

Kiểm định giả thuyết hội tụ đối với năng suất nhân tố tổng hợp trong sản xuất nông nghiệp Việt Nam

TS. Hồ Đình Bảo

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hodinhbao@yahoo.com

Nghiên cứu này sử dụng một số các khái niệm như hội tụ beta, sigma và hội tụ dài hạn ngẫu nhiên để kiểm định giả thuyết hội tụ năng suất nhân tố tổng hợp giữa các vùng nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 1990-2006. Kết quả kiểm định thực nghiệm chỉ ra rằng (i) có rất ít bằng chứng cho thấy các tỉnh có mức năng suất nông nghiệp ban đầu cao hơn sẽ tăng trưởng với mức độ thấp hơn. Tuy nhiên có bằng chứng cho hiện tượng các tỉnh, thành trong nội bộ mỗi vùng nông nghiệp có xu hướng hội tụ mạnh mẽ hơn; (ii) kết luận đó cũng được củng cố bằng kết quả của kiểm định hội tụ năng suất ngẫu nhiên dài hạn thông qua mô hình sử dụng số liệu mảng; (iii) các chính sách nhằm nâng cao năng suất nhân tố tổng hợp trong nông nghiệp nên tập trung vào quá trình chuyển giao công nghệ sản xuất nông nghiệp cũng như chuyển dịch nguồn lực sản xuất giữa các địa phương trong cả nước đặc biệt là các địa phương trong cùng một vùng nông nghiệp.

Từ khóa: năng suất nhân tố tổng hợp, hội tụ beta, hội tụ sigma, hội tụ dài hạn, hội tụ tuyệt đối, hội tụ có điều kiện, tốc độ hội tụ, nghiệm đơn vị

1. Lời giới thiệu

Với mục tiêu kiểm định sự hội tụ đối với năng suất nhân tố tổng hợp giữa các vùng nông nghiệp của Việt Nam, nghiên cứu này cung cấp những thông tin hữu ích về mức độ chênh lệch trong năng suất giữa 60 tỉnh, thành trong cả nước cũng như xu hướng thay đổi của chúng. Cho đến nay, hội tụ kinh tế nói chung và năng suất nói riêng được mô tả thông qua 3 khái niệm: hội tụ beta, sigma và ngẫu nhiên dài hạn. Trong đó hội tụ beta, sigma, do Barro và Sala-i-Martin (1990) và Barro và cộng sự (1991) đưa ra, là các ước lượng sử dụng số liệu chéo đơn giản. Ngược lại, hội tụ dài hạn, do Bernard và Jones (1996a, 1996b) phát triển, sử dụng số liệu mảng để kiểm định giả thuyết. Nghiên cứu này tập trung chủ yếu vào 2 kiểm định: hội tụ beta và hội tụ dài hạn trên bộ số liệu cấp tỉnh về sản xuất nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 1990-2006.

Ngoài lời giới thiệu, nghiên cứu được cấu trúc thành 4 phần: (2) tổng kết những nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm liên quan đến giả thuyết hội tụ kinh tế nói chung cũng như năng suất nông nghiệp nói riêng trên thế giới và Việt Nam; (3) phương pháp luận được sử dụng trong nghiên cứu này; (4) các kết quả kiểm định thực nghiệm về sự hội tụ năng suất nông nghiệp Việt Nam; và (5) một số kết luận của nghiên cứu.

2. Các nghiên cứu có liên quan

Do sự khác biệt trong mức độ tích lũy vốn và sự chuyển giao công nghệ sản xuất giữa các quốc gia và khu vực, giả thuyết hội tụ đối với thu nhập và năng suất cho rằng các quốc gia, khu vực có mức độ phát triển kinh tế hoặc năng suất cao hơn sẽ tăng trưởng với mức độ chậm hơn. Cho đến nay đã có rất nhiều các nghiên cứu về hiện tượng hội tụ giữa các quốc gia và vùng lãnh thổ trên phương diện kinh tế và năng suất. Một số nghiên cứu chỉ ra bằng chứng chấp nhận giả thuyết này, một số khác thì bác bỏ nó.

Trong phần này chúng ta sẽ xem xét nguồn gốc lý thuyết của giả thuyết hội tụ và kết luận của một số các nghiên cứu thực nghiệm.

Mô hình Solow-Swan cung cấp cơ sở lý thuyết đầu tiên cho giả thuyết hội tụ. Có ít nhất 3 lý do để dẫn đến hiện tượng hội tụ kinh tế giữa các quốc gia. *Thứ nhất*, xem xét một nền kinh tế đóng trong điều kiện ổn định, mô hình Solow-Swan dự báo rằng tỷ lệ vốn trên mỗi đơn vị lao động sẽ hội tụ về trạng thái dừng của nó và do đó thu nhập bình quân trên mỗi lao động cũng sẽ hội tụ về giá trị dừng tương ứng. Nói một cách khác, mô hình Solow-Swan dự báo rằng các quốc gia sẽ hội tụ về đường tăng trưởng cân bằng của chúng.

Mô hình Solow-Swan cho rằng:

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n + g + \delta)k(t) \quad (1)$$

Trong đó $k(t)$ là tỷ lệ vốn trên mỗi lao động hiệu quả tại thời kỳ t ; $\dot{k}(t)$ là thay đổi của $k(t)$; $sf(k(t))$ là sản lượng trên mỗi lao động hiệu quả; s là tỷ lệ tiết kiệm trong tổng sản lượng; δ là tỷ lệ khấu hao của vốn; n tỷ lệ tăng trưởng của lao động; và g là tỷ lệ tăng trưởng của công nghệ (tiến bộ công nghệ).

Phương trình (1) bao gồm 2 phần: $sf(k)$ là đầu tư trên mỗi đơn vị lao động hiệu quả, và $(n+g+\delta)k$ là điểm đầu tư hòa vốn, khoản đầu tư đủ để duy trì giá trị của k không đổi. Nếu k nhỏ hơn k tại trạng thái

dừng, hay đầu tư thực tế lớn hơn khoản đầu tư hòa vốn và do đó $\dot{k}(t)$ có giá trị dương tức là có sự gia tăng vốn và ngược lại. Mô hình cho rằng k hội tụ về k tại trạng thái dừng bất kể nó bắt đầu với giá trị là bao nhiêu do quy luật năng suất cận biên giảm dần. Như vậy, thu nhập bình quân sẽ hội tụ về trạng thái dừng của nó ($y^* = f(k^*)$) với giả định hiệu suất không đổi theo quy mô. Tóm lại, mô hình cho thấy rằng bất kể một nền kinh tế bắt đầu ở vị trí nào, nó sẽ hội tụ về đường tăng trưởng cân bằng mà trên đó tỷ lệ tăng trưởng của thu nhập bình quân chỉ do tiến bộ công nghệ quyết định.

Lý do *thứ hai* là tỷ lệ sinh lời của vốn sẽ thấp hơn ở các quốc gia có tỷ lệ vốn trên lao động cao hơn. Do đó ảnh hưởng hội tụ sẽ mạnh hơn trong điều kiện kinh tế mở vì vốn sẽ chuyển dịch đến những khu vực có sản phẩm cận biên của vốn cao hơn (các nước nghèo), trong khi đó lao động sẽ chuyển dịch đến những khu vực có sản phẩm cận biên của lao động cao hơn (các nước giàu) (Barro và Sala-i-Martin, 1990). Trong điều kiện kinh tế mở, lý do *thứ ba* cho hiện tượng hội tụ là nếu có khoảng cách về trình độ công nghệ sản xuất, thì sẽ có sự khác biệt về thu nhập giữa các quốc gia. Tuy nhiên, khoảng cách này sẽ bị thu hẹp khi các nước nghèo tiếp cận được công nghệ tiên tiến hơn từ các nước giàu.

Đã có rất nhiều các nghiên cứu được thực hiện nhằm xem xét hiện tượng hội tụ này giữa các nền kinh tế. Abramovitz (1986) chỉ ra mối quan hệ ngược chiều giữa mức năng suất và tốc độ tăng trưởng của 16 quốc gia từ 1870 đến 1979. Tương tự, Baumol (1986) đã chỉ ra dấu hiệu về sự hội tụ giữa các nước công nghiệp cũng như giữa các nền kinh tế kế hoạch hóa, nhưng không thấy bằng chứng cho sự hội tụ này ở các nước kém phát triển. Ngược lại, với cùng bộ số liệu như trong nghiên cứu của Baumol, DeLong bác bỏ bằng chứng cho sự hội tụ này ngay ở cả các nước giàu. Giống như Romer, DeLong cho rằng khoảng cách thu nhập giữa nước giàu và nước nghèo ngày càng trở nên lớn hơn. Một nghiên cứu khác của Mankiw và cộng sự (1992) chỉ ra bằng chứng rằng nếu giữ cố định tốc độ tăng dân số và tỷ lệ tích lũy vốn, các quốc gia có xu hướng hội tụ với tốc độ như trong mô hình Solow-Swan.

Hai nghiên cứu của Barro và Sala-i-Martin (1990) và Barro và cộng sự (1991) là những đóng góp hết sức quan trọng trong lý luận hội tụ kinh tế. Các nghiên cứu này đưa ra 2 khái niệm – hội tụ beta và hội tụ sigma dựa trên nền tảng mô hình Solow-Swan. Các tác giả đã chỉ ra rằng tốc độ hội tụ thu nhập bình quân khoảng 2% mỗi năm bằng số liệu các bang của Mỹ giai đoạn 1880-1988 và 73 khu vực ở Châu Âu giai đoạn 1950-1985. Những khái niệm này là nền tảng hết sức quan trọng trong lý thuyết hội tụ kinh tế cho các nghiên cứu thực nghiệm sau này.

Theo sự thành công của Barro và Sala-i-Martin, Bernard và Jones (1996a, 1996b) đã phát triển lý thuyết hội tụ kinh tế lên một cấp độ mới bằng việc xây dựng một mô hình sử dụng số liệu mảng nhằm kiểm định giả thuyết hội tụ dài hạn. Bằng việc sử dụng mô hình này trên số liệu của 14 nước OECD trong giai đoạn 1970-1987, các tác giả chỉ ra bằng chứng về sự hội tụ trong năng suất lao động và năng suất tổng hợp cho toàn bộ nền kinh tế cũng như một số ngành, trong đó nông nghiệp là một trong những khu vực có bằng chứng rõ ràng nhất.

Bên cạnh việc kiểm định giả thuyết hội tụ cho toàn bộ nền kinh tế, cũng có nhiều các nghiên cứu tìm hiểu sự hội tụ trong từng ngành sản xuất. Nông nghiệp là khu vực thu hút được rất nhiều sự quan tâm của các học giả (Thirtle và các cộng sự, 2003; McErlean và Wu, 2003; Ball và cộng sự, 2004; Ludena và cộng sự, 2006; Li và cộng sự, 2008; Rezitis, 2010; Liu và cộng sự, 2011; Poudel và cộng sự, 2011). Tuy nhiên, xu hướng chung của các nghiên cứu này là không có sự thống nhất trong kết luận về hội tụ năng suất nông nghiệp. Các kết luận này phụ thuộc nhiều vào phương pháp và số liệu sử dụng.

Cho đến nay, có khá nhiều nghiên cứu kiểm định giả thuyết hội tụ kinh tế của Việt Nam so với các quốc gia khác. Tuy nhiên việc kiểm định trên phạm vi giữa các vùng, địa phương trong cả nước còn rất hạn chế. Gần đây có một nghiên cứu đáng chú ý xem xét sự hội tụ thu nhập bình quân giữa các vùng của Việt Nam giai đoạn 1999-2006 (Phạm Thế Anh, 2009). Nghiên cứu này cho thấy sự phân tán thu nhập giữa các vùng. Các khu vực đông dân và nghèo vẫn tụt hậu so với các khu vực giàu về tốc độ tăng trưởng.

Khác với các nghiên cứu tổng kết ở trên, trong nghiên cứu này chúng ta xem xét sự hội tụ về năng suất giữa các vùng nông nghiệp Việt Nam.

3. Mô hình lý thuyết

Trong nghiên cứu này, chúng ta sẽ xem xét cả 3 khái niệm về hội tụ: beta, sigma (Barro và Sala-i-Martin, 1990; Barro và cộng sự, 1991) và hội tụ ngẫu nhiên dài hạn (Bernard và Jones, 1996a, 1996b) để kiểm định giả thuyết hội tụ trong năng suất nông nghiệp giữa 60 tỉnh, thành của Việt Nam giai đoạn 1990-2006.

3.1. Các giả thuyết hội tụ beta và sigma

Khái niệm hội tụ beta (β) hàm ý rằng các nước nghèo có xu hướng tăng trưởng với tốc độ nhanh hơn so với các nước giàu, do đó nước nghèo sẽ bắt kịp nước giàu về thu nhập bình quân đầu người. Khái niệm hội tụ sigma (σ), xem xét khoảng cách của thu nhập bình quân đầu người giữa các nước, nó được đo lường bằng độ lệch chuẩn của thu nhập bình quân.

Trong mô hình Solow-Swan, hệ số hội tụ β chỉ ra tốc độ giá trị sản lượng bình quân trên lao động hội tụ về trạng thái dừng (y^*). Trong mô hình tăng trưởng tân cổ điển về các nền kinh tế đóng, hệ số β phụ thuộc vào năng suất của vốn và tỷ lệ tiết kiệm. Do sự ảnh hưởng của quy luật năng suất cận biên giảm dần đối với vốn, các nước có tỷ lệ vốn trên lao động cao hơn sẽ có giá trị năng suất cận biên của vốn thấp hơn và như vậy sẽ đầu tư ít hơn và tốc độ tăng trưởng của vốn thấp hơn. Tất cả các nước có xu hướng hội tụ về cùng các giá trị tại trạng thái dừng đối với tỷ lệ vốn và sản lượng trên lao động. Tốc độ hội tụ β sẽ cao hơn trong các nền kinh tế mở do có sự chuyển dịch của vốn và lao động cũng như do quá trình chuyển giao công nghệ giữa các nước (Barro và Sala-i-Martin, 1990; Barro và cộng sự, 1991). Nói một cách khác, trong một thế giới hội nhập, các nước nghèo sẽ bắt kịp nhanh hơn với các nước giàu do sự trao đổi nguồn lực cũng như các kỹ năng và công nghệ sản xuất.

Mô hình của Barro và Sala-i-Martin (1990) được viết như sau:

$$\log(y'_t / y'_{t-1}) = \alpha - \beta \cdot \log(y'_{t-1}) + u'_t \quad (2)$$

Trong đó y'_t và y'_{t-1} là thu nhập bình quân đầu người của nước i tại thời kỳ t và $t-1$; u'_t là các biến ngẫu nhiên đối với nước i ; α là hằng số; β là hệ số thể hiện sự hội tụ, β được giả định là nhỏ hơn 1. Nếu $\beta > 0$ thì tồn tại bằng chứng về sự hội tụ trong thu nhập bình quân.

Phương trình (2) có thể biến đổi thành:

$$\log(y'_t) = \alpha + (1 - \beta) \cdot \log(y'_{t-1}) + u'_t \quad (3)$$

Đặt σ_t^2 là phương sai của $\log(y'_t)$ tại thời kỳ t . Giả định u'_t có giá trị trung bình bằng 0, ta có cùng một giá trị phương sai σ_u^2 cho tất cả các nước và u'_t độc lập với thời gian và giữa các nước. Từ phương trình (3) sau một số biến đổi, ta có σ_t^2 :

$$\sigma_t^2 \approx (1 - \beta)^2 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sigma_u^2 \quad (4)$$

Phương trình (4) hàm ý rằng phương sai của thu nhập bình quân giữa các nước tại thời kỳ t không chỉ phụ thuộc vào phương sai của nó tại thời kỳ $t-1$ được điều chỉnh qua tốc độ hội tụ β mà còn phụ thuộc vào phương sai của nhiều giữa các nước (hay sự khác biệt giữa các nước). Trạng thái dừng đối với độ lệch trong thu nhập bình quân được tính như sau:

Tại trạng thái dừng ta có: $\sigma_t^2 = \sigma_{t-1}^2$, do đó:

$$\sigma_t^2 = \sigma_u^2 / [1 - (1 - \beta)^2]$$

Trong đó σ_t^2 là giá trị tại trạng thái dừng của độ lệch trong thu nhập bình quân.

Phương trình (4) mô tả khái niệm hội tụ sigma. Hội tụ beta là điều kiện cần nhưng không đủ cho hội tụ sigma. Nếu β dương ta có hội tụ beta, tuy nhiên không thể đảm bảo chắc chắn độ lệch trong thu nhập bình quân sẽ giảm. Phương trình (4) có thể biến đổi thành:

$$\sigma_t^2 = \sigma_t^2 + (1 - \beta)^{2t} (\sigma_0^2 - \sigma_t^2)$$

Như vậy, khi $\sigma_0^2 > \sigma_t^2$, σ_t^2 sẽ giảm. Ngược lại, khi $\sigma_0^2 < \sigma_t^2$, σ_t^2 sẽ tăng.

Hơn nữa, thành phần thứ hai trong phương trình (4) cho thấy rằng ngay cả khi hội tụ beta dẫn đến độ lệch trong thu nhập bình quân giảm thì ảnh hưởng này cũng có thể bị vô hiệu hóa bằng ảnh hưởng của các nhiễu và điều này có thể dẫn đến sự gia tăng của độ lệch thu nhập bình quân (Barro và Sala-i-Martin, 1990). Tóm lại, hội tụ β không nhất thiết đồng nghĩa với hội tụ sigma.

Việc áp dụng các khái niệm đó trong nghiên cứu này được hiểu là: có dấu hiệu hội tụ β nếu tốc độ tăng trưởng của năng suất nhân tố tổng hợp trong nông nghiệp có quan hệ ngược chiều với mức năng suất nông nghiệp ban đầu. Ngược lại, có hội tụ sigma nếu độ lệch về mức năng suất giữa các tỉnh giảm dần theo thời gian.

Cả 2 khái niệm này được xem xét trên cả 2 dạng của giả thuyết hội tụ: hội tụ tuyệt đối (không có điều kiện) và hội tụ có điều kiện. Đối với dạng 1, giả thuyết H_0 là tất cả các tỉnh hội tụ về cùng một giá trị dừng của năng suất nông nghiệp. Đối với dạng 2, kiểm định sự hội tụ của mỗi tỉnh về trạng thái dừng của bản thân nó. Trạng thái dừng của mỗi tỉnh do điều kiện sản xuất nông nghiệp của địa phương đó quyết định (Rezitis, 2010). Kiểm định hội tụ beta tuyệt đối được thực hiện bằng cách ước lượng một mô hình hồi quy đơn bằng số liệu chéo giữa các tỉnh:

$$\frac{1}{T} \cdot \ln \left(\frac{TFP_level_{i,t_0+T}}{TFP_level_{i,t_0}} \right) = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot \ln(TFP_level_{i,t_0}) + \varepsilon_i \quad (5)$$

Trong đó $\ln(TFP_level_{i,t_0})$ là giá trị loga tự nhiên của mức năng suất nhân tố tổng hợp nông nghiệp của tỉnh i tại thời điểm t_0 ban đầu, mức năng suất nhân tố tổng hợp nông nghiệp của năm 1990 trong nghiên cứu này. Mức năng suất này được tính bằng chỉ số mức năng suất nhân tố tổng hợp Tornqvist để đảm bảo tính so sánh được giữa các tỉnh. $(1/T) \cdot \ln(TFP_level_{i,t_0+T} / TFP_index_{i,t_0})$ là tốc độ tăng trưởng của năng suất nhân tố tổng hợp nông nghiệp của tỉnh i trong giai đoạn 1990-2006. Nó được đo lường bằng chỉ số năng

suất nhân tố tổng hợp Malmquist trên cơ sở phương pháp bao dữ liệu DEA. T là khoảng thời gian nghiên cứu, nhận giá trị là 17 (1990-2006). ε_i là giá trị sai số. Nếu α_2 âm và có ý nghĩa thống kê, tức là có bằng chứng về hội tụ năng suất giữa các tỉnh.

Tốc độ hội tụ theo khái niệm này được xác định như sau (Barro và Sala-i-Martin, 1992):

$$\beta = -\frac{\ln(1 + \alpha_2.T)}{T} \quad (6)$$

Trong đó α_2 được ước lượng theo phương trình (5) và T là khoảng thời gian nghiên cứu.

Giả thuyết hội tụ beta có điều kiện được kiểm định bằng việc thêm các một số biến giả vào phương trình (5) (McErlean và Wu, 2003).

$$\frac{1}{T} \cdot \ln \left(\frac{TFP_level_{i,t_0+T}}{TFP_level_{i,t_0}} \right) = \alpha_1 \cdot D_{ik} + \alpha_2 \cdot \ln(TFP_level_{i,t_0}) + \varepsilon_i \quad (7)$$

Trong đó, D_{ik} là các biến giả cho biết tỉnh i thuộc vùng k ($k = 1-6$). Điều này được thực hiện dựa trên lập luận rằng năng suất nông nghiệp thường bị ràng buộc bởi các điều kiện địa lý cùng từng vùng như chất đất, điều kiện thời tiết, ... (McErlean và Wu, 2003). Nói một cách khác, giả thuyết này cho rằng sự hội tụ năng suất nông nghiệp là có điều kiện trên những khác biệt đó giữa các tỉnh trong cả nước.

Khác với hội tụ beta, hội tụ sigma được kiểm định qua việc xem xét xem độ lệch chuẩn của mức năng suất nông nghiệp giữa các tỉnh thay đổi như thế nào qua thời gian. Hội tụ sigma tồn tại nếu độ lệch chuẩn này giảm dần (Lichtenberg, 1994). Để kiểm định đối với hội tụ sigma, chúng ta ước lượng hàm hồi qui đơn của độ lệch chuẩn sau (Rezitis, 2010).

$$S.D(\ln TFP_Level) = \phi_1 + \phi_2 t + e \quad (8)$$

Trong đó là độ lệch chuẩn của giá trị loga tự nhiên của mức năng suất nhân tố tổng hợp nông nghiệp giữa các tỉnh ở mỗi thời kỳ và e là giá trị sai số.

Có hội tụ sigma nếu ϕ_2 âm và có ý nghĩa thống kê. Điều đó hàm ý rằng chênh lệch năng suất giữa các tỉnh giảm dần theo thời gian. Nếu tất cả các tỉnh có cùng giá trị trạng thái dừng đối với năng suất nông nghiệp, thì chênh lệch này sẽ tiến đến không. Mặt khác, nếu các tỉnh có giá trị trạng thái dừng khác nhau, thì chênh lệch này sẽ tiến đến trạng thái dừng của bản thân nó.

3.2. Giả thuyết hội tụ dài hạn

Khái niệm hội tụ dài hạn, do Bernard và Jones (1996a, 1996b) đưa ra, dựa trên các đặc tính chuỗi thời gian của chuỗi số liệu năng suất nông nghiệp. Bernard và Jones (1996a, 1996b) xây dựng một mô hình chuỗi thời gian trên cơ sở số liệu mảng để kiểm định giả thuyết hội tụ. Điểm mấu chốt của ý tưởng này là ngay cả khi không có sự hiện diện của hiện tượng bất kịp trong tích lũy vốn, thì việc thu hẹp khoảng cách trong công nghệ sản xuất cũng tạo ra sự hội tụ năng suất. Mô hình này có thể được biểu diễn như sau:

$$\ln TFP_level_{i,t} = \gamma_i + \lambda \cdot \ln \left(\frac{TFP_level_{i,t-1}}{TFP_level_{i,t-1}} \right) + \ln TFP_level_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Trong đó γ_i là tốc độ tăng trưởng tiệm cận của tỉnh i , tốc độ này phụ thuộc vào điều kiện sản xuất cụ thể của tỉnh i . Thành phần λ mô tả tốc độ bất kịp, nó là một hàm số của khoảng cách trong mức năng suất nông nghiệp giữa tỉnh i và tỉnh f . $\varepsilon_{i,t}$ là giá trị sai số. Nói cách khác, mức năng suất nông nghiệp của tỉnh i ở thời kỳ t phụ thuộc vào 3 yếu tố: (1) điều kiện sản xuất của bản thân tỉnh đó (γ_i); (2) tốc độ bất kịp (λ) mà thực chất mô tả sự chuyển giao công nghệ sản xuất giữa các tỉnh; và (3) mức năng suất của tỉnh đó vào thời kỳ trước.

Phương trình (9) có thể biến đổi thành:

$$\ln\left(\frac{TFP_{level_{i,t}}}{TFP_{level_{f,t}}}\right) = (\gamma_i - \gamma_f) + (1 - \lambda) \cdot \ln\left(\frac{TFP_{level_{i,t-1}}}{TFP_{level_{f,t-1}}}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Phương trình (10) hàm ý rằng sự khác biệt trong mức năng suất nông nghiệp giữa tỉnh i và f phụ thuộc vào 2 bộ phận – (a) sự khác biệt về tốc độ tăng trưởng tiệm cận, mà thực chất là mô tả sự khác biệt về điều kiện sản xuất của các tỉnh đó; và (b) tốc độ bất cập trong công nghệ sản xuất nông nghiệp.

Nếu $1 > \lambda > 0$, thì khác biệt trong mức năng suất nông nghiệp giữa 2 tỉnh sẽ là chuỗi có tính dừng. Điều đó hàm ý rằng có sự bất cập về công nghệ sản xuất giữa 2 tỉnh. Ngược lại, nếu $\lambda = 0$, thì khác biệt trong mức năng suất nông nghiệp giữa 2 tỉnh sẽ có nghiệm đơn vị (chuỗi không có tính dừng). Điều này hàm ý rằng năng suất nông nghiệp tăng trưởng với tốc độ khác nhau và không có xu hướng hội tụ. Nếu hệ số trượt (drift term) $(\gamma_i - \gamma_f)$ khác không, chuỗi số liệu năng suất nông nghiệp của 2 tỉnh tuân theo các quá trình khác nhau tức không có sự hội tụ. Như vậy sự hội tụ chỉ xảy ra khi $\lambda > 0$ và $\gamma_i = \gamma_f$ (Bernard và Jones, 1996a, 1996b).

Tóm lại, giả thuyết mà nghiên cứu này kiểm định là: $H_0: \lambda = 0$ và $\gamma_i \neq \gamma_f$ (hay $\gamma_i - \gamma_f \neq 0$), tức là không có sự hội tụ đối với năng suất nông nghiệp hay chênh lệch trong mức năng suất nông nghiệp ($\ln(TFP_{level}/TFP_{level})$) là một quá trình không có tính dừng với hệ số trượt khác không. Giả thuyết H_1 là năng suất nông nghiệp hội tụ theo nghĩa ($\ln(TFP_{level}/TFP_{level})$) là một quá trình có tính dừng ($\lambda > 0$ và $\gamma_i = \gamma_f$).

4. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

Phần này trình bày các kết quả kiểm định thực nghiệm đối với sự hội tụ của năng suất nông nghiệp Việt Nam. Sử dụng mô hình lý thuyết ở phần trên với bộ số liệu cấp tỉnh về sản xuất nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 1990-2006.

4.1. Mô tả số liệu

Bảng 1 tổng kết số liệu được sử dụng trong các mô hình kiểm định giả thuyết hội tụ đối với năng suất nông nghiệp Việt Nam. Thực chất các số liệu được sử dụng để phân tích trong nghiên cứu này là kết quả ước lượng chỉ số năng suất nhân tố tổng hợp Malmquist của nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 1990-2006 do tác giả thực hiện bằng phương pháp bao dữ liệu (DEA). Số liệu sử dụng cho ước lượng đó được thu thập dựa trên nguồn niên giám thống kê hàng năm của Tổng cục thống kê (GSO), niên giám thống kê của các địa phương và số liệu thống kê nông nghiệp. Mức năng suất nhân tố tổng hợp nông nghiệp của các tỉnh năm 1990 được coi là mức năng suất của năm khởi điểm, chúng được ước lượng dựa trên chỉ số năng suất so sánh được Tornqvist. Tốc độ tăng trưởng của năng suất thể hiện trong bảng 1 chính là năng suất nhân tố tổng hợp Malmquist. Trong khuôn khổ của nghiên cứu này tác giả không trình bày về nội dung ước lượng các chỉ số Malmquist và Tornqvist để tập trung vào vấn đề kiểm định giả thuyết hội tụ năng suất. Những phương pháp cũng như ước lượng thực nghiệm sẽ được cung cấp nếu các độc giả yêu cầu.

Bảng 1: Tổng kết số liệu về năng suất nông nghiệp giai đoạn 1990-2006

	Mức năng suất 1990*	Tốc độ tăng trưởng năng suất (%)
Dòng sông Hồng	1,792	1,38
Miền núi Bắc Bộ	1,453	-3,05
Duyên hải miền Trung	1,531	-2,1
Tây Nguyên	1,646	2,3
Đông Nam Bộ	1,415	3,8
Dòng sông Cửu Long	1,695	3,37
Cả nước	1,588	0,3

*: Là Nội được lựa chọn là tỉnh cơ sở để so sánh

Nguồn: Tổng hợp từ các ước lượng của tác giả.

Bảng 1 cho thấy những bằng chứng ban đầu sơ lược về sự hội tụ năng suất nông nghiệp. Ví dụ, Đồng bằng sông Hồng với mức năng suất cao nhất vào năm 1990 là 1,792, chỉ tăng trưởng 1,38% mỗi năm trong giai đoạn 1990-2006, trong khi đó Tây Nguyên, Đông Nam Bộ và Đồng bằng sông Cửu Long với các mức năng suất tương ứng vào năm 1990 là 1,646, 1,415 và 1,695 tăng trưởng nhanh hơn với tốc độ lần lượt là 2,3%, 3,8% và 3,37%. Ngược lại, điều xảy ra ở Miền núi bắc bộ và Duyên Hải miền Trung cho thấy một câu chuyện hoàn toàn khác. Những vùng này không chỉ khởi đầu với mức năng suất thấp mà mức năng suất này còn suy giảm trong giai đoạn 1990-2006. Tuy nhiên, một tổng kết theo từng vùng nông nghiệp không cung cấp cho chúng ta nhiều thông tin về sự hội tụ giữa các tỉnh trong cả nước. Phần dưới đây sẽ sử dụng một số khái niệm hội tụ đã được trình bày ở trên để kiểm định lại giả thuyết này.

4.2. Các bằng chứng về hiện tượng hội tụ giữa các địa phương đối với năng suất nhân tố tổng hợp trong nông nghiệp

Kiểm định hội tụ beta tuyệt đối được thực hiện thông qua việc ước lượng phương trình hồi qui đơn (5) dựa trên số liệu về mức tăng suất và tốc độ năng suất của các tỉnh, thành đã được ước lượng trước bằng hai chỉ số năng suất Tornqvist và Malmquist. Kết quả kiểm định được trình bày trong bảng 2.

Bảng 2: Kiểm định hội tụ β đối với năng suất nông nghiệp Việt Nam

<i>Biến phụ thuộc: Tốc độ tăng trưởng bình quân của năng suất nhân tố tổng hợp</i>				
<i>Biến</i>	<i>Mô hình 1</i>		<i>Mô hình 2</i>	
	<i>Hội tụ tuyệt đối</i>		<i>Hội tụ có điều kiện</i>	
	<i>Hệ số</i>	<i>t</i>	<i>Hệ số</i>	<i>t</i>
Hệ số chặn	0,0072	0,8		
Ln của chỉ số năng suất Tornqvist	-0,009	0,58	-0,029**	-2,03
Đồng bằng sông Hồng			0,029***	3,35
Miền núi Bắc Bộ			-0,021***	-2,68
Duyên hải miền Trung			-0,01	-1,46
Tây Nguyên			0,036*	1,83
Đông Nam Bộ			0,047***	4,15
Đồng bằng sông Cửu Long			0,046***	2,73
<i>Thống kê F</i>	0,31		13,84***	
<i>R²</i>	0,004		0,51	

Mức ý nghĩa: *:10% **, 5% ***: 1%

Nguồn: Ước lượng của tác giả.

Mô hình 1 trong bảng 2 cho thấy rằng không có cơ sở thống kê để kết luận rằng tồn tại hiện tượng hội tụ năng suất beta giữa các tỉnh, thành trong sản xuất nông nghiệp trong giai đoạn 1990-2006. Hệ số ước lượng âm đối với giá trị loga tự nhiên của mức năng suất nông nghiệp hàm ý mỗi quan hệ ngược chiều giữa tốc độ tăng trưởng năng suất bình quân và mức năng suất tại thời điểm khởi đầu, tức là chỉ báo cho hiện tượng hội tụ, tuy nhiên hệ số này không có ý nghĩa thống kê với giá trị rất thấp của t .

Giả thuyết hội tụ có điều kiện (đưa vào mô hình những khác biệt trong điều kiện sản xuất giữa các tỉnh thành) được kiểm định thông qua việc ước lượng phương trình (7). 60 tỉnh thành được phân chia thành 6 vùng địa lý với giả định rằng các tỉnh trong từng vùng có điều kiện sản xuất như chất đất, quy mô sản xuất, điều kiện thời tiết... tương tự nhau. Các kết quả được trình bày trong mô hình 2. Ước lượng thực nghiệm cho thấy các hệ số của giá trị loga tự nhiên của mức năng suất nông nghiệp âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Điều đó hàm ý bằng chứng về hiện tượng hội tụ năng suất. Các hệ số chặn trong mô hình cũng thể hiện là có ý nghĩa thống kê. Sự khác biệt về giá trị giữa các hệ số chặn cho thấy năng suất nông nghiệp của các vùng tuân theo các quá trình khác nhau. Thống kê F có ý nghĩa và hệ số xác định R^2 khá cao cho thấy đây là ước lượng khá tốt. Như vậy, ta có thể kết luận rằng có bằng chứng cho hiện tượng hội tụ có điều kiện đối với năng suất nhân tố tổng hợp nông nghiệp Việt Nam trong giai đoạn này. Các tỉnh trong

cùng 1 vùng với các điều kiện sản xuất tương tự có xu hướng hội tụ.

Từ hệ số ước lượng của mức năng suất nhân tố tổng hợp trong mô hình 2, ta có thể xác định tốc độ hội tụ (β) bằng phương trình (6). Trong giai đoạn 1990-2006, tốc độ hội tụ tính toán được là 0,038, hay 3,8% mỗi năm. Điều đó hàm ý rằng năng suất nông nghiệp hội tụ về trạng thái dừng với tốc độ bình quân 3,8% mỗi năm.

4.3. Kiểm định giả thuyết hội tụ dài hạn

Khác với bằng chứng hội tụ năng suất theo số liệu chéo ở trên, phần này sẽ thực hiện kiểm định giả thuyết hội tụ bằng mô hình số liệu mảng, hay còn gọi là mô hình hội tụ ngẫu nhiên dài hạn (Bernard và Jones, 1996a, 1996b). Trong phần này một số kiểm định nghiệm đơn vị được sử dụng để kiểm định giả thuyết hội tụ.

Giả thuyết hội tụ dài hạn được kiểm định qua thủ tục kiểm định nghiệm đơn vị đối với chuỗi chênh lệch trong năng suất nông nghiệp trên cơ sở số liệu mảng như trong phương trình (10). Nếu chuỗi chênh lệch này tuân theo một quá trình dừng thì năng suất nông nghiệp có hiện tượng hội tụ. Nghiên cứu này áp dụng kiểm định nghiệm đơn vị do Levin-Lin-Chu (2002) xây dựng, kiểm định này khá phổ biến trong các nghiên cứu thực nghiệm về hội tụ kinh tế. Kiểm định Levin-Lin-Chu được xây dựng dựa trên kiểm định Dickey-Fuller (ADF) đối với nghiệm đơn vị trong trường hợp số liệu chuỗi thời gian. Tuy nhiên nó được sử dụng trong trường hợp số liệu mảng. Mô hình Levin-Lin-Chu được mô tả như sau (Levin và cộng sự, 2002):

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_L} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_m d_{mt} + \varepsilon_{it} \tag{11}$$

Trong đó y_{it} là quá trình ngẫu nhiên của cá thể i , $i = 1, \dots, N$, $y_{i,t-1}$ là giá trị y của cá thể i thời kỳ trước. L là số thời kỳ trễ, $L = 1, \dots, p_L$, $m = 1, 2, 3$, $d_{1,t} = \varphi$ (tập rỗng), $d_{2,t} = \{1\}$ và $d_{3,t} = \{1,t\}$. α , δ và 0 là các tham số.

Kiểm định Levin-Lin-Chu dựa trên giá trị thống kê t của hệ số δ trong hồi qui ADF chung, tức là các kết quả chung từ các hồi qui ADF của các chuỗi số liệu thời gian của tất cả các cá thể.

Áp dụng kiểm định Levin-Lin-Chu cho mô hình (10), ta biến đổi và thêm thành phần trễ vào mô hình này để kiểm soát hiện tượng tương quan chuỗi:

$$\Delta \ln \left(\frac{TFP_level_{i,t}}{TFP_level_{j,t}} \right) = (\gamma_t - \gamma_j) - \lambda \cdot \ln \left(\frac{TFP_level_{i,t-1}}{TFP_level_{j,t-1}} \right) + \sum_{L=1}^p \theta_{iL} \Delta \ln \left(\frac{TFP_level_{i,t-L}}{TFP_level_{j,t-L}} \right) + \varepsilon_{i,t} \tag{12}$$

Độ dài của trễ (p) thường tăng cùng với cỡ mẫu với tỷ lệ $T^{1/3}$ (với T là khoảng thời gian nghiên cứu) (Suhariyanto và Thirtle, 2001), nên p trong phương trình (12) nhận giá trị từ 0 đến 3. Độ dài của trễ tối ưu được lựa chọn qua việc sử dụng tiêu chí Schwarz (hay còn gọi là tiêu chí thông tin Bayes). Sử dụng thủ tục ước lượng như trong các nghiên cứu của Bernard và Jones (1996a, 1996b), trong nghiên cứu này ta không cộng thêm biến xu hướng vào mô hình (12). Xu hướng trung bình của $\ln(TFP_level_{i,t}/TFP_level_{j,t})$ theo thời gian được ước lượng một cách độc lập.

Áp dụng kiểm định nghiệm đơn vị trong trường hợp số liệu mảng Levin-Lin-Chu cho mô hình (12), ta có kết quả như bảng 3. Để kiểm soát tương quan chuỗi, độ trễ của chênh lệch $\ln(TFP_level_{i,t}/TFP_level_{j,t})$ được đưa vào mô hình. Tiêu chí Schwarz cho thấy trễ 2 thời kỳ là phù hợp nhất trong trường hợp này. Kiểm định chỉ ra rằng giả thuyết H_0 , số liệu có nghiệm đơn vị ($\lambda=0$), bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1% với $t = 12,22$. Giả thuyết H_1 rằng số liệu có tính dừng được chấp nhận. Hệ số bất kíp λ ước lượng được là 0,191 có ý nghĩa thống kê. Theo Bernard và Durlauf, Bernard và Jones (1996a), chuỗi dừng $\ln(TFP_level_{i,t}/TFP_level_{j,t})$ hàm ý rằng có hiện tượng hội tụ của năng suất nhân tố tổng hợp trong nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 1990-2006. Điều này dẫn đến chênh lệch trong năng suất nhân tố tổng hợp nông nghiệp giữa các tỉnh, thành giảm dần theo thời gian. Giá trị ước lượng của biến xu hướng cũng cho thấy dấu hiệu của hiện tượng hội tụ. Hệ số ước lượng có giá trị âm và có ý nghĩa thống kê hàm ý rằng chênh lệch năng

suất nông nghiệp có xu hướng giảm dần với tốc độ 3,2% mỗi năm.

Bảng 3: Kiểm định nghiệm đơn vị Levin-Lin-Chu

Kiểm định cho cả nước			
	λ	<i>t</i> -statistics	Tiêu chí thông tin Schwarz
Trễ = 0	0,194***	-12,02	2862,6
Trễ = 1	0,172***	-11,26	2689,5
Trễ = 2	0,191***	-12,22	2508,7
Trễ = 3	0,272***	-14,72	2509,7
	<i>Hệ số</i>	<i>t</i> -statistics	
Xu hướng trung bình ^a	-0,032***	-16,44	

Mức ý nghĩa *: 10%, **: 5%, *: 1%. Tất cả các hồi qui Dickey-Fuller có hệ số chặn đặc trưng của từng tỉnh nhưng loại trừ hệ số xu hướng.

Nguồn: Ước lượng của tác giả.

Để có thể phân tích giả thuyết hội tụ năng suất nông nghiệp một cách cụ thể hơn, chúng ta xem xét kiểm định trên cho từng vùng nông nghiệp khác nhau. Trong mỗi vùng, tỉnh có năng suất cao nhất vào năm 1990 được lựa chọn để làm cơ sở so sánh. Kết quả ước lượng của kiểm định Levin-Lin-Chu cho 6 vùng được trình bày trong bảng 4. Giả thuyết H_0 rằng số liệu có nghiệm đơn vị hay không có tính dừng ($\lambda=0$), bị bác bỏ cho cả 6 vùng. Điều này hàm ý rằng có sự hội tụ trong năng suất ngay trong bản thân 6 vùng nông nghiệp Việt Nam. Tuy nhiên có một phát hiện quan trọng cần nhấn mạnh ở đây là hệ số bắt kịp λ ước lượng được từ hồi qui ADF chung của mỗi vùng chỉ ra rằng ảnh hưởng bắt kịp công nghệ ở phạm vi nội bộ vùng là mạnh hơn so với phạm vi cả nước (hệ số bắt kịp của tất cả các vùng nông nghiệp lớn hơn hệ số của cả nước 0,191). Điều này có nghĩa là quá trình hội tụ năng suất của mỗi vùng diễn ra nhanh hơn so với quá trình hội tụ năng suất trên phạm vi cả nước trong giai đoạn 1990-2006. Kết quả này rất thống nhất với kết luận từ kiểm định giả thuyết hội tụ beta ở trên. Trong số 6 vùng nông nghiệp, Tây Nguyên và miền núi Bắc Bộ có tốc độ bắt kịp công nghệ giữa các tỉnh thấp nhất.

Bảng 4: Kiểm định hội tụ năng suất nông nghiệp: mô hình số liệu mảng

	Kiểm định Levin-Lin-Chu	
	λ	<i>t</i> -statistics
Cả nước	0,191***	-12,22
Đồng bằng sông Hồng	0,397**	-6,47
Miền núi Bắc Bộ	0,27*	-6,15
Duyên hải miền Trung	0,327***	-7,22
Tây Nguyên	0,248**	-3,93
Đồng Nam Bộ	0,367***	-6,02
Đồng bằng sông Cửu Long	0,318***	-8,7

Mức ý nghĩa *: 10%, **: 5%, *: 1%. Tiêu chí Schwarz được sử dụng để lựa chọn mô hình. Tất cả các hồi qui Dickey-Fuller có sử dụng hệ số chặn đặc trưng của từng tỉnh nhưng loại trừ biến xu hướng.

Nguồn: Ước lượng của tác giả.

5. Kết luận

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm kiểm định giả thuyết hội tụ đối với năng suất nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 1990-2006. Nghiên cứu sử dụng một số khái niệm hội tụ và phương pháp khác nhau như hội tụ beta (tuyệt đối và có điều kiện) bằng số liệu chéo và hội tụ ngẫu nhiên dài hạn bằng mô hình số liệu mảng. Việc kiểm định giả thuyết này được thực hiện đối với bộ số liệu về năng suất nhân tố tổng hợp của

60 tỉnh, thành giai đoạn 1990-2006. Trên cơ sở kết quả ước lượng thực nghiệm, nghiên cứu đưa ra 3 kết luận chủ yếu sau: (a) Có rất ít bằng chứng cho hiện tượng hội tụ beta tuyệt đối với ý nghĩa các tỉnh có mức năng suất nông nghiệp ban đầu cao hơn sẽ tăng trưởng với mức độ thấp hơn. Tuy nhiên bằng chứng về hiện tượng hội tụ beta có điều kiện là rõ ràng hơn thông qua việc đưa vào mô hình các biến giả phản ánh điều kiện sản xuất của từng vùng nông nghiệp. Điều đó có nghĩa là các tỉnh, thành trong nội bộ mỗi vùng nông nghiệp có xu hướng hội tụ năng suất nông nghiệp với tốc độ bình quân 3,8% mỗi năm; (b) Kết luận đó cũng được củng cố bằng kết quả của kiểm định hội tụ năng suất ngẫu nhiên dài hạn thông qua mô hình sử dụng số liệu mảng. Nó cho thấy bằng chứng thống kê có ý nghĩa về hiện tượng bất kỳ công nghệ sản xuất nông nghiệp giữa các địa phương trong giai đoạn 1990-2006. Thuộc tính dừng của chuỗi số liệu chênh lệch năng suất nông nghiệp giữa các tỉnh, thành cho thấy dấu hiệu của hiện tượng hội tụ năng suất. Thực hiện kiểm định này trong nội bộ mỗi vùng nông nghiệp cho thấy rằng ảnh hưởng bất kỳ công nghệ sản xuất giữa các tỉnh trong cùng một vùng là mạnh hơn so với trên phạm vi cả nước; (c) Các chính sách nhằm nâng cao năng suất nhân tố tổng hợp trong nông nghiệp nên tập trung vào quá trình chuyển giao công nghệ sản xuất nông nghiệp cũng như chuyển dịch nguồn lực sản xuất giữa các địa phương trong cả nước đặc biệt là các địa phương trong cùng 1 vùng nông nghiệp. □

Tài liệu tham khảo:

1. Abramovitz, M. (1986). Catching up, forging ahead, and falling behind. *Journal of Economic History* 46(2): 385-406.
2. Ball, V. E., et al. (2004). Convergence of productivity: an analysis of the catch-up hypothesis within a panel of states. *American Journal of Agricultural Economics* 86(5): 1315-1321.
3. Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1990). Economic growth and convergence across the United States. *NBER Working Papers* 3419. Massachusetts, The National Bureau of Economic Research.
4. Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1992). Convergence. *Journal of Political Economy* 100(2): 223-251.
5. Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare. *American Economic Review* 76(5): 1072-1085.
6. Bernard, A. B. and C. I. Jones (1996a). Productivity across industries and countries: time series theory and evidence. *Review of Economics and Statistics* 78(1): 135-146.
7. Bernard, A. B. and C. I. Jones (1996b). Productivity and convergence across U.S. States and industries. *Empirical Economics* 21(1): 113-135.
8. Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108: 1-24.
9. Li, G., X. Zeng, and L. Zhang (2008). Study of agricultural productivity and its convergence across China's regions. *Review of Regional Studies* 38(3): 361-379.
10. Liu, Y., C. R. Shumway, R. Rosenman, and Virgil (2011). Productivity growth and convergence in U.S. agriculture: new cointegration panel data results. *Applied Economics* 43(1): 91-102.
11. Mankiw, N. G., D. Romer, and D. Weil (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 107(2): 407-437.
12. McErlean, S. and Z. Wu (2003). Regional agricultural labour productivity convergence in China. *Food Policy* 28: 237-252.
13. Poudel, B. N., K. Paudel, and D. Zilberman (2011). Agricultural productivity convergence: myth or reality. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 43: 143-156.
14. Pham The Anh (2009). Tăng trưởng kinh tế và sự hội tụ thu nhập giữa các vùng của Việt Nam. Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế, Số 1 (368) - Tr. 34-41
15. Rezitis, A. N. (2010). Agricultural productivity and convergence: Europe and the United States. *Applied Economics* 42: 1029-1044.
16. Thirtle, C., et al. (2003). Multi-factor agricultural productivity, efficiency and convergence in Botswana, 1981-1996. *Journal of Development Economics* 71: 605-624.