

ẢNH HƯỞNG CỦA QUY MÔ ĐẤT ĐẾN NĂNG SUẤT NHÂN TỐ TỔNG HỢP CỦA NÔNG HỘ TRỒNG LÚA ĐỒNG BẰNG SÔNG CỬU LONG

Nguyễn Lan Duyên

Email: nlduyen@agu.edu.vn

Trường Đại học An Giang

Nguyễn Tri Khiêm

Trường Đại học Nam Cần Thơ

Email: khiem4755@gmail.com

Ngày nhận: 24/3/2019

Ngày nhận bản sửa: 20/4/2019

Ngày duyệt đăng: 05/6/2019

Tóm tắt:

Kết quả ước lượng bằng phương pháp bình phương bé nhất dựa trên số liệu thu thập từ mẫu ngẫu nhiên gồm 498 nông hộ trồng lúa ở đồng bằng sông Cửu Long, cho thấy có mối quan hệ phi tuyến có dạng chữ U ngược giữa quy mô đất với năng suất nhân tố tổng hợp. Kết quả cho thấy mô hình có ý nghĩa thống kê cao và tìm được bốn yếu tố có ảnh hưởng ngược chiều với năng suất nhân tố tổng hợp và nhiều yếu tố ảnh hưởng cùng chiều với năng suất nhân tố tổng hợp. Từ đó, bài viết đề xuất các giải pháp giúp nông hộ sử dụng quy mô đất tối ưu để tối đa hóa năng suất nhân tố tổng hợp.

Từ khoá: canh tác lúa, năng suất nhân tố tổng hợp, nông hộ, quy mô đất.

Mã JEL: Q12

Effect of farm size on the total factor productivity of rice households Mekong delta

Abstract:

The least squares estimations based on data of a random sample of 498 rice households in the Mekong Delta, shows that an inverted U-shaped nonlinear relationship between operated farm size and total factor productivity. The results show that the model is highly statistically significant and finds four factors having adverse effect on total factor productivity and the many factors having positive effect on total factor productivity. From this, the paper proposes some solutions to help farmers in effective use of optimal farm size for rice cultivation to maximize total factor productivity.

Keywords: rice cultivation, households, farm size, total factor productivity.

JEL Code: Q12

1. Giới thiệu

Diện tích đất nông nghiệp của Châu Á chiếm 20% tổng diện tích đất nông nghiệp của thế giới nhưng diện tích người dân sở hữu rất nhỏ (từ 1 – 2 ha/hộ dân) so với mức trung bình của thế giới (3,7 ha/hộ dân) và xu hướng sở hữu quy mô đất nhỏ ngày càng gia tăng (Pookpakdi, 1992) bởi quá trình công nghiệp hóa làm chuyển đổi các nguồn tài nguyên nông nghiệp (đất đai và lao động) sang ngành công nghiệp đã để lại nguồn tài nguyên này ít hơn cho sản xuất nông nghiệp (Dinh Bao, 2014).

Trong hoạt động sản xuất nông nghiệp, công nghiệp hay dịch vụ thì nhà sản xuất đều quan tâm đến rất nhiều yếu tố từ khâu đầu vào cho đến đầu ra. Ba yếu tố đầu vào quan trọng quyết định sự thành công trong sản xuất nông nghiệp gồm đất, lao động và vốn. Bởi đất đai cũng được xem là yếu tố khan hiếm (Hoque, 1988) và là một tư liệu sản xuất đặc biệt không thể thay thế (Phạm Văn Đình & Đỗ Kim Chung, 2004). Tiếp theo, vốn là yếu tố đầu vào không thể thiếu bởi nông hộ cần vốn để mua vật tư, giống, máy móc, thuê lao động, . . . nhằm đảm bảo tính thời vụ và giảm thiểu rủi ro (Nguyễn Lan Duyên, 2014) và vốn có thể thu được từ nhiều nguồn khác nhau (Modigliani & Miller, 1958). Và Pfeffer & Jeffrey (1998) cho rằng, những nguồn lợi thế cạnh tranh sau này chủ yếu xuất phát từ nguồn nhân lực của đơn vị sản xuất. Do đó, nhà sản xuất phải xem xét khả năng ảnh hưởng cũng như mức độ đóng góp của các yếu tố này vào sự tăng trưởng nông nghiệp, đồng thời xem xét mức độ ảnh hưởng của quy mô đến sự tăng trưởng nông nghiệp thông qua chỉ tiêu năng suất nhân tố tổng hợp và đây cũng chính là lý do hình thành nghiên cứu này.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Năng suất nhân tố tổng hợp

Theo Comin (2010), Năng suất nhân tố tổng hợp (TFP) là sản lượng sản xuất không được giải thích bởi số lượng các yếu tố đầu vào được sử dụng trong quá trình sản xuất, do đó mức độ của nó được xác định bằng cách sử dụng hiệu quả và tốt các đầu vào được sử dụng trong sản xuất.

Theo Đỗ Văn Xê (2016), TFP là chỉ tiêu phản ánh kết quả sản xuất mang lại do nâng cao hiệu quả sử dụng vốn và lao động, nhờ vào tác động của các nhân tố đổi mới công nghệ, hợp lý hóa sản xuất, cải tiến quản lý và nâng cao trình độ lao động. Do đó, kết quả sản xuất gồm ba phần: phần do vốn tạo ra,

phần do lao động và phần do nhân tố tổng hợp tạo ra. Như vậy, không nhất thiết lúc nào cũng phải tăng lao động hoặc vốn để tăng đầu ra, mà có thể có đầu ra lớn hơn bằng cách sử dụng tối ưu nguồn lao động và vốn, cải tiến quá trình công nghệ, trình độ quản lý, trong đó các nhân tố đầu vào được phối hợp sử dụng tốt nhất.

TFP phản ánh toàn diện hiệu quả sản xuất của toàn bộ cây trồng dựa trên cơ sở phương pháp của Li & cộng sự (2013) phỏng theo Fan (1991) và Zhang & Carter (1997) hình thành hàm sản xuất Cobb – Douglas để tính TFP bằng công thức:

$$GV_i = A_o e^{\eta t} K_i^{\alpha_K} L_i^{\alpha_L} FS_i^{\alpha_{FS}} \exp(\varepsilon) \quad (i)$$

Trong đó, GV là sản lượng lúa được nông hộ sản xuất ra; K thể hiện giá trị của vốn (tất cả chi phí sản xuất ngoại trừ chi phí lao động gia đình); L là tổng số ngày lao động (lao động thuê và gia đình) và FS thể hiện quy mô đất (đang canh tác) của nông hộ; α_K , α_L , α_{FS} là hệ số co giãn của vốn, lao động và đất; t là xu hướng thời gian và η là tỷ lệ tiến bộ kỹ thuật. Lấy logarit (i) ta được công thức (ii) sau:

$$\ln GV_i = \ln A_o + \eta t + \alpha_K \ln K_i + \alpha_L \ln L_i + \alpha_{FS} \ln FS_i + \varepsilon \quad (ii)$$

Hàm sản xuất này được ước tính với dữ liệu cắt ngang, biến xu hướng thời gian với $t = 1$ thì $\ln A_o + \eta t$ trở thành hằng số. Để có được TFP, trước hết tính hiệu suất không đổi theo quy mô (RTS), trong đó tổng các hệ số co giãn của các yếu tố đầu vào ($RTS = \alpha_K + \alpha_L + \alpha_{FS}$), tiếp theo chuẩn hóa hệ số co giãn của các yếu tố đầu vào và tìm được $\alpha'_K = \frac{\alpha_K}{RTS}$, $\alpha'_L = \frac{\alpha_L}{RTS}$, $\alpha'_{FS} = \frac{\alpha_{FS}}{RTS}$. Từ đó, xây dựng phương trình tính TFP như sau:

$$TFP_i = \frac{GV_i}{K_i^{\alpha'_K} L_i^{\alpha'_L} FS_i^{\alpha'_{FS}}} \quad (iii)$$

2.2. Hồi quy đa biến

Các nghiên cứu đã sử dụng phương pháp hồi quy tuyến tính để phân tích ảnh hưởng của quy mô đến TFP qua phương trình (1):

$$TFP = \beta_0 + \beta_1 \ln QYMO + \varepsilon \quad (1)$$

Nếu $\beta < 0$ và có ý nghĩa thống kê thì tồn tại mối quan hệ ngược (Li & cộng sự, 2013; Nkonde & cộng sự, 2015) giữa quy mô với TFP hay quy mô có ảnh hưởng ngược chiều với TFP. Tuy nhiên, công thức (1) thường bị chỉ trích do bỏ sót những yếu tố khác có ảnh hưởng đến năng suất nhân tố tổng hợp như

Bảng 1: Kỳ vọng về dấu của các hệ số β_i trong mô hình (3)

| Tên biến | Diễn giải và đơn vị tính | Nghiên cứu có liên quan | Kỳ vọng về dấu của β_i |
|----------|---|--|------------------------------|
| QUYMO | Diện tích đất trồng lúa của nông hộ (ha) | Mahmood & Nadeem-uh-haque (1981), Byiringiro & Readon (1996), Heltberg (1998), Dorward (1999), Van Hung & cộng sự (2007), Barrett & cộng sự (2010), Ali và Deininger (2015), Nkonde & cộng sự (2015) | + |
| QUYMOSQ | Bình phương diện tích đất trồng lúa của nông hộ | Mahmood & Nadeem-uh-haque (1981), Byiringiro & Readon (1996), Heltberg (1998), Dorward (1999), Van Hung & cộng sự (2007), Ali & Deininger (2015), Nkonde & cộng sự (2015) | - |
| QMLD | Số người trong tuổi lao động của hộ tham gia trồng lúa (người) | Byiringiro & cộng sự (1996), Heltberg (1998), Dhungana & cộng sự (2004) | + |
| NUCH | = 1 nếu nữ chủ hộ và = 0 nếu ngược lại | Dhungana & cộng sự (2004), Carletto & cộng sự (2013), Ali & Deininger (2015), Nkonde & cộng sự (2015) | + |
| TĐHV | Trình độ học vấn của chủ hộ (số lớp học) | Heltberg (1998), Xu & Jeffrey (1998), Dhungana & cộng sự (2004), Rios & Shively (2005), Carletto & cộng sự (2013), Li & cộng sự (2013), Ali & Deininger (2015), Henderson (2015), Nkonde & cộng sự (2015), | + |
| TNKHAC | Thu nhập ngoài nông nghiệp (triệu VND/năm) | Xu & Jeffrey (1998) | + |
| LODAT | Số lô đất canh tác lúa của người dân (số lô) | Byiringiro & Readon (1996), Bhalla & Roy (1988), Van Hung & cộng sự (2007) | + |
| LDTHUE | Ngày công lao động thuê làm việc trên ruộng lúa (ngày/ha) | Heltberg (1998), Dhungana & cộng sự (2004), Van Hung & cộng sự (2007), Carletto & cộng sự (2013), Gaurav & Mishra (2015), Nkonde & cộng sự (2015) | +/- |
| LDGD | Ngày công lao động gia đình làm việc trên ruộng lúa (ngày/ha) | Heltberg (1998), Dhungana & cộng sự (2004), Van Hung & cộng sự (2007), Carletto & cộng sự (2013), Gaurav & Mishra (2015), Nkonde & cộng sự (2015) | +/- |
| ANGIANG | =1 nếu nông hộ sống ở An Giang và =0 nếu ở tỉnh khác | Byiringiro & Readon (1996) | + |
| DONGTHAP | =1 nếu hộ sống ở Đồng Tháp và = 0 nếu ở tỉnh khác | Byiringiro & Readon (1996) | + |
| TVON | Tổng chi phí các yếu tố đầu vào (bao gồm lao động gia đình) (triệu VND/vụ) | Feder & cộng sự (1990), Manjunatha & cộng sự (2013) | - |
| THAMNIEN | Số năm thâm niên trồng lúa của chủ hộ (năm) | Byiringiro & Readon (1996), Li & cộng sự (2013) | + |
| KCRUONG | Khoảng cách từ nơi sinh sống của nông hộ đến thửa ruộng trồng lúa lớn nhất (km) | Byiringiro & Readon (1996), Yamano & Kijima (2010), Ali & Deininger (2015) | - |
| TAPHUAN | = 1 nếu chủ hộ có tham gia các lớp tập huấn trong 3 năm gần nhất và = 0 nếu ngược lại | Li & cộng sự (2013), Gaurav & Mishra (2015) | + |
| BAOHIEM | = 1 nếu tham gia bảo hiểm nông nghiệp và = 0 nếu không tham gia. | Gaurav & Mishra (2015) | + |
| PHUSA | = 1 nếu đất phù sa và = 0 nếu thuộc các loại đất khác. | Bhalla & Roy (1988), Ali & Deininger (2015), Nkonde & cộng sự (2015) | + |

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ các nghiên cứu có liên quan.

khác biệt trong chất lượng đất (Lamb, 2003), sự khác nhau giữa các hộ (Assuncao & Ghatak, 2003), sự manh mún đất (Wu & cộng sự., 2005) cùng với những yếu tố khác. Do đó, Li & cộng sự (2013) đã cải tiến công thức (1) bằng việc bổ sung các biến ngoại sinh (bao gồm nguồn lực của hộ gồm nhân lực và vốn xã hội như giáo dục, tập huấn kỹ thuật, kinh nghiệm cá nhân, mạng lưới xã hội và nguồn lực sẵn có), đồng thời Nkonde & cộng sự (2015) cũng bổ sung thêm những biến về khả năng quản lý cây trồng nhằm kiểm soát ảnh hưởng của những yếu tố trên đến TFP của nông hộ trồng lúa bằng phương trình (2):

$$TFP = \beta_1 + \beta_2 QUAYMO + \beta_3 QUAYMO^2 + \alpha'Z + \eta'X + \varepsilon \quad (2)$$

Trong đó, Z là vectơ các biến ngoại sinh (đặc điểm chủ hộ, điều kiện thổ nhưỡng và hiệu quả cố định của địa điểm); X là vectơ các yếu tố về quản lý cây trồng có ảnh hưởng đến năng suất; β_1 , α' và η' là các hệ số ước lượng của mô hình và ε là sai số ngẫu nhiên.

Trên cơ sở các luận điểm vừa trình bày, bài viết xây dựng mô hình (3) nghiên cứu ảnh hưởng của quy mô đất đến TFP với biến phụ thuộc là TFP. Ý nghĩa của các biến và kỳ vọng về dấu đối với các hệ số ước lượng trong mô hình (3) được trình bày trong Bảng 1.

3. Phương pháp nghiên cứu

Số liệu sơ cấp được thu thập trực tiếp những nông hộ trồng lúa ở 3 tỉnh vùng Đồng bằng sông Cửu Long là An Giang, Cần Thơ và Đồng Tháp bởi đây là những tỉnh có những đặc trưng tương đồng về sinh thái, quy mô đất và khả năng sản xuất lúa. Theo số liệu thống kê sơ bộ năm 2016 thì An Giang có quy

mô lớn thứ hai – sau Kiên Giang – chiếm 15,58%, Đồng Tháp chiếm 12,84% và Cần Thơ chiếm 5,59% so với tổng quy mô vùng Đồng bằng sông Cửu Long (Niên giám thống kê, 2016). Các nông hộ được chọn một cách ngẫu nhiên và phỏng vấn được tiến hành với chủ hộ hoặc người trực tiếp sản xuất của nông hộ dùng bảng hỏi soạn sẵn. Cuộc khảo sát được tiến hành trong tháng 9 và tháng 10 năm 2017 với những thông tin được thu thập gồm: đặc điểm nhân khẩu học của nông hộ, tình hình sử dụng đất, đặc điểm sản xuất lúa (các khoản chi phí và thu nhập) cho vụ thu đông 2016, vụ đông xuân và hè thu năm 2017, những rủi ro gặp phải trong sản xuất lúa và cách thức quản lý trong quá trình canh tác lúa của mỗi nông hộ. Mẫu 498 nông hộ được phân phối ở các địa phương thuộc Đồng bằng sông Cửu Long như sau: 225 hộ ở An Giang (45,18% số hộ được khảo sát), 90 hộ ở Cần Thơ (18,07%) và 183 hộ ở Đồng Tháp (36,75%).

Mô hình hồi quy tuyến tính (3) được ước lượng bằng phương pháp bình phương bé nhất (OLS) để phân tích ảnh hưởng của quy mô đến TFP ứng với từng vụ sản xuất lúa của nông hộ Đồng bằng sông Cửu Long. Nghiên cứu đã thực hiện các kiểm định và khắc phục vi phạm (nếu có) để mô hình không còn khuyết tật và tiến hành phân tích dựa trên kết quả của mô hình hoàn chỉnh. Dựa trên kết quả ước lượng đó, nghiên cứu sử dụng phương pháp thống kê để xác định ngưỡng quy mô tối ưu nhằm tối đa hoá TFP cho nông hộ.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Tổng quan về nông hộ

Đặc điểm nhân khẩu học của hộ trồng lúa được tóm tắt trong Bảng 2. Số thành viên trung bình của

Bảng 2: Các chỉ tiêu cơ bản của nông hộ trồng lúa Đồng bằng Sông Cửu Long

| Tiêu chí | Đơn vị tính | Trung bình | Lớn nhất | Nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|------------------------------------|-------------|------------|----------|----------|---------------|
| Số thành viên của hộ | Người/hộ | 4,38 | 11,00 | 1,00 | 1,43 |
| Số thành viên trên 16 tuổi | Người/hộ | 3,28 | 9,00 | 1,00 | 1,34 |
| Số thành viên trên 16 tuổi làm lúa | Người/hộ | 1,70 | 5,00 | 1,00 | 0,90 |
| Tuổi chủ hộ | Năm | 52,28 | 85,00 | 24,00 | 10,96 |
| Trình độ học vấn của chủ hộ | Năm học | 5,97 | 15,00 | 0,00 | 3,51 |
| Thời gian sống ở địa phương | Năm | 47,44 | 85,00 | 6,00 | 13,81 |
| Số năm kinh nghiệm trồng lúa | Năm | 30,07 | 60,00 | 6,00 | 10,98 |

Nguồn: Kết quả tổng hợp số liệu tự khảo sát năm 2017.

Bảng 3: Quy mô và năng suất nhân tố tổng hợp trong canh tác lúa của nông hộ

| Tiêu chí | Đơn vị tính | Trung bình | Lớn nhất | Nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|-----------------------|----------------|------------|----------|----------|------------------|
| Quy mô trồng lúa | Ha | 1,71 | 17,00 | 0,1 | 1,77 |
| TFP vụ Thu đông 2016 | Lần | 3,44 | 7,42 | 1,58 | 0,97 |
| TFP vụ Đông xuân 2017 | Lần | 6,09 | 10,52 | 3,59 | 1,33 |
| TFP vụ Hè thu 2017 | Lần | 3,37 | 6,44 | 1,66 | 0,95 |

Nguồn: Kết quả tổng hợp số liệu tự khảo sát năm 2017.

hộ là 4 người và số thành viên trong độ tuổi lao động trung bình là 3 người/hộ nhưng có khoảng 2 người tham gia canh tác lúa. Đây chính là lực lượng lao động dự trữ sẵn sàng phục vụ cho hoạt động canh tác lúa của gia đình và dễ dàng huy động khi vào vụ.

Trình độ học vấn của nông hộ còn tương đối thấp, trung bình là 6 năm với độ lệch chuẩn là 3,5 năm. Đây chính là trở ngại khá lớn cho nông dân trong việc tiếp thu kiến thức và áp dụng khoa học công nghệ tiên tiến của thế giới vào hoạt động sản xuất của gia đình. Thời gian sống trung bình tại địa phương là 47 năm và có kinh nghiệm canh tác lúa trung bình là 30 năm. Đây là khoảng thời gian khá dài để họ tích lũy kinh nghiệm trong quá trình canh tác lúa góp phần gia tăng hiệu quả sản xuất cho nông hộ.

Bên cạnh đó, quy mô đất trồng lúa trung bình của nông hộ khảo sát là 1,74 ha với độ lệch chuẩn 1,77 ha. Có những hộ có quy mô rất nhỏ (0,1 ha), đây là hạn chế rất lớn trong việc áp dụng cơ giới hoá vào sản xuất đã làm gia tăng chi phí và giảm hiệu quả sản xuất cho nông TFP là chỉ tiêu rất quan trọng thể hiện năng lực và khả năng quản lý của nông hộ. Bất kỳ hoạt động sản xuất nào, dù quy mô lớn hay nhỏ, đều rất cần sự quản lý giỏi để mang lại hiệu quả gia

tăng trong sản xuất. TFP cao nhất là vụ đông xuân với mức bình quân là 6 và độ lệch chuẩn là 1,33. Vụ có chỉ tiêu TFP thấp nhất trong năm (3,37) là vụ hè thu. Thông tin chi tiết được trình bày ở Bảng 3.

Số liệu trình bày trong Bảng 4 cho thấy, có 423 hộ cho rằng họ gặp rủi ro trong sản xuất lúa, trong đó rủi ro thường gặp nhất là ảnh hưởng bởi thiên tai (lũ lụt, hạn hán, . . .) chiếm khoảng 54% do sự biến đổi khí hậu. Rủi ro ít nhất cũng ảnh hưởng đến khả năng quản lý đó chính là thành viên trong gia đình bị ốm đau chiếm 1,42%. Còn lại 75 nông hộ cho rằng họ không gặp rủi ro trong quá trình canh tác lúa.

4.2. Năng suất nhân tố tổng hợp

Bảng 5 trình bày kết quả thống kê mô tả các biến trong mô hình (ii), đa phần các biến trong mô hình không biến động nhiều giữa các hộ trồng lúa trong cùng một vụ cũng như giữa các vụ canh tác trong năm, được thể hiện qua giá trị độ lệch chuẩn của các biến rất nhỏ so với giá trị trung bình.

Kết quả ước lượng mô hình (ii) sau khi thực hiện các kiểm định (đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi,...) và nhận thấy mô hình không vi phạm các giả thiết có liên quan với mô hình hoàn chỉnh.

Bảng 4: Những rủi ro thường gặp trong canh tác lúa của nông hộ

| Tiêu chí | Số quan sát | Tỷ trọng (%) |
|---|-------------|---------------|
| Bị ảnh hưởng bởi thiên tai (lũ lụt, hạn hán. . .) | 227 | 53,66 |
| Mất mùa, dịch bệnh | 113 | 26,71 |
| Thành viên trong gia đình bị mất việc | 11 | 2,60 |
| Thành viên trong gia đình bị ốm đau | 6 | 1,42 |
| Giá lúa thấp và không ổn định | 50 | 11,82 |
| Thiếu vốn | 9 | 2,13 |
| Khác | 7 | 1,65 |
| Tổng cộng | 423 | 100,00 |

Nguồn: Kết quả tổng hợp số liệu tự khảo sát năm 2017.

Bảng 5: Các biến định lượng trong mô hình (ii)

| Tiêu chí | Số quan sát | Trung bình | Lớn nhất | Nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|------------------|-------------|------------|----------|----------|---------------|
| LnQMDAT | 498 | 0,14 | 2,83 | -2,30 | 0,90 |
| LnTLD | | | | | |
| - Thu đông 2016 | | 3,17 | 4,92 | 2,16 | 0,43 |
| - Đông xuân 2017 | 498 | 3,11 | 3,30 | 2,16 | 0,44 |
| - Hè thu 2017 | | 3,08 | 4,28 | 2,16 | 0,47 |
| LnVon | | | | | |
| - Thu đông 2016 | 498 | 3,06 | 3,58 | 2,54 | 0,17 |
| - Đông xuân 2017 | | 3,08 | 3,74 | 2,57 | 0,17 |
| - Hè thu 2017 | | 3,08 | 3,59 | 2,57 | 0,16 |

Nguồn: Kết quả tổng hợp số liệu tự khảo sát năm 2017.

Kết quả ước lượng hàm sản xuất ở Bảng 6 cho thấy, mô hình có ý nghĩa thống kê cao 1% và hệ số xác định R^2 trong các mô hình cũng khá cao khoảng 95%, cho thấy các yếu tố trong mô hình đã kiểm soát tốt sự biến động của sản lượng.

Biến FS có hệ số dương ở mức ý nghĩa cao 1% trong cả 3 vụ canh tác lúa trong năm, hàm ý khi quy mô càng mở rộng thì sản lượng sản xuất càng gia tăng. Biến K có hệ số dương với mức ý nghĩa cũng cao 1% trong 2 vụ thu đông và hè thu nhưng không có ý nghĩa ở vụ đông xuân, hàm ý vụ đông xuân thì năng suất không phụ thuộc nhiều vào vốn nhưng

vụ thu đông lại phụ thuộc nhiều vào vốn. Tương tự, biến L cũng có hệ số dương ở mức ý nghĩa thấp 10% trong các vụ canh tác (ngoại trừ vụ thu đông). Kết quả ước lượng còn cho thấy, mức độ đóng góp vào năng suất của vốn và lao động rất ít, nhưng ngược lại cho đất (tức đất đóng góp phần lớn vào năng suất sản xuất của hộ). Điều này hàm ý, trình độ canh tác lạc hậu của những nông hộ được khảo sát trên địa bàn nghiên cứu, đồng thời mức độ đóng góp của vốn nhiều hơn lao động.

Bảng 6. Kết quả ước lượng hàm sản xuất để tính TFP

Biến phụ thuộc là LnSL (logarit sản lượng)

| Chỉ tiêu | Thu đông 2016 | Đông xuân 2017 | Hè thu 2017 |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|
| $\ln A_0 + \eta$ | 0,894*** (0,164) | 1,743*** (0,167) | 0,921*** (0,158) |
| α_K | 0,304*** (0,051) | 0,052 (0,053) | 0,279*** (0,050) |
| α_L | 0,021 (0,018) | 0,037* (0,020) | 0,038* (0,019) |
| α_{FS} | 0,989*** (0,009) | 1,017*** (0,010) | 0,982*** (0,009) |
| $RTS = \alpha_K + \alpha_L + \alpha_{FS}$ | 1,315 | 1,106 | 1,299 |
| α'_K | 0,231 | 0,047 | 0,215 |
| α'_L | 0,016 | 0,033 | 0,029 |
| α'_{FS} | 0,753 | 0,920 | 0,756 |
| R^2 | 0,9578 | 0,9544 | 0,9596 |

Ghi chú: (*) có mức ý nghĩa 10%, (**) có mức ý nghĩa 5%, (***) có mức ý nghĩa 1%.

Nguồn: Kết quả được ước lượng từ số liệu tự khảo sát năm 2017.

Bảng 7: Các biến định lượng trong mô hình (3)

| Tiêu chí | Đơn vị tính | Trung bình | Lớn nhất | Nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|------------------|----------------|---------------|-------------|-------------|------------------|
| LODAT | Lô | 1,08 | 3,00 | 1,00 | 0,31 |
| KCRUONG | Km | 4,86 | 75,00 | 0,01 | 10,77 |
| TNKHAC | Triệu đồng/năm | 21,33 | 100,00 | 0,00 | 21,79 |
| LDTHUE | | | | | |
| - Thu đông 2016 | | 11,80 | 126,88 | 0,08 | 13,68 |
| - Đông xuân 2017 | Ngày/ha | 11,49 | 73,13 | 0,16 | 9,81 |
| - Hè thu 2017 | | 11,28 | 71,88 | 0,00 | 8,71 |
| LDGD | | | | | |
| - Thu đông 2016 | | 15,05 | 71,67 | 0,31 | 11,82 |
| - Đông xuân 2017 | Ngày/ha | 13,27 | 70,00 | 0,08 | 10,93 |
| - Hè thu 2017 | | 12,55 | 70,00 | 0,00 | 10,42 |
| TVON | | | | | |
| - Thu đông 2016 | Triệu đồng/ha | 24,04 | 39,35 | 14,15 | 3,80 |
| - Đông xuân 2017 | | 24,60 | 43,16 | 15,80 | 4,05 |
| - Hè thu 2017 | | 24,44 | 40,50 | 15,80 | 3,84 |

Nguồn: Kết quả tổng hợp số liệu tự khảo sát năm 2017.

4.3. Ảnh hưởng của quy mô đến năng suất nhân tố tổng hợp

Bảng 7 cho thấy các thống kê mô tả các biến định lượng trong mô hình (3), trong đó các biến QUYMO, QMHO, TDHV và THAMNIEN đã được phân tích chi tiết ở Bảng 2 và Bảng 3.

Số lô đất trung bình là 1 lô, đây chính là đặc điểm canh tác điển hình của nông hộ Đồng bằng sông Cửu Long do họ không có thói quen chia nhỏ quy mô canh tác thành nhiều mảnh ruộng khác nhau như thế sẽ gặp nhiều khó khăn trong việc quản lý cũng như sử dụng trang thiết bị máy móc hiện đại vào sản xuất. Khoảng cách từ nhà tới ruộng lúa lớn nhất khoảng 5 km, có hộ cách xa ruộng đến 75 km, điều này cũng gây trở ngại trong việc quản lý ruộng lúa của gia đình. Biến TNKHAC có giá trị trung bình là 21,33 triệu VND/năm, trong đó tập trung phổ biến từ

các nguồn thu nhập như làm công nhân – viên chức, buôn bán – làm dịch vụ và chăn nuôi gia súc – gia cầm. Tổng ngày công lao động gia đình và lao động thuê làm lúa cao nhất đều là vụ thu đông (tương ứng khoảng 15 ngày/ha và 12 ngày/ha) và ngày công lao động tham gia thấp nhất là vụ hè thu (lao động thuê khoảng 11 ngày/ha và lao động gia đình khoảng 13 ngày/ha). Biến TVON cho biết tổng số tiền mà nông hộ đầu tư cho các khâu trong quá trình canh tác lúa từ khâu đầu vào (chuẩn bị đất, giống, phân, thuốc,...) cho đến đầu ra (thu hoạch, phơi, vận chuyển,...) trung bình khoảng 24 triệu VND/ha.

Đa phần người dân trồng lúa có tham gia các lớp tập huấn (59,64%) và có hơn 90% nông hộ trồng lúa trên vùng đất phù sa với chỉ 10% chủ hộ là nữ (Bảng 8).

Kiểm định về các giả định của mô hình hồi quy

Bảng 8: Các biến định tính trong mô hình (3)

| Tiêu chí | NUCH | | TAPHUAN | | PHUSA | |
|------------------|------------|---------------|------------|---------------|------------|---------------|
| | Số hộ | Tỷ lệ (%) | Số hộ | Tỷ lệ (%) | Số hộ | Tỷ lệ (%) |
| Có | 51 | 10,24 | 297 | 59,64 | 459 | 92,17 |
| Không | 447 | 89,76 | 201 | 40,36 | 39 | 7,83 |
| Tổng cộng | 498 | 100,00 | 498 | 100,00 | 498 | 100,00 |

Nguồn: Kết quả tổng hợp số liệu tự khảo sát năm 2017.

Bảng 9: Các yếu tố ảnh hưởng của quy mô đất đến TFP

Biến phụ thuộc: TFP – Năng suất nhân tố tổng hợp

| Biến số | Thu đông 2016 | Đông Xuân 2017 | Hè Thu 2017 |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| QUYMO | 0,6540*** (0,0429) | 0,4546*** (0,0588) | 0,6178*** (0,0421) |
| QUYMOSQ | -0,0350*** (0,0048) | -0,0235*** (0,0043) | -0,0308*** (0,0045) |
| QMLD | 0,0203 (0,0379) | -0,0107 (0,0659) | 0,0310 (0,0375) |
| NUCH | 0,1100 (0,1064) | 0,1825 (0,1683) | 0,1892** (0,0955) |
| TDHV | -0,0008 (0,0083) | 0,0063 (0,0150) | 0,0034 (0,0085) |
| TNKHAC | 0,0010 (0,0014) | -0,0003 (0,0025) | -0,0008 (0,0013) |
| LODAT | 0,1670* (0,0885) | -0,1245 (0,1711) | -0,0168 (0,0906) |
| LDTHUE | -0,0034* (0,0019) | -0,0026 (0,0053) | -0,0045 (0,0041) |
| LDGD | -0,0015 (0,0026) | 0,0045 (0,0055) | 0,0061* (0,0033) |
| ANGIANG | 0,2515** (0,1112) | 0,8858*** (0,1801) | 0,2531** (0,1076) |
| DONGTHAP | 0,2704*** (0,0944) | 0,7744*** (0,1574) | 0,1946** (0,0917) |
| TVON | 0,0120 (0,0086) | 0,0110 (0,0129) | 0,0162* (0,0087) |
| THAMNIEN | -0,0094*** (0,0028) | -0,0162*** (0,0051) | -0,0088*** (0,0027) |
| KCRUONG | 0,0006 (0,0023) | -0,0082** (0,0037) | -0,0012 (0,0026) |
| TAPHUAN | 0,0565 (0,0605) | -0,0342 (0,1059) | -0,0523 (0,0592) |
| BAOHIEM | 0,0355 (0,1081) | -0,3063* (0,1642) | -0,0101 (0,1034) |
| PHUSA | 0,1130 (0,1142) | -0,0013 (0,1965) | 0,1534 (0,1059) |
| Hằng số | 1,8835*** (0,2834) | 5,1503*** (0,4523) | 1,9912*** (0,2754) |
| Số quan sát | 498 | 498 | 498 |
| R ² | 0,5562 | 0,2810 | 0,5642 |
| Prob > F | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |

Ghi chú: (*) có mức ý nghĩa 10%, (**) có mức ý nghĩa 5%, (***) có mức ý nghĩa 1%.

Nguồn: Kết quả được ước lượng từ số liệu tự khảo sát năm 2017.

được thực hiện trước khi ước lượng mô hình (3) và nhận thấy mô hình chỉ vi phạm hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Do đó, kết quả ước lượng sau khi khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi (Bảng 9).

Kết quả ước lượng cho thấy, các mô hình đều có ý nghĩa thống kê cao và đã chỉ ra được mối quan hệ phi tuyến có dạng chữ U ngược (hay \cap) giữa quy mô và TFP. Tuy nhiên, R² trong các mô hình tương

đối khá (28,10% – 56,42%) cho thấy các yếu tố này chỉ kiểm soát được từ 28% – 56% sự biến động của năng suất nhân tố tổng hợp, trong khi những yếu tố không quan sát được lại quyết định phần lớn TFP.

Nếu chỉ phân tích mô hình giản đơn chỉ có 2 yếu tố là quy mô và TFP, thì cả ba vụ canh tác lúa đều cho thấy mối quan hệ phi tuyến có dạng chữ \cap giữa quy mô và năng suất nhân tố tổng hợp với mức ý nghĩa cao 1%. Kết quả ước lượng cũng cho thấy các

biến ảnh hưởng và có ý nghĩa thống kê đến năng suất nhân tố tổng hợp trong cả 3 vụ sản xuất có sự khác nhau tương đối. Điều này chứng tỏ nông hộ có sự đầu tư tương đối đồng đều ở các vụ canh tác lúa trong năm nhưng do khác biệt trong giá các yếu tố đầu vào cũng như sự thay đổi của điều kiện tự nhiên.

Khi bổ sung thêm các biến chỉ đặc điểm của hộ cũng như khả năng quản lý và chất lượng của đất thành mô hình hoàn chỉnh, kết quả cho thấy các hệ số ước lượng của biến quan sát quan trọng vẫn tương đối ổn định, nghĩa là ngoài biến QUYMO thì biến ANGIANG, DONGTHAP, NUCH (vụ hè thu), LODAT (vụ thu đông), TVON (vụ hè thu), LDGD (vụ hè thu) ảnh hưởng cùng chiều và biến THAMNIEN, LDTHUE (vụ thu đông), KCRUONG (vụ đông xuân), BAOHIEM (vụ đông xuân) ảnh hưởng nghịch chiều đến TFP ở cả ba vụ canh tác lúa.

Biến NUCH có ảnh hưởng cùng chiều đến TFP ở mức ý nghĩa 5% ở vụ hè thu nhưng không có ý nghĩa ở 2 vụ còn lại. Hàm ý, nếu chủ hộ là nữ thì khả năng quản lý hoạt động canh tác lúa của gia đình sẽ tốt hơn và cao hơn 0,1892 lần so với chủ hộ là nam. Biến TVON có hệ số dương ở mức ý nghĩa 10% trong vụ hè thu nhưng không có ý nghĩa ở hai vụ còn lại, ngụ ý khi số tiền đầu tư cho các khâu từ đầu vào đến đầu ra của quá trình canh tác sẽ làm khả năng quản lý tăng 0,1892 lần. Biến LODAT cũng có hệ số dương ở mức ý nghĩa 10% trong vụ thu đông, hàm ý nếu nông hộ càng có nhiều lô đất canh tác lúa thì TFP càng tăng.

Biến ANGIANG và DONGTHAP đều có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê trong cả ba vụ canh tác lúa với mức ý nghĩa cao 1% vụ thu đông và đông xuân, nhưng chỉ có ý nghĩa 5% ở vụ hè thu. Ngụ ý, những nông hộ định cư trên địa bàn An Giang với Đồng Tháp thì khả năng quản lý ruộng lúa sẽ hiệu quả hơn so với sinh sống ở Cần Thơ làm gia tăng TFP. Biến LDGD có hệ số dương ở mức ý nghĩa 10% chỉ trong vụ hè thu, hàm ý khi số ngày làm việc trên ruộng lúa của lao động gia đình tăng thêm 1 ngày sẽ làm gia tăng TFP thêm 0,0061 lần.

Trong số các yếu tố thuộc khả năng quản lý và chất lượng đất của nông hộ thì biến THAMNIEN có ý nghĩa thống kê cao 1% trong cả ba vụ canh tác lúa và đều có tác động nghịch chiều với TFP. Biến BAOHIEM có ảnh hưởng ngược chiều với TFP với mức ý nghĩa thống kê 10% ở vụ đông xuân nhưng không có ý nghĩa thống kê trong hai vụ còn lại, ngụ

ý, nếu nông hộ tham gia bảo hiểm cho ruộng lúa sẽ làm giảm khả năng quản lý, bởi họ ỷ lại vào chương trình bảo hiểm nên không tập trung và đầu tư quản lý ruộng lúa, do đó TFP sẽ giảm. Biến KCRUONG có hệ số âm ở mức ý nghĩa 5% trong vụ đông xuân, ngụ ý, khoảng cách từ nhà nông hộ đến mảnh ruộng lớn nhất càng xa thì khả năng quản lý và ứng dụng công nghệ càng giảm. Tương tự, biến LDTHUE cũng có hệ số âm ở mức ý nghĩa 10% chỉ riêng vụ thu đông và không có ý nghĩa trong hai vụ còn lại.

Hệ số ước lượng của biến QUYMO có trị số dương ở mức ý nghĩa cao 1% và biến QUYMOSQ có trị số âm với cùng mức ý nghĩa rất cao 1% trong cả ba vụ canh tác lúa của nông hộ. Điều này thể hiện mối quan hệ phi tuyến có dạng chữ \cap giữa quy mô và TFP trong cả ba vụ canh tác lúa trong năm 2016 – 2017. Từ kết quả này, lấy đạo hàm riêng bậc nhất của TFP theo QUYMO sẽ tìm được ngưỡng quy mô tối đa ứng với từng vụ sản xuất, hàm ý đây là ngưỡng quy mô tối ưu giúp nông hộ đạt được TFP lớn nhất bởi nếu sản xuất vượt ngưỡng quy mô tối ưu này thì khả năng quản lý của hộ kém hiệu quả do (i) Khó kiểm soát động cơ làm việc của lao động thuê, (ii) Nguồn vốn còn hạn hẹp và (iii) Năng lực quản lý của hộ thấp do trình độ học vấn thấp. Do đó, để mang lại hiệu quả quản lý cao nhất trong sản xuất lúa nông hộ nên đầu tư ở quy mô hợp lý cho từng vụ mùa, dao động trong khoảng quy mô từ 9 ha – 10 ha.

5. Kết luận

Kết quả ước lượng cho thấy mối quan hệ phi tuyến có dạng chữ \cap giữa quy mô và TFP trong canh tác lúa của nông hộ Đồng bằng sông Cửu Long, bên cạnh quy mô thì còn nhiều yếu tố khác cũng ảnh hưởng cùng chiều với TFP ở mức ý nghĩa cao đó là: số lô đất canh tác (vụ thu đông), chủ hộ là nữ (vụ hè thu), tổng chi chí đầu tư cho sản xuất (vụ hè thu), lao động gia đình (vụ hè thu), địa bàn cư trú ở An Giang – Cần Thơ và các yếu tố ảnh hưởng nghịch chiều với TFP là số năm kinh nghiệm, khoảng cách từ nhà tới ruộng lúa lớn nhất (vụ đông xuân), lao động thuê (vụ thu đông), tham gia chương trình bảo hiểm nông nghiệp (vụ đông xuân). Đồng thời, bài báo cũng tìm được ngưỡng quy mô tối ưu tương đối giống nhau cho cả ba vụ trung bình là 9,68 ha (cụ thể, vụ thu đông 9,34 ha; vụ đông xuân 9,67 ha và vụ hè thu 10,03 ha), có nghĩa là nếu nông hộ đang canh tác lúa ở quy mô thấp hơn hoặc cao hơn ngưỡng tối ưu này thì nên mở rộng hoặc thu hẹp quy mô để đạt

TFP tối đa cho nông hộ vùng Đồng bằng sông Cửu Long nhằm giúp họ có kế hoạch đầu tư và sử dụng hiệu quả quy mô để đạt hiệu quả cao nhất trong quản lý góp phần gia tăng thu nhập và cải thiện sinh kế. Từ kết quả nghiên cứu và thực tế ở 3 tỉnh An Giang, Đồng Tháp và Cần Thơ thuộc Đồng bằng sông Cửu Long, bài báo có một số khuyến nghị nhằm giúp nông hộ sử dụng và đầu tư quy mô hợp lý góp phần nâng cao TFP như sau:

Đa dạng hoá hệ thống trường lớp ở nông thôn và có chính sách hỗ trợ, khuyến khích người dân (nhất là chủ hộ, những người trực tiếp sản xuất lúa) đến học để nâng cao trình độ giúp tiếp cận nhanh những công nghệ tiên tiến trên thế giới và vận dụng hiệu quả vào

hoạt động sản xuất của hộ.

Nhà nước nên xây dựng chính sách ưu đãi vốn vay phục vụ sản xuất nông nghiệp, đặc biệt là sản xuất lúa nhằm giúp nông hộ tiết kiệm chi phí vay vốn (từ tổ chức tín dụng phi chính thức hay mua chịu vật tư nông nghiệp).

Nông hộ đang canh tác trên quy mô nhỏ hơn ngưỡng tối ưu nên: (i) mua hoặc thuê thêm đất để canh tác; (ii) hợp tác với những hộ canh tác lúa lân cận có quy mô nhỏ để mở rộng quy mô sản xuất với hình thức tổ/nhóm canh tác lúa; (iii) tham gia mô hình cánh đồng mẫu lớn. . . nhằm đạt được quy mô tối ưu để tối đa hóa TFP.

Tài liệu tham khảo:

- Ali, D.A. & Deininger, K. (2015), 'Is there a farm size-productivity relationship in African agriculture? Evidence from Rwanda', *Land Economics*, 91(2), 317-343.
- Assuncao, J.J. & Ghatak, M. (2003), 'Can unobserved heterogeneity in farmer ability explain the inverse relationship between farm size and productivity', *Economics Letters*, 80(2), 189-194.
- Barrett, C.B., Bellemare, M.F. & Hou, J.Y. (2010), 'Reconsidering conventional explanations of the inverse productivity-size relationship', *World Development*, 38(1), 88-97.
- Bhalla, S.S. & Roy, P. (1988), 'Mis-specification in farm productivity analysis: the role of land quality', *Oxford Economic Papers*, 40(1), 55-73.
- Byiringiro, F. & Reardon, T. (1996), 'Farm productivity in Rwanda: effects of farm size, erosion, and soil conservation investments', *Agricultural Economics*, 15(2), 127-136.
- Carletto, C., Savastano, S. & Zezza, A. (2013), 'Fact or artifact: The impact of measurement errors on the farm size-productivity relationship', *Journal of Development Economics*, 103, 254-261
- Comin, D. (2010), *Total factor productivity*, The new palgrave dictionary of economics, 1-5.
- Dhungana, B.R., Nuthall, P.L. & Nartea, G.V. (2004), 'Measuring the economic inefficiency of Nepalese rice farms using data envelopment analysis', *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 48(2), 347-369.
- Dinh Bao, H. (2014), 'Provincial Total Factor Productivity in Vietnamese Agriculture and Its Determinants', *Journal of Economics and Development*, 16(2), 5-20.
- Dorward, A. (1999), 'Farm size and productivity in Malawian smallholder agriculture', *The Journal of Development Studies*, 35(5), 141-161.
- Đỗ Văn Xê (2016), 'Thực trạng và giải pháp nâng cao năng suất các yếu tố tổng hợp TFP trong tăng trưởng kinh tế tỉnh Kiên Giang', Báo cáo kết quả đề tài nghiên cứu khoa học cấp tỉnh, Sở Khoa học và công nghệ Kiên Giang.
- Fan, S. (1991), 'Effects of technological change and institutional reform on production growth in Chinese agriculture', *American Journal of Agricultural Economics*, 73(2), 266-275.
- Feder, G., Lau, L.J., Lin, J.Y. & Luo, X. (1990), 'The relationship between credit and productivity in Chinese agriculture: A microeconomic model of disequilibrium', *American Journal of Agricultural Economics*, 72(5), 1151-1157.
- Gaurav, S. & Mishra, S. (2015), 'Farm size and returns to cultivation in India: revisiting an old debate', *Oxford Development Studies*, 43(2), 165-193.
- Heltberg, R. (1998), 'Rural market imperfections and the farm size - productivity relationship: Evidence from Pakistan', *World Development*, 26(10), 1807-1826.

- Henderson, H. (2015), 'Considering technical and allocative efficiency in the inverse farm size-productivity relationship', *Journal of Agricultural Economics*, 66(2), 442-469.
- Hoque, A. (1988), 'Farm size and economic-allocative efficiency in Bangladesh agriculture', *Applied Economics*, 20(10), 1353-1368.
- Lamb, R.L. (2003), 'Inverse productivity: Land quality, labor markets, and measurement error', *Journal of Development Economics*, 71(1), 71-95.
- Li, G., Feng, Z., You, L. & Fan, L. (2013), 'Re-examining the inverse relationship between farm size and efficiency: the empirical evidence in China', *China Agricultural Economic Review*, 5(4), 473-488.
- Mahmood, M. & Nadeem-ul-haque (1981), 'Farm size and productivity revisited', *The Pakistan Development Review*, 20(2), 151-190.
- Manjunatha, A.V., Anik, A.R., Speelman, S. & Nuppenau, E.A. (2013), 'Impact of land fragmentation, farm size, land ownership and crop diversity on profit and efficiency of irrigated farms in India', *Land Use Policy*, 31, 397-405.
- Modigliani, F., & Miller, M.H. (1958), 'The cost of capital, corporation finance and the theory of investment', *The American Economic Review*, 48(3), 261-297.
- Nkonde, C., Jayne, T.S., Richardson R. & Place, F. (2015), 'Testing the farm size-productivity relationship over a wide range of farm sizes: Should the relationship be a decisive factor in guiding agricultural development and land policies in Zambia', *In World Bank Land and Poverty Conference*, The World Bank – Washington DC, March 23-27, 2015.
- Nguyễn Lan Duyên (2014), 'Các yếu tố ảnh hưởng đến thu nhập của nông hộ ở An Giang', *Tạp chí Khoa học Trường Đại học An Giang*, 3(2), 63-69.
- Phạm Văn Đình & Đỗ Kim Chung (2004), *Kinh tế nông nghiệp*, Nhà xuất bản Nông nghiệp, Hà Nội.
- Pfeffer, J. & Jeffrey, P. (1998), *The human equation: Building profits by putting people first*, Harvard Business School Press, Boston, MA.
- Pookpakdi, A. (1992), *Sustainable agriculture for small-scale farmers: a farming systems perspective*, Kasetsart University, Bangkok, Thailand.
- Rios, A.R. & Shively, G.E. (2005), *Farm size and nonparametric efficiency measurements for coffee farms in Vietnam*, American Agricultural Economics Association, Rhode Island.
- Tổng cục Thống kê (2016), *Niên giám Thống kê năm 2016*, Nhà xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- Van Hung, P., MacAulay, T.G. & Marsh, S.P. (2007), 'The economics of land fragmentation in the north of Vietnam', *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 51(2), 195-211.
- Wu, Z., Liu, M. & Davis, J. (2005), 'Land consolidation and productivity in Chinese household crop production', *China Economic Review*, 16(1), 28-49.
- Xu, X. & Jeffrey, S.R. (1998), 'Efficiency and technical progress in traditional and modern agriculture: evidence from rice production in China', *Agricultural Economics*, 18(2), 157-165.
- Yamano, T. & Kijima, Y. (2010), 'The associations of soil fertility and market access with household income: Evidence from rural Uganda', *Food Policy*, 35(1), 51-59.
- Zhang, B. & Carter, C.A. (1997), 'Reforms, the weather, and productivity growth in China's grain sector', *American Journal of Agricultural Economics*, 79(4), 1266-1277.