



Tạp chí Quản lý và Kinh tế quốc tế

Trang chủ của tạp chí: <http://tapchi.ftu.edu.vn>

Hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động: ước lượng và hàm ý cho tăng trưởng sản lượng của doanh nghiệp phi tài chính Việt Nam

Elasticity of substitution between capital and labor: estimation and implications for the output growth of Vietnamese non-financial enterprises

Nguyễn Ngọc Thạch¹

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

Ngày nhận: 10/12/2019; **Ngày hoàn thành biên tập:** 05/05/2020; **Ngày duyệt đăng:** 15/05/2020

Tóm tắt

Tại Việt Nam, trong phân tích kinh tế, hầu hết các nghiên cứu sử dụng hàm sản xuất Cobb-Douglas. Điểm hạn chế chính của hàm này là tiền đề hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động bằng một cho nên không thể hiện được vai trò đối với tăng trưởng sản lượng. Trong các nghiên cứu về tăng trưởng, Hàm CES với các tiền đề linh hoạt hơn, đặc biệt là hệ số co giãn thay thế khác một, được sử dụng ngày càng rộng rãi. Vì vậy, trong bài viết này, tác giả ước lượng hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động thông qua ước lượng trực tiếp hàm CES đối với các doanh nghiệp phi tài chính Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng hồi quy phi tuyến Bayes thông qua thuật toán lấy mẫu Random-walk Metropolis Hastings (MH), dựa trên bộ dữ liệu của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, đã cho thấy hàm CES được ước lượng có hệ số co giãn thay thế nhỏ hơn một, tức là vốn và lao động có mối quan hệ bổ sung. Bài viết này cho thấy các doanh nghiệp phi tài chính Việt Nam đang đối mặt với xu hướng tăng trưởng sản lượng giảm dần.

Từ khóa: Hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động, Phương pháp hồi quy phi tuyến tính Bayes, Tăng trưởng sản lượng, Doanh nghiệp phi tài chính Việt Nam

Abstract

Most studies in Vietnam use the Cobb-Douglas function and its modifications for economic analysis. The main shortcoming of this function is that its prepositions are extremely rigid, particularly the elasticity of factor substitution (ES) is equal to one, so the impact of ES on economic growth is hidden. The CES (constant elasticity of substitution) functions with more flexible prepositions, including the not equal to one ES, has been used more and more widely in economic investigations. This study, therefore, is conducted to estimate the sector ES through the direct estimation of a CES production function for the Vietnamese nonfinancial

¹ Tác giả liên hệ: thachnm@buh.edu.vn

firms. By using Bayesian nonlinear regression via the Random-walk Metropolis Hastings (MH) algorithm, based the data set on the listed nonfinancial firms of Vietnam, the author finds that the CES function estimated for the researched firms has the ES lower than one. This finding shows that the Vietnamese non-financial firms confront face with the decreasing tendency of production in the long-term.

Keywords: Elasticity of substitution between capital and labor, Bayesian nonlinear regression, Output growth, Vietnamese nonfinancial enterprises

1. Giới thiệu chung

Phần lớn các tác giả khi nghiên cứu các mô hình tăng trưởng trên thế giới đều sử dụng hàm Cobb-Douglas. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã sử dụng phổ biến hàm Cobb-Douglas trong phân tích với nhiều bộ dữ liệu. Tuy nhiên, hàm này có những hạn chế nhất định do các tiền đề thiếu tính linh hoạt, đặc biệt là hệ số co giãn thay thế giữa các yếu tố đầu vào bằng một. Theo nhiều kết quả nghiên cứu thực nghiệm, tiền đề này không phù hợp với hiện thực. Ví dụ, Antrás (2004) nhận định hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào không tương ứng với nền kinh tế Mỹ, còn Werf (2007) cho rằng hàm Cobb-Douglas không thích hợp mô hình hóa các chính sách biến đổi khí hậu. Trong khi đó, Young (2013) tìm ra hệ số co giãn thay thế của hàm sản xuất tổng và hàm sản xuất của hầu hết các ngành tại Mỹ không thể bằng một và có các giá trị ước lượng nhỏ hơn 0,62. Do vậy, hàm sản xuất CES với hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào khác một được công bố (Arrow & cộng sự, 1961). Đến nay, trên thế giới ngày càng nhiều nghiên cứu sử dụng hàm CES trong phân tích tăng trưởng kinh tế và các nghiên cứu đánh giá hệ số co giãn thay thế sử dụng hàm Cobb-Douglas giảm đi đáng kể.

Ở Việt Nam, theo tổng hợp của tác giả, các nghiên cứu xây dựng hàm Cobb-Douglas với các biến khác nhau và thường sử dụng các hàm này trong phân tích tăng trưởng kinh tế. Hiện nay chưa có nghiên cứu thực nghiệm nào thực hiện ước lượng hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động thông qua định dạng hàm CES. Cách tiếp cận phiến diện đó làm cho các nhà nghiên cứu chưa thể tìm hiểu cụ thể mối quan hệ giữa hệ số co giãn thay thế các đầu vào và tăng trưởng sản lượng. Hơn nữa, các nghiên cứu ở Việt Nam chỉ sử dụng các phương pháp ước lượng truyền thống như phương pháp hạch toán hay kinh tế lượng tần suất (frequentist) cũng có những hạn chế nhất định. Các nhà nghiên cứu thống kê hiện đại như Hung & Thach (2018); Anh & cộng sự (2018); Briggs & Hung (2019); Hung & Thach (2019); Hung & cộng sự (2019a); Hung & cộng sự (2019b); Sriboonchitta & cộng sự (2019); Svitek & cộng sự (2019); Kreinovich & cộng sự (2019); Tuan & cộng sự (2019); Thach (2020) đã nhận định như vậy.

Xuất phát từ các lý do trên, tác giả thực hiện nghiên cứu này để ước lượng hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động thông qua định dạng hàm CES bằng một phương pháp phi tần suất, cụ thể là phương pháp hồi quy phi tuyến tính Bayes.

2. Cơ sở lý luận về hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào

2.1 Hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động

Hàm sản xuất là một công cụ phân tích kinh tế quan trọng trong truyền thống các lý thuyết tân cổ điển. Hàm sản xuất thường được sử dụng để xác định các chỉ tiêu cơ bản về sự vận hành của hệ thống kinh tế và hoạt động sản xuất của các doanh nghiệp. Hàm sản xuất vi mô thường được sử dụng trong phân tích doanh nghiệp. Trong khi đó, hàm sản xuất vĩ mô được dùng để phân tích công nghệ sản xuất của một quốc gia. Đó là một trong những mô hình toán kinh tế mô phỏng quá trình sản xuất của một hệ thống mở có đầu vào là tổng chi phí tài nguyên (tổng chi phí vốn và lao động) và đầu ra - tổng sản lượng được sản xuất.

Hai đặc tính cơ bản của hàm sản xuất là tính thuần nhất và hiệu suất theo quy mô được sử dụng để mô tả hoạt động sản xuất trong điều kiện tất cả các yếu tố sản xuất thay đổi đồng đều. Tuy nhiên, khi các yếu tố thay đổi theo các tỷ lệ khác nhau thì hàm sản xuất cũng thay đổi. Trong trường hợp này, tính chất thay đổi của hàm sản xuất tùy thuộc vào mức độ co giãn thay thế giữa các yếu tố đầu vào. Nói một cách khái quát, mức độ co giãn thay thế giữa các yếu tố đầu vào đóng vai trò quan trọng đối với tăng trưởng sản xuất.

Tỷ suất biên thay thế kỹ thuật giữa hai đầu vào ($MRTS_{ij}$) là một trong những hệ số cho phép xác định khả năng thay thế giữa hai yếu tố sản xuất:

$$MRTS_{ij} = - \left(\frac{dx_j}{dx_i} \right) = \frac{f_i}{f_j}$$

Trong đó: x_i, x_j là các đầu vào.

Hệ số trên cho thấy cần phải giảm số lượng sử dụng một yếu tố đầu vào bao nhiêu khi tăng thêm một đơn vị yếu tố đầu vào khác để đạt số lượng đầu ra không đổi. Tuy nhiên, hạn chế của hệ số này là nó phụ thuộc vào đơn vị đo lường các nguồn lực. Do vậy, sử dụng hệ số co giãn thay thế thuận tiện hơn:

$$\sigma_{ij} = \frac{\partial(x_j/x_i)}{\partial MRTS_{ij}} \cdot \frac{MRTS_{ij}}{x_j/x_i}$$

Trong đó: σ_{ij} - hệ số co giãn thay thế các đầu vào i, j

Hệ số co giãn thay thế cho thấy tỷ lệ giữa các yếu tố sản xuất thay đổi như thế nào nếu tỷ suất biên thay thế kỹ thuật giữa chúng thay đổi một phần trăm. Hicks (1932) đầu tiên đưa ra định nghĩa này cho trường hợp có hai yếu tố sản xuất. Trong trường hợp n yếu tố, cách tính hệ số co giãn thay thế không nhất quán. Trong công bố sau đó, Hicks & Allen (1934) đề xuất hệ số co giãn thay thế tổng quát. Theo đó, công thức tính cho trường hợp hai yếu tố được vận dụng cho hai yếu tố bất kỳ trong một hàm sản xuất đa biến với giả định số lượng các yếu tố còn lại không đổi. Đây là hệ số co giãn thay thế theo cách tiếp cận của Hicks (Hicks Elasticity of Substitution, HES). Tuy nhiên, hạn chế của hệ số này là số lượng tối ưu của tất cả các yếu tố sản xuất được doanh nghiệp xác định đồng thời, cho nên, tỷ lệ giữa hai yếu tố

bất kỳ không chỉ chịu ảnh hưởng từ tương quan giá của chúng mà còn do giá của các yếu tố khác. Hành vi tối ưu của doanh nghiệp đòi hỏi:

$$MRTS_{ij} = \frac{f_i}{f_j} = \frac{p_j}{p_i}$$

Khi đó

$$\sigma_{ij} = \frac{\partial(x_j/x_i)}{\partial(p_j/p_i)} \cdot \frac{p_j/p_i}{x_j/x_i}$$

Với điều kiện tối ưu hoá hành vi của doanh nghiệp, hệ số co giãn thay thế cho thấy tỷ lệ giữa các yếu tố thay đổi bao nhiêu phần trăm nếu giá tương đối của chúng thay đổi một phần trăm. Ví dụ, xem xét hàm sản xuất ba yếu tố $f(x_1, x_2, x_3)$. Theo điều kiện tối ưu hoá, $MRTS_{12} = p_2/p_1$. Hệ số HES giữa yếu tố x_1 và yếu tố x_2 cho thấy tỷ lệ giữa chúng thay đổi như thế nào nếu $MRTS_{12} = p_2/p_1$ thay đổi một phần trăm với giả định số lượng yếu tố thứ ba x_3 cố định. Tuy nhiên, cần lưu ý rằng sự thay đổi p_2/p_1 có thể làm cho số lượng của x_3 thay đổi do các tỷ lệ p_2/p_3 và p_1/p_3 thay đổi. Như vậy, giả định về số lượng yếu tố thứ ba cố định có thể sai. Việc sử dụng HES chỉ đúng với các hàm Cobb-Douglas và CES vì sự thay đổi của yếu tố thứ ba không ảnh hưởng đến tỷ lệ giữa hai yếu tố đầu tiên. Trong khi đó, đối với các hàm số tổng quát, HES có thể cho kết quả sai lệch.

Hicks & Allen (1934) đề xuất *hệ số co giãn thay thế riêng phần* (Partial Elasticity of Substitution) để đo lường sự thay thế giữa các yếu tố. Hệ số này được Allen (1938) và Uzawa (1962) nghiên cứu chi tiết sau đó nên được gọi là *hệ số co giãn thay thế Allen - Uzawa* (Allen - Uzawa Elasticity of Substitution, AUES). AUES được xác định theo công thức:

$$\sigma_{ij} = \frac{x_1 f_1 + \dots + x_n f_n}{x_i x_j} \cdot \frac{F_{ij}}{F}$$

Trong đó: $F = \det \begin{bmatrix} 0 & f_1 & \dots & f_n \\ f_1 & f_{11} & \dots & f_{1n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ f_n & f_{n1} & \dots & f_{nn} \end{bmatrix}$,

$$f_{ij}(y, p) = \frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j}$$

F_{ij} - thể hiện sự bổ sung về phương diện đại số yếu tố f_{ij} trong định thức F.

Trong trường hợp chỉ có hai yếu tố, AUES trở thành HES. Tuy nhiên, Blackorby & Russel (1981) nhận định rằng quan điểm suy diễn logic từ hệ số co giãn thay thế giữa hai yếu tố sang trường hợp đa yếu tố là không hợp lý. Nghiên cứu này chứng minh tính phi thông tin của hệ số AUES trong nhiều trường hợp. Thay vào đó, hệ số co giãn thay thế do nhà kinh tế Nhật Bản Morishima (Morishima Elasticity of Substitution, MES) đề xuất có công thức tính cụ thể:

$$M_{ij}(y, p) = \frac{p_i C_{ij}(y, p)}{C_j(y, p)} - \frac{p_i C_{ij}(y, p)}{C_i(y, p)}$$

Trong đó: $C(y, p)$ - hàm tối ưu chi phí được thể hiện như sau:

$$C_i(y, p) = \frac{\partial C(y, p)}{\partial p_i}, C_{ij}(y, p) = \frac{\partial^2 C(y, p)}{\partial p_i \partial p_j}$$

McFadden (1963) đã tạo một bước tiến mới trong lý thuyết co giãn thay thế khi chỉ ra khả năng độ co giãn nhận những giá trị khác nhau cho các cặp yếu tố đầu vào khác nhau. Ông cho rằng không thể xây dựng được hàm sản xuất tân cổ điển với một tập hợp tùy ý những hệ số co giãn thay thế cố định khi số lượng các đầu vào lớn hơn hai.

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng hệ số thay thế giữa hai yếu tố đầu vào là vốn và lao động. Khi đó, hệ số co giãn thay thế là thước đo sự dễ dàng thay thế giữa vốn và lao động hay thước đo sự tương đồng của hai yếu tố này dưới góc nhìn công nghệ. Khi hệ số co giãn thay thế đủ lớn, các đầu vào trở nên tương đồng. Cho nên, khi một đầu vào tăng, công nghệ cho phép yếu tố gia tăng này thay thế dễ dàng cho yếu tố được duy trì cố định. Nếu hệ số co giãn thay thế nhỏ, các đầu vào không tương đồng nhau dưới góc độ công nghệ và do đó, khó thay thế đầu vào này bằng đầu vào kia. Hay như Nelson (1965) thể hiện, hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào được xem là chỉ số tốc độ khởi động của tỷ suất sinh lời biên giảm dần. Nếu hệ số co giãn thay thế lớn, chúng ta dễ dàng thay thế một đầu vào này bằng đầu vào khác hay tăng sản lượng bằng cách tăng số lượng một đầu vào.

2.2 Tác động của hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động đến tăng trưởng sản lượng

Để kiểm chứng tác động tích cực của hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào đối với tăng trưởng sản lượng, tác giả sử dụng hàm sản xuất thuần nhất tuyến tính hai yếu tố với tiến bộ kỹ thuật trung lập Hicks (A):

$$y = A(t)F(K, L) \quad (1)$$

Lấy vi phân (1), chúng ta được:

$$\frac{dy}{dt} = \frac{\partial A}{\partial t} F(K, L) + A \frac{\partial F}{\partial K} \frac{\partial K}{\partial t} + A \frac{\partial F}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial t} \quad (2)$$

Vì

$$A \frac{\partial F}{\partial K} \frac{\partial K}{\partial t} = \frac{\partial y}{\partial K}; A \frac{\partial F}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial t} = \frac{\partial y}{\partial L} \quad (3)$$

Như đã biết, $1 - \alpha = \frac{\partial y}{\partial K} \frac{K}{y}$, $\alpha = \frac{\partial y}{\partial L} \frac{L}{y}$

Do đó, tốc độ tăng trưởng sản lượng là:

$$\frac{\Delta y}{y} = \frac{\Delta A}{A} + (1 - \alpha) \frac{\Delta K}{K} + \alpha \frac{\Delta L}{L} \quad (4)$$

hay

$$g_y = g_A + g_k + \alpha(g_l - g_k) \quad (5)$$

Hệ số co giãn của lao động theo sản lượng được viết như hàm số của hệ số co giãn thay thế:

$$\alpha = (1 - \alpha) \frac{w/r}{K/L}, w = \frac{\partial y}{\partial L}, r = \frac{\partial y}{\partial K} \quad (6)$$

Hay dưới dạng logarit và vi phân theo thời gian:

$$\frac{d\ln\alpha}{dt} = \frac{d\ln(1-\alpha)}{dt} + \frac{d\ln(w/r)}{d\ln(K/L)} \frac{d\ln(K/L)}{dt} - \frac{d\ln\left(\frac{K}{L}\right)}{dt} \quad (7)$$

Như đã biết:

$$\frac{d\ln(w/r)}{d\ln(K/L)} = \frac{1}{\sigma} \quad (8)$$

Bởi vậy:

$$\frac{d\ln\alpha}{dt} = \frac{d\ln(1-\alpha)}{dt} + \frac{d\ln(K/L)}{dt} \left(\frac{1-\sigma}{\sigma}\right) \quad (9)$$

và

$$\frac{\Delta\alpha}{\alpha} = -\frac{1}{1-\alpha} \Delta\alpha + \frac{1-\sigma}{\sigma} \left(\frac{\Delta K}{K} - \frac{\Delta L}{L}\right) \quad (10)$$

hay

$$\Delta\alpha = \alpha(1 - \alpha) \frac{\sigma-1}{\sigma} (g_l - g_k) \quad (11)$$

Giả định tốc độ tăng trưởng của công nghệ và của đầu vào không đổi, tốc độ tăng trưởng đầu ra (g_y) có thể thay đổi chỉ khi α thay đổi. Kết hợp (5) và (11), chúng ta được:

$$\frac{dg_y}{dt} = \alpha(1 - \alpha) \frac{\sigma-1}{\sigma} (g_l - g_k)^2 \quad (12)$$

Trong trường hợp $g_l \neq g_k$, dấu của (12) là dương nếu $\sigma > 1$ và âm nếu $\sigma < 1$. Do vậy, mức độ tác động của hệ số co giãn thay thế phụ thuộc vào sự khác biệt giữa tốc độ tăng trưởng của vốn và lao động. Trong trường hợp $g_l \approx g_k$, sự biến động của g_y theo thời gian là nhỏ hoặc tác động của hệ số co giãn thay thế lên tốc độ tăng trưởng sản lượng là không đáng kể.

2.3 Hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động trong hàm CES

Trước khi phân tích hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động trong hàm CES, tác giả xem xét hàm Cobb-Douglas. Công trình của Cobb & Douglas (1928) là một bước ngoặt lớn trong lĩnh vực hàm sản xuất. Có thể nói, mặc dù đã có một số nghiên cứu trước đó về hàm sản xuất (xem Schumpeter, 1954; Stigler, 1952; Barkai, 1959; Lloyd, 1969; Velupillai, 1973; Samuelson, 1979; Humphrey, 1997), lần đầu tiên mối quan hệ giữa các đầu vào và sản lượng được cụ thể hoá về mặt toán học và được ước lượng (Cobb & Douglas, 1928). Trong chuyến nghỉ dưỡng ở Amherst, Paul Douglas đề nghị giáo sư toán học Charles Cobb gợi ý

một phương trình mô tả mối quan hệ giữa các đầu vào vốn và lao động với sản lượng dựa trên dữ liệu chuỗi thời gian trong ngành công nghiệp chế tạo của Mỹ giai đoạn 1889 - 1922. Kết quả là ra đời một bài báo phân tích sự thay đổi của vốn, lao động và sản lượng, trong đó hai tác giả này kết luận rằng sản lượng được ước lượng hợp lý bằng hàm số:

$$y = Ax_1^\alpha x_2^{1-\alpha} \quad (13)$$

Trong đó: x_1 - vốn, x_2 - lao động, A, α - các tham số.

Nếu đặt x_1 là K và x_2 là L , hàm Cobb-Douglas có thể được viết lại như sau

$$y = F(K, L) = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (14)$$

Tuy nhiên, trong các công trình sau đó, Douglas bỏ giả định về tổng các độ co giãn bằng một và sử dụng dạng hàm (15):

$$y = AK^{a_1} L^{a_2} \quad (15)$$

Trong đó: A - trình độ công nghệ; a_1 và a_2 - số mũ và là độ co giãn của sản lượng theo vốn và lao động tương ứng.

Hàm sản xuất Cobb - Douglas có một số đặc điểm sau đây:

Trước hết, để hàm sản xuất này thuộc dạng hàm tân cổ điển thì phải đảm bảo các điều kiện: $0 < a_1 < 1$ và $0 < a_2 < 1$.

Mức độ thuần nhất của hàm sản xuất là $a_1 + a_2$. Nếu $a_1 + a_2 = 1$, chúng ta có được hàm tuyến tính thuần nhất. Nếu $a_1 + a_2 > 1$ thì hàm sản xuất nhân phản ánh nền kinh tế đang tăng trưởng, vì nếu $a_1 + a_2 > 1$ thì sản lượng tăng nhanh hơn tốc độ tăng trưởng bình quân các đầu vào. Trong trường hợp này, hiệu suất theo quy mô (ε) tăng. Nếu $a_1 + a_2 < 1$ thì hiệu suất theo quy mô giảm. Hiệu suất theo quy mô không đổi nếu $a_1 + a_2 = 1$. Hiệu suất theo quy mô cũng chính là độ thuần nhất và bằng $a_1 + a_2$:

$$\varepsilon = \frac{dy/y}{ydx/x} = a_1 + a_2 \quad (16)$$

Trong đó: $\frac{dy}{y} = a_1 \frac{dx_1}{x_1} + a_2 \frac{dx_2}{x_2}$; $\frac{dx_1}{x_1} = \frac{dx_2}{x_2} = \frac{dx}{x}$

Hàm Cobb-Douglas có hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động (σ) bằng một.

Hàm Cobb-Douglas là một công cụ toán học rất thuận tiện cho mô tả quá trình sản xuất. Tuy nhiên, như đã đề cập trên, hàm này có một tiền đề cố định, là hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào bằng một mà không trùng hợp với các kết quả nghiên cứu thực nghiệm. Vì vậy, các nhà nghiên cứu tăng trưởng kinh tế tìm kiếm các dạng hàm phù hợp hơn và kết quả là hàm CES ra đời vào năm 1961.

Arrow & cộng sự (1961) đã xây dựng hàm CES chuẩn. Liên quan đến các hàm sản xuất, Leontieff hay Cobb-Douglas đã giả định hệ số co giãn cố định giữa các đầu vào, ví dụ bằng không đối với hàm Leontieff và bằng một đối với hàm Cobb-Douglas. Đó là một tiền đề quá cứng nhắc. Hơn nữa, để đánh giá tác động của các chính sách kinh tế nhà nước

đến thu nhập yếu tố, hàm CES tỏ ra thích hợp hơn (Miller, 2008) hay hàm Cobb-Douglas giấu đi vai trò của hệ số co giãn thay thế đối với tăng trưởng kinh tế và tiến bộ kỹ thuật (Pereira, 2003).

Để kiểm định khả năng mô tả hiện thực của các hàm Leontieff và Cobb-Douglas, ACMS phân tích hành vi của tỷ lệ thu nhập lao động (labor share) trong sản lượng danh nghĩa. Trong điều kiện giá sản phẩm và các đầu vào không đổi, hàm Leontieff cũng như hàm Cobb-Douglas cho thấy, tỷ trọng này cố định và được xác định bằng những thông số của hàm sản xuất.

Theo tác giả, các lập luận nhằm bác bỏ hàm Cobb-Douglas (và cả hàm Leontieff) cụ thể như sau:

Tính bất biến của tỷ lệ thu nhập lao động trong sản lượng danh nghĩa đối với hàm Cobb-Douglas được biểu diễn bằng:

$$\frac{p_2 L}{y} = a_2 \quad (17)$$

Biểu thức (17) được viết lại dưới dạng logarit:

$$\ln \frac{y}{L} = a + \ln(p_2) \quad (18)$$

Trong đó: $\ln \frac{1}{a_2} = a$

Đối với hàm Leontieff, tỷ lệ giữa các đầu vào được cho bởi quá trình sản xuất và không chịu ảnh hưởng của giá, tức là:

$$\frac{L}{y} = \gamma \quad (19)$$

Chúng ta lại lấy logarit:

$$\ln \left(\frac{y}{L} \right) = a \quad (20)$$

Với $\ln \left(\frac{1}{\gamma} \right) = a$

Như vậy, cần phân tích hàm số:

$$\ln \left(\frac{y}{L} \right) = c + b \ln(p_2) + \varepsilon \quad (21)$$

Trong đó: ε - sai số ngẫu nhiên.

Như vậy, cần kiểm định giả thuyết $b=0$ và $b=1$. Chọn mẫu nghiên cứu bao gồm 24 ngành của 19 quốc gia, ACMS đi đến kết luận, trong phần lớn các trường hợp, giả thuyết $b=0$ và $b=1$ bị bác bỏ.

Từ phát hiện trên, một vấn đề nảy sinh là cần xây dựng một hàm sản xuất với tỷ lệ thu nhập lao động linh hoạt hơn. Tính linh hoạt này thể hiện trong biểu thức:

$$\ln\left(\frac{y}{L}\right) = c + b \ln(p_2) \quad (22)$$

Từ biểu thức (22) với điều kiện không tồn tại các giới hạn về b , chúng ta thu được hàm CES. Sau một vài biến đổi, hàm CES có dạng sau:

$$F(K, L) = \gamma(\delta K^{-\theta} + (1 - \delta)L^{-\theta})^{-1/\theta} \quad (23)$$

Trong đó: $\theta=(1-b)/b$ là tham số thay thế, $\delta = a_1 \gamma^\theta$ là tham số phân phối, γ là tham số hiệu quả, $a_1 + a_2 = \gamma^\theta$, hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào $\sigma=1/(1+\theta)$.

Đề (23) thuộc dạng hàm tân cổ điển, cần tuân thủ các giả định $0 < \delta < 1$; $\gamma > 0$; $\theta > -1$. Tiền đề tiến bộ kỹ thuật trung lập theo Hicks (1932) hàm ý rằng sản lượng đạt được từ việc kết hợp vốn và lao động được giả định tăng trưởng theo hàm mũ trong một cách không làm thay đổi tỷ suất biên thay thế kỹ thuật giữa các đầu vào. Do vậy, các tham số của hàm ổn định theo thời gian.

Trong trường hợp $\sigma > 1$, tức là $-1 < \theta < 0$, lao động và vốn thay thế nhau nên K/L tăng dẫn đến tỷ trọng vốn (capital share) trong sản lượng tăng lên.

Nếu $\sigma < 1$, tức là $0 < \theta < \infty$, lao động và vốn bổ sung nhau, nên khi K/L tăng thì tỷ trọng thu nhập lao động cũng tăng.

Trong trường hợp $\sigma = 1$ ($\theta = 0$), chúng ta có hàm Cobb-Douglas.

Tương tự hàm Cobb-Douglas, hàm CES tuyến tính thuần nhất và do vậy, hiệu suất theo quy mô cố định và bằng một. Tuy nhiên, khác với hàm Cobb-Douglas, hàm CES có hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào bằng $1/(\theta+1) > 0$.

3. Các nghiên cứu thực nghiệm về hệ số co giãn thay thế giữa vốn, lao động và mối quan hệ với tăng trưởng sản lượng

3.1 Ước lượng hệ số co giãn thay thế

Solow (1957) là người tiên phong sử dụng hàm Cobb-Douglas với hệ số co giãn thay thế luôn bằng một. Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu thực nghiệm phát hiện, hệ số co giãn thay thế có thể thay đổi. Nerlove (1967) đã khám phá rằng sự thay đổi thời kỳ mẫu và phương pháp ước lượng có thể tạo ra các giá trị hệ số co giãn thay thế khác nhau. Sử dụng các dạng hàm sản xuất, đơn vị đo lường giá cho thuê vốn và kỹ thuật ước lượng khác nhau, Berndt (1976) cho kết quả tương tự. Kiểm định hệ số co giãn thay thế cho ngành sản xuất điện, McFadden (1978) tìm thấy rằng hệ số co giãn thay thế thu được có giá trị xấp xỉ 0,75. Hamermesh (1993) đã chỉ ra rằng hệ số co giãn thay thế thay đổi từ 0,32 đến 1,16 đối với Mỹ và từ 0,49 đến 6,86 đối với Anh.

Các nghiên cứu đối với ngành công nghiệp chế biến Mỹ trong thời kỳ hơn 200 năm (các thế kỷ XIX-XX) chỉ ra giá trị hệ số co giãn thay thế có xu hướng thay đổi: hệ số co giãn thay thế gần bằng không trong thế kỷ XIX (Asher, 1972; Uselding, 1972; Schmitz, 1981), bằng một vào giữa thế kỷ XX (Zarembka, 1970) và lớn hơn một vào cuối thế kỷ XX (Blair & Kraft, 1974; Hsing, 1996). Duffy & Parageorgiou (2000) đã ước tính hệ số co giãn thay thế dựa trên hàm CES theo dữ liệu chéo của 82 quốc gia và tìm thấy hệ số co giãn thay thế lớn

hơn một đối với các nền kinh tế phát triển và thấp hơn một đối với các nền kinh tế đang phát triển. Các tác giả này cho rằng giá trị hệ số co giãn thay thế có liên quan đến một giai đoạn phát triển của mỗi quốc gia. Đáng chú ý là sự đa dạng về kết quả ước lượng là do sự khác biệt về tập dữ liệu và kỹ thuật ước tính trong nghiên cứu.

3.2 Tác động của hệ số co giãn thay thế đến tăng trưởng sản lượng

Trong các lý thuyết tăng trưởng sớm, một số tác giả đã chứng minh tầm quan trọng của hệ số co giãn thay thế. Solow (1957), Pitchford (1960) và Sato (1963) thay đổi giá trị của hệ số co giãn thay thế, từ đó tạo ra nhiều đường tăng trưởng. Gần đây, Azariadis (1993) sử dụng mô hình tăng trưởng các thế hệ chồng lấn để chứng minh các khả năng xảy ra bẫy nghèo đói tùy thuộc vào giá trị của hệ số co giãn thay thế.

Theo Ferguson (1965), trong trường hợp hệ số co giãn thay thế khác một, tốc độ tăng trưởng kinh tế phụ thuộc vào hệ số co giãn thay thế cũng như tốc độ tăng trưởng tỷ lệ tiết kiệm. La Grandville (1989) sử dụng phương trình Slutsky để cung cấp một bằng chứng khác về mối quan hệ tích cực giữa hệ số co giãn thay thế và đầu ra. Hệ số co giãn thay thế càng lớn thì mức sản lượng càng cao mà một nền kinh tế có thể đạt được. Barro & Sala-i-Martin (1995) khám phá rằng trong một số điều kiện nhất định, một hệ số co giãn thay thế lớn có thể tạo nên tăng trưởng nội sinh. Pitchford (1960), Azariadis (1993), Galor (1995) cho rằng nếu hệ số co giãn thay thế nhỏ hơn một trong hàm CES, nền kinh tế đối diện với đa trạng thái dừng và bẫy nghèo đói. Hai nghiên cứu dựa trên phân tích của La Grandville được Yuhn (1991) và Cronin & cộng sự (1997) thực hiện đã kiểm định mối quan hệ giữa hệ số co giãn thay thế và tăng trưởng kinh tế. So sánh Mỹ với Hàn Quốc, Yuhn (1991) phát hiện ra rằng hệ số co giãn thay thế cao hơn đối với Hàn Quốc, qua đó giúp giải thích tốc độ tăng trưởng cao hơn của nước này từ sau thập niên 1960. Sử dụng dữ liệu cho giai đoạn 1961 - 1991, Cronin & cộng sự (1997) ước lượng hệ số co giãn thay thế bằng 13,01 giữa công nghệ viễn thông và vốn. Những thay đổi của hệ số co giãn thay thế ảnh hưởng đến tốc độ tăng trưởng sản lượng do sản xuất là một hàm số tăng của hệ số co giãn thay thế. Trong trường hợp CES, hệ số co giãn thay thế ảnh hưởng đến tăng trưởng trong hầu hết mọi trường hợp, ngoại trừ khi cả hai đầu vào đều tăng với tốc độ như nhau (Kamien & Shwartz, 1968).

Kết quả lược khảo các nghiên cứu về hàm sản xuất tại Việt Nam cho thấy hầu hết các nghiên cứu này sử dụng phương pháp thống kê tần suất hoặc phương pháp hạch toán để ước lượng các dạng hàm Cobb-Douglas cho nền kinh tế Việt Nam hoặc các địa phương hoặc các ngành kinh tế hoặc khu vực doanh nghiệp của nước này. Thông thường, dạng hàm này có hệ số co giãn thay thế luôn bằng một.

Đối với hàm sản xuất cổ điển Cobb-Douglas, Nguyễn (2013) đã tiếp cận phương pháp hạch toán để xây dựng hàm Cobb-Douglas cho tỉnh Hưng Yên nhằm xác định các nguồn lực của tăng trưởng kinh tế tỉnh này. Khúc & Trần (2016) xây dựng mô hình hàm sản xuất Cobb-Douglas mở rộng để nhận diện các yếu tố đóng góp vào sự tăng trưởng của các ngành. Lê (2005) sử dụng phương pháp hạch toán để ước lượng hàm Cobb-Douglas của Việt Nam trên cơ sở dữ liệu doanh nghiệp các ngành khai thác mỏ, công nghiệp chế biến và sản xuất

phân phối điện, nước. Kết quả cho thấy tỷ trọng của lao động và tài sản cố định trong tổng sản lượng các ngành nghiên cứu dao động trong khoảng 0,11 - 0,39 và 0,89 - 0,61 tương ứng.

Đối với các dạng hàm Cobb-Douglas khác, Lê (2005) sử dụng dữ liệu mảng của doanh nghiệp thuộc 82 ngành kinh tế cấp hai ở các khu vực kinh tế (nông lâm nghiệp, thủy sản, công nghiệp, xây dựng và dịch vụ) giai đoạn 2010 - 2014 để xây dựng hàm loga siêu việt. Theo kết quả ước lượng, tiến bộ công nghệ tăng bình quân 0,758%/năm, đóng góp 50,7% vào sự thay đổi năng suất yếu tố tổng hợp. Phạm & Mạc (2017) ước lượng mô hình hàm sản xuất biên ngẫu nhiên với đầu vào là vốn, lao động và các khoản chi phí sản xuất, kinh doanh và đầu ra là doanh thu thuần của các công ty phi tài chính niêm yết tại Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh để đánh giá mức hiệu quả kỹ thuật.

Có thể thấy rằng, có nhiều nghiên cứu trên thế giới trong lĩnh vực hàm sản xuất xem xét việc «mềm hoá» những tiền đề của hàm Cobb-Douglas và hàm CES. Nhưng cho đến nay chưa có hàm sản xuất nào nhận được sự công nhận nhất quán từ giới nghiên cứu và có thể vượt qua các hàm đơn giản nhất là Cobb-Douglas và CES về mức độ phổ biến. Hơn nữa, do hàm Cobb-Douglas có các tiền đề quá cứng nhắc nên ngày nay, hàm CES được sử dụng ngày càng phổ biến. Vì vậy, tác giả chọn hàm CES để ước lượng hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động dựa trên dữ liệu của các doanh nghiệp phi tài chính Việt Nam.

4. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

4.1 Phương pháp và mô hình

Trong đa phần các nghiên cứu trước, hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào được ước lượng theo cách tiếp cận tần suất (frequentist). Tuy nhiên, từ thập niên 1990, các phương pháp Bayes được sử dụng ngày càng phổ biến trong các nghiên cứu kinh tế - xã hội nhờ một số ưu điểm vượt trội so với cách tiếp cận tần suất (Hung & cộng sự, 2019b; Nguyễn, 2019). Ưu thế lớn phải kể đến của cách tiếp cận Bayes là kết quả ước lượng vững (robust) và đáng tin cậy (reliable) nhờ việc kết hợp thông tin tiên nghiệm về các tham số mô hình với dữ liệu được quan sát để tạo thành một mô hình hậu nghiệm quan tâm, trong khi phân tích tần suất dựa hoàn toàn vào dữ liệu. Hai là, khoảng tin cậy (confidence interval) trong cách tiếp cận tần suất không có cách giải thích xác suất rõ ràng so với khoảng tin cậy hậu nghiệm (credible interval) trong phân tích Bayes. Ví dụ, giải thích khoảng tin cậy 95% là nếu lặp lại nhiều lần cùng một thử nghiệm và tính khoảng tin cậy cho mỗi thử nghiệm, thì 95% các khoảng đó sẽ chứa giá trị đích thực của tham số. Tuy nhiên, đối với bất kỳ khoảng tin cậy cho trước, xác suất mà giá trị thực nằm trong khoảng đó là không hoặc một nhưng chúng ta không biết giá trị nào. Trong khi đó, trong phân tích Bayes, khoảng tin cậy 95% cung cấp một phạm vi cho một tham số quan tâm sao cho xác suất tham số nằm trong phạm vi đó là 95%.

Trong nghiên cứu này, tác giả ước lượng hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động thông qua ước lượng trực tiếp hàm CES. Để ước lượng hàm CES, bài viết sử dụng mô hình hồi quy phi tuyến tính Bayes và số liệu tương tự Thạch (2020). Dựa trên hàm sản xuất (23), mô hình phi tuyến tính có dạng:

$$\ln y_i = \beta_0 - \frac{1}{\theta} \ln(\delta K_i^{-\theta} + (1 - \delta)L_i^{-\theta}) + \varepsilon_i \quad (24)$$

Trong đó: $\ln y_i$ là logarit tự nhiên của sản lượng, K_i là logarit tự nhiên của lượng vốn sử dụng, L_i là logarit tự nhiên của số lượng lao động sử dụng, β_0 là hệ số chặn, θ trong công thức tính hệ số co giãn $\sigma=1/(1+\theta)$, ε_i là sai số. Để đảm bảo hàm sản xuất có các thuộc tính của hàm tân cổ điển thì $0 < \delta < 1$, $\theta > -1$.

Trong phân tích Bayes, tác giả sử dụng quy tắc phân phối xác suất điều kiện

$$p(A|B) = \frac{p(A,B)}{p(B)} \quad (25)$$

để thiết lập định lý Bayes:

$$p(B|A) = \frac{p(A|B)p(B)}{p(A)} \quad (26)$$

Với A và B là hai vector ngẫu nhiên (random vector)

Giả định có vector dữ liệu y là một mẫu từ một mô hình với vector tham số chưa biết θ , mô hình này có thể được viết bằng cách sử dụng hàm hợp lí:

$$L(\theta; y) = f(y; \theta) = \prod_{i=1}^n f(y_i | \theta) \quad (27)$$

Trong đó: $f(y_i | \theta)$ là hàm mật độ xác suất của y nếu cho trước θ .

Dựa trên dữ liệu có sẵn, nghiên cứu muốn suy diễn một số đặc tính của θ . Trong phân tích Bayes, các tham số mô hình θ là ngẫu nhiên.

Tác giả bắt đầu phân tích Bayes bằng việc xác định một mô hình hậu nghiệm. Mô hình này kết hợp dữ liệu cho trước và thông tin tiên nghiệm để mô tả phân phối xác suất của tất cả các tham số. Do đó, phân phối hậu nghiệm có hai thành phần: một hàm hợp lý bao gồm thông tin về các tham số mô hình dựa trên dữ liệu được quan sát và phân phối tiên nghiệm hàm chứa các thông tin trước đó về các tham số. Bằng quy luật Bayes, hàm hợp lý và phân phối tiên nghiệm được kết hợp để tạo nên một mô hình hậu nghiệm:

$$\text{Hậu nghiệm} \propto \text{hàm hợp lý} \times \text{tiên nghiệm} \quad (28)$$

Bởi vì cả y lẫn θ đều là các biến ngẫu nhiên, cho nên tác giả sử dụng định lý Bayes để đạt được phân phối hậu nghiệm của θ với y cho trước:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} = \frac{f(y;\theta)\pi(\theta)}{m(y)} \quad (29)$$

Trong đó: $m(y) \equiv p(y)$ là phân phối biên (marginal distribution) của y và được định nghĩa như sau:

$$m(y) = \int f(y; \theta)\pi(\theta)d(\theta) \quad (30)$$

Trong đó: $f(y;\theta)$ là hàm hợp lý của y nếu cho trước θ , $\pi(\theta)$ là phân phối tiên nghiệm đối với θ , $m(y)$ còn được gọi là phân phối dự báo tiên nghiệm.

Trong trường hợp phân phối hậu nghiệm có thể được dẫn xuất ở dạng khép kín, chúng ta có thể tiến hành ngay giai đoạn suy diễn. Tuy nhiên, ngoại trừ một số mô hình đặc biệt, phân phối hậu nghiệm hiếm khi có sẵn và cần phải được ước lượng thông qua mô phỏng. Các phương pháp lấy mẫu Markov chain Monte Carlo (MCMC) có thể được sử dụng để mô phỏng nhiều mô hình, gồm cả những hàm rất phức tạp với mức độ chính xác tùy ý. Các phương pháp MCMC thường đòi hỏi thuật toán lấy mẫu (sampling algorithm) phải hiệu quả (efficient) và các chuỗi MCMC phải hội tụ đến phân phối hậu nghiệm mong muốn.

Kinh nghiệm sử dụng các mô hình Bayes chỉ ra, nếu không có các nghiên cứu tương tự trước đó thì nên chọn các tham số mô hình có phân phối tiên nghiệm phi thông tin hoặc thông tin yếu. Nhưng trong nghiên cứu này, các tiên đề của hàm CES tân cổ điển gợi ý về các phân phối tiên nghiệm cần thiết. Do vậy, tác giả chọn phân phối chuẩn $N(0,100)$ cho tham số β_0 , uniform $(0,1)$ cho tham số δ , gamma $(1,1)$ cho tham số θ và $Igamma(0.001, 0.001)$ cho tham số phương sai ($\text{sig}2$). Ngoài ra, theo định lý Bernstein & von Mises, khi các mẫu dữ liệu lớn, phân phối hậu nghiệm độc lập với phân phối tiên nghiệm và do đó, các suy luận dựa trên Bayes và hàm hợp lý phải cho các kết quả tương đồng.

Như vậy, mô hình phi tuyến tính Bayes của chúng ta có dạng:

$$\ln y_{ij} = b_0 - \frac{1}{\theta} \ln(\delta \ln k_{2010_{ij}}^{-\theta} + (1 - \delta) \ln l_{ij}^{-\theta}) + \varepsilon_{ij}$$

$$b_0 \sim N(0, 100)$$

$$\delta \sim \text{uniform}(0, 1)$$

$$\theta \sim \text{gamma}(1, 1)$$

$$\text{sig}2 \sim Igamma(0.001, 0.001)$$

Trong đó: $\ln y_{ij}$ là logarit tự nhiên của sản lượng theo giá năm 2010, $\ln k_{2010_{ij}}$ là logarit tự nhiên của vốn theo giá năm 2010, $\ln l_{ij}$ là logarit tự nhiên của lao động làm việc, b_0 là tham số hiệu quả, θ là tham số thay thế, δ là tham số phân phối, ε_{ij} là sai số ngẫu nhiên, năm $i = 2008, \dots, 2018$ và doanh nghiệp $j = 1, 2, 3, \dots, 227$.

4.2 Dữ liệu nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, tương tự Thạch (2020), tác giả đã sử dụng dữ liệu bảng không cân bằng từ các báo cáo tài chính và báo cáo thường niên của 227 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh và Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội giai đoạn 2008 - 2018, tần suất thời gian theo năm. Bộ dữ liệu có 1.974 quan sát, trong đó doanh thu thuần và tài sản cố định đại diện cho biến sản lượng và biến vốn của doanh nghiệp. Số liệu của doanh thu thuần và tài sản cố định được tính theo giá năm gốc 2010 dựa trên chỉ số giá sản xuất năm 2010 của Tổng cục thống kê. Đơn vị tính của doanh thu thuần, tài sản cố định và lao động lần lượt là triệu đồng, triệu đồng và số lượng nhân viên. Kết quả đo lường các biến được trình bày trong Bảng 1.

Bảng 1. Đo lường các biến

Tên biến		Ký hiệu	Cách đo lường	Nguồn dữ liệu
Đầu vào	Lao động	LnL	Logarit tự nhiên (Số lượng nhân viên)	Báo cáo thường niên của các doanh nghiệp
	Vốn	LnK	Logarit tự nhiên (Tài sản cố định ròng/Chỉ số giá sản xuất)	Báo cáo tài chính của các doanh nghiệp
Đầu ra	Sản lượng	LnY	Logarit tự nhiên (Doanh thu thuần/Chỉ số giá sản xuất)	Báo cáo tài chính của các doanh nghiệp
PPI	Chỉ số giá sản xuất	PPI	Năm gốc là 2010	Tổng cục thống kê

Nguồn: Tác giả tính toán

5. Kết quả thực nghiệm

5.1 Thống kê mô tả

Bảng 2. Kết quả thống kê mô tả các biến

Các biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Min	Max
y2010	1,974	1,519,804	3,516,699	5,320,232	4,00e+07
L	1,974	1,185,77	1,793,31	17	19,828
k2010	1,974	497,569,7	1,614,555	270,336	2,27e+07

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả bằng phần mềm Stata 16.0

5.2 Kết quả ước lượng bằng hồi quy Bayes

Hai tiêu chí quan trọng để đánh giá hiệu quả của thuật toán chọn mẫu MCMC trong các mô hình Bayes là tỷ lệ chấp nhận (acceptance rate) và mức hiệu quả lấy mẫu (MCMC sampling efficiency). Tỷ lệ chấp nhận là số lượng đề xuất được chấp nhận trong tổng số đề xuất, trong khi hiệu quả có nghĩa là các thuộc tính pha trộn của mẫu MCMC. Cả hai tỷ lệ này đều ảnh hưởng đến sự hội tụ của các chuỗi MCMC. Kết quả mô phỏng cho thấy, mô hình của chúng ta có tỷ lệ chấp nhận cao là 0,44. Trong khi đó, theo Roberts & Rosenthal (2001), tỷ lệ chấp nhận đạt trong khoảng 0,15 - 0,5 là tối ưu. Do vậy, mẫu MCMC của mô hình hồi quy đã đạt tỷ lệ chấp nhận cho phép. Hiệu quả nhỏ nhất, bình quân và lớn nhất của mô hình lần lượt là 0,012; 0,071 và 0,23 và lớn hơn mức báo động 0,01 (Bảng 3). Kết quả mô phỏng cũng cho thấy các sai số MC (MCSE) của các giá trị trung bình hậu nghiệm là các số thập phân nhỏ hơn 0,01. Các giá trị này càng nhỏ thì các ước lượng càng chính xác.

Bảng 3. Kết quả mô phỏng của mô hình

	Mean	Std. Dev.	MCSE	Median	Equal-tailed [95% Cred.Interval]	
b0	11,30663	0,0697655	0,002534	11,31907	11,41028	11,137
delta	0,1851083	0,1633875	0,00666	0,1392405	0,609143	0,0051542
rho	1,585056	1,409658	0,037345	1,207188	5,194202	0,0445996
Sig2	1,549342	0,0494946	0,000462	1,548446	1,649321	1,45589

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả bằng phần mềm Stata 16.0

5.3 Kiểm định hội tụ đối với các chuỗi MCMC



Hình 1. Kiểm định hội tụ bằng biểu đồ đối với các chuỗi MCMC

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả bằng phần mềm Stata 16.0

Nghiên cứu cần kiểm định sự hội tụ của mẫu MCMC trước khi thực hiện suy diễn Bayes. Bởi vì suy diễn Bayes vững chỉ khi các chuỗi MCMC hội tụ về trạng thái dừng. Theo kết quả được ghi nhận trong Hình 1, liên quan đến các tham số mô hình trong nghiên cứu này, nhìn chung, các biểu đồ kiểm định hội tụ là hợp lý. Kết quả kiểm định hội tụ bằng biểu đồ (trực quan) cho thấy, các biểu đồ vết (trace plot) chạy tương đối nhanh qua miền hậu nghiệm, không thể hiện các xu hướng, dừng với mức trung bình và giá trị phương sai bằng một hằng số nào đó; các biểu đồ tự tương quan (autocorrelation plot) cho thấy các chuỗi MCMC pha trộn tốt, tức là các mẫu được rút ra từ phân phối hậu nghiệm biên tương quan thấp; các biểu đồ histogram mô phỏng hình dạng của các phân phối xác suất (Hình 1).

Tiếp cận các biểu đồ cusum là một phương pháp trực quan bổ sung để phân tích sự hội tụ của các chuỗi MCMC. Trong trường hợp nghiên cứu của tác giả, các biểu đồ cusum không nhẵn mà có hình nhiều răng cưa thì đó cũng là một dấu hiệu cho thấy các chuỗi MCMC hội tụ (Hình 1).

Từ các kết quả phân tích trên, có thể kết luận rằng các chuỗi MCMC hội tụ về phân phối dừng nên suy diễn Bayes sẽ vững. Hơn nữa, cần lưu ý rằng trong phân tích Bayes, các tham số mô hình là ngẫu nhiên nên hàm sản xuất và hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động ước lượng được trong nghiên cứu này chỉ là một trong những ước lượng điểm của mô hình. Nhưng do kết quả suy diễn thống kê trong phân tích Bayes của nghiên cứu này là vững, cho nên nếu chúng ta sử dụng cùng một bộ dữ liệu để ước lượng nhiều lần bằng thuật toán MH thì các giá trị tham số của mô hình thay đổi không đáng kể.

5.4 Kết quả ước lượng hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động

Từ Bảng 3, hàm CES cần ước lượng có giá trị của tham số hiệu quả $b_0 = 11,3$; tham số phân phối $\delta = 0,2$ và tham số thay thế $\rho = 1,6$. Những giá trị này thỏa mãn một số điều kiện đặc trưng cho dạng hàm sản xuất tân cổ điển. Vì ρ có giá trị lớn hơn không ($\rho > 0$) nên hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động nhỏ hơn một ($0 < \sigma < 1$). Kết quả thực nghiệm này phù hợp với đa phần các nghiên cứu trước đây (chẳng hạn, Berndt, 1976; Hamermesh, 1993; Pereira, 2003; Chirinko, 2008; Young, 2013). Trong trường hợp $\sigma < 1$, có thể rút ra các hàm ý sau đây đối với xu hướng tăng trưởng sản lượng của doanh nghiệp phi tài chính:

Thứ nhất, lao động và vốn bổ sung nhau nên trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, tỷ lệ vốn trên lao động (K/L) tăng dẫn đến tỷ trọng vốn trong sản lượng của doanh nghiệp giảm, hay ngược lại, tỷ trọng của lao động tăng lên vì giá tương đối của lao động tăng, phản ứng với sự gia tăng lượng vốn trên một lao động.

Thứ hai, việc phân tích dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu này cho thấy có sự khác biệt rõ rệt giữa tốc độ tăng trưởng của vốn và lao động tại các doanh nghiệp (vốn tăng trưởng nhanh hơn lao động). Do đó, phương trình (12) mang dấu âm. Dựa vào phát hiện này, có thể kết luận rằng tốc độ tăng trưởng sản lượng của các doanh nghiệp phi tài chính Việt Nam có xu hướng giảm dần trong dài hạn.

Thứ ba, vì $g_j < g_k$ và $K/L > 1$, tốc độ tăng trưởng sản lượng cao hơn tương quan với hệ số co giãn thay thế lớn hơn, tức là $\delta g_y / \delta \sigma > 0$. Theo kết quả nghiên cứu của tác giả, hệ số co giãn thay thế nhỏ hơn một, do đó, yếu tố khan hiếm tương đối có ảnh hưởng mạnh đến sản lượng vì độ co giãn theo sản lượng của nó rất lớn. Khi hệ số co giãn thay thế tăng, độ co giãn theo sản lượng sẽ giảm dần đối với yếu tố này, nhưng sẽ tăng đối với yếu tố kia.

Thứ tư, theo Pitchford (1960), Azariadis (1993) và Galor (1995), hệ số co giãn thay thế giữa các yếu tố đầu vào nhỏ hơn một có thể dẫn đến đa trạng thái dừng và các bẫy nghèo đói. Trong khi đó, khi hệ số co giãn thay thế lớn hơn một, nền kinh tế có thể đạt được một trạng thái dừng duy nhất (unique steady-state) và khả năng tăng trưởng nội sinh (Barro & Sala-i-Martin, 1995). Hay nói cách khác, các doanh nghiệp Việt Nam hiện chưa đạt được khả năng tăng trưởng nội sinh.

Từ các kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất một số hàm ý chính sách sau đây:

Một là, các doanh nghiệp không chỉ tăng lượng đầu tư mà còn cần chú trọng nâng cao chất lượng đầu tư. Nhà nước nên có chính sách khuyến khích chọn lọc trong thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài theo hướng tăng chất lượng các dự án đầu tư, ưu tiên các dự án công nghệ cao và không có tác động xấu đến môi trường;

Hai là, cần khuyến khích các doanh nghiệp chuyển giao công nghệ, phát triển hệ thống nghiên cứu và triển khai, kết hợp với các trường đại học, viện nghiên cứu để đưa các kết quả nghiên cứu cơ bản vào ứng dụng sản xuất;

Ba là, cần đẩy mạnh tích lũy vốn nhân lực thông qua các kênh giáo dục và đào tạo, đồng thời phải nâng cao chất lượng đào tạo, đặc biệt ở các trình độ đại học và sau đại học.

6. Kết luận

Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy phi tuyến tính Bayes bằng thuật toán lấy mẫu Random-walk MH để ước lượng hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động thông qua, ước lượng hàm sản xuất CES cho các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội và Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Hàm CES được lựa chọn thay thế, bởi vì hàm Cobb-Douglas có các tiền đề linh hoạt hơn, giúp phân tích và dự báo tốt hơn tác động của các chính sách kinh tế nhà nước đến các yếu tố đầu vào, đặc biệt chính sách tăng trưởng kinh tế. Kết quả của các kiểm định hội tụ cho thấy các chuỗi MCMC hội tụ về phân phối dừng, cho nên, có thể kết luận suy diễn Bayes là vững. Bên cạnh đó, kết quả các kiểm định thống kê chỉ ra mô hình được ước lượng của tác giả phù hợp với dữ liệu quan sát và đó là hàm sản xuất tân cổ điển với hệ số co giãn thay thế giữa các đầu vào vốn và lao động không đổi và nhỏ hơn một. Có nghĩa là, vốn và lao động bổ sung nhau và với giá trị hệ số co giãn thay thế nhỏ, các doanh nghiệp phi tài chính Việt Nam chưa đạt được khả năng tăng trưởng nội sinh và đối diện với xu hướng suy giảm tốc độ tăng trưởng sản lượng trong dài hạn.

Hạn chế của nghiên cứu này là tác giả sử dụng số liệu 227 doanh nghiệp phi tài chính thuộc nhiều ngành sản xuất khác nhau, cho nên chúng có những đặc điểm khác nhau. Tuy

nhiên, trong bài viết này, tác giả chưa đưa các hiệu ứng ngẫu nhiên (random effects) vào mô hình để phân tích hiệu ứng của những đặc điểm riêng của từng doanh nghiệp. Trong trường hợp các hiệu ứng ngẫu nhiên được đưa vào mô hình, các hệ số mô hình có thể thay đổi. Ngoài ra, trong các nghiên cứu tiếp theo, tác giả nên bổ sung ước lượng hàm VES. Bởi vì, trong bối cảnh nền kinh tế Việt Nam tăng trưởng khá cao, cho nên, tỷ lệ vốn trên lao động của doanh nghiệp có thể thay đổi nhanh và từ đó ảnh hưởng đến hệ số co giãn thay thế giữa vốn và lao động. Với cách tiếp cận này trong nghiên cứu, hàm VES có thể phù hợp hơn hàm CES.

Tài liệu tham khảo

- Allen, R.G.D. (1938), *Mathematical analysis for economists*, Macmillan, London.
- Anh, L.H., Kreinovich, V. & Thach, N.N. (2018), *Econometrics for financial applications*, Cham: Springer.
- Antràs, P. (2004), “Is the US aggregate production function Cobb-Douglas? New estimates of the elasticity of substitution”, *Contributions to Macroeconomics*, Vol. 4 No. 1, pp. 1 - 34.
- Arrow, K.J., Chenery, H.B., Minhas, B.S. & Solow, R.M. (1961), “Capital labour substitution and economic efficiency”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 43 No. 3, pp. 225 - 250.
- Asher, E. (1972), “Industrial efficiency and biased technological change in american and british manufacturing: the case of textiles in the nineteenth century”, *Journal of Economic History*, Vol. 32 No. 2, pp. 431 - 442.
- Azariadis, C. (1993), *Intertemporal macroeconomics*, Blackwell Publishers.
- Barkai, H. (1959), “Ricardo on factor prices and income distribution in a growing economy”, *Economica*, Vol. 26 No. 103, pp. 240 - 250.
- Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic growth*, McGraw-Hill.
- Berndt, E. (1976), “Reconciling alternative estimates of the elasticity of substitution”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58 No. 1, pp. 59 - 68.
- Blackorby, C. & Russell, R.R. (1981), “The morishima elasticity of substitution; symmetry, constancy, separability, and its relationship to the hicks and Allen elasticities”, *Review of Economic Studies*, Vol. 48 No. 1, pp. 147 - 158.
- Blair, R. & Kraft, J. (1974), “Estimation of elasticity of substitution in American manufacturing industry from pooled cross-section and time series observations”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 56 No. 3, pp. 343 - 347.
- Briggs, W.M. & Nguyen, H.T. (2019), “Clarifying ASA's view on P-Values in hypothesis testing”, *Asian Journal of Economics and Banking*, Vol. 3 No. 2, pp. 1 - 16.
- Chirinko, R. (2008), “The long and short of it”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 30, pp. 671 - 686.
- Cobb, C.W. & Douglas, P.H. (1928), “A theory of production”, *American Economic Review*, Vol. 18 No. 1, pp. 139 - 65.
- Cronin, F.J., Colleran, E. & Gold, M. (1997), “Telecommunications, factor substitution and economic growth”, *Contemporary Economic Policy*, Vol. 15 No. 3, pp. 21 - 31.
- Duffy, J. & Papageorgiou, C. (2000), “A cross-country empirical investigation of the aggregate production function specification”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 5 No. 1, pp. 87 - 120.

- Ferguson, C. (1965), "The elasticity of substitution and the savings ratio in the neoclassical theory of growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 79 No. 3, pp. 465 - 471.
- Galor, O. (1995), "Convergence? Inference from theoretical models", *Economic Journal*, Vol. 106 No. 437, pp. 1056 - 1069.
- Hamermesh, D. (1993), *Labor demand*, Princeton: Princeton University Press.
- Hicks, J. (1932), *The theory of wages*, London: Macmillan (First Edition).
- Hicks, J.R. & Allen, R.G.D. (1934), "A reconsideration of the theory of value. Parts 1-2", *Economica*, New Series, Vol. 1 No. 1 & 2, pp. 52 - 76 & 196 - 219.
- Hsing, Y. (1996), "An empirical estimation of regional production function for the U.S. manufacturing", *Annals of Regional Science*, Vol. 30 No. 4, pp. 351 - 358.
- Humphrey, T.M. (1997), "Algebraic production functions and their uses before Cobb- Douglas", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 83 No. 1, pp. 51 - 83.
- Hung, T.N. & Thach, N.N. (2018), "A panorama of applied mathematical problems in economics", *Thai Journal of Mathematics*, Special Issue: Annual Meeting in Mathematics, Vol. 17 No. 1, pp. 1 - 20.
- Hung, T.N. & Thach, N.N. (2019), "A closer look at the modeling of economics data", In: Kreinovich, V., Thach, N., Trung, N., Van, T.D. (eds) *Beyond Traditional Probabilistic Methods in Economics*, ECONVN 2019, Studies in Computational Intelligence, Vol. 809, pp. 100 - 112, Springer, Cham.
- Hung, T.N., Trung, N.D. & Thach, N.N. (2019a), "Beyond traditional probabilistic methods in econometrics", In: Kreinovich, V., Thach, N., Trung, N., Van, T.D. (eds) *Beyond Traditional Probabilistic Methods in Economics*, ECONVN 2019, Studies in Computational Intelligence, Vol.809, pp. 3 - 21, Springer, Cham.
- Hung, T.N., Sriboonchitta, S. & Thach, N.N. (2019b), "On quantum probability calculus for modeling economic decisions", In: Kreinovich, V., Sriboonchitta, S. (eds) *Structural Changes and their Econometric Modeling*, TES 2019, Studies in Computational Intelligence, Vol. 808, pp. 18 - 34, Springer, Cham.
- Kamien, M. & Schwartz, N. (1968), "Optimal 'induced' technical change", *Econometrica*, Vol. 36 No. 1, pp. 1 - 17.
- Khúc, V.Q. & Trần, Q.B. (2016), "Xác định các yếu tố ảnh hưởng tới tăng trưởng ngành lâm nghiệp giai đoạn 2001-2014", *Tạp chí Nông nghiệp và Phát triển nông thôn*, Số 12, tr. 2 - 9.
- Kreinovich, V., Thach, N.N., Trung, N.D. & Thanh, D.V. (2019), *Beyond Traditional Probabilistic Methods in Economics*, Cham: Springer.
- La Grandville, O. (1989), "In quest of the slusky diamond", *American Economic Review*, Vol. 79 No. 3, pp. 468 - 81.
- Lê, V.D. (2005), "Áp dụng hàm sản xuất cobb-douglas để đo hiệu quả sản xuất", https://www.gso.gov.vn/Modules/Doc_Download.aspx?DocID=4295, truy cập ngày 10/11/2019.
- Lloyd, P.J. (1969), "Elementary geometric/arithmetic series and early production theory", *Journal of Political Economy*, Vol. 77 No. 1, pp. 21 - 34.

- McFadden, D. (1963), “Constant elasticity of substitution production functions”, *Review of Economic Studies*, Vol. 30 No. 2, pp. 73 - 83.
- McFadden, D. (1978), “Estimation techniques for the elasticity of substitution and other production parameters”, *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, M. Fuss and D. McFadden (eds), North Holland, *contributions to economic analysis*, Vol. 4 No. 1, pp. 73 - 123.
- Miller, E. (2008), “An assessment of CES and Cobb-Douglas production functions. Congressional budget office”, Working Paper, <https://www.cbo.gov/sites/default/files/cbofiles/ftpdocs/94xx/doc9497/2008-05.pdf>, truy cập ngày 23/11/2019.
- Nelson, R. (1965), “The ces production function and economic growth projections”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 47 No. 3, pp. 326 - 328.
- Nerlove, M. (1967), “Recent empirical studies of the CES and related production functions”, *Studies in Income and Wealth*. NBER, Vol. 31, pp. 55 - 136.
- Nguyễn, N.T. (2019), “Một cách tiếp cận Bayes trong dự báo tổng sản phẩm quốc nội của Mỹ”, *Tạp chí Kinh tế và Ngân hàng Châu Á*, Số 163, tr. 5 - 19.
- Nguyễn, Q.H. (2013), ‘Các nguồn tăng trưởng kinh tế của tỉnh Hưng Yên’, *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, Số 275, tr. 28 39.
- Pereira, C. (2003), *Empirical essays on the elasticity of substitution, technical change, and economic growth*, Dissertation, North Carolina State University.
- Pitchford, J. (1960), “Growth and the elasticity of substitution”, *Economic Record*, Vol. 36 No. 76, pp. 491 - 503.
- Phạm, L.T. & Mạc, H.B.T. (2017), “Hiệu quả kỹ thuật của các công ty niêm yết tại Sở Giao dịch Chứng khoán TP. Hồ Chí Minh - tiếp cận theo hàm sản xuất biên ngẫu nhiên”, *Tạp chí Công nghệ ngân hàng*, Số 145, tr. 58 - 68.
- Roberts, G.O. & Rosenthal, J.S. (2001), ”Optimal scaling for various Metropolis-Hastings algorithms”, *Statistical Science*, Vol. 16 No. 4, pp. 351 - 367.
- Samuelson, P.A. (1979), “Paul Douglas’s measurement of production functions and marginal productivities”, *Journal of Political Economy*, Vol. 87 No. 5, pp. 923 - 939.
- Sato, K. (1963), ‘Growth and the elasticity of factor substitution: A comment - how plausible is imbalanced growth’, *Economic Record*, Vol. 39 No. 87, pp. 355 - 361.
- Schumpeter, J.A. (1954), *History of economic analysis*, Allen & Unwin, London.
- Schmitz, M. (1981), “The elasticity of substitution in 19th-century manufacturing”, *Explorations in Economic History*, Vol. 18 No. 3, pp. 290 - 303.
- Solow, R.M. (1957), “Technical change and the aggregate production function”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 39 No. 3, pp. 312 - 320.
- Sriboonchitta, S., Nguyen, H.T., Kosheleva, O., Kreinovich V. & Nguyen, T.N. (2019), “Quantum approach explains the need for expert knowledge: on the example of econometrics”, In: Kreinovich, V., Sriboonchitta, S. (eds) *Structural Changes and their Econometric Modeling*, TES 2019, *Studies in Computational Intelligence*, Vol. 808, Springer, Cham.

- Stigler, G.J. (1952), “The ricardian theory of value and distribution”, *Journal of Political Economy*, Vol. 60, pp. 187.
- Svítek, M., Kosheleva, O., Kreinovich, V. & Nguyen, T.N. (2019), “Why quantum (wave probability) models are a good description of many non-quantum complex systems, and how to go beyond quantum models”, In: Kreinovich, V., Thach, N., Trung, N., Van, T.D. (eds) *Beyond Traditional Probabilistic Methods in Economics*, ECONVN 2019, Studies in Computational Intelligence, Vol 809, pp. 168 - 175, Springer, Cham.
- Thach, N.N. (2020), “How to explain when the es is lower than one? A bayesian nonlinear mixed-effects approach”, *Journal of Risk and Financial Management*, Vol. 13 No. 2, pp. 1 - 17.
- Tuan, T.A., Kreinovich V. & Nguyen T.N. (2019), “Decision making under interval uncertainty: beyond hurwicz pessimism-optimism criterion”, In: Kreinovich, V., Thach, N., Trung N., Van, T.D. (eds) *Beyond Traditional Probabilistic Methods in Economics*, ECONVN 2019, Studies in Computational Intelligence, Vol. 809, Springer, Cham.
- Uselding, P. (1972), “Factor substitution and labor productivity growth in American manufacturing, 1839-1899”, *Journal of Economic History*, Vol. 33 No. 3, pp. 670 - 681.
- Uzawa, H. (1962), “Production functions with constant elasticities of substitution”, *Review of Economic Studies*, Vol. 30 No. 4, pp. 291 - 299.
- Velupillai, K. (1973), “The Cobb-Douglas or the wicksell function? A comment”, *Economy and History*, Vol. 16 No. 1, pp. 111 - 113.
- Werf, E. (2007), “Production functions for climate policy modeling: an empirical analysis”, *Energy Economics*, Vol. 30 No. 6, pp. 2964 - 2979.
- Young, A.T. (2013), “US elasticities of substitution and factor augmentation at the industry level”, *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 17 No. 4, pp. 861 - 897.
- Yuhn, K. (1991), “Economic growth, technical change biases, and the elasticity of substitution: a test of the la grandville hypothesis”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 73 No. 2, pp. 340 - 346.
- Zarembka, P. (1970), “On the empirical relevance of the ces production function”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 52 No. 1, pp. 47 - 53.