate, e l'attenzione per la salute dei consumatori ed il rispetto per l'ambiente che mostrano nello svolgimento della loro attività.

Del primo gruppo di variabili fanno parte la superficie media delle imprese (*SupMedia*), la percentuale di imprese che esercitano l'attività in forma societaria (*Società*), la quota delle unità produttive che si avvalgono di mezzi informatici all'interno dell'apparato aziendale, la frazione di imprese agricole che svolgono anche attività di vendita diretta al consumatore o di trasformazione del prodotto, la percentuale di capi azienda che possiedono un'istruzione superiore (*Studi*) e la parte di essi che ha conseguito il titolo di studio in ambito agrario (*StudiAgrari*).

Nel secondo gruppo rientrano, invece, la percentuale di fertilizzanti distribuiti il cui utilizzo è consentito nelle coltivazioni di tipo biologico (*FertBIO*), e la quota di aziende che utilizzano corrente elettrica prodotta da fonti di energia rinnovabile.

Alcune di queste caratteristiche sono impiegate come variabili esplicative per il termine di inefficienza nella stima del modello Battese e Coelli (1995), altre saranno utilizzate per evidenziare le differenze nell'efficienza media, calcolata con la DEA, presentate da diversi sottoinsiemi del campione, a causa dell'irreperibilità di osservazioni relative ad alcuni istanti temporali. La distinzione tra le prime e le seconde è precisata nella sezione dedicata ai risultati.

I dati utilizzati, resi disponibili dall'ISTAT al sito internet agri.istat.it, si riferiscono agli anni 2003, 2005, 2007, 2013 per le 20 regioni Italiane, in cui il Trentino-Alto Adige stato suddiviso nelle province autonome di Trento e Bolzano, per un totale di 84 osservazioni.

L'irregolarità degli intervalli temporali di rilevazione non desta problemi per la stima dei modelli proposti, in quanto entrambe le metodologie considerano le osservazioni come estratte da campioni del tutto indipendenti.

6. Risultati

6.1 Approccio parametrico

L'analisi parametrica condotta in questo paragrafo si serve del modello ideato da Battese e Coelli (1995) del quale si è riportata una descrizione in precedenza.

La funzione di produzione, trasformata in modo monotono, di cui si vuole fornire una stima, e che si assume essere quella caratterizzante l'attività delle imprese agricole italiane, ha la forma:

$$\ln(\mathit{PROD}_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(\mathit{ULA}_{i,t}) + \beta_2 \ln(\mathit{SAU}_{i,t}) + \beta_3 \ln(\mathit{FERT}_{i,t}) + v_{i,t} - u_{i,t} \quad (14)$$

$i=1,\dots,2; \quad t=2003, 2007, 2009, 2013;$

in cui si assume che il termine di inefficienza $u_{i,t}$ segua una distribuzione normale troncata a sinistra, e il termine d'errore stocastico $v_{i,t}$ sia i.i.d. $\sim N(0, \sigma_v^2)$.

Della relazione che si crede sia idonea a spiegare, almeno in parte, il termine di inefficienza si stimano due diverse specificazioni, la più stilizzata delle quali ha la forma seguente:

$$u_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 * \mathit{Società}_{i,t} + \delta_2 * \mathit{Studi}_{i,t} + \delta_3 * \mathit{FertBIO} + \omega_{i,t} \quad (15)$$

in cui il termine d'errore $\omega_{i,t}$ è distribuito secondo una normale troncata a sinistra, al fine di assicurare che il termine di inefficienza $u_{i,t}$, assuma valori non negativi.

La Tabella 1 mostra i coefficienti stimati per le equazioni (14) e (15) con il metodo della massima verosimiglianza, per mezzo del pacchetto *Frontier* (Coelli 1996) implementato nel software R.

Le elasticità stimate per la funzione di produzione, rispetto ai fattori produttivi considerati, sono tutte statisticamente significative al 95% ed assumono valori positivi come era ragionevole attendersi. L'elasticità più alta si registra per il fattore lavoro (0.480), il cui valore è statisticamente diverso da zero con un livello di significatività superiore al 99%; la superficie agricola utilizzata e le tonnellate di fertilizzante distribuite, sebbene esercitino un impatto meno intenso di quello delle unità lavorative sul livello della produzione, assumono comunque un ruolo molto rilevante nell'apparato produttivo delle imprese agricole.

Anche i valori ottenuti per i coefficienti dell'equazione (15) sono in linea con quanto sarebbe plausibile aspettarsi, essi sono tutti negativi e statisticamente significativi con un livello minimo di probabilità del 95%. Tutte e tre

Tab. 1. Coefficienti Stimati - Equazioni (14) e (15)

Variabile	Coefficiente Stimato	Errore Standard
Intercetta	-4.938***	0.416
ln(ULA)	0.480***	0.086
ln(SAU)	0.229**	0.072
ln(FERT)	0.304***	0.042
Intercetta	0.777***	0.014
Società	-6.906 e -05***	8.426 e -06
Studi	-0.598**	0.202
FertBIO	-1.410***	0.117
σ^2	0.082***	0.011
γ	1.119 e -08***	2.339 e -09

Numero di osservazioni = 84; Log likelihood value = -14.135; LR= 36.192 (5 gradi di libertà).

Fonte dei dati: agri.istat.it.

le caratteristiche considerate contribuiscono ad un più efficiente svolgimento dell'attività agricola. Sono infatti, i settori rurali regionali caratterizzati dal più alto numero di imprese organizzate in forma societaria, i cui dirigenti possiedono un'istruzione superiore, a registrare prestazioni migliori. Il coefficiente associato alla variabile misurante la quota delle imprese gestite in forma societaria è, tuttavia, molto vicino a zero, sebbene statisticamente significativo. L'influenza dell'assetto giuridico delle imprese nella determinazione dell'efficienza produttiva è, quindi, meno rilevante di quella esercitata dalle altre variabili esplicative considerate, ma non per questo trascurabile. Estremamente interessante è anche il coefficiente, negativo ed elevato in valore assoluto, associato alla variabile *FertBIO*. Pare infatti che l'impiego di concimazioni indicate per le coltivazioni di tipo biologico non sia associato ad una resa meno ottimale del terreno, ma anzi, contribuisce in maniera rilevante all'ottenimento di risultati efficienti da parte delle imprese agricole.

Il valore del test *LR* (36.192), calcolato come:

$$LR = -2[\loglik(L_0) - \loglik(L_1)] \quad (16)$$

permette di rifiutare l'ipotesi di assenza di inefficienza all'interno del campione analizzato con un livello di confidenza del 99,9%; dove $\loglik(L_0)$ è il

Log-likelihoodvalue risultante da un modello in cui si assume che l'ipotesi nulla, $H_0 : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ ($\gamma = \frac{\sigma_u}{(\sigma_u + \sigma_v)}$), sia vera, mentre $\loglik(L_1)$ rappresenta il *Log-likelihoodvalue* del modello *unrestricted* descritto dalle equazioni (14) e (15). Tale statistica test si distribuisce, sotto H_0 , come una combinazione di *chi-quadro*, i cui valori critici sono stati tabulati da Kodde and Palm (1986).

Data la rilevanza pratica dei parametri stimati per la relazione (15), si ritiene necessario andare più in profondità nell'esame delle caratteristiche che intervengono a determinare risultati più efficienti per le imprese di tipo agricolo. È ragionevole chiedersi, ad esempio, quale sia l'aspetto tipico dell'esercizio in forma societaria che incide sul grado di efficienza, e, ancora, se sia sufficiente aver conseguito un titolo di istruzione di grado secondario in un ambito qualsiasi per avere maggiore probabilità di avviare un'impresa agricola di successo, o se, al contrario, è necessario possedere delle conoscenze specifiche riguardanti l'attività svolta.

A tale scopo si inseriscono nella specificazione del termine di inefficienza due ulteriori variabili esplicative, in grado di distinguere il contributo della dimensione media delle imprese agricole, all'interno del territorio regionale considerato, al livello di efficienza del settore, e quello del possesso, da parte del capo azienda, di specifiche competenze in campo agrario; fattori che hanno potuto causare distorsioni da variabili omesse per le stime riportate in Tabella 1.

L'equazione (15) diventa, a questo punto, la seguente:

$$u_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 * \mathbf{SupMedia}_{i,t} + \delta_2 * \mathbf{Società}_{i,t} + \delta_3 * \mathbf{Studi}_{i,t} + \delta_4 * \mathbf{StudiAgrari}_{i,t} + \delta_5 * \mathbf{FertBIO} + \omega_{i,t} \quad (15')$$

La Tabella 2 mostra i risultati ottenuti dalla stima del modello descritto dalle equazioni (14) e (15'). Le elasticità stimate sono simili a quelle ottenute per la specificazione precedente, ad eccezione di una sensibile diminuzione di quella relativa alla superficie agricola utilizzata, sia in valore che in significatività, a vantaggio dell'elasticità del fattore lavoro; sono comunque, ancora, tutte positive e statisticamente diverse da zero con un livello di confidenza ragionevole.

Estremamente rilevante è invece la variazione dei coefficienti ottenuti per l'equazione (15') rispetto alla precedente (15). Il primo elemento evidenziato dalla Tabella 2 è il coefficiente, ora positivo e modesto, stimato in corrispondenza della variabile *Società*, e la relativa perdita di significatività statistica; da associare a tale variazione è infatti il coefficiente, negativo e statisticamente diverso da zero con un grado di significatività del 99%, ottenuto per la varia-

Tab. 2. Coefficienti Stimati - Equazioni (14) e (15')

Variabile	Coefficiente Stimato	Errore Standard
Intercetta	-4.898***	0.247
ln(ULA)	0.656***	0.069
ln(SAU)	0.062*	0.031
ln(FERT)	0.325***	0.046
Intercetta	0.799***	0.104
Società	6.468e-06	1.979e-05
SupMedia	-0.033***	0.008
Studi	1.808***	0.389
StudiAgrari	-3.500***	0.088
FertBIO	-2.102***	0.079
σ^2	0.068***	0.008
Γ	1.102e-08***	2.336e-09

Numero di osservazioni = 84; Log likelihood value = -6.164; LR = 52.134 (7 gradi di libertà).

Fonte dei dati: agri.istat.it.

bile *SupMedia*. Questo potrebbe indicare che non era effettivamente la configurazione societaria a determinare il segno del relativo coefficiente nella specificazione (15), ma piuttosto la grande dimensione che di solito caratterizza le imprese organizzate in forma di società. È possibile pertanto affermare con relativa certezza la presenza di economie di scala interne alle imprese agricole, che non riguardano affatto la forma giuridica attribuita all'attività.

Ancora più notevole è il mutamento di segno del coefficiente associato alla variabile *Studi*, accompagnato dall'introduzione di un coefficiente significativo, negativo ed elevato in valore assoluto, stimato per la variabile *StudiAgrari*, ad indicare una relazione diretta tra l'efficienza del settore agricolo regionale e il numero di aziende condotte da imprenditori con competenze specifiche nel settore. Pare invece, addirittura, che le imprese gestite da individui che possiedono un'istruzione almeno secondaria, ma conseguita in altri ambiti, siano caratterizzate da risultati meno soddisfacenti.

Ovviamente a tali ipotesi si possono opporre delle obiezioni; è possibile, infatti, pensare che la presenza in una regione, di un'alta percentuale di imprenditori con un'istruzione specifiche in campo agrario sia sintomo di una

cultura, diffusa nel territorio, attenta all'agricoltura e all'innovazione nel settore, o della presenza di un'importante facoltà universitaria di indirizzo agrario, e quindi di un eccellente polo di ricerca. Per distinguere questi fattori dall'impatto che le specifiche competenze del capo azienda, acquisite con l'istruzione, hanno sull'efficienza dell'attività di impresa, si rendono necessarie delle ulteriori analisi, magari attraverso l'utilizzo di dati raccolti a livello di impresa; verifiche che esulano, però, dallo scopo di questo elaborato.

È confermata invece la relazione negativa tra il termine di inefficienza $u_{i,t}$ e l'utilizzo di fertilizzanti biologici, il cui coefficiente è addirittura aumentato in valore assoluto; resta perciò valido quanto detto precedentemente in merito.

Anche per quest'ultima specificazione considerata l'ipotesi di assenza di inefficienza nel campione analizzato può essere rifiutata con un livello di confidenza del 99,9%, e risulta più idonea a descrivere i dati osservati rispetto alla precedente, dato il più alto valore assunto dalla funzione di verosimiglianza (-6.164).

Per questo motivo si è scelto di considerare i valori di efficienza derivanti dal modello (14)-(15'), i quali sono riportati in Tabella 3 ed appartengono all'intervallo]0,1], dove 1 indica la perfetta efficienza che caratterizza le unità produttive sulla frontiera.

Tra le prime quattro posizioni della classifica, stilata in base al livello di efficienza media osservata nel periodo considerato, tre sono occupate da aree geografiche molto limitate in estensione. Questo potrebbe far pensare alla presenza di rendimenti di scala decrescenti a livello di regione, che si contrappongono a quelli crescenti trovati a livello di impresa. Risulta poco verosimile, tuttavia, un'interpretazione del genere, soprattutto considerando che le restanti sette regioni tra le prime dieci sono tutte di dimensione medio-grande, e presentano una superficie agricola utilizzata molto estesa. Inoltre non si vede ragione per cui le stime corrispondenti a tali aree geografiche poco estese debbano essere considerate distorte o *outlier*, dal momento che la superficie utilizzata è inclusa nella funzione di produzione. Sembra lecito, pertanto, affermare che il settore agricolo valdostano sia effettivamente quello caratterizzato da maggiore efficienza nel periodo 2003-2013. È interessante notare inoltre i migliori risultati ottenuti in media dai settori agricoli operanti nelle zone alpine, suggerendo la presenza di un effettivo vantaggio garantito dalle caratteristiche morfologiche di tale area, in contraddizione con quanto evidenziato da Cesaro *et al.* (2010) per le aziende zootecniche da latte.

Appare evidente, inoltre, come il settore agricolo italiano nel suo complesso abbia conosciuto un'importante fase di progresso tecnico e di diffusione delle migliori tecnologie già esistenti nel periodo analizzato; è sufficiente osservare le medie complessive annuali, riportate in fondo alla tabella, per rendersi conto che tutte le regioni italiane hanno incrementato la propria produttività, sebbene per alcune delle regioni del Sud ci siano ancora dei passi da

Tab. 3. Efficienza – Approccio Parametrico

	Regione	Efficienza				Eff. Media
		2003	2007	2009	2013	
1	Valle d'Aosta	1	1	0.929	1	0.982
2	Bolzano	1	0.903	0.879	1	0.946
3	Lombardia	0.789	0.964	1	1	0.938
4	Trento	0.754	0.867	1	1	0.905
5	Emilia-Romagna	0.773	0.731	0.806	1	0.828
6	Toscana	0.642	0.696	0.938	1	0.819
7	Piemonte	0.731	0.696	0.734	1	0.790
8	Basilicata	0.55	1	0.604	1	0.789
9	Sardegna	0.655	0.647	0.772	1	0.769
10	Veneto	0.602	0.782	0.669	0.998	0.763
11	Lazio	0.613	0.544	0.794	1	0.738
12	Sicilia	0.532	0.603	0.604	1	0.685
13	Abruzzo	0.607	0.536	0.524	1	0.667
14	Friuli Venezia Giulia	0.611	0.627	0.575	0.754	0.642
15	Marche	0.538	0.604	0.585	0.822	0.638
16	Molise	0.524	0.53	0.488	1	0.636
17	Puglia	0.469	0.457	0.514	0.977	0.604
18	Calabria	0.486	0.528	0.554	0.83	0.599
19	Liguria	0.422	0.451	0.522	1	0.598
20	Umbria	0.472	0.494	0.516	0.828	0.578
21	Campania	0.479	0.437	0.441	0.897	0.564
	Media	0.631	0.671	0.688	0.957	

Fonte dei dati: agri.istat.it.

compiere per raggiungere la frontiera. È possibile supporre che a tali migliori risultati abbia contribuito in maniera rilevante anche la crescente valorizzazione dei prodotti agroalimentari *made in Italy*, ed in misura ancora maggiore di quelli prodotti nel Sud del Paese, che ha permesso un migliore accesso delle imprese ai mercati, anche internazionali. Il miglior accesso al mercato estero annoverato infatti, da Bernini Carri (2003), tra le determinanti del processo di convergenza tra i settori agricoli delle regioni italiane avvenuto a partire dall'ultimo decennio del secolo scorso.

6.2 Approccio non parametrico

La trattazione non parametrica effettuata da questo elaborato utilizza la metodologia DEA, le cui caratteristiche principali sono state descritte nella sezione dedicata. L'approccio che si ritiene più appropriato adottare, nel caso specifico oggetto di studio, è quello *output oriented*, in quanto si crede che, almeno nel breve periodo, parte dei fattori produttivi a disposizione dell'intero settore agricolo regionale possano considerarsi come dati, e che l'output sia pertanto la variabile da massimizzare.

Si assume ancora che gli input utilizzati dalle imprese agricole siano: il numero di unità lavorative impiegate (*ULA*), la superficie agricola utilizzata (*SAU*) e il fertilizzante distribuito sul terreno (*FERT*), i quali concorrono alla produzione di un solo output, rappresentato dal valore della produzione totale annua (*Produzione*). Per poter applicare correttamente questa tecnica si rende necessario dividere ogni osservazione per la media della variabile a cui si riferisce, allo scopo di renderle omogenee rispetto all'unità di misura, come consigliato dalla letteratura econometrica sulla misurazione non parametrica dell'efficienza¹.

La DEA, però, non permette di tener conto di variabili esplicative per il termine di efficienza. Per questo motivo non si utilizzano i fattori inclusi nella stima del modello di Battese e Coelli (1995) nell'equazione (15) e (15'). Si cerca comunque di capire la relazione esistente tra il livello di produttività ed alcune nuove variabili considerate, calcolando l'efficienza di diversi sottogruppi interni al campione.

La Tabella 4 mostra i valori di efficienza risultanti da un'analisi complessiva delle osservazioni a disposizione, considerate come rilevazioni *cross-section* al fine di permettere un confronto temporale dei risultati, il cui ordine è stato stabilito in base al valore medio ottenuto nell'intervallo di tempo analizzato. I valori esposti non sono stati, volutamente, corretti per tenere conto della distorsione che affligge le stime offerte dalla DEA, poiché si vuole qui, evidenziare il carattere relativo della classifica e delle misure di efficienza proposte. Dei valori ottenuti dall'applicazione della DEA *output oriented* sono stati inoltre calcolati i reciproci (compresi nell'intervallo]0,1]), al fine di rendere le valutazioni più agevoli e più facilmente confrontabili con quelle riportate dalla Tabella 3.

Si nota innanzitutto che i giudizi di efficienza sono in media peggiori di quelli ottenuti applicando la metodologia parametrica, questo aspetto risulta evidente se si guardano tanto le medie annuali quanto quelle calcolate per

¹ Si veda, ad esempio, Avkiran (2006).

Tab. 4. Efficienza – Approccio non Parametrico

	Regione	Efficienza				Eff. Media
		2003	2005	2007	2013	
1	Valle d'Aosta	1	1	1	1	1.000
2	Lombardia	0.925	0.941	0.757	1	0.906
3	Liguria	0.844	0.856	0.857	1	0.889
4	Veneto	0.818	0.789	0.813	1	0.855
5	Sicilia	0.77	0.84	0.645	1	0.814
6	Trento	0.71	0.64	0.966	0.856	0.793
7	Campania	0.548	0.729	0.838	0.788	0.726
8	Bolzano	0.505	0.576	0.74	1	0.705
9	Emilia-Romagna	0.63	0.623	0.685	0.872	0.703
10	Piemonte	0.568	0.643	0.719	0.88	0.703
11	Friuli Venezia Giulia	0.568	0.595	0.581	0.768	0.628
12	Puglia	0.479	0.39	0.404	0.994	0.567
13	Calabria	0.342	0.46	0.458	1	0.565
14	Toscana	0.531	0.622	0.518	0.584	0.564
15	Sardegna	0.47	0.284	0.697	0.604	0.514
16	Lazio	0.43	0.44	0.472	0.532	0.469
17	Molise	0.413	0.358	0.407	0.623	0.450
18	Umbria	0.494	0.404	0.337	0.484	0.430
19	Basilicata	0.303	0.328	0.317	0.664	0.403
20	Abruzzo	0.312	0.331	0.439	0.342	0.356
21	Marche	0.283	0.23	0.363	0.474	0.338
	Media	0.569	0.575	0.62	0.784	

Fonte dei dati: agri.istat.it.

regione. Il valore medio più basso è inferiore di più di 20 punti percentuali rispetto al minimo della tabella precedente, ed è associato al settore agricolo marchigiano, che nella Tabella 3 occupava la 15^a posizione. La produttività più alta è detenuta ancora dalla Valle d'Aosta, la quale risulta l'unica regione ad aver prodotto sulla frontiera efficiente per l'intero periodo considerato. Non si può fare a meno di notare inoltre gli stravolgimenti di posizioni che hanno interessato, in particolar modo, Liguria e Campania, regioni che erano agli ultimi posti secondo l'applicazione del modello di Battese e Coelli (1995), ma che

si trovano nella parte alta della Tabella 4. Resta evidente il progresso tecnico che ha coinvolto i settori agricoli di quasi tutte le regioni italiane nel periodo considerato, dimostrato dal trend crescente assunto dal termine di efficienza.

Tali variazioni sono, almeno in parte, dovute al fatto che la prima delle due tecniche incorpora un termine d'errore stocastico, mentre la seconda attribuisce tutta la distanza dalla frontiera all'inefficienza tecnica. Parte della discordanza tra i risultati messi in evidenza dalle due metodologie è invece ineliminabile e dovuta alle differenti tecniche di calcolo utilizzate, rendendo pertanto le misure di efficienza non perfettamente comparabili.

Al fine di poter effettuare inferenza sul termine di efficienza ottenuto dalla DEA, la Tabella A.1 in appendice accosta a tali valori (di cui non è stato calcolato il reciproco) quelli corretti per la distorsione verso il basso da cui sono affette le stime ricavate dalla DEA, e gli intervalli di confidenza all'interno dei quali è contenuto il vero valore con una probabilità pari al 95%, ottenuti applicando il metodo *bootstrap* descritto sopra; la classifica delle osservazioni è stata stilata in base al termine *bias-corrected*.

Si noti che il valore *bias-corrected* si discosta ulteriormente dalle valutazioni risultanti dall'applicazione del modello parametrico, poiché tiene conto della distorsione necessariamente negativa presente nelle stime della DEA, ma non include un termine d'errore casuale all'interno della funzione di produzione.

Anche da quest'ultima tabella emerge il notevole progresso tecnico messo in atto dall'agricoltura italiana nel decennio considerato, dal momento che quasi tutte le osservazioni nella prima parte dell'elenco si riferiscono all'anno 2013, mentre le ultime sono relative alle rilevazioni più remote. L'ordine delle regioni in media più produttive nel periodo rimane grossomodo immutato, ma è interessante notare la presenza nei primi posti di osservazioni corrispondenti a regioni meridionali relative all'anno 2013, quali ad esempio Puglia e Calabria, che nel periodo 2003-2005 rappresentavano il fanalino di coda del settore agricolo italiano.

I risultati presentati nella Tabella 2, ottenuti mediante l'applicazione della metodologia parametrica, hanno evidenziato probabili economie di scala interne alle imprese agricole, ma la presenza ai primi posti del *ranking* di aree geografiche dall'estensione molto limitata non ha permesso di esprimere un giudizio in merito all'esistenza di economie di scala esterne alle imprese ma interne alla regione. La DEA offre la possibilità di chiarire questo aspetto, permettendo di stabilire se la funzione di produzione che ha generato gli output abbia rendimenti di scala costanti, crescenti o decrescenti. È sufficiente, infatti, rilasciare l'assunzione che la somma dei pesi (γ_i) sia pari a uno per ottenere una frontiera con rendimenti di scala costanti (CRS), invece che va-

riabili come fatto fino ad ora. Se al vincolo $\sum_{i=1}^n \gamma_i = 1$ si sostituisce, invece, la condizione $\sum_{i=1}^n \gamma_i \leq 1$ si costruisce una frontiera con rendimenti di scala non crescenti (NIRS).

La Tabella A.2 in appendice offre un confronto tra le misure di efficienza ottenute assumendo rendimenti variabili, e quelli risultanti dall'introduzione di rendimenti di scala rispettivamente non crescenti e costanti. Si nota che i valori calcolati assumendo rendimenti variabili (VRS) coincidono con quelli derivanti dall'introduzione di rendimenti di scala non crescenti per le regioni di grandi dimensioni ma sono sistematicamente inferiori in corrispondenza di regioni medio-piccole. Tale peculiarità non permette di affermare con ragionevole certezza la presenza di rendimenti di scala comuni per ogni livello di produzione, ma pare far emergere rendimenti di scala crescenti per bassi livelli di input, che però diventano decrescenti muovendosi lungo l'asse degli input.

Un altro tipo di analisi che è interessante effettuare consiste nell'applicazione della DEA alle sole osservazioni riferite allo stesso anno, al fine di capire se il *ranking* dei settori agricoli regionali è rimasto immutato o se invece ha subito dei rovesciamenti durante il periodo considerato. In Tabella 5 sono riportate le misure *bias-corrected*, delle quali non si è ritenuto necessario calcolare il reciproco, e che assumono pertanto valori dell'intervallo $[1, +\infty[$, dove 1 rappresenta il massimo grado di efficienza possibile. I termini sono calcolati per il primo istante di rilevazione (2003), quello centrale (2007) e quello finale (2013).

La Tabella 5 mostra ordini piuttosto simili per le prime due rilevazioni, in cui le regioni del Sud, ad eccezione di Sicilia e Campania, occupano le ultime posizioni. Un notevole capovolgimento si nota, invece, nella classifica relativa al 2013, a confermare l'evoluzione tecnica, già evidenziata in precedenza, attuata dalle imprese agricole del mezzogiorno, tra le quali spiccano Puglia e Calabria, e sottolineando il graduale recupero dello svantaggio mostrato dalle regioni meridionali nei confronti dei settori agricoli centro-settentrionali.

Un altro aspetto importante messo in evidenza dalla Tabella 5 è l'ampliamento del *gap tecnologico*, tra produttori efficienti e produttori meno efficienti, che ha avuto luogo nel periodo esaminato, come risulta chiaro guardando i valori crescenti assunti dalla media e dalla deviazione standard del termine in analisi.

Come detto in apertura di questo paragrafo, la *Data Envelope Analysis* non permette di includere variabili esplicative per il termine di efficienza; è possibile però calcolare l'efficienza media di gruppi distinti di DMU, costruiti in base al valore assunto dalle variabili di cui si vuole studiare l'impatto sulla produttività.

In questo modo, nel seguito dell'elaborato si cerca di mettere in risalto la differenza di efficienza mostrata dai sotto campioni scelti in base all'esercizio di attività annesse a quella agricola, all'impiego di energia prodotta da fonti rinnova-

Tab. 5. Efficienza - Annuale Bias-Corrected

Regione	2003	Regione2	2007	Regione3	2013
1 Sardegna	1.121	Emilia-Romagna	1.157	Veneto	1.158
2 Veneto	1.123	Piemonte	1.179	Puglia	1.163
3 Sicilia	1.178	Veneto	1.185	Calabria	1.220
4 Trento	1.185	Campania	1.202	Sicilia	1.250
5 Lombardia	1.191	Bolzano	1.227	Lombardia	1.264
6 Valle d'Aosta	1.197	Trento	1.231	Liguria	1.265
7 Liguria	1.198	Sicilia	1.235	Valle d'Aosta	1.269
8 Toscana	1.220	Sardegna	1.255	Bolzano	1.274
9 Emilia-Romagna	1.280	Lombardia	1.256	Piemonte	1.287
10 Piemonte	1.282	Liguria	1.260	Emilia-Romagna	1.315
11 Bolzano	1.293	Valle d'Aosta	1.263	Trento	1.334
12 Friuli Venezia Giulia	1.326	Toscana	1.417	Campania	1.457
13 Campania	1.339	Friuli Venezia Giulia	1.456	Friuli Venezia Giulia	1.505
14 Calabria	1.390	Lazio	1.674	Basilicata	1.623
15 Lazio	1.449	Calabria	1.695	Molise	1.849
16 Umbria	1.478	Abruzzo	1.882	Sardegna	1.915
17 Puglia	1.557	Puglia	1.886	Toscana	1.962
18 Molise	1.605	Marche	2.208	Lazio	2.141
19 Basilicata	1.708	Umbria	2.437	Umbria	2.307
20 Marche	2.379	Molise	2.487	Marche	2.324
21 Abruzzo	2.418	Basilicata	2.829	Abruzzo	3.415
Media	1.425	Media	1.591	Media	1.633
St. Dev.	0.344	St. Dev.	0.485	St. Dev.	0.533

Fonte dei dati: agri.istat.it.

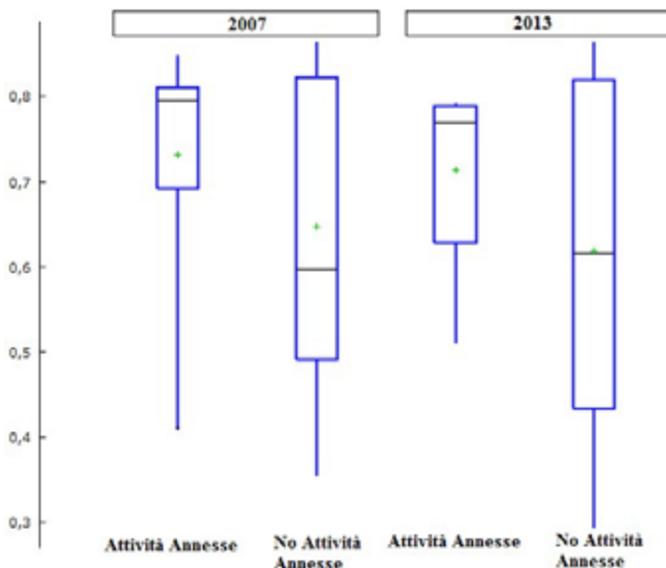
bili e all'utilizzo di dispositivi informatici all'interno dell'azienda. Nello specifico, i gruppi sono creati calcolando la media aritmetica della variabile esplicativa in esame, e distinguendo tra le DMU che presentano valori superiori alla media e quelle che invece ne sono al di sotto. Le rilevazioni utilizzate in questa parte si riferiscono soltanto agli anni 2007 e 2013, a causa dell'irreperibilità di osservazioni delle variabili di interesse per gli altri anni considerati in precedenza.

La prima distinzione che si intende operare riguarda lo svolgimento, da parte delle imprese, di attività connesse a quella agricola, come ad esempio la ven-

dita diretta al consumatore o la trasformazione delle materie prime. La variabile è calcolata come la quota delle aziende che esercitano attività connesse sul totale delle imprese presenti nella regione, la cui media era appena dell'11% nel 2013, ma che appare comunque in aumento rispetto al 10,2% registrato nel 2007.

Sebbene non possano essere effettuati test statistici attendibili data la piccola dimensione del campione, la differenza tra le efficienze medie dei due gruppi, sia nel 2007 che nel 2013, appare notevole, ed è rappresentata in Figura 1. La tabella dei dati a cui si riferisce è riportata in appendice (Tab. A.3), di cui è stato calcolato il reciproco per agevolare l'interpretazione grafica.

Fig. 1. Il grafico descrive il grado di efficienza mostrato dalle regioni le cui imprese esercitano, in misura superiore alla media, anche attività connesse a quella agricola



Anche se la Figura 1 mostra come anche i settori agricoli le cui imprese esercitano raramente attività annesse possano raggiungere valori di efficienza ottimali, risulta palese lo scarto tra le medie, rappresentate nel grafico dal simbolo +, e tra i quartili della distribuzione.

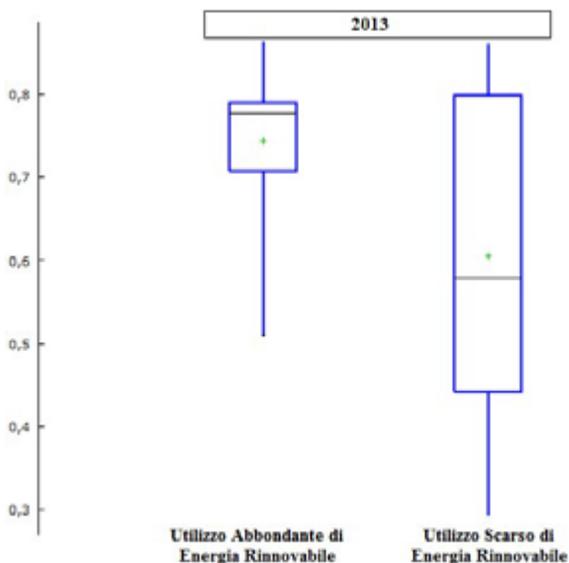
Pare lecito concludere che le imprese che non si servono degli intermediari per servire il mercato, o che non delegano ad altri la lavorazione dei prodotti primari, ottengano in media risultati più efficienti.

La seconda classificazione effettuata si basa sull'impiego di energia pulita all'interno delle aziende agricole, la cui rilevazione è disponibile soltanto per

il 2013. La percentuale media di imprese che utilizzava corrente elettrica prodotta da fonti rinnovabili è soltanto pari al 3,2%, con valori inferiori all'1% per alcune regioni tra cui la Puglia, quote davvero esigue vista l'urgenza del tema.

Le caratteristiche principali delle misure di efficienza calcolate per i due gruppi, ottenuti con la tecnica descritta in precedenza, sono mostrate dalla Figura 2.

Fig. 2. Il grafico descrive il grado di efficienza mostrato dalle regioni le cui imprese impiegano, in misura superiore alla media, energie rinnovabili



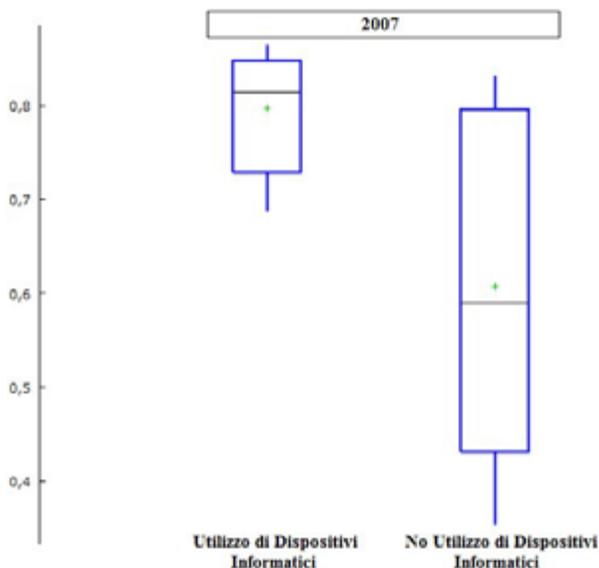
Anche in questo caso non è possibile effettuare inferenza sulla differenza di produttività data la limitatezza delle osservazioni disponibili. Sembra, però, che un utilizzo significativo di energie rinnovabili sia in media associato a migliori prestazioni del settore. Non è certo possibile affermare che il canale di causalità sia quello che porta le imprese che impiegano energia pulita a produrre in maniera più efficiente, ma si può sicuramente dire che un atteggiamento più attento all'ambiente non nuoce all'efficienza produttiva, ma, più probabilmente, la favorisce.

In appendice sono riportati i valori di efficienza che hanno generato la Figura 2 (Tab. A.4).

L'ultima variabile di cui si vuole studiare l'effetto sulla produttività dei settori agricoli regionali italiani è la quota di imprese che utilizzano attrezzature

informatiche all'interno del proprio apparato produttivo. Osservazioni di questa variabile sono disponibili soltanto per il 2007, anno in cui, in media, solo il 13% delle aziende era dotato di dispositivi informatici. Più in generale, non si intende così studiare soltanto la relazione tra l'utilizzo di attrezzature *hi-tech* e l'efficienza mostrata dalle imprese, ma si vuole distinguere, in modo più generale, tra la quota delle imprese che tendono ad adottare strategie e tecniche innovative, e quelle che, invece, esitano a discostarsi dai metodi e macchinari tradizionali.

Fig. 3. Il grafico descrive il grado di efficienza mostrato dalle regioni le cui imprese impiegano, in misura superiore alla media, dispositivi informatici



Ancora più netta appare, in questo caso, la differenza tra la produttività delle regioni appartenenti al primo gruppo e quella mostrata dalle altre. Come era ragionevole attendersi, l'utilizzo di dispositivi informatici è associato ad un valore medio di efficienza notevolmente più elevato. Le misure specifiche sono riportate in appendice nella Tabella A.5.

7. Conclusione

I risultati significativi ottenuti dalle analisi condotte sono molteplici e ricchi di implicazioni di politica economica.

Innanzitutto è stata messa in luce la notevole evoluzione tecnologica che ha interessato l'intero settore agricolo italiano nel decennio 2003-2013, e il graduale avvicinamento alla frontiera compiuto dalle regioni del Mezzogiorno, proseguendo il processo di convergenza analizzato in Bernini Carri (2003) a partire dagli anni '80.

Tale evidenza ricorda che l'agricoltura, al pari degli altri settori, non può e non deve rimanere immune al progresso, ma deve anch'essa servirsi degli avanzamenti della scienza e della tecnica al fine di ottenere delle produzioni più abbondanti e più sostenibili. È stato mostrato, a tal proposito, il miglior livello medio di efficienza presentato dalle regioni al cui interno un numero consistente di produttori si avvaleva, nel 2007, di tecnologie informatiche.

Un altro elemento importante evidenziato dalle analisi condotte è la presenza di economie di scala interne alle imprese agricole. Le cause per cui la dimensione delle imprese sia così importante per l'efficienza produttiva non può essere messa in luce dagli strumenti utilizzati. È plausibile pensare che l'esercizio dell'attività agricola richieda il sostenimento di costi fissi elevati, ma è anche possibile che tale maggiore produttività sia associata ad un maggiore potere di mercato esercitato dalle imprese di più grandi dimensioni, nei confronti degli intermediari e dei grossisti, la cui egemonia è spesso lamentata dagli imprenditori agricoli medio-piccoli.

Ulteriore credito a questa ipotesi è attribuito dai risultati in media più soddisfacenti ottenuti per i settori agricoli le cui imprese esercitano in via diretta attività connesse a quelle agricole, e che per questo dipendono meno dall'operato degli intermediari commerciali.

Se questa congettura fosse vera, non sarebbe necessariamente opportuno l'incremento delle dimensioni dei produttori, ma potrebbe anche essere sufficiente l'incentivazione di fenomeni associativi tra imprese, in grado di aumentare il loro potere contrattuale, come nel caso dei consorzi agrari. Visione peraltro condivisa anche da Olmeo (2014), che mette in evidenza la maggiore efficienza mostrata dalle imprese sarde della filiera del Pecorino Romano organizzate in forma cooperativa, e che attribuisce un simile vantaggio al più facile accesso al mercato, sia degli input che degli output, permesso da tale assetto.

La presente analisi offre inoltre, nuova evidenza alla letteratura che sottolinea l'importanza del capitale umano nell'attività agricola, tanto nei paesi emergenti quanto in quelli avanzati².

I risultati di questo studio potrebbero suggerire, infatti, la necessità di dotare il settore agricolo di ogni regione di un sufficiente numero di esperti, capaci di guidare le imprese avvalendosi di competenze specifiche.

² Si veda, tra gli altri, Bravo-Ureta & Pinheiro (1993) e Maietta (2004).

A questo scopo sarebbe utile pertanto istituire percorsi di studio di settore nei territori che ne sono privi, e incentivare i contatti tra le imprese agricole e gli ambienti didattici e di ricerca, come ampiamente suggerito dalla letteratura nazionale ed internazionale sull'argomento, tra cui Maietta (2008) e Swinner *et al.* (2012).

Una recente relazione della World Bank sottolinea, in proposito, la necessità di un impegno del settore pubblico volto a garantire un più stretto legame tra imprese agricole e centri di ricerca e innovazione, al fine di permettere la creazione e la diffusione di tecniche produttive maggiormente efficienti.

L'ultima evidenza su cui si vuole porre l'accento è la relazione positiva tra l'impiego di tecniche di coltivazione rispettose per l'ambiente e il grado di efficienza raggiunto. I dati analizzati suggeriscono che incentivare tali tecniche ed educare le imprese a un'agricoltura sostenibile abbia degli effetti positivi, non solo sul benessere dell'ecosistema, ma anche sul fatturato dei produttori.

Tutti gli elementi risultanti dalla presente analisi ribadiscono, quindi, la necessità di un urgente soddisfacimento delle priorità poste dall'Unione Europea alla base del Programma di Sviluppo Rurale che mobilerà oltre cento miliardi di euro nel periodo 2014-2016.

In particolare lo studio condotto nelle pagine precedenti rimarca l'importanza di promuovere, da parte del settore pubblico, il trasferimento di conoscenze e l'innovazione nel settore agricolo, e di favorire una migliore organizzazione delle filiere produttive, al fine di godere delle economie di scala esterne alle imprese ma interne alle regioni.

Il lavoro confuta, infine, le ipotesi che predicano un *trade-off* tra efficienza produttiva e preservazione del territorio. L'evidenza risultante dai dati a disposizione mostra che l'utilizzo di tecniche produttive attente alla salvaguardia dell'ecosistema, e una conseguente diminuzione delle emissioni da parte del settore agricolo, non vada necessariamente a scapito della produttività delle imprese; ma, anzi, si ha motivo di credere che l'impiego di tali tecniche sia associato a *performances* migliori anche sul piano dell'efficienza.

Riferimenti bibliografici

- Arfini F., Donati M. (2008). Health Check ed efficienza delle aziende agricole: una valutazione comparativa su quattro regioni agricole europee, *Rivista di Economia Agraria*, 1: 65-98.
- Auci S., Vignani D. (2014). "Climate change effects and agriculture in Italy: a stochastic frontier analysis at regional level", MPRA Paper 53500, University Library of Munich, Germany; testo disponibile al sito: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/53500/>.
- Battese G.E., Coelli T.J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data, *Empirical Economics*, 20: 325-332. DOI: 10.1007/BF01205442.

- Bernini Carri C. (2003). Il processo di convergenza della produttività in agricoltura nelle regioni italiane: un riesame per il periodo 1980-1999, Dipartimento di Scienze Statistiche "Paolo Fortunati", Alma Mater Studiorum Università di Bologna, Quaderni di Dipartimento, Serie Ricerche ISSN 1973-9346, 2: 36. DOI: 10.6092/unibo/amsacta/2246
- Bravo-Ureta B.E., Pinheiro A.E. (1993). Efficiency Analysis Of Developing Country Agriculture: A Review Of The Frontier Function Literature, *Agricultural and Resource Economics Review*, 22(1): 88-101. DOI: 10.1017/S1068280500000320.
- Cesaro L., Marongiu S., Zanoli A. (2012). "Analisi sull'efficienza e sui costi di produzione delle aziende zootecniche da latte in Italia. Confronto tra pianura e montagna", Atti del XLVII Convegno studi Sidea *Lagricoltura oltre la crisi*, testo disponibile al sito: http://ilo.unimol.it/sidea/images/upload/convegno_2010/paper/cesaro%20marongiu%20zanoli.pdf;
- Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E. (1978). Measuring the Efficiency of Decision Making Units, *European Journal of Operational Research*, 2: 429-444. DOI: 10.1016/0377-2217(78)90138-8.
- Chiona S., Kalinda T., Tembo G. (2014). Stochastic Frontier Analysis of the Technical Efficiency of Smallholder Maize Farmers in Central Province, Zambia, *Journal of Agricultural Science*, 6(10): 108-118. DOI: 10.5539/jas.v6n10p108.
- D'Alessio M., Maietta O.W. (2010). The determinants of innovations in the Italian food industry: the role of R&D networking, in: Fanfani R., Ricci Maccarini E. (eds.), *The Role of Cooperatives in the European Agri-food System*, Bononia University Press, Bologna.
- Galluzzo N. (2013). Farm Dimension and Efficiency in Italian Agriculture: A Quantitative Approach, *American Journal of Rural Development*, 1(2): 26-32. DOI: 10.12691/ajrd-1-2-2.
- Kodde D.A., Palm F.C. (1986). Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions, *Econometrica*, 54: 1243-1248. DOI: 10.2307/1912331.
- Kumbhakar S.C. (1991). Estimation of technical inefficiency in panel data models with firm and time specific effects, *Economic Letters*, 36: 43-48. DOI: 10.1016/0165-1765(91)90053-N.
- Maietta O.W. (2004). Crescita della produttività e capitale umano nell'agricoltura italiana. *La Questione Agraria*, 4: 105-140.
- Maietta O.W. (2008). Ricerca ed innovazione nell'industria alimentare: i rapporti con le istituzioni pubbliche di ricerca, *Agri Regioni Europa*, 4(14): 25-28.
- Olmeo M.G. (2014). Caratteristiche ed efficienza produttiva della filiera del Pecorino Romano, *Agriregionieuropa* anno 10 n° 39, Dic 2014, testo disponibile al sito: <http://agriregionieuropa.univpm.it/it/content/article/31/39/caratteristiche-ed-efficienza-produttiva-della-filiera-del-pecorino-romano>.
- Simar L., Wilson P.W. (1998). Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models, *Management Science*, 44(1): 49-61. DOI: 10.1287/mnsc.44.1.49;
- Swinnen J., Van Herck K., Vranken L. (2012). Agricultural Productivity Paths in Central and Eastern European Countries and the Former Soviet Union: The Role of Reforms, Initial Conditions and Induced Technological Change. In *Agricultural Productivity: An International Perspective*. Cabi Publishing (Wallingford, Oxfordshire, UK): 127-144. DOI: 10.1079/9781845939212.0127.
- Toma E., Dobre C., Dona I., Cofas E. (2015). DEA applicability in assessment of agriculture efficiency on areas with similar geographically patterns, *Agricultural and Agricultural Science Procedia*, 6: 704-711. DOI: 10.1016/j.aaspro.2015.08.127.
- Van Denbroeck J., Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J. (1994). Stochastic frontier models: A bayesianperspective, *Journal of Econometrics*, 61: 243-303. DOI: 10.1016/0304-4076(94)90087-6.

World Bank (2006). *Enhancing Agricultural Innovation: How to Go Beyond the Strengthening of Research Systems*. Washington, DC: World Bank, testo disponibile al sito: http://sitere-sources.worldbank.org/INTARD/Resources/Enhancing_Ag_Innovation.pdf.

Appendice

Tab. A.1. Efficienza stimata

	Regione	Anno	Effi- cienza	Eff. Bias- Correct- ed	Bias	Varianza	Intervallo di confidenza	
							Inf	Sup
1	Veneto	2013	1.000	1.168	-0.168	0.010	1.025	1.398
2	Trento	2007	1.035	1.185	-0.150	0.004	1.057	1.317
3	Puglia	2013	1.006	1.225	-0.219	0.012	1.035	1.422
4	Valle d'Aosta	2007	1.000	1.259	-0.259	0.014	1.021	1.487
5	Valle d'Aosta	2005	1.000	1.275	-0.275	0.019	1.023	1.544
6	Calabria	2013	1.000	1.282	-0.282	0.014	1.025	1.478
7	Piemonte	2013	1.137	1.288	-0.151	0.004	1.161	1.425
8	Campania	2007	1.193	1.297	-0.104	0.002	1.216	1.395
9	Trento	2013	1.168	1.303	-0.135	0.003	1.202	1.419
10	Lombardia	2003	1.081	1.317	-0.235	0.023	1.099	1.651
11	Sicilia	2013	1.000	1.327	-0.327	0.022	1.027	1.557
12	Lombardia	2005	1.063	1.336	-0.273	0.030	1.078	1.695
13	Valle d'Aosta	2003	1.000	1.339	-0.339	0.028	1.029	1.621
14	Liguria	2013	1.000	1.343	-0.343	0.025	1.023	1.567
15	Valle d'Aosta	2013	1.000	1.345	-0.345	0.026	1.031	1.603
16	Emilia-Romagna	2013	1.147	1.362	-0.215	0.013	1.173	1.609
17	Veneto	2007	1.230	1.367	-0.136	0.008	1.246	1.561
18	Bolzano	2013	1.000	1.369	-0.369	0.034	1.019	1.636
19	Veneto	2003	1.223	1.373	-0.150	0.008	1.247	1.563
20	Liguria	2005	1.169	1.388	-0.219	0.019	1.180	1.685
21	Lombardia	2013	1.000	1.391	-0.391	0.043	1.027	1.726
22	Veneto	2005	1.267	1.399	-0.132	0.007	1.283	1.588
23	Sicilia	2005	1.191	1.403	-0.212	0.014	1.222	1.646
24	Liguria	2003	1.185	1.406	-0.220	0.020	1.201	1.712

	Regione	Anno	Efficienza	Eff. Bias-Corrected	Bias	Varianza	Intervallo di confidenza	
							Inf	Sup
25	Liguria	2007	1.167	1.413	-0.246	0.019	1.185	1.698
26	Campania	2013	1.268	1.476	-0.207	0.008	1.296	1.644
27	Sicilia	2003	1.299	1.482	-0.183	0.010	1.328	1.698
28	Friuli Venezia Giulia	2013	1.302	1.497	-0.195	0.005	1.339	1.634
29	Campania	2005	1.372	1.497	-0.125	0.003	1.398	1.612
30	Lombardia	2007	1.321	1.558	-0.237	0.019	1.347	1.842
31	Piemonte	2007	1.391	1.571	-0.180	0.007	1.426	1.741
32	Trento	2003	1.408	1.630	-0.222	0.009	1.440	1.820
33	Bolzano	2009	1.351	1.630	-0.279	0.020	1.378	1.866
34	Emilia-Romagna	2007	1.461	1.639	-0.179	0.009	1.492	1.841
35	Piemonte	2005	1.556	1.728	-0.172	0.006	1.586	1.890
36	Emilia-Romagna	2005	1.604	1.770	-0.165	0.007	1.638	1.960
37	Sardegna	2007	1.434	1.772	-0.338	0.027	1.463	2.079
38	Emilia-Romagna	2003	1.588	1.777	-0.189	0.007	1.630	1.957
39	Trento	2005	1.562	1.782	-0.220	0.009	1.596	1.963
40	Toscana	2005	1.609	1.782	-0.174	0.006	1.640	1.944
41	Sicilia	2007	1.551	1.825	-0.274	0.019	1.589	2.119
42	Molise	2013	1.606	1.871	-0.266	0.013	1.642	2.092
43	Basilicata	2013	1.507	1.892	-0.385	0.047	1.534	2.271
44	Friuli Venezia Giulia	2005	1.682	1.899	-0.217	0.007	1.726	2.049
45	Friuli Venezia Giulia	2007	1.722	1.936	-0.214	0.008	1.764	2.098
46	Bolzano	2005	1.736	1.938	-0.202	0.009	1.778	2.129
47	Toscana	2013	1.713	1.947	-0.235	0.008	1.762	2.125
48	Sardegna	2013	1.657	1.967	-0.310	0.025	1.690	2.255
49	Friuli Venezia Giulia	2003	1.759	1.975	-0.216	0.008	1.798	2.134
50	Piemonte	2003	1.761	1.982	-0.221	0.009	1.803	2.175
51	Campania	2003	1.825	1.987	-0.162	0.006	1.856	2.153
52	Toscana	2003	1.884	2.089	-0.205	0.008	1.923	2.272
53	Toscana	2007	1.929	2.150	-0.221	0.008	1.982	2.331
54	Lazio	2013	1.879	2.162	-0.283	0.011	1.919	2.342
55	Bolzano	2003	1.981	2.204	-0.224	0.012	2.023	2.439

	Regione	Anno	Efficienza	Eff. Bias-Corrected	Bias	Varianza	Intervallo di confidenza	
							Inf	Sup
56	Umbria	2003	2.026	2.240	-0.213	0.006	2.077	2.393
57	Umbria	2013	2.067	2.301	-0.234	0.012	2.116	2.530
58	Marche	2013	2.109	2.310	-0.201	0.008	2.149	2.486
59	Puglia	2003	2.089	2.329	-0.240	0.009	2.142	2.532
60	Lazio	2007	2.117	2.331	-0.214	0.010	2.154	2.518
61	Calabria	2005	2.172	2.503	-0.331	0.024	2.215	2.805
62	Calabria	2007	2.184	2.504	-0.321	0.027	2.221	2.825
63	Sardegna	2003	2.129	2.509	-0.381	0.029	2.172	2.800
64	Lazio	2005	2.273	2.537	-0.265	0.013	2.323	2.757
65	Lazio	2003	2.325	2.592	-0.268	0.013	2.364	2.817
66	Abruzzo	2007	2.278	2.660	-0.382	0.027	2.335	2.954
67	Puglia	2007	2.478	2.742	-0.264	0.014	2.532	3.001
68	Molise	2003	2.424	2.761	-0.337	0.023	2.475	3.065
69	Molise	2007	2.459	2.826	-0.367	0.024	2.525	3.137
70	Puglia	2005	2.561	2.837	-0.276	0.016	2.617	3.113
71	Umbria	2005	2.472	2.859	-0.387	0.024	2.525	3.139
72	Marche	2007	2.755	3.067	-0.311	0.016	2.813	3.316
73	Molise	2005	2.796	3.249	-0.454	0.044	2.870	3.661
74	Umbria	2007	2.970	3.333	-0.362	0.022	3.042	3.632
75	Calabria	2003	2.920	3.360	-0.440	0.047	2.993	3.810
76	Abruzzo	2005	3.021	3.442	-0.421	0.031	3.111	3.793
77	Abruzzo	2013	2.923	3.455	-0.532	0.073	2.985	3.980
78	Basilicata	2007	3.154	3.502	-0.347	0.034	3.206	3.911
79	Basilicata	2005	3.049	3.503	-0.454	0.052	3.111	3.969
80	Abruzzo	2003	3.207	3.563	-0.357	0.023	3.279	3.864
81	Basilicata	2003	3.304	3.740	-0.436	0.052	3.373	4.218
82	Marche	2003	3.528	3.922	-0.393	0.023	3.599	4.219
83	Sardegna	2005	3.516	4.332	-0.816	0.145	3.609	4.971
84	Marche	2005	4.339	4.795	-0.456	0.032	4.448	5.165

Fonte dei dati: agri.istat.it.

Tab. A.2. Confronto rendimenti di Scala

Regione	Anno	VRS	NIRS	CRS
Piemonte	2003	1.761	1.761	1.949
Piemonte	2005	1.556	1.556	1.843
Piemonte	2007	1.391	1.391	1.633
Piemonte	2013	1.137	1.137	1.424
Valle d'Aosta	2003	1.000	1.772	1.772
Valle d'Aosta	2005	1.000	3.272	3.272
Valle d'Aosta	2007	1.000	1.554	1.554
Valle d'Aosta	2013	1.000	1.691	1.691
Lombardia	2003	1.081	1.081	1.228
Lombardia	2005	1.063	1.063	1.120
Lombardia	2007	1.321	1.321	1.372
Lombardia	2013	1.000	1.000	1.000
Liguria	2003	1.185	1.738	1.738
Liguria	2005	1.169	1.999	1.999
Liguria	2007	1.167	1.707	1.707
Liguria	2013	1.000	1.000	1.000
Bolzano	2003	1.981	2.100	2.100
Bolzano	2005	1.736	1.821	1.821
Bolzano	2007	1.351	1.382	1.382
Bolzano	2013	1.000	1.000	1.000
Trento	2003	1.408	1.748	1.748
Trento	2005	1.562	1.895	1.895
Trento	2007	1.035	1.112	1.112
Trento	2013	1.168	1.279	1.279
Veneto	2003	1.223	1.223	1.340
Veneto	2005	1.267	1.267	1.498
Veneto	2007	1.230	1.230	1.374
Veneto	2013	1.000	1.000	1.096
Friuli Venezia Giulia	2003	1.759	2.106	2.106
Friuli Venezia Giulia	2005	1.682	1.900	1.900
Friuli Venezia Giulia	2007	1.722	2.044	2.044

Regione	Anno	VRS	NIRS	CRS
Friuli Venezia Giulia	2013	1.302	1.483	1.483
Emilia-Romagna	2003	1.588	1.588	1.881
Emilia-Romagna	2005	1.604	1.604	1.877
Emilia-Romagna	2007	1.461	1.461	1.657
Emilia-Romagna	2013	1.147	1.147	1.293
Toscana	2003	1.884	1.884	2.157
Toscana	2005	1.609	1.609	1.963
Toscana	2007	1.929	1.929	2.129
Toscana	2013	1.713	1.713	1.816
Umbria	2003	2.026	2.149	2.149
Umbria	2005	2.472	2.695	2.695
Umbria	2007	2.970	3.317	3.317
Umbria	2013	2.067	2.269	2.269
Marche	2003	3.528	3.765	3.765
Marche	2005	4.339	4.922	4.922
Marche	2007	2.755	2.881	2.881
Marche	2013	2.109	2.195	2.195
Lazio	2003	2.325	2.325	2.579
Lazio	2005	2.273	2.273	2.458
Lazio	2007	2.117	2.117	2.330
Lazio	2013	1.879	1.893	1.893
Abruzzo	2003	3.207	3.451	3.451
Abruzzo	2005	3.021	3.136	3.136
Abruzzo	2007	2.278	2.278	2.292
Abruzzo	2013	2.923	3.064	3.064
Molise	2003	2.424	2.831	2.831
Molise	2005	2.796	3.514	3.514
Molise	2007	2.459	3.145	3.145
Molise	2013	1.606	1.865	1.865
Campania	2003	1.825	1.825	2.257
Campania	2005	1.372	1.372	1.783
Campania	2007	1.193	1.193	1.615
Campania	2013	1.268	1.268	1.677

Regione	Anno	VRS	NIRS	CRS
Puglia	2003	2.089	2.089	2.646
Puglia	2005	2.561	2.561	2.925
Puglia	2007	2.478	2.478	2.814
Puglia	2013	1.006	1.006	1.802
Basilicata	2003	3.304	3.442	3.442
Basilicata	2005	3.049	3.211	3.211
Basilicata	2007	3.154	3.339	3.339
Basilicata	2013	1.507	1.570	1.570
Calabria	2003	2.920	2.920	2.992
Calabria	2005	2.172	2.172	2.337
Calabria	2007	2.184	2.184	2.341
Calabria	2013	1.000	1.000	1.430
Sicilia	2003	1.299	1.299	2.194
Sicilia	2005	1.191	1.191	2.155
Sicilia	2007	1.551	1.551	2.589
Sicilia	2013	1.000	1.000	1.624
Sardegna	2003	2.129	2.133	2.133
Sardegna	2005	3.516	3.842	3.842
Sardegna	2007	1.434	1.434	2.030
Sardegna	2013	1.657	1.669	1.669

Fonte dei dati: agri.istat.it.

Tab. A.3. Efficienza-Attività Annesse

Regione	2007		2013	
	Attività Annesse	No Attività Annesse	Attività Annesse2	No Attività Annesse3
Piemonte	1.179	-	1.287	-
Valle d'Aosta	1.263	-	1.269	-
Lombardia	1.256	-	1.264	-
Liguria	-	1.260	1.265	-
Bolzano	1.227	-	1.274	-
Trento	-	1.231	1.334	-
Veneto	-	1.185	-	1.158
Friuli Venezia Giulia	1.456	-	1.505	-
Emilia-Romagna	-	1.157	1.315	-
Toscana	1.417	-	1.962	-
Umbria	2.437	-	-	2.307
Marche	-	2.208	-	2.324
Lazio	-	1.674	-	2.141
Abruzzo	-	1.882	-	3.415
Molise	-	2.487	-	1.849
Campania	-	1.202	-	1.457
Puglia	-	1.886	-	1.163
Basilicata	-	2.829	-	1.623
Calabria	-	1.695	-	1.220
Sicilia	-	1.235	-	1.250
Sardegna	1.255	-	1.915	-
Media	1.436	1.687	1.439	1.810

Fonte dei dati: agri.istat.it.

Tab. A.4. Efficienza - Utilizzo di Energia Rinnovabile - Anno 2013

Regione	Utilizzo abbondante di energia rinnovabile	Utilizzo scarso di energia rinnovabile
Piemonte	1.287	-
Valle d'Aosta	1.269	-
Lombardia	1.264	-
Liguria	-	1.265
Bolzano	1.274	-
Trento	1.334	-
Veneto	1.158	-
Friuli Venezia Giulia	1.505	-
Emilia-Romagna	1.315	-
Toscana	1.962	-
Umbria	-	2.307
Marche	-	2.324
Lazio	-	2.141
Abruzzo	-	3.415
Molise	-	1.849
Campania	-	1.457
Puglia	-	1.163
Basilicata	-	1.623
Calabria	-	1.220
Sicilia	-	1.250
Sardegna	-	1.915
Media	1.374	1.827

Fonte dei dati: agri.istat.it

Tab. A.5. Efficienza - Utilizzo di Dispositivi Informatici - Anno 2007

Regione	Utilizzo diffuso di apparecchiature informatiche	Utilizzo non diffuso di apparecchiature informatiche
Piemonte	1.179	-
Valle d'Aosta	-	1.263
Lombardia	1.256	-
Liguria	-	1.260
Bolzano	1.227	-
Trento	1.231	-
Veneto	1.185	-
Friuli Venezia Giulia	1.456	-
Emilia-Romagna	1.157	-
Toscana	1.417	-
Umbria	-	2.437
Marche	-	2.208
Lazio	-	1.674
Abruzzo	-	1.882
Molise	-	2.487
Campania	-	1.202
Puglia	-	1.886
Basilicata	-	2.829
Calabria	-	1.695
Sicilia	-	1.235
Sardegna	-	1.255
Media	1.263	1.793

Fonte dei dati: agri.istat.it.

Antonino Bacarella¹,
Mario Prestamburgo²

¹ Università degli Studi di Palermo

² Università degli Studi di Trieste

Keywords: impresa, azienda,
censimento, autoconsumo,
Manlio Rossi-Doria

JEL Codes: Q18

Discussione su “Impresa e non impresa nell’agricoltura italiana. Una analisi sui dati del Censi- mento dell’Agricoltura 2010” di Andrea Arzeni e Franco Sotte

The deep structural and functional changes occurred over time in the context of Italian agriculture have significantly changed the farms’ operating processes, taking them to identify and practise new productive and commercial strategies. The clear identification of the farm and the enterprise which derives from it remains a relevant matter connected with the construction of public policies interested in the development and enhancement of the production of goods and services in agriculture. The Authors suggest a critical analysis of the paper by Arzeni and Sotte, 2013. The discussion highlights the distinction between farms and not-farms through a reading of agricultural census data (6th Italian Agriculture General Census 2010).

Il saggio di Arzeni e Sotte, sul quale si apre la discussione si ritiene interessante per l'impostazione e la trattazione dei diversi aspetti della problematica impresa-non impresa, sia per i riflessi precipuamente coinvolgenti le tematiche dell'economia agraria, sia per gli effetti che tale confronto può avere sull'evoluzione della politica agraria ai diversi livelli, regionale, nazionale ed europeo.

Il modello metodologico applicato per distinguere l'impresa dalla non impresa utilizza quattro variabili: tre di natura tecnica, rilevate dai risultati del 6° Censimento dell'agricoltura del 2010 ed una di dimensione economica, utilizzando le produzioni standard. Le variabili ISTAT considerate sono: il lavoro svolto in azienda, espresso in giornate di lavoro nell'anno, distinguendo le aziende con un numero di giornate lavoro maggiore o uguale a 50 e quelle con un numero di giornate lavoro inferiore a 50; il contoterzismo passivo, distinguendo le aziende tra quelle che affidano a contoterzisti una o più coltivazioni e quelle che effettuano le operazioni colturali in proprio; l'autoconsumo, classificando le aziende secondo la destinazione finale della produzione in tre gruppi, le aziende che autoconsumano tutta la produzione aziendale, quelle che ne consumano più del 50% e quelle che ne consumano una quota inferiore al 50%.

La dimensione economica distingue le aziende in quattro classi: 1) valore della produzione minore di 10 mila euro/anno, 2) valore della produzione da 10 mila a meno di 20 mila euro/anno, 3) valore della produzione da 20 mila a meno di 100 mila euro/anno, 4) valore della produzione oltre i 100 mila euro/anno.

Lo schema di classificazione adottato dagli Autori nel testo in discussione rende l'*autoconsumo* la variabile principale, che in sostanza finisce per condizionare il ruolo di tutte le altre.

Per questa ragione, chi scrive consiglia il lettore di approfondire le tesi di Arzeni e Sotte, attraverso un'attenta lettura preliminare del loro testo.

È ben noto che nel tempo, l'agricoltura italiana si è evoluta e trasformata nell'organizzazione, nelle attività, nelle funzioni, in un contesto territoriale operativo sempre più ampio e diversificato, dominato da politiche economiche ed ambientali nazionali e sovranazionali viepiù vincolanti. In questo quadro sono frequenti le crisi di mercato, che di volta in volta coinvolgono uno o più comparti produttivi, seppur con difforme gravità nelle diverse circoscrizioni geografiche del Paese. Problemi di prezzo, di costo, di concorrenza, di accordi mediterranei ed internazionali, di finanziamento, di fiscalità, di burocrazia, di sofisticazioni, ecc., pesano sui redditi degli agricoltori e quindi possono anche determinare delle condizioni sfavorevoli sull'occupazione del settore.

A questi problemi si aggiungono quelli generati da crisi finanziarie ed economiche generali dei paesi industrializzati, che gravano sulla domanda dei beni, anche alimentari e che provocano chiusure e fallimenti delle imprese del sistema produttivo privato e pubblico, con cadute di reddito e di occupazione nella popolazione e con emergenze sociali diffuse.

In agricoltura sono rari le chiusure ed i dissesti di imprese. La ragione consiste nel fatto che le imprese agricole, diversamente dalle imprese industriali, finanziarie, culturali, sociali, ecc. producono beni e servizi alimentari *con domanda anelastica* ed hanno un fattore produttivo distintivo ed inesauribile, la nuda terra ed ancor più il capitale fondiario con le sue potenzialità produttive, determinate dalla natura, dall'ambiente, dalla intelligenza dell'uomo, dall'innovazione tecnologica.

Quando l'agricoltura è in difficoltà per fenomeni propri o per crisi economica e finanziaria di un paese o di un'area geo-economica, una parte di essa, non sempre rappresentata da comparti o da prodotti e servizi, ma da territori e/o da gruppi di imprese può non subirne le relative conseguenze negative. Infatti, il settore primario sopporta e supera gli effetti di questa condizione operando con l'innovazione nelle attività di coltivazione e di allevamento e nelle attività di lavorazione, conservazione, trasformazione, commercializzazione e valorizzazione qualitativa, sia sul mercato nazionale che sui mercati internazionali.

Ma quali sono queste imprese? Come individuarle e definirle? Come quantificarle e misurarne la potenzialità economica?

Ad alcuni di questi quesiti cercano di rispondere Arzeni e Sotte (2013) con lo studio *"Imprese e non imprese nell'agricoltura italiana. Una analisi sui dati del censimento dell'agricoltura 2010"*¹.

Il ragionamento che segue trae spunto e riflessione da questo lavoro che affronta un tema trattato dagli economisti agrari fin dal secondo dopoguerra, avendo come progenitore Arrigo Serpieri, il primo economista agrario che, come è noto, ha dato sistematicità teorica all'azienda e all'impresa agraria.

Il Serpieri (1958) distingueva nettamente *l'azienda agraria* dalla *impresa agraria*

[...] Azienda è la combinazione elementare dei mezzi di produzione, considerata nella sua obbiettività tecnica, ...il funzionamento di essa esige la cooperazione di persone fisiche ... a capo della quale sta chi, con le sue scelte economiche, attua la suddetta combinazione e la fa funzionare, cioè ne ha la gestione. A fianco della azienda - unità tecnica, oggettiva - sta dunque un'unità di gestione - unità economica, soggettiva - ...la quale non coincide necessariamente con la prima, potendo comprendere più di una azienda. In una economia di scambio ... gestore e unità di gestione sono rispettivamente l'imprenditore che vende i prodotti ed acquista i mezzi di produzione ... e l'impresa, unità di una o più aziende da lui gestite...

La distinzione è netta anche nel codice civile, che definisce: imprenditore, chi esercita professionalmente un'attività economica organizzata al fine della produzione e dello scambio di beni e servizi (art. 2082); imprenditore agricolo, chi esercita un'attività diretta alla coltivazione del fondo, alla selvicoltura, all'allevamento del bestiame e attività connesse, ecc. (art. 2135)²; azienda, il complesso dei beni organizzati dall'imprenditore per l'esercizio della impresa (art. 2555).

Anche Enzo Di Cocco (1960) distingue nettamente l'azienda, combinazione elementare dei fattori della produzione, e dunque l'azienda agraria, come

¹ Gli Autori ricordano che:

La stesura finale di questo lavoro ha tratto notevole beneficio dai suggerimenti ricevuti da numerosi studiosi che cortesemente e con particolare impegno hanno letto una prima stesura: Gabriele Canali, Domenico Cersosimo, Emilio Chiodo, Fabrizio De Filippis, Angelo Frascarelli, Alberto Franco Pozzolo, Benedetto Rocchi e Cristina Salvioni. A tutti un sincero ringraziamento.

La responsabilità di quanto scritto è comunque soltanto degli Autori. L'analisi è stata resa possibile grazie alla cortese disponibilità dell'ISTAT e, in particolare, del servizio preposto al 6° Censimento Generale dell'Agricoltura. Un particolare ringraziamento a Massimo Greco.

² L'articolo è stato modificato, ampliandone e ammodernandone la normativa, con il d.l. 228/2001.

l'unione (combinazione) di capitale fondiario, di capitale di esercizio e di lavoro. Questa unica unità produttiva è gestita dall'imprenditore. La gestione dell'azienda dà luogo all'impresa.

Nel tempo, questa distinzione tra azienda e impresa, a causa del non sempre corretto uso fatto dal linguaggio politico, amministrativo, economico-giuridico, fiscale e previdenziale ha prodotto ambiguità interpretative, come sottolineano Arzeni e Sotte. Ne segue che spesso si usa il termine azienda agraria (agricola) come sinonimo di impresa agraria (agricola) (De Benedictis, Cosentino, 1979).

Il tema proposto dagli Autori ha notevole rilevanza per le ripercussioni che può suscitare, nel campo della politica agraria nei diversi livelli istituzionali e specialmente europei (PAC), la molteplicità tipologica dell'impresa agricola³.

Il Censimento dell'Agricoltura 2010 ha dato la possibilità ai due Autori di misurare la distinzione quantitativa e funzionale dei due termini, che indicano in *impresa e non impresa nell'agricoltura*.

Invero, lo studio suscita profonda perplessità, non tanto sul ragionamento teorico impresa-non impresa, quanto piuttosto sull'uso fondamentale, nel modello statistico prescelto, della *variabile autoconsumo*, variabile questa che, secondo quanto indicato dalle norme censuarie non può affatto essere confusa con la parte di produzione aziendale riferibile alla componente "orti familiari".

L'ISTAT nella sua definizione di unità di rilevazione (l'azienda agricola e zootecnica) per il 6° Censimento dell'Agricoltura fa riferimento all'impresa agricola, anche se la definizione è «...la unità tecnico-economica ... in cui si attua l'attività agricola e zootecnica ad opera di un conduttore ... che ne sopporta il rischio...». Nella rilevazione censuaria si privilegiano gli aspetti tecnici dell'azienda, mentre sono indagati solo alcuni aspetti della funzione imprenditoriale e del soggetto imprenditore.

Nello studio di Arzeni e Sotte viene contestata la definizione ISTAT, perché

[...] È evidente, come questa definizione, concentrata sull'attività produttiva, non si occupi invece degli sbocchi possibili della produzione che può quindi anche escludere quello della vendita al mercato, limitandosi al solo autoconsumo...

³ Al riguardo, si precisa che i risultati del 6° Censimento Generale dell'Agricoltura Italiana 2010, relativi alla regione Sicilia erano stati dibattuti prima della pubblicazione del saggio di Arzeni e Sotte, sulla base di una relazione a firma Antonino Bacarella e Mario Prestamburgo nell'ambito dei lavori del XX Convegno della Società Italiana di Economia Agro-alimentare (SIEA) "L'agro-alimentare italiano ed il mercato: arte, cultura e specificità territoriale" tenutosi dal 7 al 9 giugno 2012 a Siracusa. Inoltre, Antonino Bacarella è autore del volume - CORERAS - REGIONE SICILIANA Assessorato Agricoltura e Foreste, Le imprese agroalimentari "marketing oriented" in Sicilia, OSEEAS, Palermo, 2004; www.coreras.it/infocoreras.it.

Non sembra che questa sia una lettura corretta in considerazione del fatto che il conduttore sopporta il rischio (che è tecnico ed economico) e che nel questionario è inserito il punto 55 - *commercializzazione dei prodotti aziendali*.

Continuano gli Autori dello studio: «...D'altra parte anche la definizione di "imprenditore agricolo" dell'art. 2135 del Codice Civile si concentra sulla attività produttiva e trascura quella "commerciale"...», considerando però solamente i primi due commi dell'articolo ed omettendo il terzo comma.

È da osservare innanzi tutto che il primo comma: «...È imprenditore agricolo chi esercita una delle seguenti attività: coltivazione del fondo, selvicoltura, allevamento di animali e attività connesse...», assegna la medesima valenza a ciascuna delle attività, collegandole strettamente a quelle connesse che, secondo il terzo comma, sono:

[...] Si intendono comunque connesse le attività esercitate dal medesimo imprenditore agricolo, dirette alla manipolazione, conservazione, trasformazione, commercializzazione e valorizzazione che abbiano ad oggetto i prodotti ottenuti prevalentemente dalla coltivazione del fondo....

Inoltre, si fa osservare che l'attività commerciale è insita nello stesso concetto economico di imprenditore e nella definizione dell'art. 2082 del Codice Civile.

Quindi, a nostro avviso, non è corretto da parte degli Autori affermare che l'art. 2135 c.c. trascura l'attività commerciale dell'imprenditore agricolo. Questa attività o è considerata o non lo è. Arzeni e Sotte così distinguono l'impresa agricola e la non impresa agricola.

L'impresa agricola si caratterizza per: 1) avere una dimensione d'impresa; però, anche se piccola non deve essere irrilevante; 2) richiedere impegno professionale; intendendo per tale: l'impegno di tempo di lavoro nell'azienda, espresso in giornate uomo. Se queste sono irrисorie, come nel caso di affidamento totale o consistente dei lavori aziendali ad imprese contoterziste, l'impresa è definita "disattivata", perché sono «...le imprese contoterziste (di fatto i veri imprenditori)...». A nostro avviso, queste affermazioni impongono alcune riflessioni, in quanto è noto che le scelte aziendali sono numerose (ordinamento produttivo, specie e varietà coltivate, valorizzazione e vendita del prodotto, ecc.), e da queste scelte fondamentali dell'imprenditore agricolo dipendono sostanzialmente i risultati produttivi di quantità e di valore ed i rischi tecnico-economici, dell'intrapresa conseguente a tali scelte. Ricorrendo all'impresa contoterzista per le operazioni colturali, l'imprenditore agricolo fa una scelta di convenienza economica, perché commissiona il lavoro meccanico di una o più operazioni colturali, rispetto all'assunzione diretta di lavoratori agricoli, o di avere un parco macchine proprio; 3) avere proiezione al mercato per la va-

lorizzazione del prodotto. Se la produzione è destinata all'autoconsumo della famiglia del conduttore l'azienda non si può considerare impresa.

Le altre caratterizzazioni descritte (proiezione verso le politiche agricole, assunzione del rischio, efficienza, strategia, qualificazione professionale) fanno parte dell'essere imprenditore (che non può, a maggior ragione, essere sostituito, neppure di fatto, dal contoterzista).

La *non impresa* caratterizza le aziende agricole che: a) hanno una produzione totalmente o prevalentemente destinata all'autoconsumo; b) non operano sul mercato o lo fanno occasionalmente; c) sono per la dimensione modesta abbandonate o semi abbandonate (e quindi noi aggiungiamo che sono solo appezzamenti di terreni); d) affidano la coltivazione ad imprese vicine (trattasi molto probabilmente di comodati d'uso gratuiti) o contoterziste «...in un rapporto completamente passivo ed indifferente alle decisioni imprenditoriali da parte di chi ne ha formalmente la conduzione...» (il fatto però non sembra avere logica, perché più che avere conduzione formale, trattasi di mero proprietario, come, ad esempio, è possibile, nel caso di un emigrato, assente da diversi anni dal paese natio); e) aziende a carattere hobbistico-ricreativo.

Si fa osservare che le aziende individuate in questo gruppo o sono di irrilevante dimensione, con riguardo all'autoconsumo (come si vedrà nel prosieguo), o non hanno un conduttore (quindi sono solo terreni) o non svolgono attività agricola, ma ricreativa o sociale. Per cui sembra inappropriato tenerle in considerazione ai fini della individuazione tipologica e della quantificazione delle imprese agricole.

Comunque sia, da queste caratterizzazioni di impresa e non impresa prende corpo l'assunto dello studio di Arzeni e Sotte per distinguere e misurare il peso economico tra impresa e non impresa e l'analisi sui dati del Censimento Generale dell'Agricoltura. Le variabili considerate sono: autoconsumo, giornate di lavoro nell'anno, contoterzismo passivo, rilevate dal censimento, e le produzioni standard calcolate dall'INEA per il quinquennio 2005/2006-2009/2010 a norma del Reg. (CE) n. 1242/2008.

Quest'ultima variabile ripercorre una similare analisi fatta da Sotte sui dati del Censimento Generale 2000, utilizzando come variabile l'UDE (a valore 1.200 euro) della RICA-INEA (Sotte, 2006).

L'ISTAT nel definire l'universo statistico del Censimento Generale 2010 ha applicato le norme dettate dal reg. (CE) 1166/2008, e dunque ha escluso dalla rilevazione le superfici di "irrilevante dimensione" (al di sotto di 20 are); i piccoli orti a carattere familiare ed i piccoli allevamenti per autoconsumo, se presenti nell'azienda agraria, sono considerate come parti integranti dell'azienda stessa. Con queste indicazioni l'ISTAT ha dunque escluso tutte le possibilità di produzione per mero autoconsumo di prodotti vegetali e zootecnici. Per questa ragione, risulta incomprensibile e senza giustificazione l'inseri-

mento nel questionario di azienda agricola del quesito sull'autoconsumo al punto 54⁴.

Arzeni e Sotte, coerenti con il presupposto teorico, per dimostrare nella fattualità il concetto teorico-giuridico di impresa e non impresa nell'agricoltura italiana, utilizzano nel loro modello statistico le risultanze del punto 54 - autoconsumo in modo acritico e senza riflessione sulla loro significatività reale, dato che non ve ne è traccia alcuna in tutta la stesura dello studio. O più esattamente, chiosando il risultato del Censimento, «...ben il 36% dei rispondenti dichiara di produrre per il solo autoconsumo...», si osserva, in nota 20 di pag. 13:

[...] È questo un dato che, per la sua dimensione sicuramente rilevante, desta qualche perplessità. Non si può escludere che la sopravvalutazione sia connessa alla consuetudine, specie tra le piccole aziende, di non fatturare le vendite di modesta entità...

Così però non è, come si dimostra nel seguito.

Inoltre, per onor di esattezza, non è il 36% dei rispondenti che dichiara di produrre per il solo autoconsumo, il 36% è il risultato delle aziende che non commercializzano e/o che non hanno dato risposta al quesito. Le aziende con produzione totale destinata all'autoconsumo familiare risultano il 27,5% dell'universo censito.

Ed ancora, non sempre si tratta della "consuetudine", specie tra le piccole aziende, di non fatturare le vendite di modesta entità, ma di esonero dal versamento dell'imposta e degli adempimenti conseguenti per i produttori agricoli con un volume di affari non superiore a 2.582,28 euro l'anno (7.746,85 euro se ricadenti in comuni montani), a norma della legge 313/97 sul regime IVA. Si fa ancora presente che, la legge 77/97 e successive modificazioni sulla iscrizione al Registro delle imprese, rende facoltativa l'iscrizione per i produttori con volume di affari non superiore a 7.000 euro l'anno.

Difficilmente spiegabile è l'omissione, nel ragionamento teorico-giuridico degli Autori delle tre figure professionali soggettive (persone fisiche) che si hanno oggi in agricoltura e segnatamente: 1) l'Imprenditore Agricolo, come definito dall'art. 2135 c.c., modificato con d.l. 228/2001; 2) l'Imprenditore Agricolo Professionale (IAP), di cui al d.l. 99/2004, come modificato dal d.l. 101/2005; 3) il Coltivatore Diretto, come definito dall'art. 2083 c.c. e come regolato dalle leggi vigenti.

In effetti il quesito, come formulato dall'ISTAT nel questionario, è mal posto e fuorviante! Cioè: La famiglia del conduttore consuma i prodotti azienda-

⁴ Cfr. ISTAT, 6° Censimento Generale dell'Agricoltura: <http://www.istat.it/it/censimentoagricoltura/agricoltura-2010>.

li? SI-NO; se SI indicare se l'azienda autoconsuma: tutto, oltre il 50%, il 50% o meno del valore della produzione.

Le risposte a questo quesito sono assurde ed inspiegabili (Tab.1). Perché a livello nazionale solo il 19,2% (in Sicilia il 24,6%) delle aziende dell'universo censuario non destinano i prodotti all'autoconsumo familiare; il 27,5% (in Sicilia il 27,3%) destina tutto all'autoconsumo; il 12,3% (Sicilia 9,6%) destina oltre il 50% della produzione all'autoconsumo; il 41,0% (Sicilia 38,5%) destina il 50% o meno all'autoconsumo.

Tali risultati, confrontati con la distribuzione delle aziende per classi di ampiezza di SAU, seppur in diversa misura riflettono la distribuzione per classi di ampiezza dell'universo delle aziende, sia in Italia che in Sicilia ed in tutte le ripartizioni geografiche italiane. Ciò significa, che le aziende agricole censite, che per la maggior parte mostrano una dimensione inferiore ai 3 ettari di SAU (61,5% in Italia, 64,1% in Sicilia) non consumano i propri prodotti per il 15,1% in Italia (19,6% in Sicilia), mentre autoconsumano l'intera produzione per il 44,4% in Italia (Sicilia 42,5%) e così via (Tab. 2). Questi risultati appaiono veramente "originali"⁵.

Ricordando che, con il reg. (CE) 1166/2008 il problema era stato risolto escludendo dall'universo censuario le "aziende" (ma in effetti si tratta di terreni soltanto coltivati) con dimensione irrilevante, proprio perchè la loro produzione è destinata all'autoconsumo familiare, e tenuto conto che la conoscenza sull'autoconsumo familiare era stata rilevata con il quesito di cui al punto 10 (orti familiari per l'autoconsumo) e al punto 29 (l'azienda possiede allevamenti per l'autoconsumo?), ci si chiede quali altri prodotti dell'azienda sarebbero rimasti fuori dall'autoconsumo familiare (sempre nell'ambito agroalimentare)?

Si tratta di tutti i prodotti delle coltivazioni ortofrutticole con resa per ettaro superiore a decine di quintali; tutti i prodotti degli allevamenti con almeno un capo grosso o con qualche centinaio di capi di bassa corte o di piccola dimensione; tutti i prodotti di coltivazioni con resa per ettaro di alcune decine di quintali, non destinabili direttamente al consumo alimentare umano, e per essere tali bisognevoli di processi di trasformazione industriale più o meno complessi; tutti i prodotti non destinabili al consumo alimentare umano.

⁵ Per meglio comprendere "l'originalità dei risultati" è sufficiente un esempio invero banale. Si supponga di aver censito un'azienda ad impresa familiare che ha una superficie agricola utilizzata (SAU) di tre ettari di cui 1,5 ettari siano investiti a limoneto ed 1,5 ettari ad ortaggi. Si supponga ancora che l'impresa operi in "regime di economia sommersa". Secondo l'analisi di Arzeni e Sotte questa azienda si configura come "non impresa", in quanto ha un reddito inferiore a 10 mila euro e quindi destina *all'autoconsumo tutta la produzione di limoni (non meno di 300 q.li) e tutti gli ortaggi prodotti (non meno di 200 q.li)*. *Ipotesi questa invero impossibile.*

Tab. 1. Aziende per classi di SAU e per ammontare dell'autoconsumo della famiglia del conduttore in Italia ed in Sicilia. Val. %

Classi di SAU Ettari	Italia						Sicilia					
	Senza autoconsumo			Autoconsumo della produzione			Senza autoconsumo			Autoconsumo della produzione		
	tutta	> 50 %	50% e meno	Totale	tutta	>50%	50% e meno	Totale	tutta	>50%	50% e meno	Totale
< 1 HA	18,9	23	16	30,8	64,5	23	16	30,8	67	26,7	19,3	32,9
1-2,99	29,4	28,9	29,1	30,7	34,7	28,9	29,1	30,7	32,6	25,5	30,8	31,2
3-4,99	13,1	23	14,7	11,5	0,5	23	14,7	11,5	0,2	24,1	14,9	11,8
5-9,99	14,3	15,2	16,6	11,5	0,2	15,2	16,6	11,5	0,1	14,4	15,2	10,7
10-29,99	14,8	7,9	15,8	10,3	0,1	7,9	15,8	10,3	0,1	7,3	13,7	9,2
30-49,99	4,1	1,1	3,9	2,5	..	1,1	3,9	2,5	..	1,1	3,1	2,1
>49,99 Ha	5,4	0,9	3,9	2,7	..	0,9	3,9	2,7	..	0,9	3	2,1
Totale	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Numero	311.403	445.498	199.896	1.620.884	445.498	199.896	664.087	1.620.884	60.028	24.036	84.606	219.677
%	19,2	27,5	12,3	41	27,5	12,3	41	100	24,6	9,6	38,5	100
Sicilia/Italia %	17,3	13,5	10,5	13,6	13,5	10,5	12,7	13,6	27,3	9,6	38,5	100

Fonte: Elaborazioni su dati Censimento dell'Agricoltura 2010.

Tab. 2. Confronto delle aziende con ampiezza < 3 ha e 3 ha ed oltre per ammontare dell'autoconsumo

Classi di SAU Ettari	Italia						Sicilia				
	Senza autoconsumo		Autoconsumo della produzione		Totale		Senza autoconsumo		Autoconsumo della produzione		Totale
	tutta	> 50 %	> 50 % meno	tutta	50% e meno		tutta	>50%	50% e meno		
	Aziende Numero										
Fino a 2,99 ha	150.465	441.879	103.840	299.812	995.996	27.647	59.771	10.982	42.433	140.833	
3 ha e oltre	160.938	3.619	96.056	364.275	624.888	26.360	247	10.054	42.173	78.844	
Totale	311.403	445.498	199.896	664.087	1.620.884	54.007	60.028	21.036	84.606	219.677	
	Valori percentuali										
Fino a 2,99 ha	15,1	44,4	10,4	30,1	100,0	19,6	42,5	7,8	30,1	100,0	
3 ha e oltre	25,7	0,6	15,4	58,3	100,0	33,4	0,3	12,8	53,5	100,0	
Totale	19,2	27,5	12,3	41,0	100,0	24,6	27,3	9,6	38,5	100,0	
	Valori percentuali										
Fino a 2,99 ha	48,3	99,2	52,0	45,1	61,5	51,2	99,6	52,2	50,1	64,1	
3 ha e oltre	51,7	0,8	48,0	54,9	38,5	48,8	0,4	47,8	49,9	35,9	
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	

Fonte: Elaborazioni su dati Censimento dell'Agricoltura 2010.

I risultati sugli orti familiari (Tab. 3) confermano queste considerazioni. Si riscontrano nel 23,9% dell'universo aziendale italiano e nel 9,0% di quello siciliano, mentre la superficie coltivata è lo 0,2% sia a livello nazionale che regionale. Le superfici destinate agli orti familiari sono di piccolissima ampiezza: 8,2 are nella media italiana, 10,9 are nella media siciliana. I piccoli allevamenti per autoconsumo (Tab. 4) si riscontrano nel 18,4% delle aziende nazionali totali ed appena del 2,1% delle totali aziende censite in Sicilia.

L'ISTAT dunque non doveva formulare il quesito sull'autoconsumo di cui al punto 54, che, peraltro, per effetto di trascinamento ha reso assurda e contraddittoria anche la rilevazione del punto 55 - *commercializzazione dei prodotti aziendali*.

Alla luce di queste considerazioni, premesso che l'agricoltore, o se si vuole il conduttore o l'imprenditore agricolo e la sua ormai non numerosa famiglia consumano sempre i prodotti agroalimentari che ottengono nella loro azienda e che però per essere consumati non necessitano di trasformazione, se non quelli della cucina, ad eccezione dell'olio di oliva⁶, ci si chiede: in quali quantità?

In quantità sempre irrisorie o inconsistenti, anche nel caso della produzione di un'azienda con ampiezza di un ettaro o meno (di oliveto, agrumeto, pescheto, di ortaggi, ecc.) o con l'allevamento di una vacca da latte, come appunto dimostrano i risultati censuari sugli orti familiari e sui piccoli allevamenti per autoconsumo.

L'autoconsumo familiare nell'impresa agricola era rilevante nel passato, specialmente fra le classi contadine diseredate, quando gli alimenti fondamentali erano pane e pasta, mentre oggi l'autoconsumo ha radicalmente mutato struttura, composizione e funzione.

L'autoconsumo della famiglia agricola, un tempo pesava in modo significativo, per la numerosità della popolazione agricola (per oltre il 40% sulla popolazione nazionale e per oltre il 50% nel Meridione italiano), sulla produzione dell'agricoltura dell'epoca (fino agli anni Cinquanta del secolo trascorso), peraltro basata essenzialmente sulla cerealicoltura, sulle coltivazioni miste e promiscue, e sulla cospicua diffusione di alberi sparsi nel seminativo. Da tempo non ha più consistenza. Nei trascorsi sessant'anni è diminuita fortemente la popolazione agricola (oggi conta pochi punti percentuali sulla popolazione italiana), si è ridotta notevolmente la composizione della famiglia, anche quella agricola, si sono moltiplicate le tipologie dei consumi, e per conseguenza quel-

⁶ L'olio di oliva viene autoconsumato nel Meridione ed in altre poche ristrette aree del Centro-nord dagli olivicoltori che ottengono la produzione dell'olio dopo il processo di molitura presso frantoio propri (poco frequentemente), ma più spesso di terzi. Il consumo pro-capite annuale di olio di oliva in Italia mediamente è compreso tra 12 e 15 litri.

Tab. 3. Orti familiari per classe d'ampiezza dell'azienda. Italia e Sicilia

Classi di SAU Aziende	Italia						Sicilia					
	Aziende			Superficie a orto			Aziende			Superficie a orto		
	numero	%	inc.%(¹)	tot. ha	%	media az mq	numero	%	inc.%(¹)	tot ha	%	media az mq
< 1 HA	105.037	27,1	21,3	7.763	24,3	739	7.496	37,7	10,5	687	31,6	916
1-2,99	124.191	32,1	25,0	10.340	32,4	832	6.497	32,7	9,5	742	34,2	1.142
3-4,99	50.989	13,1	27,4	4.271	13,4	838	2.079	10,4	8,0	252	11,6	1.212
5-9,99	51.394	13,3	27,6	4.397	13,8	855	1.803	9,1	7,7	224	10,3	1.242
10-29,99	40.692	10,5	24,4	3.636	11,4	893	1.438	7,2	7,1	194	8,9	1.349
30-49,99	7.986	2,1	19,5	754	2,4	944	319	1,6	6,9	38	1,7	1.191
>49,99 Ha	6.948	1,8	15,5	734	2,3	1.056	251	0,3	5,5	37	1,7	1.474
Totale	387.237	100,0	23,9	31.896	100,0	824	19.883	100,0	9,0	2.173	100,0	1.093
% su universo censito	23,9			0,2			9			0,2		

(1) Incidenza % sul totale aziende della stessa classe di SAU
 Fonte: Elaborazioni su dati Censimento dell'Agricoltura 2010.

Tab. 4. Presenza nelle aziende agricole di allevamenti per autoconsumo

Classi di SAU Aziende	Italia						Sicilia		
	Totale aziende numero	con presenza di allevamenti			Totale aziende numero	con presenza di allevamenti			
		numero	%	inc.%		numero	%	inc.%	
senza terreno	5.294	1.875	0,6	35,4	628	82	1,8	13,0	
< 1 HA	493.326	51.598	17,3	10,4	71.630	585	12,7	0,8	
1-2,99	497.376	81.208	27,3	16,3	68.575	728	15,8	1,1	
3-4,99	186.324	41.413	13,9	22,2	25.927	407	8,9	1,6	
5-9,99	186.145	48.003	16,1	25,8	23.526	599	13,0	2,5	
10-29,99	166.802	48.121	16,2	28,8	20.227	1.184	25,8	5,8	
30-49,99	40.915	12.505	4,2	30,6	4.614	476	10,4	10,3	
>49,99 Ha	44.702	13.034	4,4	29,2	4.547	532	0,6	11,7	
Totale	1.620.884	297.757	100,0	18,4	219.677	4.593	100,0	2,1	

Fonte: Elaborazioni su dati Censimento dell'Agricoltura 2010.

le delle produzioni, per cui l'autoconsumo dei prodotti agricoli alimentari è fortemente scemato e ridotto ormai ad una incidenza da zero virgola⁷.

Questo fenomeno dell'irrelevanza dell'autoconsumo familiare nell'agricoltura è l'effetto dell'evoluzione delle innovazioni biotecnologiche, della specializzazione produttiva delle coltivazioni, delle moderne organizzazioni e tecnologie industriali e commerciali, dell'evoluzione culturale, qualitativa e tipologica della domanda alimentare, che ha profondamente modificato la composizione del paniere alimentare del consumatore, e quindi anche quello dell'agricoltore e della sua famiglia; e così via discorrendo.

La elaborazione di Arzeni e Sotte parte dal presupposto teorico, economicamente e giuridicamente corretto, che si ha impresa quando sussistono due peculiarità: «la finalità commerciale e l'orientamento alla economicità nella gestione associata al rischio di mercato». Mentre non si ha impresa quando la produzione è destinata all'autoconsumo familiare in misura esclusiva o comunque prevalente.

Gli Autori nel loro lavoro individuano 3 tipologie di aziende: 1) le aziende non imprese, con dimensione economica inferiore a 10 mila euro, classificate in 3 gruppi: di solo autoconsumo, autoconsumo prevalente, con modesta attività commerciale; 2) le aziende intermedie, con dimensione economica tra 10 e 20 mila euro, classificate in 2 gruppi: non imprese disattivate (di solo autoconsumo, di autoconsumo prevalente, con meno di 50 giornate di lavoro anno); imprese potenziali, quando non ricadono nel caso precedente; 3) le aziende con dimensione economica superiore ai 20 mila euro, classificate in 3 gruppi: imprese totalmente o parzialmente disattivate (di solo autoconsumo o di autoconsumo prevalente e meno di 50 giornate di lavoro anno, di autoconsumo prevalente e più di 50 giornate di lavoro anno); imprese piccole, quando non ricadono nel caso precedente ed hanno una dimensione economica inferiore ai 100 mila euro; imprese grandi, quando non ricadono nei casi precedenti ed hanno una dimensione economica superiore ai 100 mila euro.

Il modello di elaborazione per l'individuazione di impresa-non impresa di Arzeni-Sotte si sostiene dunque essenzialmente sulla base della ipotesi autoconsumo e sulle risposte al punto 54 del questionario del censimento: autoconsumo si-no, se sì: tutto o parte.

⁷ Da una verifica effettuata sull'ammontare del valore della produzione standard degli orti familiari, i cui prodotti (patate, frutta e ortaggi) sono, in valore e in quantità, i più autoconsumati dalla famiglia del conduttore emerge una equivalenza dello 0,6% (300 milioni di euro circa) sulla produzione standard nazionale dell'agricoltura. Il valore della spesa annua per ortofrutticoli delle famiglie italiane nel 2010 ammonta a 23,447 miliardi di euro. Nello stesso anno il valore dell'autoconsumo di prodotti ortofrutticoli delle famiglie agricole ha un'incidenza, sulla corrispondente voce di spesa dell'universo delle famiglie italiane, dell'1,3% (fonte ISTAT).

Ma, se l'autoconsumo nella realtà fattuale ed economica è insignificante, come si è ampiamente qui dimostrato, il ragionamento teorico di Arzeni e Sotte non ha fondamento ed i risultati delle elaborazioni appaiono privi di significato economico e di politica agraria.

Peraltro, il risultato della elaborazione, quasi ad escludere l'effetto autoconsumo, individua solo nelle piccole imprese (con dimensione economica compresa fra 20 e 100 mila euro) e nelle grandi imprese (con dimensione economica oltre i 100 mila euro) la forza economico-produttiva dell'agricoltura italiana.

Vale a dire che il 19% delle aziende agricole italiane sono gestite, organizzate, dirette dall'imprenditore e per converso l'81% non è impresa perché la famiglia del conduttore autoconsuma la produzione aziendale totalmente, o prevalentemente, o in modo cospicuo, anche quando l'ammontare di essa si misura in migliaia di quintali. È questo un dato difficilmente accettabile!

Si ritiene opportuno ricordare che Sotte ha sostenuto una tesi simile (basata solamente sulla dimensione economica) nel suo precedente lavoro (Sotte, 2006), individuando il 17% dell'universo di 2.507 mila aziende del Censimento Generale 2000 come imprese piccole, medie, grandi e molto grandi, con dimensione economica superiore a 8-16 UDE, cioè tra 9.600 e 19.200 euro l'anno. Nel presente studio le imprese piccole e grandi con dimensione economica superiore ai 20.000 euro l'anno ragguagliano il 19% dell'universo di 1.621 mila aziende, vale a dire 308 mila aziende.

A livello nazionale il numero delle imprese (piccole e grandi) corrisponde quasi a quello (è un caso fortuito?) delle aziende senza autoconsumo; se questo risultato nazionale si distribuisce per ripartizione geografica (Tab. 5) si rilevano difformità anche rilevanti (in positivo ed in negativo), che destano perplessità inspiegabili e, comunque, non tenute in considerazione dagli Autori.

Peraltro nella illustrazione metodologica non sono giustificate neanche le scelte relative alle variabili *giornate lavorative* e *contoterzismo passivo*. Del pari, non sono spiegati i significati di imprese disattivate e potenziali per le aziende intermedie, e di disattivate totalmente o parzialmente per le imprese. A quest'ultimo proposito si fa rilevare e ci si chiede come un'impresa di dimensione relativamente grande (fra 20 e 100 mila euro) ad indirizzo cerealicolo specializzato e ad alto livello di meccanizzazione e di efficienza (di cui alla nota 27 di pag. 18 dell'elaborato), con una produzione si presume di alcune migliaia di quintali di frumento (e/o mais, e/o riso, e/o orzo, e/o avena, ecc.) possa destinare tutta o la parte prevalente della produzione all'autoconsumo familiare e pertanto essere classificata: «...azienda di solo autoconsumo o di autoconsumo prevalente e meno di 50 giornate di lavoro anno...»!

Infine, un'ultima riflessione riguarda il giudizio conclusivo (e le cause) sul divario Nord-Sud, come riportate nella Tabella 3 dello studio; secondo gli Au-

Tab. 5. Confronto tra imprese (piccole e grandi) della ricerca e aziende senza autoconsumo dell'ISTAT – Censimento per ripartizione geografica

Ripartizione geografica	Imprese (piccole e grandi)	Aziende senza autoconsumo	Differenza	%
N-O	52.748	42.120	10.628	20,1
N-E	79.935	89.354	-9.419	-11,8
Centro	41.299	36.455	4.844	11,7
Sud	79.888	83.922	-4.034	-5,0
Isole	56.552	59.552	-3.000	-5,3
Italia	309.989	311.403	-1.414	-0,5
Sicilia	37.192	54.007	-16.815	-45,2

tori le differenziazioni territoriali che riguardano la numerosità delle aziende censite (il 60% dell'universo nazionale concentrato nel Sud e nelle Isole), l'estensione della SAU (il 48% nel Sud e nelle Isole), l'ammontare della produzione standard (il 34% nel Sud e nelle Isole), confermano i risultati dello studio. Ma, poteva essere diversamente? Queste sono situazioni in parte oggettive, ma di difficile e lenta modificazione, in parte derivate (l'ammontare della produzione standard), di possibile modificazione in tempi ragionevoli (politica, e non solo agraria, permettendo).

Il giudizio che formulano i due Autori è il seguente: «Il divario fra Nord e Sud si conferma quindi e si evidenziano due sistemi agricoli marcatamente diversi, più strutturato quello del Nord, in contrapposizione a quello meridionale polverizzato».

Si ripete dunque il giudizio che il divario è determinato essenzialmente dalla ampiezza (SAU) aziendale. È un giudizio questo affrettato e poco approfondito nelle motivazioni, sol che si consideri che il Censimento 2010 rispetto ai precedenti ha fortemente diminuito il numero delle aziende censite⁸, e certamente non per effetto del non dinamico mercato fondiario, ma in relazione soprattutto alla consistenza della lista pre-censuaria elaborata dall'ISTAT, quale risultato della rivoluzione della PAC con il disaccoppiamento degli aiuti e con l'introduzione nel 2005 del pagamento unico aziendale (PUA).

In Sicilia la semplice modifica strutturale dell'intervento pubblico comunitario, ha avuto anche l'effetto di ridurre notevolmente la distanza fra le am-

⁸ La riduzione nel numero di aziende censite nel 2010 rispetto al 2000 è di: 32,4% in Italia, 34,0 nel N-O, 31,1% nel N-E, 40,4% nel Centro, 40,0 nel Sud, 25,6% nelle Isole. E del 38,6% in Sicilia.

piezze medie aziendali in termini di SAU rispetto all'Italia (da 33 punti percentuali del 2000 a 20 nel 2010), rispetto al N-O (da 64 a 56), al N-E (da 49 a 36), al Centro (da 36 a 27), mentre ha migliorato rispetto al Sud (da -5 a 23).

Ma si tratta solo di polverizzazione aziendale? A questo proposito sembra necessario evidenziare che il confronto si effettua fra due sistemi produttivi diversi per ambienti bioagronomici, biotecnologici, biocolturali e professionali, che danno origine a diverse tipologie produttive aziendali, dettate non solo dall'ampiezza aziendale, ma anche dall'ammontare del valore del capitale fondiario e del capitale di esercizio, e soprattutto dal grado di lavorazione e di valorizzazione del prodotto e conseguentemente dalla sua destinazione ai mercati (alla produzione-prodotto non lavorato, all'ingrosso-prodotto lavorato in parte, al dettaglio-prodotto confezionato per il consumo), nella filiera lunga o corta, e dunque nel rapporto con il consumatore, e certamente non ultimo dall'organizzazione dell'offerta. Diversamente, non avrebbero spiegazione logica i positivi fenomeni economici coinvolgenti i piccoli melicoltori del Trentino, in Val di Non, associati nel consorzio Melinda, ed i piccoli viticoltori nel territorio di Menfi in Sicilia, associati nelle Cantine Settesoli.

E per concludere, tante riflessioni: è un problema dunque di struttura (ampiezza ed autoconsumo) aziendale, o non piuttosto di capacità professionali ed imprenditoriali? Siamo ormai convinti che il livello generale di distinzione fra il Nord e il Sud, derivi dall'effetto di condizioni diverse di cultura professionale e di operatività nei mercati. E, per sintesi razionale ed economica, derivi dalla diversità conseguente nei livelli di prezzo percepiti e corrisposti agli agricoltori nelle due diverse realtà produttive.

In definitiva per centrare in termini moderni il tema degli studi sull'impresa agricola e sull'imprenditore agricolo, riteniamo che l'indirizzo teorico ed operativo debba essere coerente con l'evoluzione della domanda alimentare e del comportamento del consumatore, e con l'evoluzione tecnica e funzionale dei mercati (nazionale, europeo, internazionale).

Dal lato dell'offerta, cioè dell'agricoltura, quindi, per coerenza con l'evoluzione della domanda e dei mercati, si ritiene che gli studi debbano indirizzare le indagini sulla evoluzione mercantile e merceologica da prodotto agricolo a prodotto agroalimentare, e sulla evoluzione territoriale ed ambientale da impresa agricola ad impresa agroalimentare marketing oriented.

Si potrebbero così definire tutte le diverse tipologie di impresa agricola connesse alla diversità di destinazione del prodotto agricolo ed agli sbocchi commerciali. Ed in ambiti omogenei formulare i confronti territoriali ed individuare le cause (vere) dei divari.

I dati del censimento, conservando sostanzialmente la struttura rigida di rilevazione dell'azienda agraria applicata nei trascorsi sessanta anni, non sono

sufficienti a rilevare le diverse tipologie di impresa agricola, né le cause dei divari nei sistemi produttivi territoriali.

L'utilizzazione di elaborazioni su dati insufficienti o addirittura errati, può indurre a distorsioni negli interventi di politica agraria e dar luogo a gravi ingiustizie economiche e squilibri fra la piccola e media impresa, la più capace di esaltare i valori territoriali, ambientali, culturali, storici dell'agricoltura, e la grande impresa, economicamente efficiente e con maggiore potere contrattuale. Per evitare simili e grossolani errori nell'analisi economica al ricercatore non resta che ricordare l'insegnamento dei grandi Maestri della Scuola Italiana di Economia Agraria, come Manlio Rossi-Doria, che amava ammonire i suoi Allievi ricordando loro che prima di applicare ai dati empirici sofisticati modelli econometrici, *U.S.A. style*, è sempre necessario "sporcarsi le scarpe" andando a vedere la realtà delle aziende agrarie nei diversi territori dell'articolata realtà dell'agricoltura italiana, altrimenti si rischia di *teorizzare* "impresa e non impresa" scambiando... "luciole per lanterne".

Riferimenti bibliografici

- Arzeni A., Sotte F. (2013). *Imprese e non imprese nell'agricoltura italiana. Una analisi sui dati del censimento dell'agricoltura 2010*, Gruppo 2013, Working paper, n. 20, marzo.
- Bacarella A. (a cura di) (2004). CORERAS – REGIONE SICILIANA Assessorato Agricoltura e Foreste, *Le imprese agroalimentari "marketing oriented" in Sicilia*, OSEEAS, Palermo, 2004, testo disponibile al sito: <http://www.coreras.it/pubblicazioni.asp?p=4>.
- De Benedictis M., Cosentino V. (1979). *Economia dell'azienda agraria. Teoria e metodi*, Edizioni Il Mulino, Bologna, 19 e seguenti.
- Di Cocco E. (1960). *Economia agraria*, Edizioni Agricole Bologna.
- Serpieri A. (1958). *L'Azienda Agraria*, Edizioni Agricole Bologna.
- Sotte F. (2006). Quante sono le imprese agricole in Italia, *Agriregioneeuropa*, 5, testo disponibile al sito: <https://agrireregionieuropa.univpm.it/it/content/issue/31/agrireregionieuropa-anno-2-ndeg5-giu-2006>.

La Rivista di Economia Agraria è pubblicata grazie alla collaborazione fra il Consiglio per la ricerca in agricoltura e l'analisi dell'economia agraria (CREA) e la Società Italiana di Economia Agraria (SIDEA).

Quadrimestrale scientifico di analisi settoriale, la Rivista pubblica studi di economia e politica agraria, forestale e ambientale, di economia agro-alimentare e di sociologia rurale.

I lavori inviati alla Rivista vengono sottoposti, in forma anonima, al giudizio di due o più referees.

The "Rivista di Economia Agraria" is issued with the collaboration between the Council for Agricultural Research and Economics (CREA) and the Italian Association of Agricultural Economics (SIDEA), publishes articles of economics and policies relating to agriculture, forestry, environment, the agro-food sector and rural sociology. The "Rivista di Economia Agraria" is a scientific journal issued every four months. The articles published in "Rivista di Economia Agraria" undergo a double-blind peer review.

