

CHUYỂN DỊCH CƠ CẤU NGÀNH KINH TẾ VÀ VIỆC LÀM Ở VIỆT NAM: TIẾP CẬN THEO PHƯƠNG PHÁP NHÂN QUẢ GRANGER

PHẠM THỊ LÝ

Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh - ptly@ueh.edu.vn

NGUYỄN THỊ ĐÔNG

Học viện Ngân hàng – Phân viện Phú Yên - dong283vn@yahoo.com

(Ngày nhận: 13/04/2017; Ngày nhận lại: 02/06/2017; Ngày duyệt đăng: 04/08/2017)

TÓM TẮT

Mục đích của nghiên cứu này là kiểm định mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm ở Việt Nam. Thông qua dữ liệu thống kê về cơ cấu ngành kinh tế và việc làm của 35 tỉnh thành trên cả nước trong giai đoạn 1998 - 2013, kết hợp với việc sử dụng phương pháp nhân quả Granger, kết quả nghiên cứu cho thấy chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế có tác động tích cực đến việc làm, nhưng ở chiều ngược lại, ảnh hưởng của việc làm đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế chưa được thể hiện một cách mạnh mẽ.

Từ khóa: chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế; nhân quả Granger; việc làm.

Economic structural change and employment in Vietnam: A Granger causality approach

ABSTRACT

The purpose of this study is to examine the relationship between economic structural transformation and employment in Vietnam. Based on analyzing statistical data on economic structure and employment of 35 provinces across the country in the 1998-2013 period using the Granger causality method, the results show that economic structural change has a positive impact on employment. On the other hand, employment only has a minor influence on economic structural transformation.

Keywords: economic structural transformation; employment; Granger causality.

1. Giới thiệu

Nền kinh tế Việt Nam sau gần 30 năm đổi mới đã chuyển biến theo hướng của một nền kinh tế công nghiệp hiện đại với cơ cấu ngành kinh tế từ nông nghiệp đóng vai trò chủ lực sang công nghiệp và dịch vụ ở vị trí đầu tàu, thể hiện qua tỷ trọng các ngành nông nghiệp – công nghiệp – dịch vụ năm 1986 và năm 2015 chuyển từ 41 – 21 – 38 (%) sang 16 – 39 – 45 (%) (Tổng cục thống kê, 1986, 2015). Cùng với sự thay đổi trong cơ cấu ngành kinh tế là việc làm được tạo ra nhiều hơn, đồng thời tỷ lệ lao động trong độ tuổi đã qua đào tạo, có tri thức về khoa học công nghệ ở nước ta cũng

được cải thiện, tăng từ 7,3% năm 1989 lên 19,9% năm 2015 (Tổng cục Thống kê, 2015), đáp ứng được một phần nhu cầu về lao động chất lượng cao cho nền kinh tế, góp phần nâng cao thu nhập và ổn định đời sống xã hội. Như vậy, nếu nhìn nhận ở góc độ trực quan, hình như quá trình chuyển dịch cơ cấu đã góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, cải thiện năng suất và mở ra nhiều cơ hội việc làm hơn cho người lao động. Tuy nhiên, để những nhận định trực quan được chấp nhận, cần phải có sự kiểm chứng một cách khoa học cả về lý thuyết lẫn thực tiễn. Do đó, nghiên cứu này sẽ sử dụng phương pháp nhân quả Granger và

hồi quy kinh tế lượng để kiểm định mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và tăng trưởng việc làm ở Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết về mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm

Cơ cấu ngành kinh tế là tương quan giữa các ngành trong tổng thể kinh tế, thể hiện mối quan hệ hữu cơ và sự tác động qua lại cả về số và chất lượng giữa các ngành với nhau. Cơ cấu ngành kinh tế luôn thay đổi theo từng thời kỳ phát triển bởi các yếu tố hợp thành cơ cấu không cố định. Sự thay đổi này có thể được định nghĩa theo nhiều cách khác nhau nhưng ý nghĩa phổ biến nhất của nó liên quan đến chuyển dịch dài hạn và bền bỉ trong cơ cấu ngành kinh tế (Chenery & Syrquin, 1986; Syrquin, 2010). Trong khi cơ cấu kinh tế mô tả mối quan hệ tỷ trọng “tĩnh” giữa các bộ phận cấu thành tại một thời điểm nhất định thì chuyển dịch cơ cấu mô tả sự thay đổi “động” trong tỷ trọng của các cấu thành đó so với trước. Cơ cấu kinh tế chuyển dịch, nghĩa là có sự thay đổi tỷ trọng giữa các ngành, ngành nào có tỷ trọng tăng lên thì nguồn lực dành cho ngành đó sẽ tăng lên và ngược lại. Theo đó, một trong những nguồn lực quan trọng nhất cho phát triển kinh tế là lao động cũng có sự di chuyển từ ngành thừa lao động sang ngành thiếu lao động để có thể đáp ứng được yêu cầu của ngành. Fisher (1935) cho rằng khi nền kinh tế càng phát triển thì xu hướng cầu tiêu dùng đối với hàng hóa là nguyên nhân khiến cơ cấu ngành kinh tế chuyển dịch theo hướng giảm tỷ trọng nông nghiệp, tăng tỷ trọng công nghiệp và dịch vụ. Đồng thời, để đáp ứng được cầu tiêu dùng hàng hóa công nghiệp và dịch vụ ngày càng tăng, trong khi nông nghiệp là ngành dễ dàng thay thế lao động bằng máy móc nhất, chính việc tăng cường sử dụng máy móc và các phương pháp trồng trọt mới đã tạo điều kiện cho người nông dân có thể phát triển sản xuất, giúp giải phóng được một lực lượng lao động ra khỏi khu vực nông thôn để chuyển sang làm việc ở

môi trường hiện đại hơn, thì lao động nông nghiệp sẽ dần chuyển dịch sang khu vực công nghiệp và dịch vụ.

Xuất phát từ cách nhìn của Ricardo (1817) về giới hạn đất đai và sự dư thừa lao động trong nông nghiệp, Lewis (1954) hướng tới mục tiêu thúc đẩy tăng trưởng, tạo ra nhiều việc làm cho các nền kinh tế đang ở thời kỳ đầu của quá trình công nghiệp hóa bằng cách chuyển hết lao động dư thừa từ khu vực nông nghiệp sang khu vực công nghiệp, vì theo Lewis, khu vực công nghiệp mới là nơi tạo ra phần lớn của cải vật chất cho nền kinh tế. Khác với lập luận của Lewis, Jogerson (1961) phân tích sự chuyển dịch của cơ cấu ngành kinh tế dựa trên hàm sản xuất Cobb – Douglas nên ông coi khoa học công nghệ như là một yếu tố trực tiếp và mang tính quyết định đến tăng trưởng ở khu vực nông nghiệp, chính sự tiến bộ công nghệ đã làm cho năng suất biên của lao động nông nghiệp luôn lớn hơn 0 mặc dù đất đai trong nông nghiệp là cố định. Do đó, khu vực công nghiệp càng phát triển sẽ càng cần nhiều lao động, nhưng cũng sẽ gặp bất lợi trong quá trình thực hiện tăng trưởng nếu cứ tiếp tục thu hút lao động nông nghiệp mà không đầu tư sản xuất theo chiều sâu.

Ở Việt Nam, thông qua phân tích kết quả điều tra doanh nghiệp nhỏ và vừa, Nguyễn Thị Cảnh (2001) nhận định bất kỳ sự chuyển dịch nào trong cơ cấu kinh tế, dù là tự phát hay theo một chương trình hành động của Chính phủ, cũng đều có ảnh hưởng đến cơ cấu việc làm. Để tạo bước chuyển dịch trong cơ cấu kinh tế, Chính phủ sẽ phải định hướng các ngành mục tiêu, ngành mũi nhọn, từ đó thực hiện các biện pháp, chính sách nhằm tăng cường, kích thích đầu tư, đào tạo huấn luyện lao động và thí điểm áp dụng công nghệ mới. Việc phát triển ngành kinh tế mũi nhọn có thể là động lực kéo theo sự phát triển những ngành có liên quan đến hoạt động của ngành kinh tế mũi nhọn, dẫn đến số lượng việc làm tạo ra nhiều hơn. Đi cùng với sự gia tăng việc làm ở các ngành mũi nhọn cũng có thể là sự

phá sản ở một số ngành yếu thế hơn, và việc làm lại bị giảm. Kết quả của sự thay đổi này bao giờ cũng sẽ là mất việc làm ở ngành này, tăng việc làm ở ngành khác. Do đó số lượng việc làm trong nền kinh tế được tạo ra nhiều hay ít còn tùy thuộc vào khả năng chuyển dịch làm gia tăng cơ hội của các ngành sử dụng nhiều lao động do áp dụng công nghệ vừa phải, hay sử dụng nhiều vốn do áp dụng công nghệ cao.

Nhìn chung, các nghiên cứu lý thuyết đề cập trên cho thấy chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế là một quá trình tất yếu trong phát triển kinh tế, nó thường diễn ra trước và luôn đòi hỏi việc tái phân bổ liên tục lao động để đáp ứng nhu cầu về việc làm, dẫn đến cơ cấu lao động chuyển dịch theo.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm

Không chỉ nghiên cứu trên góc độ lý thuyết, chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm cũng được phân tích trong thực tiễn của các nước thông qua nhiều phương pháp khác nhau. Groshen E. L. và Potter S. (2003) dùng biểu đồ, đồ thị để phân tích số liệu thống kê về thất nghiệp, vị trí việc làm, cơ cấu kinh tế gắn với giai đoạn trước và sau khi diễn ra các cuộc suy thoái kinh tế 1990 - 1992 và 2001 - 2003 ở Mỹ. Nghiên cứu đã chỉ ra sự khác biệt về vị trí cũng như tính chất của việc làm trong ngành công nghiệp sau khủng hoảng, đó là hầu hết số việc làm được tạo ra đều bắt nguồn từ các công ty mới được thành lập và hoạt động ở lĩnh vực công nghiệp mới với lao động được đào tạo mới. Điều này chứng tỏ tăng trưởng việc làm sau khủng hoảng không phải bắt nguồn từ sự phục hồi của nền kinh tế, mà bắt nguồn từ sự thay đổi trong cơ cấu ngành kinh tế ở giai đoạn phục hồi. Từ đó, nhóm tác giả kết luận rằng thay đổi cơ cấu kinh tế đóng vai trò rất quan trọng trong vấn đề tạo ra việc làm mới cho nền kinh tế.

Sử dụng phương pháp phân tích chuyển dịch tỷ trọng của ngành (hay còn gọi là

phương pháp SSA) để đo lường tác động của chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế đến chất lượng việc làm thông qua năng suất lao động, Ark B. V (1995), Fagerberg J. (2000), Timmer M. & Szirmai A. (2000) dựa trên nhiều bộ số liệu của các nước khác nhau nhưng đa số đều có chung kết luận là chuyển dịch cơ cấu có tác động mạnh mẽ đến tăng trưởng năng suất lao động khi các nền kinh tế đang ở trong giai đoạn đầu của quá trình công nghiệp hóa. Nguyễn Thị Tuệ Anh (2007), Nguyễn Quốc Tế & Nguyễn Thị Đông (2013) cũng đã sử dụng phương pháp SSA để phân tích cho trường hợp Việt Nam và cũng đi đến các kết luận tương tự, nghĩa là trong quá trình công nghiệp hóa, hiện đại hóa đất nước, sự chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế, đặc biệt là từ nông nghiệp sang công nghiệp đã có tác động thúc đẩy tăng năng suất lao động, tạo ra việc làm mới một cách mạnh mẽ cho cả hai khu vực này.

Đình Phi Hồ (2014) sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính đơn để kiểm định mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu kinh tế và chuyển dịch cơ cấu lao động ở Việt Nam trong giai đoạn 1986 - 2012, kết quả là biến chuyển dịch cơ cấu kinh tế ảnh hưởng cùng chiều đến biến chuyển dịch cơ cấu lao động với độ tin cậy trên 95%. Đồng thời ông sử dụng thêm phương pháp nhân quả Granger để phân tích và đưa ra kết luận cơ cấu ngành kinh tế là nguyên nhân khiến cơ cấu lao động dịch chuyển.

Cùng nghiên cứu về mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu kinh tế và chuyển dịch cơ cấu lao động, nhưng Nguyễn Thị Đông & Phạm Thị Lý (2017) lại sử dụng phương pháp vector và hệ số co giãn để tính toán co giãn việc làm theo tốc độ chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế ở Việt Nam thời kỳ 1991 - 2014. Nhóm tác giả nhận định co giãn việc làm theo tốc độ chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế ở Việt Nam trong giai đoạn đầu của thời kỳ nghiên cứu là rất nhỏ, chỉ đạt 0,13%, đã phần nào phản ánh đúng thực trạng nông thôn truyền thống, ngại đổi mới. Nhưng kể từ

khi có sự chênh lệch về mức sống, môi trường sống ở hai khu vực nông nghiệp – công nghiệp, thì hệ số này bắt đầu có sự thay đổi tích cực, lớn hơn 1% từ sau năm 2000.

3. Phương pháp nghiên cứu

Phương pháp kiểm định nhân quả Granger được sử dụng ở bài viết này nhằm đo lường mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm. Đây là một phương pháp khá đơn giản nhưng rất thực tế để chứng minh rằng liệu có tồn tại hay không tồn tại mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm tại Việt Nam, và nếu có tồn tại mối quan hệ này thì kiểm định nhân quả Granger sẽ giải thích được chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế là nguyên nhân gây ra sự thay đổi của việc làm hay việc làm là nguyên nhân dẫn đến cơ cấu ngành kinh tế dịch chuyển, hay cả hai yếu tố trên có tác động qua lại lẫn nhau.

Để kiểm định Granger Causality được thực hiện, hai yếu tố chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và tăng trưởng việc làm sẽ được tính toán định lượng dựa trên các công thức sau:

Đối với yếu tố tăng trưởng việc làm, gọi L_t là số lao động đang làm việc tại thời điểm t ở năm thứ t thì tăng trưởng việc làm vào năm t sẽ là:

$$GL = \frac{L_t - L_{t-1}}{L_{t-1}} * 100\% \quad (1)$$

Đối với yếu tố cơ cấu ngành kinh tế, nghiên cứu sử dụng chỉ số Lilien chỉnh sửa (MLI – Modified Lilien Index) của Stamer (Dietrich A, 2009; Ansari, Mussida & Pastore, 2013) để tính tỷ lệ chuyển dịch hằng năm. Đây là một trong những công thức tính tốc độ chuyển dịch cơ cấu ngành, bên cạnh các công thức khác như hệ số Cos của Moore J. (1978) hay chỉ số Stoikov V. (1966). Ưu điểm của công thức MLI là dễ sử dụng, dễ tính toán nhưng vẫn đảm bảo được độ chính xác cao như các cách tính khác.

$$MLI_{o,t} = \sqrt{\sum_{i=1}^n x_{[io]} \cdot x_{[it]} \cdot \ln\left(\frac{x_{[it]}}{x_{[io]}}\right)^2}, x_{[it]} > 0; x_{[io]} > 0 \quad (2)$$

Với $x_{[io]}$ và $x_{[it]}$ lần lượt là tỷ trọng GDP (hoặc tỷ trọng lao động) của ngành i tại hai thời điểm 0 và t ; n là số lượng các ngành trong nền kinh tế. Nếu MLI được tính cho toàn bộ n ngành trong nền kinh tế, thì đó chính là tốc độ chuyển dịch chung của cơ cấu ngành, còn nếu MLI được sử dụng để tính cho một số ngành (ví dụ như $n = 2$), thì dĩ nhiên nó chỉ cho biết tốc độ chuyển dịch của ngành này sang ngành kia mà thôi.

Kiểm định mối quan hệ nhân quả Granger đã được sử dụng rộng rãi để nghiên cứu ảnh hưởng nhân quả giữa các biến chuỗi thời gian. Theo Granger (1969), những thay đổi trong quá khứ có thể dự đoán được tương lai, nhưng ngược lại, không thể lấy tương lai để dự đoán lại những gì đã xảy ra trong quá khứ. Do đó, X được gọi là có tác động nhân quả đến Y nếu Y có thể được giải thích tốt hơn bằng cách sử dụng các dữ liệu lịch sử của cả X và Y thay vì chỉ sử dụng mỗi dữ liệu lịch sử của Y. Tuy nhiên, với đối tượng dữ liệu quan sát duy nhất là chuỗi thời gian nên lý thuyết Granger chỉ kiểm định được quan hệ nhân quả của một đơn vị nhất định. Để khắc phục mặt hạn chế này và đồng thời làm cho kiểm định Granger thích hợp được với nhiều dạng số liệu khác nhau, Hurlin và Venet (2001) đã nghiên cứu ứng dụng dữ liệu bảng để kiểm định quan hệ nhân quả Granger giữa hai biến X và Y được quan sát trên T thời gian ($t = 1, \dots, T$) và N đơn vị riêng lẻ ($i = 1, \dots, N$). Thông qua sự kết hợp các chuỗi theo thời gian của các quan sát theo không gian, kiểm định nhân quả trong dữ liệu bảng sẽ hiệu quả hơn so với nhân quả Granger trong dữ liệu chuỗi thời gian bởi các lý do sau: (1) có thể kiểm soát tính không đồng nhất giữa các đối tượng bảng; (2) gia tăng độ chính xác của các ước lượng hồi quy do dữ liệu bảng thường có cỡ mẫu lớn; (3) giảm các vấn đề xác định mô hình và (4) giảm khả năng thiên lệch tổng hợp như trong dữ liệu chuỗi thời gian (Hurlin & Venet, 2001; Hurlin, 2004).

Trong nghiên cứu này, X được thay thế bằng biến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế

(gọi là MLI) và Y được thay thế bằng biến tăng trưởng việc làm (gọi là GL) thì kiểm định nhân quả giữa hai biến trong quan điểm Granger sẽ được tiến hành dựa trên việc xem xét mô hình dữ liệu bảng tuyến tính có dạng tổng quát như sau:

$$GL_{i,t} = \sum_{k=1}^p \gamma_i^{(k)} GL_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_i^{(k)} MLI_{i,t-k} + v_{it} \quad (3)$$

Trong đó, $v_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$ với $\varepsilon_{i,t}$ là các số hạng sai số, $GL_{i,t}$ và $MLI_{i,t}$ là các biến dừng tương quan, t là thời gian, i là đại diện cho các tỉnh. Hệ số tự hồi quy γ^k và hệ số độ dốc β^k được giả định là không đổi theo các tỉnh và k là số độ trễ.

Ở phương trình (3), giả thiết H_0 theo Granger là MLI không có tác động lên GL. Do vậy, nếu một hoặc nhiều hơn một hệ số ước lượng của biến trễ MLI tác động có ý nghĩa thống kê lên GL thì chúng ta có cơ sở để bác bỏ H_0 và kết luận rằng MLI có tác động nhân quả lên GL.

Holtz et al. (1985, 1988), Erdil & Yetkiner (2009), Hsiao (1989), Weinhold (1996), Nair-Reichert & Weinhold (2001), Hurlin (2004, 2012) đã thực hiện kiểm định nhân quả Granger đối với dữ liệu bảng với nhiều cách tiếp cận khác nhau. Trong đó, cách tiếp cận của Hurlin (2004, 2012) là cách tiếp cận có phương pháp luận khá vững chắc và do đó sẽ được áp dụng trong nghiên cứu này với các bước kiểm định giả thuyết như sau:

(1) *Giả thuyết phi nhân quả đồng nhất (Homogeneous Non Causality- HNC):*

Giả thuyết này chỉ ra rằng không tồn tại mối quan hệ nhân quả nào cho tất cả các tỉnh. Vì vậy, tất cả các hệ số độ dốc kết hợp với biến $MLI_{i,t}$ được kiểm định sẽ bằng 0 cho tất cả các đơn vị i và độ trễ k thông qua cặp giả thuyết sau:

$$H_0 : \beta_i^{(k)} = 0, \forall i \in [1, N], \forall k \in [1, p]$$

$$H_1 : \exists(i, k) / \beta_i^{(k)} \neq 0$$

Thông kê F được sử dụng để kiểm định giả thuyết trên và được tính theo công thức:

$$F_{hnc} = \frac{(RSS_2 - RSS_1) / N \cdot p}{RSS_1 / [N \cdot T - N(1 + p) - p]} \quad (4)$$

Trong đó, RSS_1 là tổng phần dư bình phương của mô hình nghiên cứu không bị ràng buộc, RSS_2 là tổng phần dư bình phương của mô hình nghiên cứu bị ràng buộc bởi giả thuyết H_0 (mô hình không có sự có mặt của các biến trễ MLI với γ_i^k không đồng nhất giữa các tỉnh). Nếu giả thuyết HNC được chấp nhận, thì biến MLI không phải là nguyên nhân gây ra GL ở tất cả các tỉnh và kiểm định nhân quả Granger sẽ kết thúc ở đây. Ngược lại, nếu giả thuyết HNC bị bác bỏ thì tính đồng nhất của mẫu sẽ tiếp tục được kiểm định ở bước (2).

(2) *Giả thuyết nhân quả đồng nhất (Homogeneous Causality- HC):*

Giả thuyết này chỉ ra rằng có tồn tại mối quan hệ nhân quả giữa $MLI_{i,t}$ và $GL_{i,t}$ ở tất cả các tỉnh. Giả thuyết không và giả thuyết thay thế trong trường hợp này là:

$$H_0 : \forall k \in [1, p] / \beta_i^{(k)} = \beta^k, \forall i \in [1, N],$$

$$H_1 : \exists k \in [1, p], \exists(i, j) \in [1, N] / \beta_i^{(k)} \neq \beta^k$$

Thông kê F được sử dụng để kiểm định giả thuyết trên và được tính theo công thức:

$$F_{hc} = \frac{(RSS_3 - RSS_1) / p(N - 1)}{RSS_1 / [N \cdot T - N(1 + p) - p]} \quad (5)$$

RSS_3 là tổng phần dư của mô hình nghiên cứu bị ràng buộc bởi giả thuyết H_0 (mô hình có các giá trị β_i^k đồng nhất giữa các tỉnh và γ_i^k không đồng nhất giữa các tỉnh). Nếu kiểm định này không có ý nghĩa thống kê, tức là giả thuyết HC được chấp nhận thì có thể kết luận MLI là nguyên nhân gây ra GL ở tất cả các tỉnh. Còn nếu giả thuyết HC bị từ chối chứng tỏ không tồn tại mối quan hệ nhân quả cho tất cả các đơn vị, hay nói cách khác, không có nhân quả đồng nhất cho các tỉnh. Do đó, bước tiếp theo trong nghiên cứu này là kiểm định giả thuyết phi nhân quả khác biệt.

(3) *Giả thuyết phi nhân quả khác biệt (Heterogeneous Non Causality- HENC):*

Kiểm định HENC cho phép tồn tại một số

chứ không phải tất cả các đơn vị riêng lẻ đều có mối quan hệ nhân quả giữa hai biến nghiên cứu. Vì vậy, mục đích của kiểm định này là để xác định những đơn vị nào có quan hệ nhân quả và những đơn vị nào không có quan hệ nhân quả với cặp giả thuyết sau:

$$H_0 : \exists i \in [1, N], \forall k \in [1, p] / \beta_i^{(k)} = 0$$

$$H_1 : \forall i \in [1, N], \exists k \in [1, p] / \beta_i^{(k)} \neq 0$$

Thông kê F tương ứng là:

$$F_{henc}^i = \frac{(RSS_{2,i} - RSS_1) / p}{RSS_1 / [N.T - N(1 + 2p) + p]} \quad (6)$$

$RSS_{2,i}$ là tổng bình phương phần dư của mô hình bị ràng buộc bởi giả thuyết không cho giá trị β_i^k của tỉnh i. Nếu giả thuyết HENC được chấp nhận, chúng ta kết luận không có sự tồn tại mối quan hệ giữa GL và MLI cho tỉnh i và ngược lại.

Kiểm định nhân quả Granger phải được thực hiện sau khi kiểm tra tính dừng của chuỗi (hiệp phương sai dừng) thông qua các kiểm định nghiệm đơn vị như Augmented Dickey – Fuller (Maddala và Wu, 1999), Phillips – Perron (Choi, 2001) cũng như tính dừng theo dữ liệu chéo được đề xuất bởi Levin, Lin và Chu (LLC, 2002) hoặc Im, Pesaran và Shin (IPS, 2003)... để chắc chắn rằng chúng có mối quan hệ ổn định lâu dài với nhau. Theo Gujarati (2004, tr969), nếu các biến không dừng có mối tương quan với nhau thì mối tương quan này là mối tương quan giả trong

kinh tế lượng. Ngoài ra, kết quả kiểm định Granger rất nhạy cảm với việc lựa chọn các độ trễ cho các biến. Nếu độ trễ được chọn bé hơn độ trễ thực sự, thì việc bỏ sót biến trễ thích hợp có thể làm chệch kết quả. Ngược lại, nếu lớn hơn, thì số biến trễ không thích hợp sẽ làm cho các ước lượng không hiệu quả. Theo Hurlin (2004), số thời gian (t_i) cho mỗi đối tượng phải thỏa mãn: $t_i > 5 + 2k$, với k là độ trễ tối đa của biến trong mô hình. Ví dụ, nếu số thời gian của mô hình là 14 thì độ trễ của mỗi biến chỉ có thể là 1, 2, 3 hoặc tối đa là 4. Mặt khác, việc tính toán độ trễ tối ưu cũng có thể được thực hiện thông qua tiêu chuẩn thông tin Akaike hoặc Schwarz (AIC, SIC- Akaike or Schwarz information criterion) với điều kiện giá trị độ trễ được lựa chọn sao cho tại đó AIC hoặc SIC là nhỏ nhất.

Mô tả thống kê

Nghiên cứu sử dụng chuỗi dữ liệu về cơ cấu GDP theo ba ngành lớn Nông - Lâm - Thủy sản, Công nghiệp - Xây dựng và Dịch vụ) và lao động đang làm việc hàng năm của 35 tỉnh thành trên cả nước trong giai đoạn 1998 - 2013. Giá trị thực GDP tính theo năm gốc 2010 và tất cả các số liệu này đều được lấy từ Niên giám thống kê Việt Nam qua các năm. Vì các số liệu thống kê của nhiều tỉnh thành trong thời kỳ nghiên cứu không thống nhất hoặc không đầy đủ nên tác giả chỉ chọn ra 35 tỉnh thành có số liệu đầy đủ để tính toán.

Bảng 1

Mô tả thống kê của dữ liệu nghiên cứu

	GDP (tỷ đồng)	L (người)	MLI	GL
Số quan sát	560	560	525	525
Trung bình	27507,88	678779	2,73	3,01
Cao nhất	609350	4089251	12,39	19,36
Thấp nhất	823,24	130275	0,03	-14,88
Độ lệch chuẩn	62238,9	532206	1,67	3,90
Skewness	5,86	3,42	1,79	0,38
Kurtosis	43,06	18,03	8,39	4,94

4. Kết quả nghiên cứu

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Kiểm định tính dừng cho chuỗi dữ liệu bảng được thể hiện ở Bảng 1 với các kiểm định LLC (Levin, Lin và Chu), IPS (Im,

Pesaran và Shin), ADF (Augmented Dickey – Fuller) và PP (Phillips – Perron). Từ kết quả kiểm định ở Bảng 2 cho thấy hai biến MLI và GL là dừng ở bậc gốc, $I(0)$ với mức ý nghĩa 5%.

Bảng 2

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho dữ liệu bảng

Biến	LLC	IPS	ADF	PP
MLI	-10.676 (0.000)	-6.706 (0.000)	166.011 (0.000)	289.300 (0.000)
GL	-6.675 (0.000)	-9.637 (0.000)	224.932 (0.000)	558.527 (0.000)

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả từ số liệu Niên giám thống kê Việt Nam

Việc lựa chọn độ trễ tối ưu sẽ được thực hiện bằng cách ứng dụng mô hình vector tự hồi quy (VAR) cho hai biến nghiên cứu với độ trễ tối đa là 4. Dựa trên các tiêu chuẩn

thông tin như đã đề cập, mô hình VAR đã tự động lựa chọn được độ trễ tối ưu cho mô hình nghiên cứu là 3.

Kết quả kiểm định nhân quả Granger

Bảng 3

Kết quả kiểm định giả thuyết phi nhân quả đồng nhất (HNC)

Độ trễ	MLI → GL	GL → MLI
1	9.64***	0.44
2	4.92***	5.23***
3	1.00	0.73

*Ghi chú: ký hiệu ***, ** và * thể hiện các mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.*

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định giả thuyết phi nhân quả đồng nhất cho mối quan hệ giữa hai biến nghiên cứu MLI và GL. Kết quả cho thấy giả thuyết chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế không phải là nguyên nhân gây ra tăng trưởng việc làm bị từ chối một cách

manh mẽ ở hai độ trễ 1 và 2 nhưng lại được chấp nhận ở độ trễ 3. Trường hợp ngược lại, tăng trưởng việc làm là nguyên nhân dẫn đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế không bị bác bỏ ở độ trễ 1 và 3, mà chỉ bị bác bỏ ở độ trễ 2.

Bảng 4

Kết quả kiểm định giả thuyết nhân quả đồng nhất (HC)

Độ trễ	MLI → GL	GL → MLI
1	46.13***	0.04
2	28.21***	0.30
3	18.73***	1.18

*Ghi chú: ký hiệu ***, ** và * thể hiện các mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.*

Sau khi giả thuyết HNC bị từ chối, kiểm định giả thuyết nhân quả đồng nhất được trình bày ở Bảng 4. Kết quả cho thấy nhân quả theo hướng tăng trưởng việc làm tác động đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế không bị bác bỏ ở bất cứ độ trễ nào, nhưng kết quả kiểm định nhân quả theo hướng từ chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế đến tăng trưởng việc làm đều có mức ý nghĩa thống kê 5% ở cả ba độ trễ khác nhau. Điều này hàm ý rằng có sự tồn tại quan hệ nhân quả khác nhau giữa hai biến

trong nghiên cứu MLI và GL của các đơn vị chéo (các tỉnh, thành phố). Do đó, bước tiếp theo của nghiên cứu là phải kiểm định nhân quả đối với từng tỉnh riêng biệt về ảnh hưởng của MLI đến GL và ngược lại. Trước khi tiến hành kiểm định nhân quả riêng biệt, kiểm định tính dừng cho từng chuỗi dữ liệu cấp tỉnh đã được thực hiện, kết quả là 70 chuỗi dữ liệu của hai biến GL và MLI đều dừng ở bậc gốc với mức ý nghĩa lớn nhất là 10%, đủ điều kiện để có thể tiến hành kiểm định Wald.

Bảng 5

Kết quả kiểm định giả thuyết phi nhân quả khác biệt (HENC)

STT	Đơn vị	MLI → GL			GL → MLI		
		<i>t-1</i>	<i>t-2</i>	<i>t-3</i>	<i>t-1</i>	<i>t-2</i>	<i>t-3</i>
1	Bắc Ninh	0.96	0.21	0.34	3.65*	0.52	0.92
2	Nam Định	1.01	0.54	0.23	3.43*	3.58*	1.41
3	Ninh Bình	21.5***	21.7***	12.3***	0.06	0.47	0.32
4	Hà Giang	7.04**	4.83**	2.92	0.03	0.05	0.08
5	Cao Bằng	6.55**	3.14*	3.31	0.92	1.00	4.21*
6	Lào Cai	0.23	0.46	1.01	0.04	0.05	2.66
7	Bắc Cạn	4.29*	1.86	0.98	0.03	0.23	0.26
8	Thái Nguyên	0.91	0.54	1.31	0.24	1.57	4.93*
9	Lạng Sơn	3.49*	1.16	0.94	0.50	0.09	0.95
10	Phú Thọ	1.09	0.60	0.87	0.01	0.76	1.21
11	Lai Châu	9.55**	3.89*	2.69	1.17	0.03	0.19
12	Sơn La	0.12	0.20	2.30	5.92**	3.65*	2.60
13	Thanh Hóa	1.60	1.22	0.85	4.93**	1.64	0.66
14	Hà Tĩnh	28.5***	9.30***	3.79*	0.56	1.24	0.41
15	Quảng Bình	5.53**	6.16**	5.88**	1.03	0.53	3.55*
16	Quảng Trị	8.25**	3.78*	3.03	0.82	0.54	0.17
17	Thừa Thiên Huế	6.45**	3.11*	2.00	1.50	0.34	0.43
18	Quảng Nam	0.54	0.11	0.70	0.06	0.21	0.64
19	Bình Định	2.80	1.06	1.23	1.82	2.35	0.83

STT	Đơn vị	MLI → GL			GL → MLI		
		<i>t-1</i>	<i>t-2</i>	<i>t-3</i>	<i>t-1</i>	<i>t-2</i>	<i>t-3</i>
20	Phú Yên	19.9***	5.22**	2.43	6.63**	0.87	1.00
21	Bình Thuận	12.0***	4.42*	3.15	1.26	1.84	0.98
22	Kon Tum	0.01	0.08	0.14	0.58	0.12	1.94
23	Gia Lai	6.14**	3.91**	3.03	0.31	0.43	1.34
24	Dak Lak	0.01	0.32	0.74	2.24	11.3***	4.23*
25	Lâm Đồng	0.00	31.8***	15.5***	0.16	0.21	2.04
26	TP.HCM	0.03	0.07	1.32	0.23	0.14	0.50
27	Bình Phước	4.47*	2.25	1.56	0.46	0.09	0.18
28	Bình Dương	1.34	2.65	2.15	4.17*	26.1***	12.2***
29	Bà Rịa-VT	2.18	0.66	2.63	1.12	0.48	0.24
30	Tiền Giang	0.85	1.74	11.7**	2.32	3.66*	1.82
31	Bến Tre	2.77	1.44	2.08	2.03	5.15**	2.03
32	Trà Vinh	6.55**	5.38**	6.34	1.32	1.28	2.07
33	An Giang	5.05*	1.41	1.66	0.23	2.39	2.14
34	Kiên Giang	6.06*	3.24*	2.82	0.14	0.37	2.01
35	Cần Thơ	0.00	0.02	0.30	0.25	7.02**	4.69*

Ghi chú: ký hiệu ***, ** và * thể hiện các mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.

Kết quả kiểm định Wald đối với từng tỉnh thành riêng biệt cho thấy có 18 trong số 35 tỉnh thể hiện sự ủng hộ mạnh mẽ quan hệ nhân quả của chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế đến tăng trưởng việc làm ở các độ trễ 1, 2 và 3; 10 tỉnh ủng hộ mối quan hệ ngược lại, tức là tăng trưởng việc làm có ảnh hưởng đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế, nhưng mối quan hệ theo chiều này còn yếu bởi mức ý nghĩa thống kê trong kiểm định không cao; 7 tỉnh còn lại cho

thấy không có nhân quả qua lại giữa hai biến MLI và GL. Tuy nhiên, kiểm định Granger chỉ cho phép xác định có hay không có mối quan hệ nhân quả giữa hai biến, chứ không đo lường được mức độ ảnh hưởng của chuyển dịch cơ cấu GDP đến việc làm. Do vậy, nghiên cứu đã thực hiện một bước phân tích hồi quy tiếp theo cho phương trình (3), ứng dụng mô hình VAR, với độ trễ tối ưu là 3 như đã xác định ở trên. Kết quả có được như sau:

$$\begin{aligned}
 &GL = 0,04GL(-1) + 0,18GL(-2) + 0,11GL(-3) + 0,97MLI(-1) - 0,25MLI(-2) - 0,09MLI(-3) \\
 &(t) \quad (0,87) \quad (4,15) \quad (2,85) \quad (10,50) \quad (-2,38) \quad (-0,86) \\
 &(p) \quad 0,38 \quad 0,00 \quad 0,00 \quad 0,00 \quad 0,01 \quad 0,39 \\
 &R^2 \text{ điều chỉnh} = 0,18 \quad \text{thống kê F} = 19,9.
 \end{aligned}$$

Kết quả hồi quy cho thấy tăng trưởng việc làm ở hiện tại có tương quan tỷ lệ thuận

với tăng trưởng việc làm ở các độ trễ thời gian. Cụ thể, nếu lao động có việc làm tăng

lên 1% ở năm thứ t thì ba năm liên tiếp sau đó, con số này sẽ tăng ở các mức 0,04%; 0,18% và 0,11%. Tương tự, cơ cấu GDP cũng có tác động thuận chiều đến tăng trưởng việc làm ở độ trễ thời gian là 1 và ngược chiều ở hai năm kế tiếp, nghĩa là khi cơ cấu ngành kinh tế dịch chuyển 1% thì ở năm tiếp theo, việc làm sẽ tăng trưởng 0,97%, nhưng năm thứ hai lại giảm 0,25%. Trong phương trình hồi quy trên, giá trị GL ở năm thứ nhất và giá trị MLI ở năm thứ ba không đạt mức ý nghĩa thống kê 10%. Ngoài ra, hệ số R^2 điều chỉnh còn cho thấy độ trễ của hai biến GL và MLI đã giải thích được 18% sự biến thiên của tăng trưởng việc làm, tỷ lệ này tuy nhỏ nhưng hoàn toàn phù hợp với cơ sở lý thuyết đề xuất và cả thực tiễn, vì ngoài chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế, việc làm còn bị tác động bởi nhiều yếu tố khác trong nền kinh tế như trình độ lao động, vốn đầu tư, năng suất các nhân tố tổng hợp... Do đó có thể kết luận có tồn tại mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm theo hướng chuyển dịch cơ cấu ngành có thể thúc đẩy tạo ra nhiều việc làm hơn cho nền kinh tế.

5. Kết luận và gợi ý chính sách

Chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm là hai vấn đề trung tâm của một nền kinh tế trong giai đoạn tiến hành công nghiệp hóa, hiện đại hóa như Việt Nam hiện nay. Với nhận định cơ cấu kinh tế thay đổi sẽ có tác động mạnh đến số lượng và chất lượng lao động, khi cơ cấu ngành kinh tế chuyển dịch cho phù hợp với sự phát triển của thế giới thì thị trường lao động cũng biến động theo để đáp ứng cho nhu cầu của nền kinh tế, do đó việc xem xét mối quan hệ giữa hai yếu tố này cũng chính là đi tìm phương án tối ưu để vừa giải quyết được nhiều việc làm hơn cho người lao động, vừa thúc đẩy quá trình chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế một cách hiệu quả, phù hợp với công cuộc công nghiệp hóa, hiện đại hóa đất nước. Bằng việc sử dụng phương pháp kiểm định nhân quả Granger theo dữ liệu bảng với 35 tỉnh thành phố ở Việt Nam vào giai

đoạn thời gian 1998 - 2013, kết quả nghiên cứu đã cho thấy có mối quan hệ thực sự giữa chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm theo hướng chuyển dịch cơ cấu ngành ở độ trễ 1 và 2 có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng việc làm. Xuất phát từ kết quả nghiên cứu trên, để khuyến khích tăng trưởng việc làm trong quá trình chuyển dịch cơ cấu kinh tế, các nhà quản lý kinh tế cần quan tâm đến một số vấn đề chủ yếu sau:

Một là, nghiên cứu đã chỉ ra rằng, một khi cơ cấu ngành kinh tế dịch chuyển, sẽ kéo theo việc làm được tạo ra nhiều hơn, do đó giải pháp tạo ra nhiều việc làm có chất lượng hơn trong nền kinh tế cũng phải nên bắt đầu từ giải pháp chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế một cách hiệu quả. Nhìn nhận lại quá trình chuyển dịch cơ cấu ngành trong nền kinh tế thời gian qua, đặc biệt là ngành công nghiệp chế biến chế tạo chưa thực sự có sự chuyển mình một cách mạnh mẽ, các sản phẩm công nghiệp xuất khẩu vẫn chủ yếu là sản phẩm mới qua khâu sơ chế hoặc gia công, việc đầu tư vào những khâu có giá trị gia tăng cao hơn dường như chưa được chú trọng đúng mức, trong khi đây chính ngành giải quyết được việc làm và nâng cao đời sống cho phần lớn người dân Việt Nam. Vì vậy, việc tiếp tục tái cơ cấu các ngành, nghề, sản phẩm của từng địa phương và toàn bộ nền kinh tế theo hướng tập trung vào các ngành công nghiệp chế biến chế tạo, nhất là các sản phẩm xuất khẩu nhằm phát huy năng lực sẵn có của quốc gia (như nông sản và các mặt hàng gia dụng) nên là lựa chọn đầu tiên trong chính sách ưu tiên chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế. Mặt khác, để quá trình chuyển dịch cơ cấu phù hợp với xu hướng phát triển của thế giới, Việt Nam cũng cần xây dựng mục tiêu chuyển dịch theo hướng nâng cao trình độ phát triển, nâng cao năng suất lao động và chất lượng cuộc sống của người dân.

Hai là, với tỷ trọng lực lượng lao động nông nghiệp năm 2014 chiếm hơn 46% trên tổng lao động đang làm việc trong nền kinh tế

(Tổng cục thống kê Việt Nam, 2015), thì Việt Nam nên quan tâm hơn nữa ở khu vực nông thôn thông qua thu hút đầu tư vào các ngành công nghiệp sử dụng nhiều lao động về địa bàn nông thôn để góp phần chuyển dịch nhanh cơ cấu lao động. Để làm được điều này, Việt Nam cần thay đổi cơ cấu đầu tư theo hướng ưu tiên phát triển công nghiệp phục vụ nông nghiệp nông thôn, đặc biệt là công nghiệp sản xuất thiết bị, máy móc phục vụ sản xuất và thu hoạch nông sản, công nghiệp bảo quản sau thu hoạch, công nghiệp chế biến nông sản thực phẩm với trình độ công nghệ cao. Đồng thời, để đáp ứng được nhu cầu nhân lực chất lượng cao phục vụ cho các ngành công nghiệp hiện đại, Việt Nam nên tập trung vào việc đổi mới nhanh chóng hệ thống giáo dục, đặc biệt là giáo dục bậc đại học theo hướng phát triển năng lực tư duy và năng lực sáng tạo.

Ba là, để việc làm được tạo ra nhiều hơn trong nền kinh tế, chính phủ cần phải có chính sách giải quyết và hỗ trợ việc làm hiệu quả hơn, trong đó nên tập trung vào việc hoàn thiện và phát triển các khu công nghiệp chú trọng đến các ngành sản xuất quy mô nhỏ sử dụng công nghệ sản xuất thâm dụng lao động, xây dựng kết cấu hạ tầng để thu hút các nhà đầu tư bỏ vốn kinh doanh các ngành dịch vụ sử dụng nhiều lao động giản đơn, đồng thời khuyến khích phát triển mô hình kinh tế tư nhân, kinh tế trang trại do người nông dân tự làm chủ.

Cuối cùng, để thực hiện được những giải pháp đã đề ra như trên, cả doanh nghiệp lẫn

chính phủ đều đóng vai trò vô cùng quan trọng. Vai trò của chính phủ thể hiện ở việc hỗ trợ sự phát triển của doanh nghiệp bằng cách xây dựng hệ thống thông tin kinh tế hoàn hảo, dễ tiếp cận; thiết kế hệ thống cơ chế chính sách theo hướng tôn vinh, khuyến khích doanh nghiệp đầu tư dài hạn; bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ và tạo sự bình đẳng trong tiếp cận các yếu tố sản xuất của các ngành cũng như các thành phần kinh tế. Ngược lại, nhiệm vụ của doanh nghiệp là tận dụng sự hỗ trợ của chính phủ để phát huy hiệu quả công việc; cải tiến năng lực tổ chức sản xuất, đổi mới công nghệ để nâng cao năng suất lao động, mở rộng quy mô sản xuất, từ đó góp phần tạo thêm nhiều việc làm cho nền kinh tế.

Tóm lại, phương pháp kiểm định nhân quả Granger đã chứng minh được phần nào mối quan hệ giữa chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế và việc làm ở Việt Nam. Tuy nhiên, do có khó khăn trong việc thu thập dữ liệu về việc làm và cơ cấu GDP của từng tỉnh trong giai đoạn 1998 - 2013, nên kết quả nghiên cứu chỉ xem xét được 35/64 tỉnh thành phố của Việt Nam, do đó việc phân tích quan hệ nhân quả của hai yếu tố trên còn phần hạn chế. Mặt khác, trong phân tích chuyển dịch cơ cấu kinh tế, nghiên cứu mới chỉ đề cập đến khía cạnh cơ cấu ngành chứ chưa xem xét đến cơ cấu vùng hay cơ cấu hàng hóa. Đây là những hạn chế của nghiên cứu mà tác giả cần tiếp tục bổ sung, củng cố để kiểm chứng kết quả này ở các nghiên cứu tiếp theo ■

Tài liệu tham khảo

- Ark, B. V. (1995). Sectoral growth accounting and structural change in postwar Europe. *Research Mem*, GD-23, Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- Chenery, H., & Syrquin, M. (1986). "Typical Patterns of Transformation", in Chenery, H., Robinson, S. & Syrquin, M. (eds). *Industrialization and Growth*, A World Bank Research Publication, New York: Oxford University Press.
- Dietrich, A. (2009). Does growth cause structural change, or is it the other way round?: A dynamic panel data analyses for seven OECD countries. *Jena economic research papers*, 34(2009). Retrieved from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.690.7147&rep=rep1&type=pdf>.

- Đinh Phi Hồ (2014). Tác động của chuyển dịch cơ cấu kinh tế đến trình độ phát triển kinh tế và chất lượng cuộc sống. *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 282, 2-14.
- Erdil & Yetkiner (2004). A Panel Data Approach for Income-Health Causality. *FNU-47*.
- Fagerberg, J. (2000). Technological progress, structural change and productivity growth in manufacturing: A comparative study. *Structural Change and Economic Dynamics*, 11, 393-411.
- Fisher, A. (1935). *The clash of progress and security*. London: MacMillan & Co. Ltd.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 3, 424-438.
- Groshen, E. L., & Potter, S. (2003). Has structural change contributed to a jobless recovery? *Current Issues in Economics and Finance*, 9(8). Retrieved from www.newyorkfed.org/rmaghome/curr_iss.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics, fourth edition*. The McGraw-Hill Companies.
- Holtz et al. (1985). Implementing causality tests with panel data, with an example from local public finance. *Technical Working Paper*, 48. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/t0048.pdf>.
- Holtz et al. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56, 1371-1395.
- Hsiao (1989). Modeling Ontario regional electricity system demand using a mixed fixed and random coefficients approach. *Regional Science and Urban Economics*, 19, 565-87.
- Hurlin, C., & Venet, B. (2001). *Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients*. Mimeo, University Paris IX.
- Hurlin, C. (2004). *Testing Granger causality in heterogeneous panel data models with fixed coefficients*. Mimeo, University Paris IX.
- Hurlin, C., & Dumitrescu, E. I. (2012). Testing for Granger non causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Jorgenson, D. W. (1961, June). The development of a dual economy. *Economic Journal*, 309-334.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139-191.
- Moore, J. H. (1978). "A measure of structural change in output". *The Review of Income and Wealth*, 24(1), 105-118.
- Nair-Reichert & Weinhold (2001). Causality tests for cross-country panels: A new look at FDI and economic growth in developing countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 153-171.
- Nguyễn Thị Cành (2001). *Thị trường lao động Thành phố Hồ Chí Minh trong quá trình chuyển đổi nền kinh tế và kết quả điều tra doanh nghiệp về nhu cầu lao động*. NXB Thống kê, Hà Nội.
- Nguyễn Thị Đông & Phạm Thị Lý (2017). Cơ giãn việc làm theo tốc độ chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế ở Việt Nam. *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 32, 56 – 61.
- Ricardo, D. (2002). *Những nguyên lý kinh tế chính trị học và thuế khóa*. NXB Chính trị Quốc gia, HN.
- Stoikov, V. (1966). Some determinants of the level of frictional unemployment: A comparative study. *International Labour Review*, 93, 530-549.
- Syrquin, M. (2010). "Kuznets and Pasinetti on the study of structural transformation: Never the Twain shall meet?" *Structural change and Economic dynamics*, 21(4), 248-257.
- Timmer, M., & Szirmai, A. (2000). Productivity growth in Asian manufacturing: The structural bonus hypothesis examined. *Structural Change and Economic Dynamics*, 371-392.
- Tổng cục thống kê Việt Nam, Niên giám thống kê hàng năm, gso.gov.vn.
- Weinhold (1996). Investment, growth and causality testing in panels. *Economie et Prevision*, 126, 163-175.