

Tăng trưởng kinh tế và sự hội tụ thu nhập giữa các vùng của Việt Nam

PHẠM THẾ ANH

Mục tiêu của bài viết này là nhằm cung cấp một bức tranh tổng quát về tăng trưởng kinh tế và sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh của Việt Nam trong thời gian gần đây. Trước tiên tác giả xây dựng lại mô hình Solow để phân tích tăng trưởng và các vấn đề liên quan đến sự hội tụ. Tiếp theo, tác giả khai thác số liệu giữa các tỉnh của Việt Nam để phân tích mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và mức thu nhập ở thời điểm ban đầu trong khoảng một thập kỷ qua. Bài viết cố gắng đưa ra gợi ý định hướng đối với các nhà hoạch định chính sách về sự điều chỉnh tài khóa trong việc phân bổ các nguồn lực công hữu hạn nhằm tối đa hóa tăng trưởng và giảm thiểu sự bất bình đẳng về thu nhập giữa các tỉnh.

1. Giới thiệu

Một trong những dự đoán quan trọng của các mô hình tăng trưởng tân cổ điển, ví dụ như Solow (1956), Cass (1965), và Koopmans (1965), đó là, các nước hoặc khu vực nghèo có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn các nước hoặc khu vực giàu. Nếu dự đoán này là đúng thì theo thời gian, sẽ có sự hội tụ thu nhập bình quân đầu người giữa các nước hoặc giữa các khu vực. Nhân tố chính quyết định giả thuyết này đó là đặc tính lợi tức biên giảm dần của vốn trong các mô hình tăng trưởng tân cổ điển. Tức là, nếu các nước hoặc khu vực có cùng lựa chọn về tỷ lệ tiết kiệm và tiến bộ công nghệ thì những nước hoặc khu vực nghèo – nơi có tỷ suất vốn/lao động thấp hơn – sẽ có sản phẩm biên của vốn cao hơn và do vậy, đạt được tốc độ tăng trưởng cao hơn trong quá trình chuyển đổi về trạng thái cân bằng dài hạn. Kể từ khi xuất hiện các bài báo nổi tiếng của Baumol (1986), Barro (1991), Barro và Sala-i-Martin (1991, 1992), Mankiw, Romer và Weil (1992), Sala-i-Martin (1996)... thì việc kiểm định mối quan hệ ngược chiều giữa tốc độ tăng trưởng và mức thu nhập bình quân đầu người ở thời điểm ban đầu đã trở thành phổ biến trong các nghiên cứu thực nghiệm về tăng trưởng kinh tế.

Cho tới thời điểm hiện tại, chưa có một nghiên cứu chính thức nào tập trung vào vấn đề tăng trưởng và sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh ở Việt Nam. Kể từ khi tiến hành đổi mới kinh tế vào năm 1986, Việt Nam đã đạt được những thành tựu kinh tế đáng kể. Tốc độ tăng trưởng kinh tế trung bình được duy trì ở mức trên 5% một năm trong giai đoạn 1991 – 2007. Tuy nhiên, nền kinh tế vẫn đang phải đối mặt với những thách thức về sự gia tăng bất bình đẳng và xóa đói giảm nghèo giữa các khu vực. Những khu vực đông dân và nghèo vẫn đang tụt hậu sau những tỉnh giàu về thành tích tăng trưởng kinh tế.

Mục tiêu của bài viết này là nhằm cung cấp một bức tranh tổng quát về tăng trưởng kinh tế và sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh của Việt Nam trong thời gian gần đây. Trước tiên chúng tôi xây dựng lại mô hình Solow để phân tích tăng trưởng và các vấn đề liên quan đến sự hội tụ. Tiếp theo, chúng tôi khai thác số liệu giữa các tỉnh của Việt Nam để phân tích mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và mức thu nhập ở thời điểm ban đầu trong khoảng một thập kỷ qua. Bài

viết đưa ra những gợi ý đối với các nhà hoạch định chính sách về sự điều chỉnh tài khóa trong việc phân bổ các nguồn lực công hữu hạn, nhằm tối đa hóa tăng trưởng và giảm thiểu sự bất bình đẳng về thu nhập giữa các tỉnh.

Các phần tiếp theo của bài viết này được cấu trúc như sau; phần 2 thiết lập cơ sở của mô hình tăng trưởng Solow để phân tích tăng trưởng và sự hội tụ; phần 3 tiến hành phân tích thực nghiệm sử dụng số liệu cấp tỉnh của Việt Nam; phần 4 đưa ra một số kết luận chính của bài viết.

2. Sự hội tụ trong mô hình tăng trưởng Solow

Trong phần này chúng tôi phát triển khung cơ sở cho việc phân tích vấn đề hội tụ dựa trên mô hình tăng trưởng Solow như trong Barro và Sala-i-Martin (1999). Do mô hình này khá phổ biến nên chúng tôi sẽ trình bày một cách vắn tắt. Hàm sản xuất của nền kinh tế có dạng Cobb-Douglas với hiệu suất không đổi theo quy mô và được trình bày dưới đây.

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1)$$

trong đó Y là sản lượng, K là vốn, L là lao động, và A là trình độ công nghệ gắn liền với lao động. L và A được giả định là tăng với tốc độ lần lượt là n và x . Do vậy, chúng ta có

$$L_t = L_0 e^{nt} \quad (2)$$

$$A_t = A_0 e^{xt} \quad (3)$$

Mô hình giả định rằng một phần thu nhập cố định, s , được tái đầu tư. Trong một nền kinh tế đóng, sự biến đổi của vốn được thể hiện qua phương trình sau:

$$\dot{k}_t = \hat{k}_t, \quad \frac{\dot{k}_t}{k_t} = \left(\frac{\partial \dot{k}_t(k)}{\partial k_t} \Big|_{k_t = \hat{k}^*} \right) (k_t - \hat{k}^*) = s(\alpha - 1) \hat{k}^{*\alpha-1} (\log(k_t) - \log(\hat{k}^*)), \quad (8)$$

trong đó chúng ta sử dụng tính chất $\frac{k_t - \hat{k}^*}{\hat{k}^*} \approx \log(k_t) - \log(\hat{k}^*)$. Từ hàm sản xuất

$$\dot{k}_t = s \hat{k}_t^\alpha - (n + x + \delta) \hat{k}_t, \quad (4)$$

trong đó δ là tỉ lệ khấu hao, $\hat{y} = Y/AL$, và $\hat{k} = K/AL$ là sản lượng và vốn bình quân một lao động hiệu quả. Phương trình (4) hàm ý \hat{k} sẽ hội tụ về trạng thái dừng:

$$\hat{k}^* = \left(\frac{s}{n + x + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (5)$$

Thay giá trị này vào hàm sản xuất chúng ta sẽ có được mức thu nhập bình quân của một lao động hiệu quả:

$$\hat{y}^* = \left(\frac{s}{n + x + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (6)$$

Phương trình trên cho thấy các nước hoặc khu vực có tỉ lệ tiết kiệm và công nghệ khác nhau sẽ đạt được các trạng thái dừng khác nhau. Việc sử dụng phương trình (6) cho phân tích thực nghiệm sẽ có vấn đề vì nó dựa trên giả định các quốc gia hoặc khu vực đang ở trạng thái dừng (trạng thái cân bằng dài hạn). Do vậy, chúng ta sẽ chỉ tập trung vào hành vi tăng trưởng của nền kinh tế trong quá trình chuyển đổi đến trạng thái dừng. Từ phương trình (4), tốc độ tăng trưởng của \hat{k}_t , $d \log(\hat{k}_t) / dt = \dot{\hat{k}}_t / \hat{k}_t$, trong quá trình chuyển đổi có thể được viết như sau:

$$\frac{\dot{\hat{k}}_t}{\hat{k}_t} = \frac{d \log(\hat{k}_t)}{dt} = s \hat{k}_t^{\alpha-1} - (n + x + \delta). \quad (7)$$

Để xác định xem \hat{k} hội tụ nhanh như thế nào về \hat{k}^* chúng ta lấy xấp xỉ Taylor bậc nhất của $\frac{d \log(\hat{k}_t)}{dt}$ quanh trạng thái dừng

chúng ta cũng có $\frac{\dot{\hat{y}}_t}{\hat{y}_t} = \alpha \frac{\dot{\hat{k}}_t}{\hat{k}_t}$, và $\log(\hat{y}_t) - \log(\hat{y}^*) = \alpha (\log(\hat{k}_t) - \log(\hat{k}^*))$. Thay

những giá trị này cùng với giá trị tại trạng thái dừng k^* vào phương trình (8) chúng ta có

$$\frac{d \log(\hat{y}_t)}{dt} = \frac{\dot{\hat{y}}_t}{\hat{y}_t} \approx -(1-\alpha)(n+x+\delta)(\log(\hat{y}_t) - \log(\hat{y}^*)). \quad (9)$$

Cuối cùng, sau một vài biến đổi đơn giản ta có

$$\log(\hat{y}_t) - \log(\hat{y}^*) = e^{-\beta t} (\log(\hat{y}_0) - \log(\hat{y}^*)), \quad (10)$$

trong đó tham số $\beta = (1-\alpha)(n+x+\delta)$

quyết định tốc độ điều chỉnh về trạng thái dừng. Độ lớn của tham số phản ánh tỷ trọng của thu nhập từ vốn trong tổng thu nhập, α , quyết định tính chất lợi tức biên giảm dần, là một nhân tố quan trọng đối với sự hội tụ trong mô hình tăng trưởng tân cổ điển. Ví dụ, nếu $(g+n+\delta) = 10\%$ thì nền kinh tế sẽ mất khoảng 10 năm khi $\alpha = 1/3$ và 14 năm khi $\alpha = 1/2$ để đi được nửa chặng đường về trạng thái cân bằng dài hạn. Chúng ta cũng có thể biểu diễn tốc độ tăng trưởng trung bình của thu nhập bình quân đầu người, y , giữa năm 0 và năm T như sau

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_T}{y_0} \right) = x + \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \log \left(\frac{\hat{y}^*}{\hat{y}_0} \right). \quad (11)$$

β càng lớn thì sự phản ứng của tốc độ tăng trưởng trung bình đối với khoảng cách giữa $\log(\hat{y}^*)$ và $\log(\hat{y}_0)$ càng mạnh, tức là, tốc độ hội tụ về trạng thái dừng càng nhanh. Sự hội tụ này là có điều kiện theo nghĩa các nước hoặc các khu vực có thể có các nhân tố quyết định trạng thái dừng khác nhau (hay có tỉ lệ tiết kiệm, tiến bộ công nghệ,... khác nhau). Do vậy, mô hình tăng trưởng Solow dự báo có sự hội tụ chỉ khi chúng ta có thể kiểm soát các nhân tố quyết định trạng thái dừng.

3. Phân tích thực nghiệm

3.1. Hai khái niệm về sự hội tụ

Trước khi tiến hành phân tích thực nghiệm chúng ta phân biệt một cách tóm tắt hai khái niệm về sự hội tụ như trong Barro và Sala-i-Martin (1992). Khái niệm

thứ nhất về sự hội tụ, thông thường được gọi là sự hội tụ - β , liên quan đến việc liệu trong một nước các tỉnh nghèo có tăng trưởng nhanh hơn các tỉnh giàu hay không. Đây chính là sự hội tụ mà chúng ta đề cập đến trong phần trên. Nếu sự hội tụ - β tồn tại thì các tỉnh nghèo một cách tương đối hôm nay có thể không còn ở vị trí đó trong tương lai. Trong khi đó, khái niệm hội tụ thứ hai, thường được gọi là sự hội tụ - σ , liên quan đến sự phân tán thu nhập theo thời gian. Nếu sự hội tụ - σ tồn tại thì sự chênh lệch về thu nhập giữa các tỉnh trong một nước sẽ giảm dần theo thời gian.

Mặc dù khác nhau nhưng hai khái niệm về sự hội tụ này lại có liên quan chặt chẽ với nhau. Như Barro và Sala-i-Martin (1992) đã chỉ ra, phương trình (11) có thể được biểu diễn ở dạng thời gian rời rạc cho tỉnh i như sau.

$$\log(y_{i,t}) = a_i + e^{-\beta} \log(y_{i,t-1}) + u_{i,t}, \quad (12)$$

trong đó

$$a_i = x_i + (1 - e^{-\beta}) [\log(\hat{y}^*) + (t-1)x_i] \text{ được}$$

giả định là giống nhau giữa các tỉnh trong một quốc gia và $u_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên. Tham số $\beta > 0$ hàm ý sự hội tụ theo nghĩa các tỉnh nghèo có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn những tỉnh giàu do tốc độ tăng trưởng hàng năm $\log(y_{i,t}/y_{i,t-1})$ là tỉ lệ nghịch với $\log(y_{i,t-1})$. Tuy nhiên, khái niệm hội tụ này không nhất thiết hàm ý rằng sự phân tán của $\log(y_{i,t})$ giữa các

tính là giảm dần theo thời gian. Sự phân tán thu nhập giữa các tỉnh có thể được tính bằng phương sai mẫu của (log) thu nhập,

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\log(y_{i,t}) - \mu_t]^2, \quad (13)$$

trong đó μ_t là trung bình mẫu của $\log(y_{i,t})$. Phương sai mẫu sẽ tiến gần đến phương sai tổng thể nếu quy mô mẫu N là lớn. Và nếu $u_{i,t}$ là phân phối độc lập theo thời gian và giữa các tỉnh với trung bình bằng 0 và phương sai, σ_u^2 , thì từ phương trình (12) phương sai của $\log(y_{i,t})$ giữa các tỉnh được tính như sau:

$$\sigma_t^2 = e^{-2\beta} \sigma_{t-1}^2 + \sigma_u^2. \quad (14)$$

Phương trình trên hàm ý nếu không có sự hội tụ - β , tức là $\beta < 0$, thì phương sai của $\log(y_{i,t})$ sẽ tăng theo thời gian. Tức là nếu không có sự hội tụ - β thì sẽ không thể có sự hội tụ - σ . Nói cách khác, sự hội tụ - β là điều kiện cần cho sự hội tụ - σ . Giải phương trình sai phân bậc nhất (14) ta có

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{1 - e^{-2\beta}} \sigma_u^2 + \left(\sigma_0^2 - \frac{\sigma_u^2}{1 - e^{-2\beta}} \right) e^{-2\beta t}. \quad (15)$$

Thành phần thứ hai trong phương trình này hàm ý rằng phương sai σ_t^2 giảm (hoặc tăng) theo thời gian nếu giá trị ban đầu σ_0^2 là lớn hơn (hoặc nhỏ hơn) giá trị tại trạng thái dừng, $\sigma^2 = \sigma_u^2 / (1 - e^{-2\beta})$. Do vậy, giá trị dương của β không đảm bảo cho sự giảm của σ_t^2 . Nói cách khác, sự hội tụ - β không phải là điều kiện đủ cho sự hội tụ - σ .

3.2. Số liệu của Việt Nam

Chúng tôi sử dụng hai thước đo về thu nhập ở các tỉnh của Việt Nam. Thước đo thứ nhất là tổng sản phẩm bình quân đầu người của tỉnh (GPP). Thước đo này tương đương với thước đo về tổng sản phẩm quốc

nội và được báo cáo hàng năm bởi Tổng cục Thống kê (GSO). Đây chính là tổng thu nhập nhân tố của quá trình sản xuất trong phạm vi một tỉnh. Số liệu về thước đo này có từ năm 1999 đến 2006 theo giá cố định của năm 1994.

Loại số liệu thứ hai chúng tôi có đó là thu nhập cá nhân bình quân đầu người của các tỉnh (PPI). Số liệu này được tính toán từ Điều tra mức sống của Việt Nam (VLSS) tiến hành hai năm một lần bởi Ngân hàng Thế giới và GSO kể từ năm 2002. Chúng tôi sử dụng số liệu không bao gồm các loại thu nhập chuyển khoản từ chính phủ cũng như từ các tổ chức cá nhân. Thu nhập danh nghĩa của các tỉnh được điều chỉnh về thu nhập thực tế theo chỉ số điều chỉnh GPP của các tỉnh trong cùng năm. Về nguyên tắc, sự khác nhau chính giữa PPI và GPP của từng tỉnh chính là phần thu nhập từ vốn. GPP liên quan đến thu nhập từ vốn của tỉnh nơi có hoạt động sản xuất kinh doanh diễn ra. Trái lại, PPI phản ánh thu nhập của tỉnh nơi có chủ sở hữu tài sản.

3.3. Bằng chứng thực nghiệm

Số liệu về GPP có từ 1999 đến 2006 còn số liệu về PPI có cho các năm 2002, 2004, và 2006 của 61 tỉnh/thành phố. Tuy nhiên, chúng tôi loại bỏ 3 tỉnh thành phố có mức thu nhập khác thường là Hà Nội, Hồ Chí Minh, và Bà Rịa - Vũng Tàu. Hình 1(a) và 1(b) lần lượt trình bày biểu đồ về mối quan hệ giữa tốc độ tăng trưởng và mức thu nhập bình quân đầu người ở thời điểm ban đầu đo lường bởi GPP và PPI. Biến trên trục tung là tốc độ tăng thu nhập bình quân đầu người trung bình hàng năm, trong khi biến trên trục hoành phản ánh mức thu nhập bình quân đầu người ở thời điểm ban đầu. Trung bình và độ lệch chuẩn của những biến này được trình bày trong phụ lục A.

Hình 1(a) cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa hai biến này, tuy nhiên hệ số tương quan là khá nhỏ, chỉ xấp xỉ 0,07.

Trong khi đó hình 1(b) lại cho thấy một mối tương quan âm vào khoảng -0,57. Tuy nhiên, hệ số tương quan này phụ thuộc rất nhiều vào một số quan sát bất thường. Nếu chúng ta loại bỏ hai quan sát nằm phía ngoài ở hai bên của hình vẽ thì hệ số tương quan sẽ chỉ còn -0,23. Các biểu đồ đơn giản này gợi ý cho chúng ta thấy rằng có thể có các kết luận rất khác nhau về sự hội tụ - β ở Việt Nam trong khoảng thời gian của mẫu nếu sử dụng các bộ số liệu khác nhau. Và nếu sự hội tụ - β có tồn tại thì nó cũng rất nhỏ.

Chúng tôi đồng thời tiến hành phân tích hồi quy. Tham số phản ánh sự hội tụ, β , được ước lượng dựa trên phương trình hồi quy giữa hai thời điểm bất kì t_0 và $t_0 + T$ sau:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = \delta + \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \log(y_{i,t_0}) + u_i. \quad (16)$$

Phương trình này được biến đổi từ phương trình (11) với u_i là sai số ngẫu nhiên và $\delta = x + (\log(\hat{y}^*) + xt_0)(1 - e^{-\beta T})/T$. Trong phương trình hồi quy này cho Việt Nam chúng tôi ngầm giả định rằng tốc độ tiến bộ công nghệ, x_i , và giá trị tại trạng thái dừng, \hat{y}_i^* là giống nhau giữa tất cả các tỉnh. Điều này hàm ý các tỉnh nghèo có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn các tỉnh giàu nếu $\beta > 0$.

Phương trình ẩn (16) được ước lượng bởi phương pháp GMM (Generalized Method of Moments). Kết quả ước lượng cơ bản được trình bày trong bảng 1. Hồi quy (1) sử dụng GPP trong khi hồi quy (2) sử dụng PPI là biến độc lập. Trong hồi quy (2) chúng tôi cũng loại bỏ hai quan sát nằm xa phía ngoài của hình 1(b). Hệ số hội tụ trong hồi quy (1) là âm ($\hat{\beta} = -0,0042$) tuy nhiên, nó không có ý nghĩa thống kê (sai số chuẩn là 0,0079). Bằng chứng này hàm ý không có sự hội tụ của thu nhập bình

quân đầu người giữa các tỉnh khi sử dụng thước đo GPP ở Việt Nam trong giai đoạn 1999 - 2006. Trong khi đó, hệ số hội tụ ước lượng được trong hồi quy (2) vào khoảng 0.0377 và gần có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Kết quả này cho thấy sự hội tụ của thu nhập bình quân đầu người là không rõ ràng khi sử dụng thước đo PPI ở Việt Nam trong giai đoạn 2002 - 2006.

Như trong Barro và Sala-i-Martin (1992), chúng tôi xây dựng biến phản ánh cơ cấu ngành của tỉnh i và đưa thêm vào phương trình (16). Chúng tôi phân tách GPP của mỗi tỉnh thành thu nhập từ ba ngành: nông nghiệp, công nghiệp, và dịch vụ và tính toán chỉ số chuyển dịch cơ cấu ngành như sau:

$$s_{it} = \sum_{j=1}^3 w_{j,t} \cdot \log \left(\frac{y_{j,t+T}}{y_{j,t}} \right). \quad (17)$$

trong đó $w_{j,t}$ là tỉ trọng thu nhập của ngành j trong tỉnh i tại thời điểm t , và $y_{j,t}$ là tổng thu nhập quốc gia của ngành j tại thời điểm t tính theo bình quân đầu người. Biến này phản ánh các cú sốc đối với ngành nông nghiệp, công nghiệp, và dịch vụ theo cách ảnh hưởng đến mức độ tập trung của tỉnh i vào ngành có thể mạnh của mình. Dấu dương của tham số ước lượng được của biến này hàm ý các tỉnh có thu nhập chủ yếu từ những ngành có thể mạnh ở cấp quốc gia có xu hướng đạt được mức tăng trưởng thu nhập bình quân đầu người cao hơn.

Kết quả thực nghiệm về sự hội tụ khi đưa thêm biến phản ánh cơ cấu ngành vào phương trình (16) được trình bày trong hồi quy (3) và (4) trong bảng 1. Tham số ước lượng được đối với biến phản ánh cơ cấu ngành là dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% trong hồi quy (3) và không có ý nghĩa thống kê trong hồi quy (4). Tuy nhiên, có vẻ như là việc đưa thêm biến này vào mô hình hồi quy không làm thay đổi kết luận của chúng ta về sự hội tụ của thu

Tăng trưởng kinh tế ...

nhập bình quân đầu người giữa các tỉnh ở Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu.

BẢNG 1: Kết quả hồi quy

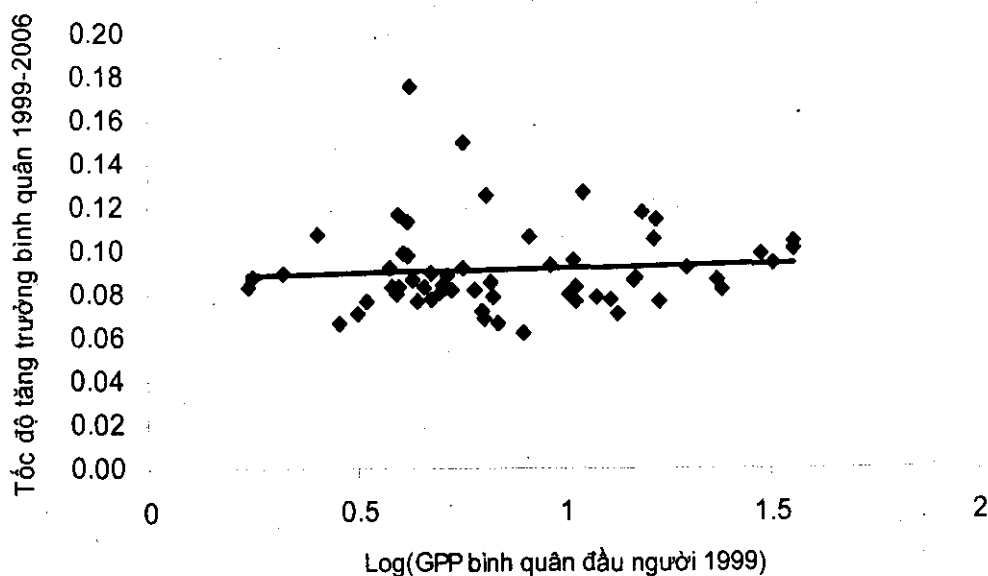
	Biến thu nhập	$\hat{\beta}$	$\hat{\phi}_i$	$\hat{\sigma}$
(1)	GPP (1999-2006, 58 quan sát)	-0,0042 (0,0079)	...	0,0202
(2)	PPI (2002-2006, 56 quan sát)	0,0377 (0,0232)	...	0,0432
(3)	GPP (1999-2006, 58 quan sát)	-0,0004 (0,0081)	0,0012 (0,0005)	0,0195
(4)	PPI (2002-2006, 56 quan sát)	0,0378 (0,0234)	0,0000 (0,0012)	0,0436

Số trong ngoặc là độ lệch chuẩn

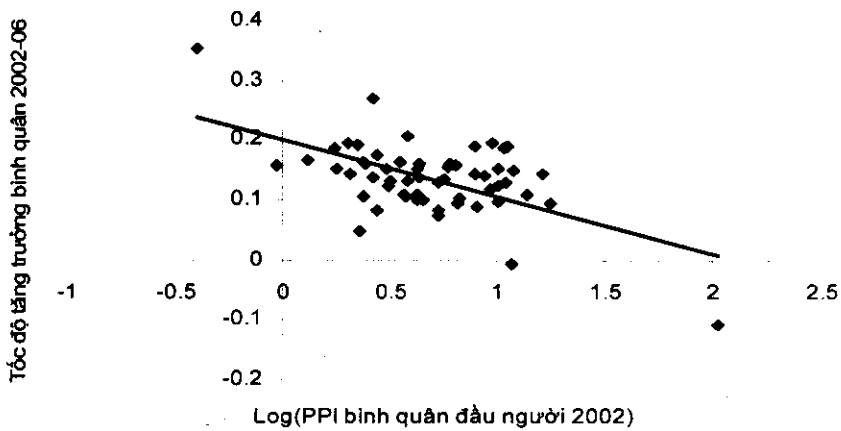
Bây giờ chúng ta quay trở lại phân tích thực nghiệm đối với sự hội tụ - σ . Hình 2(a) và 2(b) lần lượt cho thấy độ lệch chuẩn của log của GPP và PPI bình quân đầu người giữa các tỉnh của Việt Nam. Hình 2(a) rõ ràng cho thấy sự chênh lệch về GPP giữa các tỉnh có xu hướng tăng theo thời gian. Trong khi đó hình 2(b) chỉ ra rằng sự phân

tán của PPI giảm trong năm 2004 so với 2002 nhưng lại tăng trở lại trong năm 2006. Dấu hiệu này là nhất quán với dấu hiệu về sự hội tụ - β đã phân tích ở trên. Sự hội tụ - σ không thể tồn tại nếu không có sự hội tụ - β bởi vì sự hội tụ - β là điều kiện cần (nhưng không phải là điều kiện đủ) cho sự tồn tại của sự hội tụ - σ .

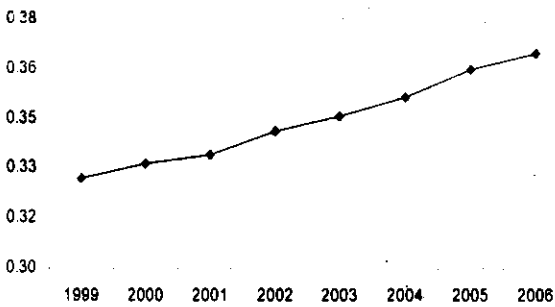
HÌNH 1(A): Tốc độ tăng trưởng bình quân 1999 - 2006 và GPP bình quân đầu người 1999



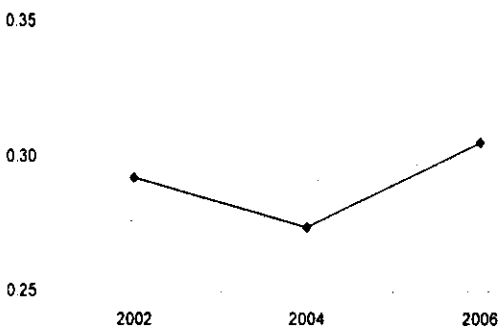
HÌNH 1(B): Tốc độ tăng trưởng bình quân 2002 - 2006 và PPI bình quân đầu người 2002



HÌNH 2(A): Sự phân tán của GPP bình quân đầu người giữa các tỉnh, 1999 - 2006



HÌNH 2(B): Sự phân tán của PPI bình quân đầu người giữa các tỉnh, 2002 - 2006



3. Kết luận

Một trong những đặc điểm nổi bật của nền kinh tế Việt Nam kể từ khi tiến hành cải cách kinh tế vào cuối những năm 1980 đó là tốc độ tăng trưởng kinh tế hàng năm

tương đối cao. Tốc độ tăng trưởng kinh tế hàng năm trung bình đạt khoảng trên 5%, một con số khá cao so với các nước trong khu vực Châu Á. Tuy nhiên, bất chấp sự tăng trưởng ổn định này Việt Nam vẫn đang phải đối mặt với những thách thức trong việc đạt được mục tiêu quốc gia về tăng trưởng cân bằng và xóa đói giảm nghèo.

Một trong những thách thức chính đó là việc duy trì sự tăng trưởng cân bằng và hội tụ về thu nhập giữa các khu vực. Các khu vực đông dân và nghèo vẫn đang tụt hậu so với các khu vực giàu về tốc độ tăng trưởng kinh tế. Điều này có xu hướng làm gia tăng sự bất bình đẳng và xói mòn những nỗ lực cải cách kinh tế. Đồng thời gợi ý rằng các điều chỉnh tài khoá cần được thực hiện nhằm phân bổ các nguồn lực công khan hiếm theo cách tối ưu hoá tính hiệu quả của các khoản chi tiêu công và thu hẹp khoảng cách về thu nhập giữa các vùng.

Nghiên cứu này đã cung cấp những bằng chứng thực nghiệm gần đây về tăng trưởng kinh tế và sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh của Việt Nam. Phân tích cho thấy không có sự tồn tại của cả sự hội tụ - β lẫn sự hội tụ - σ ở Việt Nam trong những năm vừa qua. Các khu vực nghèo không có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn những khu vực giàu như hàm ý bởi mô hình tăng trưởng Solow. Do vậy, các khu vực sẽ không đạt được cùng một

mức thu nhập bình quân đầu người trong dài hạn. Hơn nữa, sự phân tán thu nhập thực tế bình quân đầu người giữa các tỉnh ở Việt Nam còn có xu hướng ngày càng mở rộng. Hiện tượng này là trái ngược với bằng chứng thực nghiệm ở các nước phát triển trên thế giới như Mỹ, Nhật Bản, Ôxtrâyliã... và gây ra mối quan ngại cho các nhà hoạch định chính sách. Dấu hiệu này cho thấy các chương trình tài chính công cần được điều chỉnh nhằm cải thiện sự bất bình đẳng về thu nhập giữa các vùng của Việt Nam./.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. McGraw Hill, New York.
- Barro R. J. and Sala-i-Martin X. (1992). *Convergence*, *Journal of Political Economy*, vol. 100, no. 2.
- Mankiw, N. G., Romer, D. and Weil, D. N. (1992). *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-427.
- Sala-i-Martin, X. (1996). *Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence*, *European Economic Review*, 40, 1325-1352.

Phụ lục A: Tóm tắt số liệu

(a) Trung bình và độ lệch chuẩn của log tổng sản phẩm (GPP) bình quân đầu người giữa các tỉnh ở Việt Nam

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Mean	0,865	0,946	1,019	1,101	1,190	1,289	1,382	1,505
Std.	0,327	0,331	0,334	0,341	0,346	0,352	0,360	0,365

(b) Trung bình và độ lệch chuẩn của log thu nhập cá nhân (PPI) bình quân đầu người giữa các tỉnh ở Việt Nam

	2002	2004	2006
Mean	0,677	1,093	1,224
Std.	0,292	0,274	0,305

Nguồn: Tính toán của tác giả

Phụ lục B: Xây dựng phương trình (10)

Sắp xếp lại và lấy tích phân hai vế phương trình (9) chúng ta có

$$\int \frac{1}{(\log(\hat{y}_t) - \log(\hat{y}^*))} d \log(\hat{y}_t) = - \int (1 - \alpha)(n + x + \delta) dt \quad (B1)$$

Phương trình trên tương đương với

$$\log(\log(\hat{y}_t) - \log(\hat{y}^*)) = -(1 - \alpha)(n + x + \delta)t + A$$

và $\log(\hat{y}_t) - \log(\hat{y}^*) = e^{-(1-\alpha)(n+x+\delta)t} e^A \quad (B2)$

trong đó A là hằng số. Tại thời điểm $t = 0$, $\log(\hat{y}_0) - \log(\hat{y}^*) = e^A$. Thay kết quả này vào (B2) được

$$\log(\hat{y}_t) - \log(\hat{y}^*) = e^{-\beta t} (\log(\hat{y}_0) - \log(\hat{y}^*)), \quad (B3)$$

trong đó $\beta = (1 - \alpha)(n + x + \delta)$ là tốc độ hội tụ. Đây chính là phương trình (10) ở trang 3. Nếu $\alpha = 1/3$ và $(g + n + \delta) = 10\%$ thì nền kinh tế sẽ mất khoảng 10,4 năm để đi được nửa chặng đường về trạng thái cân bằng dài hạn, bởi vì

$$\frac{\log(\hat{y}_t) - \log(\hat{y}^*)}{\log(\hat{y}_0) - \log(\hat{y}^*)} = \frac{1}{2} = e^{-(1-\alpha)(n+x+\delta)t}$$

Giải tìm t chúng ta có $t \approx 10,4$ năm.