



PHÂN TÍCH CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TĂNG TRƯỞNG NÔNG NGHIỆP THÀNH PHỐ CẦN THƠ

Nguyễn Thị Lương* và Võ Thành Danh

Khoa Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ

*Người chịu trách nhiệm về bài viết: Nguyễn Thị Lương (email: ntluong@ctu.edu.vn)

Thông tin chung:

Ngày nhận bài: 27/12/2017

Ngày nhận bài sửa: 17/04/2018

Ngày duyệt đăng: 31/08/2018

Title:

Determinants of agricultural growth in Can Tho city

Từ khóa:

Nông nghiệp Cần Thơ, tăng trưởng, hồi quy Cobb – Douglas

Keywords:

Can Tho agriculture, Cobb – Douglas regression, growth

ABSTRACT

This paper is to perform an emprirical analysis of Can Tho's agricultural path and influential factors using secondary data of agricultural inputs and output during 1990 – 2015. Johansen – Jeselius test showed that there are three cointegration vectors between independent variables and dependent variable, that means variables had equivalent in long – run. Chow test is also used in this study to examine any effects of splitting Can Tho province into Can Tho city and Hau Giang province to agricultural growth. The result form Cobb – Douglas regression reveals agricultural growth in Can Tho by increasing physical capital for agriculture, expanding land due to irrigation and technology. Of the total inputs, physical capital had the most important contribution to the output growth (40,51%), Total factor productivity contributed 33,28% to the agricultural output growth.

TÓM TẮT

Nghiên cứu nhằm mục đích phân tích nguồn gốc tăng trưởng nông nghiệp và mức độ ảnh hưởng của các yếu tố đến tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015. Kiểm định Johansen – Jeselius chỉ ra có ba mối quan hệ đồng kết hợp giữa biến phụ thuộc và các biến độc lập, nghĩa là tồn tại mối quan hệ cân bằng trong dài hạn giữa các biến. Kiểm định Chow cũng được sử dụng để xem xét việc chia tách tỉnh Cần Thơ thành thành phố Cần Thơ và tỉnh Hậu Giang năm 2004 có ảnh hưởng đến tăng trưởng nông nghiệp không. Kết quả hồi quy hàm sản xuất Cobb – Douglas cho thấy tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ chủ yếu dựa vào gia tăng vốn vật chất đầu tư vào nông nghiệp, mở rộng diện tích đất canh tác do thủy lợi và công nghệ. Vốn vật chất đóng vai trò quan trọng nhất đến tăng trưởng giá trị sản lượng đầu ra ở mức 40,51%, TFP đóng góp 33,28%.

Trích dẫn: Nguyễn Thị Lương và Võ Thành Danh, 2018. Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ. Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ. 54(6D): 206-214.

1 ĐẶT VẤN ĐỀ

Lý thuyết cho đến thực tiễn đều cho thấy vai trò to lớn của lĩnh vực nông nghiệp đối với nền kinh tế, rất nhiều nhà nghiên cứu kinh tế đã tìm ra mối liên hệ chặt chẽ giữa tăng trưởng lĩnh vực nông

nghiệp với sự tăng trưởng của nền kinh tế, tăng trưởng của lĩnh vực công nghiệp, thương mại – dịch vụ (Koo and Lou, 1997; Meijerink and Pim, 2007), giữa tăng trưởng nông nghiệp và đa dạng thu nhập cho nông hộ, giảm nghèo đói (World Bank, 2008; Christiaensen, 2011). Vai trò của nông

ngiệp đáp ứng nhu cầu lương thực thực phẩm với sự gia tăng về dân số, mở rộng thị trường cho sản phẩm công nghiệp, mang lại nguồn ngoại tệ từ xuất khẩu sản phẩm nông sản và cung cấp nguồn nguyên liệu cho công nghiệp chế biến (Jonhston and Mellor, 1961; Delgado *et al.*, 1998).

Việt Nam là một nước đi lên từ nông nghiệp, từ một trong những quốc gia nghèo trên thế giới, phải nhập khẩu lương thực – thực phẩm đến quốc gia có thu nhập dưới trung bình và có những vị trí cao trong xuất khẩu một số mặt hàng nông sản như lúa gạo, cà phê, cao su và thủy sản. Đạt được thành công đó chủ yếu là do sự đóng góp của nông nghiệp và nông thôn Việt Nam. Trong sự đóng góp đó không thể phủ nhận vai trò to lớn của nông nghiệp vùng Đồng bằng sông Cửu Long (ĐBSCL), nhất là trong hoạt động sản xuất lúa, thủy sản và cây ăn trái. Theo số liệu của Tổng cục thống kê Việt Nam trong năm 2013, sản lượng lúa thu hoạch, sản lượng thủy sản nuôi trồng và khai thác và sản lượng trái cây thu hoạch của ĐBSCL so với cả nước lần lượt là 56,7%, 56,62% và 70,62%.

Mặc dù có những thành công nhất định nhưng tăng trưởng nông nghiệp Việt Nam vẫn còn nhiều tồn tại, tăng trưởng vẫn chủ yếu theo chiều rộng - dựa vào sự gia tăng đầu tư về vốn; tăng diện tích đất canh tác do thâm canh, tăng vụ, hoặc do công tác thủy lợi; hoặc do tăng lượng lao động thô mà không phải là do tăng hiệu quả sử dụng các nguồn lực sản xuất hay ứng dụng khoa học kỹ thuật vào sản xuất (Que and Goletti, 2001; Barker *et al.*, 2004; Vu, 2009; Huynh Vĩnh Thanh và Le Sy Tho, 2010).

Với lợi thế và vai trò trong phát triển kinh tế nói chung và ngành kinh tế nông nghiệp nói riêng, thành phố Cần Thơ đã có những đóng góp đáng kể cho sự phát triển của ĐBSCL. Tuy nhiên cho đến thời điểm này, có rất ít các nghiên cứu về tăng trưởng nông nghiệp ĐBSCL cũng như thành phố Cần Thơ. Để phát huy hết lợi thế của ĐBSCL nói chung trong sản xuất nông nghiệp và vị trí trung tâm về kinh tế của thành phố Cần Thơ nói riêng cũng như hạn chế được những ảnh hưởng tiêu cực của các vấn đề về quản lý, chính sách, những điều kiện tự nhiên bất lợi thì cần phải hiểu được nguồn gốc của tăng trưởng nông nghiệp của thành phố Cần Thơ. Vì vậy tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ được chọn làm vấn đề nghiên cứu nhằm đánh giá thực trạng tăng trưởng cũng như nhận diện được các yếu tố ảnh hưởng đến tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015, từ đó làm cơ sở cho những hàm ý chính sách cho tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ trong thời gian tới.

2 CƠ SỞ LÝ THUYẾT VỀ TĂNG TRƯỞNG

Tăng trưởng kinh tế là một đề tài được sự quan tâm của rất nhiều nhà kinh tế học nổi tiếng từ rất sớm cho đến nay. Nguồn gốc tăng trưởng kinh tế đã được các nhà kinh tế nghiên cứu và công bố trong các tác phẩm kinh điển của họ.

Vốn hay tư bản là một yếu tố được xem là ảnh hưởng nhiều nhất đến tăng trưởng kinh tế. Sự gia tăng tích lũy và đầu tư tư bản vào sản xuất làm gia tăng về năng suất lao động của xã hội (Smith, 1776); tăng tổng cầu và từ đó làm gia tăng sản lượng và việc làm trong ngắn hạn (Harrod, 1939); tạo ra kiến thức mới - là một yếu tố tạo ra sự tăng trưởng thần kỳ cho nền kinh tế (Aghion and Howitt, 1992). Sự thiếu hụt về vốn đầu tư vào cơ sở hạ tầng, y tế, giáo dục không thể nâng cao chất lượng lao động để gia tăng năng suất lao động (Samuelson, 1948). Không chỉ ảnh hưởng đến chất lượng lao động thông qua đầu tư vào y tế - giáo dục, thiếu hụt vốn mà còn ảnh hưởng đến hoạt động nghiên cứu và phát triển để tạo kiến thức mới - công nghệ mới.

Lao động là yếu tố tạo nên sự tăng trưởng kinh tế nói chung và trong nông nghiệp nói riêng. Nếu như Solow – Swan (1956) chỉ đề cập đến lao động đơn giản hay lao động thô ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế, thì các nhà kinh tế học theo thuyết tăng trưởng mới hay tăng trưởng nội sinh cho rằng lao động thô sẽ không giải thích được sự tăng trưởng dài hạn hoặc khác biệt về thu nhập bình quân đầu người giữa các quốc gia. Vì vậy, nghiên cứu của Mankiw *et al.* (1992) đã đề cập đến lao động có trình độ, kỹ năng và kinh nghiệm – gọi là vốn con người – vào trong mô hình tăng trưởng của Solow. Nếu vốn con người là hàng hoá không thể thay thế và loại trừ thì sự chênh lệch về tăng trưởng giữa các nước là do vốn con người – nguồn lao động hiệu quả bao gồm khả năng, kỹ năng và kiến thức của mỗi người lao động riêng lẻ.

Sự tăng trưởng của các quốc gia sẽ bị giới hạn bởi sự cạn kiệt các nguồn tài nguyên thiên nhiên, và lĩnh vực nông nghiệp sẽ không thoát khỏi quy luật lợi tức giảm dần do giới hạn về nguồn lực đất đai (Ricardo, 1817). Đất đai là nguồn lực chủ yếu cho hoạt động sản xuất nông nghiệp của các quốc gia trong nền nông nghiệp tự cung – tự cấp (Todaro, 1969) hoặc giai đoạn sơ khai (Sung Sang Park, 1977).

Quá khứ và hiện tại đã cho thấy nguồn tài nguyên thiên nhiên nói chung và đất đai nói riêng không phải là nguồn lực ảnh hưởng quá lớn đến tăng trưởng kinh tế và tăng trưởng nông nghiệp. Nhật Bản, Israel hay Singapore là những quốc gia

không có nguồn tài nguyên dồi dào, diện tích canh tác ít nhưng lại là những quốc gia có thu nhập bình quân đầu người cao, nền nông nghiệp phát triển như Israel. Công nghệ chính là yếu tố đã được đề cập đến trong hầu hết các lý thuyết tăng trưởng cổ điển, tân cổ điển hay tăng trưởng mới. Công nghệ có thể được hình thành dựa trên kinh nghiệm sản xuất và thử nghiệm của người nông dân (Ricardo, 1817) hoặc là một sản phẩm phụ của quá trình sản xuất hàng hoá (Arrow, 1962). Các quốc gia muốn có sự tăng trưởng nhanh thì cần có sự đầu tư của Chính phủ vào hoạt động nghiên cứu và phát triển, đầu tư của Chính phủ cùng với đầu tư tư nhân là những động lực thúc đẩy trong việc tạo ra kiến thức mới (Rostow; 1960 ;Romer, 1990; Grossman and Helpman, 1990 Aghion and Howitt, 1992). Các nước nghèo có trình độ kỹ thuật sản xuất thấp kém có thể bắt chước công nghệ của các nước đi trước, và đây là giải pháp để các nước nghèo tăng trưởng kinh tế, bắt kịp các nước phát triển (Samuelson, 1962). Các nguồn lực sản xuất để tăng trưởng kinh tế bị giới hạn, vốn vật chất và lao động có thể giảm dần thì công nghệ là không giới hạn nên chính công nghệ là nhân tố tạo ra sự tăng trưởng thần kỳ cho nền kinh tế. Trong nền nông nghiệp đa dạng, công nghệ sinh học làm gia tăng năng suất nông nghiệp và trong nền nông nghiệp phát triển cao nhất là thì vốn cùng công nghệ là hai yếu tố đóng góp chủ yếu vào sự gia tăng năng suất và sản lượng nông nghiệp (Todaro, 1969; Sung Sang Park, 1977) và khi nền kinh tế đạt trạng thái toàn dụng vì không còn tình trạng dư thừa lao động ở khu vực nông nghiệp vì đã ứng dụng mức độ cao của khoa học kỹ thuật vào sản xuất, vì vậy khoa học công nghệ đóng vai trò then chốt trong phát triển nông nghiệp (Sung Sang Park, 1977).

Hoạt động sản xuất nông nghiệp, ngoài các yếu tố đầu vào cơ bản như lao động, vốn, đất, còn phụ thuộc vào thời tiết khí hậu, nhất là nền nông nghiệp ở giai đoạn sơ khai. Đến giai đoạn phát triển, tăng trưởng nông nghiệp còn do gia tăng lượng phân bón, thuốc bảo vệ thực vật sử dụng (Sung Sang Park, 1977).

3 PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1 Phương pháp thu thập số liệu

Số liệu sử dụng trong nghiên cứu được thu thập từ nhiều nguồn khác nhau như niên giám thống kê Cần Thơ và Tổng cục Thống kê qua các năm, Tổng điều tra về nông nghiệp, nông thôn và thủy sản với chuỗi số liệu sử dụng từ năm 1990 – 2015.

Biến phụ thuộc là giá trị sản lượng nông nghiệp được quy đổi từ giá hiện hành theo giá so sánh năm 2010 theo Thông tư 02/2012/TT – BKHĐT của Bộ Kế hoạch và Đầu tư ngày 04 tháng 4 năm 2012.

Tổng cục Thống kê có công bố đầy đủ số liệu về sản xuất và đất nông nghiệp nhưng không có số liệu về tài sản cố định. Vì vậy, số liệu về tài sản cố định được tính từ phương trình sau:

$$K_t = K_{t-1}(1 - d) + I_t \quad (1)$$

với K_t là tài sản cố định ở năm t ;

I_t là vốn đầu tư trong năm t ;

d là tỷ lệ khấu hao tài sản cố định.

Vậy để tính được số liệu về tài sản cố định cho suốt khoảng thời gian 1990 – 2015 cần số liệu về tài sản cố định năm 1990 và tỷ lệ khấu hao. Tài sản cố định năm gốc 1990 được ước lượng theo cách tiếp cận của Noriyoshi Oguchi (2001) và Renuka Mahadevan (2002) và lựa chọn tỷ lệ khấu hao theo văn bản 2389/BKHCN – VCLCS của Bộ Khoa học và Công nghệ ngày 6 tháng 7 năm 2015.

Lao động nông nghiệp (1.000 người) bao gồm cả lượng lao động có trình độ học vấn khác nhau, được đào tạo và chưa được đào tạo. Diện tích đất nông nghiệp (1.000 ha) bao gồm diện tích trồng cây hàng năm và cây lâu năm, diện tích đất canh tác có chất lượng đất khác nhau, được đầu tư và chưa được đầu tư hệ thống thủy lợi nội đồng.

3.2 Phương pháp phân tích

Các nghiên cứu về tăng trưởng nông nghiệp từ những thập niên 1950 cho đến nay đã sử dụng các phương pháp tiếp cận và ước lượng khác nhau. Nhìn chung, các nghiên cứu này sử dụng một trong ba phương pháp hoặc kết hợp các phương pháp bao gồm phương pháp hạch toán tăng trưởng, phương pháp chỉ số, và phương pháp ước lượng phi tham số.

Phương pháp hạch toán tăng trưởng đặt giả thiết là mối quan hệ giữa đầu ra (sản lượng) và các yếu tố đầu vào được liên kết qua một hàm sản xuất. Thông qua hàm sản xuất này mà ta tính toán được sự đóng góp của từng đơn vị đầu vào đến sự tăng trưởng của sản lượng đầu ra và phần dư không thể giải thích được, gọi là tăng trưởng các nhân tố tổng hợp (TFP). Khi đó TFP được sử dụng để đo lường tiến bộ công nghệ, chính là phần tăng trưởng của đầu ra mà không do các yếu tố đầu vào được đưa vào phân tích.

Cách tiếp cận kinh tế lượng dựa trên ước lượng hàm sản xuất hoặc hàm chi phí hoặc cả hai (Antle and Capalbo, 1988). Cách tiếp cận này được áp dụng từ những năm của thập niên 1970s để khắc phục những nhược điểm của phương pháp hạch toán tăng trưởng. Phương pháp tiếp cận này dựa trên ý tưởng tìm ra mối quan hệ trực tiếp của hoạt

động nhưng sử dụng ít hơn các giả định về công nghệ sản xuất (Capalbo and Vo, 1988). Phương pháp này cho phép định lượng được tác động biên của từng yếu tố đến tổng sản xuất. Đối với dạng hàm translog thường gặp nhiều vấn đề như giảm độ tự do, vấn đề đa cộng tuyến nên các nhà nghiên cứu sử dụng dạng hàm Cobb – Douglas để ước lượng, mặc dù dạng hàm này áp đặt những giả định về công nghệ.

So với cách tiếp cận hạch toán tăng trưởng, cách tiếp cận kinh tế lượng có nhiều ưu điểm hơn. Vì số liệu được tính toán dựa trên các ước lượng thống kê nên cho phép kiểm định các giả thuyết và tính toán khoảng tin cậy để kiểm tra độ tin cậy của mô hình ước lượng. Phương pháp này cũng ước lượng chính xác tác động biên của từng yếu tố đến tổng sản lượng. Một ưu điểm khác là nếu dạng hàm được lựa chọn hợp lý thì sẽ cần ít các giả định về công nghệ (Antle and Capalbo, 1988). Một trong những hạn chế của phương pháp này là cần nhiều số liệu hơn các phương pháp tiếp cận khác, thậm chí trong một số trường hợp số lượng quan sát không đủ để có thể sử dụng các tiếp cận này. Ba vấn đề cần phải lưu ý khi ước lượng sự thay đổi của TFP bằng phương pháp kinh tế lượng là vấn đề đồng thời, sai số đo lường và sự thay đổi của tỷ phần đóng góp của các yếu tố qua thời gian.

Trong điều kiện giới hạn về nguồn số liệu ở Việt Nam, trong nghiên cứu này sử dụng cách tiếp cận kinh tế lượng để ước lượng được tỷ phần đóng góp của các yếu tố vốn, lao động, đất. Sau đó sử dụng phần dư Solow để ước lượng được TFP và từ đó tính toán được mức độ đóng góp của từng yếu tố sản xuất đến tăng trưởng giá trị sản lượng nông nghiệp.

Hàm sản xuất Cobb – Douglas cơ bản chỉ có hai yếu tố đầu vào. Tuy nhiên, theo Ricardo (1817), sự tăng trưởng của các quốc gia sẽ bị giới hạn bởi sự cạn kiệt các nguồn tài nguyên thiên nhiên, đặc biệt lĩnh vực nông nghiệp sẽ không thoát khỏi quy luật lợi tức giảm dần do nguồn đất đai bị giới hạn. Đất đai là nguồn lực chủ yếu cho hoạt động sản xuất nông nghiệp của các quốc gia trong nền nông nghiệp tự cung – tự cấp (Todaro, 1969) hoặc giai đoạn sơ khai (Sung Sang Park, 1977). Vì vậy, các nghiên cứu thực nghiệm về tăng trưởng nông nghiệp đều đưa biến số đất đai vào mô hình ước lượng. Thêm vào đó, theo Hiến pháp Việt Nam, đất đai là tài sản toàn dân, người dân chỉ có quyền sử dụng chứ không có quyền sở hữu vì vậy không thể tính được giá trị của đất đai để đưa vào trong dòng vốn K.

Vì vậy, yếu tố đất được đưa vào vào hàm sản xuất Cobb – Douglas để ước lượng tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ :

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta}D^{\gamma} \tag{2}$$

Trong đó: Y là tổng giá trị sản lượng nông nghiệp (tỷ đồng)

L là lượng lao động nông nghiệp (ngàn người)

K là giá trị vốn đầu tư vào nông nghiệp (tỷ đồng)

D là diện tích đất nông nghiệp (ha)

A là hệ số tăng trưởng dự định, chính là năng suất nhân tố tổng hợp (TFP), là đại lượng đo lường yếu tố công nghệ hay chất lượng của tăng trưởng.

α, β, γ chính là hệ số co giãn theo sản lượng, cũng chính là hệ số đóng góp của lao động, vốn và đất.

Phương trình ước lượng được chuyển thành dạng ln như sau:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K + \gamma \ln D \tag{3}$$

Vì TFP bản chất là năng suất của các yếu tố còn lại, không được tính vào các yếu tố đầu vào nên giá trị của TFP được tính như sau:

$$TFP = A = \frac{Y}{L^{\alpha}K^{\beta}D^{\gamma}}$$

Với mô hình (1) thì xem Y, A, K, L và D là hàm liên tục theo thời gian và hàm f là thuần bậc 1.

Tốc độ tăng của TFP được tính từ phương trình (1) bằng cách lấy vi phân 2 vế theo thời gian

$$\frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \alpha \frac{dL}{L} + \beta \frac{dK}{K} + \gamma \frac{dD}{D}$$

Từ phương trình trên ta tính được tốc độ tăng của TFP

$$\frac{dA}{A} = \frac{dY}{Y} - \alpha \frac{dL}{L} - \beta \frac{dK}{K} - \gamma \frac{dD}{D}$$

Vậy, để tính tốc độ tăng TFP cần có số liệu về tốc độ tăng của giá trị sản xuất nông nghiệp, tốc độ tăng của vốn, lao động và đất trong nông nghiệp và tỷ trọng đóng góp của các nhân tố đó. Tốc độ tăng của TFP tính như bằng phương pháp trên chính là phần dư Solow.

4 KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

4.1 Thực trạng tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015

Thành phố Cần Thơ với tổng diện tích 1.408,9 km², với vị trí nằm trong vùng trung – hạ lưu

ĐBSCL, giữa một mạng lưới sông ngòi kênh rạch và có các tuyến đường lớn chạy qua, vì vậy, rất thuận lợi trong giao thông – vận tải.

Thành phố Cần Thơ nằm trên vùng đất được hình thành từ nguồn phù sa sông Mekong bồi đắp. Địa chất trong thành phố được hình thành chủ yếu qua quá trình bồi lắng trầm tích biển và phù sa của sông Cửu Long. Địa hình Cần Thơ tương đối bằng phẳng với độ cao trung bình khoảng 1- 2 mét so với mực nước biển. Khí hậu Cần Thơ điều hoà dễ

chịu, ít có bão, khí hậu nóng ẩm, không có mùa lạnh. Những điều kiện trên rất thuận lợi cho sinh trưởng và phát triển của sinh vật, tạo nên một hệ thống nông nghiệp nhiệt đới có năng suất cao với nhiều chủng loại cây con, tạo nên sự đa dạng trong sản xuất và chuyên dịch trong cơ cấu sản xuất nông nghiệp. Vì vậy Cần Thơ có thế mạnh trong sản xuất nông nghiệp như trồng lúa, các loại cây ăn trái, chăn nuôi gia súc, gia cầm và thủy sản.

Bảng 1: Tốc độ tăng trung bình của giá trị sản lượng nông nghiệp và các yếu tố đầu vào của nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015 theo giá hiện hành

Giai đoạn	Đơn vị tính: %					
	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015	1990-2015
Giá trị sản lượng	35,70	36,43	29,57	27,82	23,24	19,97
Số đầu máy kéo	17,17	18,51	4,78	9,26	4,54	4,30
Số đầu máy bơm	11,14	16,25	6,43	10,00	7,91	9,01
Lao động	0,12	0,41	00	0,11	0,21	0,15
Đất nông nghiệp	3,15	3,28	0,97	2,76	0,91	2,01
Phân bón	23,47	1,02	0,38	18,27	4,48	4,73
Trữ lượng vốn	15,98	14,71	13,24	19,47	13,02	16,22

Nguồn: Tổng cục Thống kê

Trong ba yếu tố đầu vào quan trọng của sản xuất nông nghiệp Cần Thơ, trữ lượng vốn đầu tư là yếu tố đầu vào có mức tăng trưởng cao nhất. Điều này thể hiện sự quan tâm của Nhà nước cho lĩnh vực nông nghiệp, đặc biệt là nông nghiệp ĐBSCL nói chung và thành phố Cần Thơ nói riêng. Lao động nông nghiệp nằm trong xu thế giảm do vấn đề cơ giới hoá, hoặc áp dụng tiến bộ khoa học kỹ thuật, còn diện tích đất nông nghiệp cũng không phải là nguồn lực sản xuất có thể tăng vô hạn, cũng có thể nằm trong xu hướng giảm trong tương lai do quá trình đô thị hoá, hoặc thay đổi cơ cấu sản xuất – chuyên dịch sang lĩnh vực công nghiệp, thương mại – dịch vụ. Riêng nguồn lực vốn là nguồn lực có thể tăng liên tục do sự tăng trưởng của nền kinh tế.

4.2 Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015

4.2.1 Các kiểm định quan trọng cho số liệu thời gian

Như đã trình bày ở trên, nghiên cứu này sử dụng bốn chuỗi số liệu thời gian từ năm 1990 – 2015 bao gồm một chuỗi phụ thuộc (GDP nông nghiệp) và ba chuỗi độc lập bao gồm vốn tích lũy, lao động nông nghiệp và diện tích đất canh tác.

Trong ước lượng dữ liệu thời gian thì đòi hỏi các chuỗi số liệu có tính dừng, và tính dừng của chuỗi số liệu lại khá nhạy cảm với độ trễ được lựa chọn. Dựa trên các tiêu chuẩn AIC (Akaike’s Information Criterion), HQIC (Hanan Quinn Information Criterion) và SBIC (Schwarz’s Bayesian Information Criterion) độ trễ ở bậc 1 là độ trễ tối ưu của các chuỗi GDP, Von và Dat ở mức ý nghĩa 1%; chuỗi Lao động ở mức 5%.

Từ kết quả kiểm định ADF (Augmented Dickey Fuller) ở độ trễ tối ưu tìm được cho thấy các chuỗi đều có nghiệm đơn vị ở mức ý nghĩa 1% hoặc 5%.

Như vậy tất cả bốn chuỗi gốc đều không dừng nên nếu hồi quy giữa các chuỗi này sẽ dẫn đến kết quả hồi quy giả mạo, làm sai lệch kết quả ước lượng (Yule, 1926). Vì vậy, để kết quả hồi quy có độ tin cậy, bước tiếp theo là kiểm định tính đồng liên kết (đồng kết hợp) giữa các chuỗi số liệu. Khi các chuỗi số liệu có tính đồng liên kết, có sự cân bằng trong dài hạn giữa các chuỗi số liệu. Kiểm định Johansen – Jeselius (1990) được dùng để kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa các chuỗi.

Giả thuyết “Có ít nhất ba mối quan hệ đồng kết hợp” không bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 10%, như vậy tồn tại ba mối quan hệ đồng kết hợp giữa ba chuỗi độc lập với chuỗi phụ thuộc.

Bảng 2: Kết quả kiểm định đồng liên kết

Giả thuyết Ho	Giá trị riêng cực đại	Thống kê Trace	Giá trị tới hạn ở mức 10%	Xác suất
$r \leq 0$	0,743180	78,82878	60,08629	0,0017
$r \leq 1$	0,583188	46,20366	39,75526	0,0226
$r \leq 2$	0,461005	25,20079	23,34234	0,0604
$r \leq 3$	0,350780	10,36762	10,66637	0,1114

Nguồn: Từ kết quả xử lý trên Eviews 8.1

4.2.2 Kiểm định tính phù hợp của mô hình

Trước 1/1/2004 ĐBSCL chỉ có 12 tỉnh/thành phố do tỉnh Hậu Giang chưa được thành lập. Ngày 26/11/2003, Quốc Hội Việt Nam đã ra Nghị quyết số 22/2003/QH11 thành lập tỉnh Hậu Giang trên cơ sở tách tỉnh Cần Thơ thành tỉnh Hậu Giang và thành phố Cần Thơ. Chính vì vậy, khi ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ nghiên cứu đã sử dụng kiểm định Chow (1960) để kiểm định xem sự kiện chia tách tỉnh như trên có ảnh hưởng đến sự tăng trưởng nông nghiệp của thành phố Cần Thơ hay không? Ý tưởng của kiểm định Chow là tách số liệu thành hai giai đoạn và kiểm định xem sự bằng nhau của các hệ số ước lượng giữa hai giai đoạn có sự khác biệt hay không. Xác suất nhận được từ kết quả kiểm

định Chow Breakpoint là 0,9732 nên không đủ bằng chứng thống kê để bác bỏ giả thuyết “Không có sự khác biệt tại điểm gãy xác định” (không có sự khác biệt về hệ số ước lượng giữa hai giai đoạn ước lượng). Nghĩa là việc chia tách tỉnh Cần Thơ năm 2004 không ảnh hưởng đến tăng trưởng nông nghiệp Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015.

Trong nghiên cứu này, ước lượng hồi quy với số liệu thời gian được sử dụng để ước lượng hệ số đóng góp của các yếu tố đầu vào ảnh hưởng đến tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ. Vì vậy, để đảm bảo sự tin cậy của kết quả ước lượng cần phải đảm bảo các giả định khi hồi quy số liệu thời gian. Các giả định cần phải kiểm định bao gồm kiểm định phương sai số thay đổi, tự tương quan và phân phối chuẩn của phần dư.

Bảng 3: Kết quả kiểm định các giả định của mô hình hồi quy

STT	Giả thuyết Ho	Giá trị kiểm định	Xác suất	Quyết định
1	Mô hình gốc có phương sai phần dư không đổi	1,7184	0,9732	Chấp nhận Ho
2	Mô hình gốc không có tự tương quan ở bậc 1	2,8327	0,1065	Chấp nhận Ho
3	Sai số có phân phối chuẩn	1,0435	0,5935	Chấp nhận Ho

Nguồn: Từ kết quả xử lý trên Eviews 8.1

Từ kết quả kiểm định White (1980), mô hình không vi phạm giả định về phương sai sai số không đổi và mô hình cũng không có hiện tượng tự tương quan ở bậc 1 theo kiểm định Breusch – Godfrey (1978). Khi phần dư của mô hình không phải là phân phối chuẩn, những ước lượng trong một mẫu lớn sẽ không phải là vấn đề quan trọng, nhưng nếu kích thước mẫu là nhỏ thì các suy diễn thống kê là không đáng tin cậy. Trong nghiên cứu này, với kiểm định được sử dụng phổ biến Jarque – Bera (1987) để kiểm định phân phối chuẩn của phần dư, kết quả cho thấy sai số chuẩn của mô hình ước lượng có phân phối chuẩn.

4.2.3 Kết quả và thảo luận

Do các chuỗi số liệu chỉ thu thập được có độ dài thời gian là 26 kỳ (năm), vì vậy nghiên cứu tiến

hành ước lượng các hệ số hồi quy với kỹ thuật lấy mẫu lặp lại (bootstrap) được đề xuất bởi Efron (1979). Bootstrap được xem là một phương pháp giải quyết các bất định của bài toán thống kê mà không đòi hỏi các điều kiện ban đầu về phân phối xác suất.

Bảng 4: Kết quả hồi quy hàm sản xuất Cobb – Douglas

Biến phụ thuộc: lnGDP		
Biến độc lập	Hệ số	Xác suất
Lnlaodong	0,7625***	0,0000
Lnvon	0,1788***	0,0000
Lndat	0,1766**	0,0240

Nguồn: Kết quả ước lượng bằng Stata 13

Bảng 5: Đóng góp của các yếu tố đầu vào đến tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015

Đơn vị tính: %

Giai đoạn	Mức độ đóng góp				Tỷ lệ % đóng góp			
	Lao động	Đất	Vốn	TFP	Lao động	Đất	Vốn	TFP
1990 - 1995	0.57	1.26	2.74	1.89	8.85	19.47	42.37	29.31
1995 - 2000	0.69	1.81	3.58	2.24	8.25	21.76	42.99	26.99
2000 - 2005	0.72	1.09	2.68	2.08	11.02	16.58	40.81	31.58
2005 - 2010	0.92	0.74	2.88	3.31	11.67	9.41	36.78	42.14
2010 - 2015	0.79	0.37	2.15	2.38	13.92	6.57	37.67	41.84
1990 - 2015	0.75	1.08	2.83	2.32	10.67	15.45	40.51	33.28

Nguồn: Tính toán của tác giả

Nhìn chung, tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015 chủ yếu là do sự đóng góp của vốn đầu tư của nhà nước vào nông nghiệp (40,51%), sự gia tăng và mở rộng diện tích đất canh tác đóng góp 15,45% vào sự gia tăng giá trị sản xuất nông nghiệp, 10,67% tăng trưởng giá trị nông nghiệp là do đóng góp của lao động, riêng các yếu tố tổng hợp đóng góp 33,28%.

Lao động đóng góp vào tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ theo xu hướng tăng dần theo thời gian. Điều này được giải thích như sau, thứ nhất, số liệu về lao động nông nghiệp trong nghiên cứu này bao gồm lao động có trình độ học vấn khác nhau, chưa được đào tạo, tập huấn và được đào tạo, tập huấn nhưng với những mức độ khác nhau; thứ hai càng ngày thì chất lượng lao động nông nghiệp ở Việt Nam nói chung và Cần Thơ nói riêng càng được nâng cao do tăng thu nhập cũng như sự đầu tư của nhà nước vào giáo dục và y tế. Chính lượng lao động có kiến thức, kỹ năng, kinh nghiệm và sức khỏe tốt (vốn con người) tạo ra sự tăng trưởng thần kỳ cho nền kinh tế và là yếu tố giải thích sự chênh lệch về thu nhập giữa các quốc gia. Trong các mô hình tăng trưởng có vốn con người như mô hình AK của Romer (1990, Lucas (1988), Barro (1991 và Rebelo (1991), nền kinh tế có đặc điểm là sản lượng tăng liên tục. Nên khi chất lượng lao động nông nghiệp thành phố Cần Thơ tăng, mức độ đóng góp của yếu tố này cũng tăng.

Ngược lại, với yếu tố lao động là đất canh tác, mức độ đóng góp của yếu tố này đến tăng trưởng nông nghiệp lại giảm dần theo thời gian. Trong những giai đoạn đầu (1990 – 1995, 1995 – 2000, 2000 – 2005), sự đầu tư mạnh của nhà nước vào công tác thủy lợi ở ĐBSCL có tác dụng rửa phèn, rửa mặn và thoát lũ, từ đó mở rộng diện tích đất canh tác và thâm canh, tăng vụ. Tuy nhiên, đất là nguồn tài nguyên có giới hạn và sẽ bị giảm chất lượng khi khai thác không có hiệu quả (Zepela, 2001), đồng thời diện tích đất nông nghiệp còn bị

giảm xuống do quá trình công nghiệp hoá và chuyển dịch cơ cấu kinh tế, đặc biệt đối với thành phố Cần Thơ được xem là trung tâm văn hoá – kinh tế của vùng ĐBSCL. Đó là những nguyên nhân làm giảm mức độ ảnh hưởng của đất canh tác đến tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ.

Nông nghiệp Cần Thơ cũng không nằm ngoài đặc điểm của các nền nông nghiệp ở giai đoạn đang phát triển – tăng trưởng nông nghiệp chủ yếu dựa vào vốn đầu tư của nhà nước và tư nhân (Wang *et al.*, 2015). Trong các yếu tố ảnh hưởng đến tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015, vốn là yếu tố ảnh hưởng nhiều nhất.

Mức độ đóng góp của TFP vào tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015 là 33,28%, khá gần với tỷ lệ đóng góp của TFP cho toàn nền nông nghiệp Việt Nam trong giai đoạn 1995 – 2000 là 29% trong nghiên cứu của Vũ Hoàng Linh (2007); 30,3% trong giai đoạn 1986 – 2005 (Ngô Quang Thành và Nguyễn Tấn Vinh, 2013) và cao hơn rất nhiều so với tỷ lệ đóng góp của TFP trong tăng trưởng nông nghiệp miền Nam – Việt Nam giai đoạn 1990 – 1999 là 14,85% (Que and Goletti, 2001). Đặc biệt, sự đóng góp của công nghệ tăng dần. Ngoài trung tâm về kinh tế - xã hội thì Cần Thơ còn là trung tâm về văn hoá và khoa học kỹ thuật, khi tập trung nhiều cơ sở - trung tâm khoa học và giáo dục – đào tạo như Viện Nghiên cứu Phát triển ĐBSCL, Khoa Nông nghiệp và Sinh học ứng dụng, Viện Công nghệ sinh học thuộc Trường Đại học Cần Thơ, Viện lúa Ô Môn, Viện Cây ăn quả Miền Nam...

5 KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

Kết quả nghiên cứu cho thấy trong tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giai đoạn 1990 – 2015, vốn đóng góp vai trò rất lớn, tuy nhiên chỉ là do sự gia tăng về lượng vốn đầu tư hàng năm mà thôi. Hạn chế trong nghiên cứu này là chưa đưa vào được vốn hiệu quả hay đo lường được hiệu quả

của việc sử dụng trong sản xuất nông nghiệp ở Cần Thơ.

Sau yếu tố vốn, công nghệ là yếu tố đóng góp tiếp theo đến tăng trưởng nông nghiệp Cần Thơ. Trong nghiên cứu này, sự ảnh hưởng của công nghệ được định nghĩa là phần dư của mô hình Solow, chính điều này có thể thổi phồng vai trò của công nghệ đối với tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ, bởi vì phần dư này chính là năng suất các yếu tố tổng hợp (TFP) – tổng hợp các yếu tố còn lại ngoài vốn, lao động và đất. Tuy vậy, không thể phủ nhận vai trò của công nghệ trong sản xuất nông nghiệp, sự tăng trưởng nông nghiệp không phải ở tăng trưởng tổng sản lượng mà là ở năng suất. Trong khi các nguồn lực khác là hữu hạn và theo quy luật biên giảm dần, chỉ có công nghệ mới tạo ra sự tăng trưởng liên tục. Trong tương lai, nhà nước cần đầu tư hơn nữa vào công nghệ, đặc biệt là công nghệ sinh học cho nông nghiệp ĐBSCL.

Kết quả ước lượng cho thấy mức độ đóng góp của đất đai vào tăng trưởng nông nghiệp thành phố Cần Thơ giảm dần theo thời gian cùng với sự giảm xuống của diện tích đất nông nghiệp do quá trình công nghiệp hoá, sử dụng đất cho các mục đích phi nông nghiệp. Tỷ lệ đóng góp của yếu tố đất đến tăng trưởng nông nghiệp Cần Thơ giảm, điều đó thể hiện sự đóng góp của yếu tố này chủ yếu là lượng, chính vì vậy khi diện tích đất nông nghiệp giảm thì sự đóng góp của yếu tố này cũng giảm theo thời gian. Với xu hướng công nghiệp hoá diễn ra mạnh mẽ trong thời gian tới, áp lực về nhà ở do gia tăng dân số, các chính sách của nhà nước cần phải thúc đẩy hiệu quả của việc sử dụng đất bằng cách đầu tư vào thủy lợi, vào công nghệ để tăng chất lượng của đất canh tác. Các nghiên cứu thực nghiệm về tăng trưởng nông nghiệp trên thế giới cũng như ở Việt Nam cho thấy vai trò to lớn của công tác thủy lợi trong gia tăng cả về số lượng và chất lượng đất cho sản xuất nông nghiệp. Thủy lợi ở ĐBSCL không chỉ có tác dụng làm tăng chất lượng đất canh tác do chủ động trong tưới – tiêu nước, rửa phèn và mặn mà còn tăng diện tích đất canh tác do khai thác được các vùng đất mới và thâm canh, tăng vụ. Hiện nay, ĐBSCL là một trong vùng bị ảnh hưởng nặng nhất bởi biến đổi khí hậu. Vì vậy, công tác thủy lợi càng có vai trò quan trọng không chỉ trong sản xuất nông nghiệp mà còn trong cuộc sống của người dân vùng đất này. Vì vậy, nhà nước vẫn cần quan tâm đến đầu tư thủy lợi trong tương lai, tuy nhiên cần phải có những nghiên cứu đánh giá tác động kỹ của các công trình thủy lợi hiện nay cũng như tương lai không chỉ riêng về sản xuất nông nghiệp mà cần đánh giá tác động tổng thể.

Trong các yếu tố ảnh hưởng đến tăng trưởng nông nghiệp Cần Thơ, lao động là yếu tố có mức ảnh hưởng thấp nhất. Điều đó phản ánh phần nào chất lượng của nguồn lao động cho phát triển nông nghiệp thành phố Cần Thơ. Tuy nhiên, một điều đáng lưu ý là mức độ đóng góp của yếu tố này tăng dần theo thời gian, cho thấy chất lượng của lao động nông nghiệp ngày càng được nâng cao. Tuy vậy, trong tương lai, nhà nước vẫn cần có những chính sách và chiến lược đầu tư cho giáo dục – đào tạo nông thôn cũng như y tế - chăm sóc sức khỏe cho vùng ĐBSCL trong đó có thành phố Cần Thơ. Đây là sự đầu tư quan trọng nhằm nâng cao chất lượng lực lượng lao động nông nghiệp ĐBSCL trong sự hội nhập và cạnh tranh quốc tế ngày càng gay gắt.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aghion, P., and Howitt, P., 1992. A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60 (2) pp. 323 – 351.
- Antle, J. & Capalbo, S., 1988. Chavas, J.P., and Aliber, M., 1993. An analysis of economic efficiency in agriculture: a nonparameter approach. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 18(1): 1- 16.
- Arrow, K.J., 1962. The economic Implications of Learning by Doing, *Review of Economic Studies* 29: 155 – 173
- Barro, R. J., 1991. Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Economics* 106: 407 – 443
- Barker, R., Ringler, C., Tien, N.M. and Rosegrant, M., 2004. Macro Policies and Investment Priorities for Irrigated Agriculture in Vietnam. *Comprehensive Assessment of water management in agriculture*, Research Report 6.
- Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2012. 02/2012/TT – BKHĐT, 4/4/2012, Quy định năm 2010 làm năm gốc thay cho năm gốc 1994 để tính các chỉ tiêu thống kê theo giá so sánh.
- Bộ Khoa học và Công nghệ, 2015. 2389/BKHCN – VCLCS, 6/7/2015, hướng dẫn tính toán kết quả thực hiện một số mục tiêu của Chiến lược phát triển Khoa học và Công nghệ giai đoạn 2011 – 2020.
- Breusch, T.S., 1978. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Paper*. 17: 334 – 335.
- Capalbo, S., and Vo, T., 1988. A review of evidence on agricultural productivity and aggregate technology. In: s, Capalbo & J. Antle, (Eds.). *Agricultural productivity measurement and explanation*. Washington, DC, Resources for the Future, pp. 159 – 188.
- Christiaensen, L. et al, 2011. *The (evolving) role of agriculture in poverty reduction – An empirical perspective*. *Journal of Development Economics*. Volume 96, Issue 2, 2011, pages 239 – 254.

- Chow, G. C., 1960. *Test of Equality Between Sets of Coefficients in two Linear Regressions*. *Econometrica* 28 (3) : 591 – 605.
- Delgado, C. L, et al, 1998. *Agricultural Growth Linkages in Sub – Saharan, Africa*. Research Report 107, International Food Policy Research Institute.
- Efron, B., 1979. *Bootstrap methods: Another look at the Jackknife*. *Ann. Statist.* 7 pages 1 – 26.
- Godfrey, L.G., 1978. Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors include Lagged Dependent Variable. *Econometrica* 46: 1293-1301.
- Grossman, G. M., & Helpman, E., 1990. *Trade, Knowledge Spillovers, and Growth*. *Economic Review*, vol. 35, pp. 517 – 526
- Harrod, R.F., 1939. An essay in Dynamic Theory, *Economics Journal* 49: pp. 13 – 33
- Huỳnh Vĩnh Thanh và Lê Sỹ Thọ, 2010. *Nông nghiệp Việt Nam sau khi gia nhập WTO – thời cơ và thách thức*. Nhà xuất bản lao động – xã hội. 334 trang.
- Johnston, B. F and Mellor, J. W., 1961. The role of Agriculture in Economic Development. *The American Economic Review* vol 51, No.4 pp 566 – 593.
- Johansen, 1991. Cointegration and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, Vol 59, No. 6
- Johnston, B. F and Mellor, J. W., 1961. *The role of Agriculture in Economic Development*. *The American Economic Review* vol 51, No.4 pp 566 – 593.
- Jarque, C. M. and Bera, A.K., 1987. A test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review* vol.55 pp.163-172.
- Koo, W. W and Lou J., 1997. *The relationship between the agricultural and industrial sectors in Chinese Economic development*. *Agricultural Economics Report* No. 368. North Dakota State University, Fargo, ND 58105 – 5636.
- Lucas, R. E., 1988. On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics* 22, 3- 42.
- Meijerink, G and Pim, R., 2007. The role of Agriculture in Economic Development. *Markets, Chains and Sustainable Development Strategy and Policy* paper no.5, Wageningen University
- Mankiw, N.G., Romer and Weil, D., 1992. A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics* 107, 401 – 437
- Mahadevan, R., 2002. New Currents in Productivity Analysis: where to now? *Productivity series* 31, Asian Productivity Organization.
- Ngô Quang Thành và Nguyễn Tấn Vinh, 2013. *Kinh tế học phát triển Việt Nam – Lý luận và thực tiễn*. Nhà xuất bản Chính trị - Hành chính. Hà Nội, 332 trang.
- Oguchi, N., 2001. Integrated summary. In: *Asian Productivity Organization. Measuring Total Factor Productivity – Survey Report*. Tokyo: Asian Productivity Organization.
- Park, S.S., 1977. *Growth and Development: A Physical Output and Employment Strategy*. Publisher, St. Martin's Press.
- Que, N.N and Goletti, F., 2001. *Explaining Agricultural growth in Viet Nam*. Agrifood Consulting International.
- Rebelo, S., 1991. Long run Policy Analysis and Long Run Growth. *Journal of Political Economy*, 99:3, 21-500. Ricardo, D., 1817. *On the Principles of Political Economy and Taxation*, London: John Murray, 1821
- Romer, P. M., 1990. Endogenous Technological Change, *Journal of Political Economy* 98, 71 – 102.
- Rostow, W.W., 1960. *The Stages of Economic Growth*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Samuelson, P.A., 1948. International Trade and Equalisation of Factor Prices. *The Economic Journal*, vol.58 No.230, pp.163 – 184.
- Samuelson, P.A., 1962. The gains from International Trade Once Again. *The Economic Journal*, vol.72 No.288, pp.820 - 829
- Smith, A., 1776. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, London 1904, Methuen & Co., Ltd.
- Solow, R. M., 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics* 70, 65 – 94.
- Swan, T.W., 1956. Economic Growth and Capital Accumulation, *Economic Record*, vol.32, 334 -61.
- Todaro, M.P., 1969. A model of Labour Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries. *American Economic Review* 59: 138 – 148.
- Vu Hoang Linh, 2009. *Vietnam's agricultural productivity: A Malmquist index approach*. VDF working Paper No. 0903
- Wang, S.L and et al, 2015. *Agricultural Productivity growth in the United State: Measurement, Trends, and Drivers* : Economic Research Report 189
- White, H., 1980. A Heteroskedasticity – Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*. 48 pp 817 – 833.
- Zepeda, L., 2001. *Agricultural Investment, Production Capacity and Productivity*. Produced by Economic and Social Development Department.