

HÀM TIÊU DỪNG: MỘT GÓC NHÌN MỚI

TS. Phạm Đăng Quyết*

Tóm tắt

John Maynard Keynes, thường được coi là cha đẻ của kinh tế vĩ mô hiện đại, nhấn mạnh vai trò của nhu cầu trong việc thúc đẩy các nền kinh tế. Ông đã giới thiệu hàm tiêu dùng như một công cụ để làm sáng tỏ mối quan hệ giữa thu nhập và chi tiêu của một quốc gia.

Hành vi của tổng tiêu dùng thường được hiểu theo quan điểm của các giả thuyết về thu nhập thường xuyên và vòng đời. Cả hai giả thuyết này đều được suy ra từ lý thuyết tối ưu hóa bị ràng buộc khi áp dụng cho một "tác nhân đại diện" tiêu dùng và tiết kiệm. Một cách hiểu khác về chi tiêu tiêu dùng tổng hợp là xem nó chủ yếu là kết quả có hệ thống của việc áp dụng các quy tắc được duy trì rộng rãi (các quy tắc meso) cho phép giao dịch và ký kết trong một hệ thống kinh tế phức tạp. Các hệ thống như vậy đòi hỏi phải có trật tự để hoạt động, nhưng chúng cũng phải thích ứng và phát triển. Mặc dù quan điểm hệ thống phức tạp hiện đại bắt nguồn từ khoa học tự nhiên được áp dụng, nhưng nó được nhúng vào tư duy kinh tế.

John Foster (2018) đã sử dụng dữ liệu trong nửa thế kỷ từ năm 1964 đến năm 2016, mô hình hóa hàm tiêu dùng của Hoa Kỳ dựa trên giả định rằng nền kinh tế là một hệ thống phức tạp trong đó có sự lan truyền của "văn hóa tiêu dùng" trong thời kỳ hậu chiến. Điều này liên quan đến việc áp dụng ngày càng nhiều một nhóm các quy tắc meso cụ thể và dẫn đến tỷ lệ tiêu dùng trên GDP tăng đều đặn và có xu hướng hướng tới giới hạn. Tuy nhiên, các biến số và quan điểm rút ra từ lý thuyết kinh tế tân cổ điển vẫn đóng vai trò quan trọng trong việc giải thích những biến đổi trong tốc độ tăng trưởng tổng tiêu dùng.

Bài viết này trình bày về một mô hình tiêu dùng trong hệ thống kinh tế phức tạp và đưa ra đặc tả có thể kiểm chứng, bao gồm các biến được đề xuất bởi lý thuyết tân cổ điển đối với trường hợp của Việt Nam trong vòng 20 năm qua.

1. Đặt vấn đề

Vào những năm 1950, cuộc tranh luận liên quan đến các yếu tố quyết định tổng tiêu dùng đóng vai trò then chốt đối với sự phát triển của kinh tế vĩ mô trong những thập kỷ tiếp sau. Keynes (1936) đã đưa vấn đề này trở thành chủ đề quan trọng trong cuộc thảo

luận của ông về hoạt động của số nhân trong việc áp dụng chính sách ổn định. Dữ liệu kinh tế vĩ mô cho ông thấy rằng, trong thời gian ngắn, có một mối quan hệ không tỷ lệ thuận giữa tiêu dùng và thu nhập.

Keynes lập luận rằng hàm tiêu dùng có thể theo dõi và dự đoán tổng chi tiêu tiêu dùng một cách hiệu quả. Nó hoạt động bằng cách xác định tỷ lệ thu nhập mà các cá nhân

* Trường Đại học PHENIKAA; Hội Thống kê Việt Nam.

và hộ gia đình phân bổ cho việc mua hàng hóa và dịch vụ. Về cơ bản, nó hỗ trợ ước tính và dự báo xu hướng chi tiêu trong tương lai dựa trên mức thu nhập.

Theo thời gian, các nhà kinh tế đã phát triển các biến thể của hàm tiêu dùng Keynes để tính đến các yếu tố khác nhau. Những biến thể này bao gồm các điều chỉnh dựa trên sự không chắc chắn về việc làm, giới hạn vay và kỳ hạn. Ví dụ, lý thuyết vòng đời của Franco Modigliani về hành vi người tiêu dùng đã đưa ra điều chỉnh những thay đổi dựa trên thu nhập và số dư tiền mặt thanh khoản, cho thấy những người nghèo hơn có xu hướng chi tiêu thu nhập mới với tỷ lệ ở mức cao hơn những người giàu có hơn. Milton Friedman đã đề xuất "giả thuyết thu nhập thường xuyên", phân biệt giữa thu nhập thường xuyên và thu nhập tạm thời, mở rộng ý tưởng về kỳ hạn đến vô hạn. Các mô hình tiên tiến đôi khi thay thế thu nhập khả dụng, kết hợp thuế, chuyển nhượng và các nguồn thu nhập khác. Tuy nhiên, các thử nghiệm thực nghiệm thường không phù hợp với dự đoán của hàm tiêu dùng do điều chỉnh thường xuyên (Silas Bamigbola, 2024).

Phân tích kinh tế vĩ mô hiện đại được xây dựng dựa trên nền tảng lý thuyết liên quan đến một tác nhân đại diện tham gia vào quá trình tối ưu hóa bị ràng buộc. Nếu đưa ra các giả định phù hợp, có thể tồn tại trạng thái cân bằng chung và có thể tiến hành suy luận. Các biến thể trong các giả định này tạo ra các đặc điểm kinh tế vĩ mô khác nhau, phổ biến nhất trong những năm gần đây là mô hình cân bằng chung ngẫu nhiên động (DSGE). Tuy nhiên, có một cách hoàn toàn khác để xem xét cấu trúc và hành vi của một nền kinh tế - như một hệ thống phức tạp được điều chỉnh bởi các quy tắc. Theo quan điểm này, nền kinh tế là một hệ thống bao gồm các yếu tố - những người ra quyết định kinh tế - được kết nối bởi các quy tắc được chấp nhận rộng rãi

(quy tắc meso)¹ liên quan đến, ví dụ, các thỏa thuận giao dịch và hợp đồng. Nếu mạng lưới phức tạp nhưng không đầy đủ kết quả là ổn định và có thể dự đoán được, tức là nó tạo ra rủi ro thấp, thì nó mang lại giá trị cho những người tuân thủ các quy tắc này. Nhưng các hệ thống như vậy, mặc dù cần phải có thứ tự, nhưng không hề tĩnh. Vì mạng lưới quy tắc không được kết nối hoàn chỉnh, nên luôn có phạm vi cho các kết nối mới hình thành giữa các yếu tố hiện có và cũng có phạm vi cho các yếu tố mới kết nối thông qua việc áp dụng các quy tắc hiện có hoặc mới. Theo cách này, một hệ thống kinh tế phức tạp có thể phát triển (Foster, 2018).

Vậy thì điều gì sẽ xảy ra với hàm tiêu dùng? Trong kinh tế vĩ mô hiện đại, cách biểu diễn tân cổ điển về hành vi tiêu dùng phần lớn không bị phản đối. Những cuộc tranh luận sôi nổi trong quá khứ liên quan đến các yếu tố quyết định tổng tiêu dùng, phần lớn đã bị lãng quên; những phát hiện thực nghiệm mới trong lĩnh vực kinh tế vĩ mô hành vi mới nổi, thách thức tính hợp lệ của các nền tảng vĩ mô tân cổ điển đã bị bỏ qua rộng rãi. Bài viết này trình bày về một mô hình tiêu dùng trong một hệ thống kinh tế phức tạp, đồng thời, đưa ra một đặc tả có thể kiểm chứng bao gồm các biến được đề xuất bởi lý thuyết tân cổ điển đối với trường hợp của Việt Nam.

2. Phương pháp nghiên cứu

Hàm tiêu dùng là một khái niệm kinh tế cơ bản được giới thiệu bởi nhà kinh tế học nổi tiếng người Anh John Maynard Keynes, giúp khám phá mối quan hệ giữa thu nhập và chi tiêu. Nó phục vụ như một công cụ quan trọng để phân tích mối liên hệ giữa tổng tiêu dùng

¹ Quy tắc meso là một khái niệm trong phân tích môi trường và chiến lược quản lý, đặc biệt trong lĩnh vực kinh tế và quản lý tổ chức. "Meso" trong tiếng Hy Lạp có nghĩa là "giữa", và quy tắc meso tập trung vào cấp độ trung gian, tức là giữa cấp độ vĩ mô (cá nhân, nhóm nhỏ) và vĩ mô (toàn bộ hệ thống hay xã hội).

và tổng thu nhập quốc dân (GNI). Công thức này giúp các nhà kinh tế và hoạch định chính sách dự đoán tổng chi tiêu dùng và đưa ra quyết định sáng suốt liên quan đến chính sách tài khóa và tiền tệ, cũng như đầu tư.

Hàm tiêu dùng có thể được biểu diễn bằng toán học như sau:

$$C = A + MD \quad (1)$$

Ở đây C là chi tiêu của người tiêu dùng, A là tiêu dùng tự chủ (chi tiêu bất kể mức thu nhập), M là xu hướng tiêu dùng cận biên (thu nhập bổ sung được phân bổ cho chi tiêu thay vì tiết kiệm), D là thu nhập khả dụng thực tế.

Chính thức hơn, chúng ta viết hàm tiêu dùng như một mối quan hệ giữa tiêu dùng (C) và thu nhập khả dụng (Y^d) như sau:

$$C = a + bY^d \quad (2)$$

Trong đó a và b là hằng số. Ở đây a đại diện cho tiêu dùng tự chủ và b là xu hướng tiêu dùng cận biên. Chúng ta giả định ba điều về a và b:

1. $a > 0$
2. $b > 0$
3. $b < 1$

Giả định đầu tiên có nghĩa là ngay cả khi thu nhập khả dụng bằng không ($Y^d = 0$), tiêu dùng vẫn sẽ dương. Giả định thứ hai có nghĩa là xu hướng tiêu dùng cận biên là tích cực. Theo giả định thứ ba, xu hướng tiêu dùng cận biên ít hơn giả định đó. Với $0 < b < 1$, một phần của một đồng thu nhập khả dụng bổ sung được chi tiêu.

Tính ổn định và bản chất tĩnh của hàm tiêu dùng là trung tâm của lý thuyết kinh tế Keynes. Nó giả định rằng tất cả các chi tiêu được xác định thụ động bởi mức thu nhập quốc dân, trái ngược với sự biến động được thấy trong đầu tư và tiết kiệm.

Để hữu hiệu, hàm tiêu dùng và đầu tư độc lập phải không đổi đủ lâu để đạt được trạng

thái cân bằng trong tổng thu nhập quốc dân. Ở trạng thái cân bằng này, kỳ vọng của doanh nghiệp và người tiêu dùng bằng nhau. Tuy nhiên, những thay đổi trong phân phối thu nhập và của cải có thể phá vỡ trạng thái cân bằng này bằng cách ảnh hưởng đến tiêu dùng tự chủ và xu hướng tiêu dùng cận biên.

Keynes ủng hộ chi tiêu của chính phủ như một phương tiện để chống lại suy thoái kinh tế. Quan điểm này đã bị thách thức bởi các nhà kinh tế như Milton Friedman, người đã nêu lên lo ngại về chi tiêu của chính phủ và nợ liên bang có khả năng dẫn đến lạm phát (Silas Bamigbola, 2024).

Một phê bình về hàm tiêu dùng là nó dựa trên các giả định quá đơn giản. Nó giả định rằng các cá nhân đưa ra quyết định chi tiêu chỉ dựa trên mức thu nhập của họ, bỏ qua các yếu tố khác như kỳ vọng của người tiêu dùng, khả năng tiếp cận tín dụng và sự thay đổi về tài sản, những yếu tố có thể ảnh hưởng đáng kể đến mô hình chi tiêu.

Tóm lại, hàm tiêu dùng, được John Maynard Keynes giới thiệu, là một khái niệm kinh tế có giá trị giúp làm sáng tỏ mối quan hệ giữa thu nhập và chi tiêu. Ứng dụng của nó mở rộng sang dự báo kinh tế, xây dựng chính sách và các kịch bản thực tế. Tuy nhiên, điều cần thiết là phải nhận ra những hạn chế của nó và xem xét các yếu tố bổ sung khi phân tích hành vi của người tiêu dùng. Bằng cách hiểu được động lực của hàm tiêu dùng, các nhà kinh tế và nhà hoạch định chính sách có thể đưa ra quyết định sáng suốt hơn để định hình bối cảnh kinh tế.

John Foster (2018) đã sử dụng dữ liệu trong nửa thế kỷ từ năm 1964 đến 2016, mô hình hóa thành công hàm tiêu dùng của Hoa Kỳ dựa trên giả định rằng nền kinh tế là một hệ thống phức tạp trong đó có sự lan truyền của "văn hóa tiêu dùng" trong thời kỳ hậu chiến. Điều này liên quan đến việc áp dụng

ngày càng nhiều một nhóm các quy tắc meso cụ thể và điều này đã dẫn đến tỷ lệ tiêu dùng trên GDP tăng đều đặn và có xu hướng hướng tới giới hạn. Tuy nhiên, các biến số và quan điểm rút ra từ lý thuyết kinh tế tân cổ điển vẫn quan trọng trong việc giải thích các biến thể trong tăng trưởng tiêu dùng tổng hợp.

Theo Foster, chúng ta có thể biểu diễn tổng chi tiêu tiêu dùng theo cách sau:

$$\ln C_t = \ln C_{t-1} + (1 - \beta)f(\Delta_t \dots) + u_t \quad (3)$$

Trong đó: C là tổng chi tiêu tiêu dùng (bao gồm cả hàng hóa lâu bền), $f(\Delta_t \dots)$ là một hàm bao gồm những thay đổi trong các biến giả định được chọn bằng lý thuyết kinh tế với độ trễ tác động được phát hiện theo kinh nghiệm, β là mức độ cam kết trước đó đối với chi tiêu tiêu dùng, u_t bao gồm các cú sốc đối với chi tiêu tiêu dùng không mang tính hệ thống.

Cam kết trước (β) càng cao thì phạm vi cho các yếu tố $f(\Delta_t \dots)$ tác động đến những thay đổi trong C càng thấp. Nếu β là phần tử đơn vị thì có sự "khóa chặt" hoàn toàn vào quá khứ và nếu u_t là ngẫu nhiên, chúng ta sẽ có một bước đi ngẫu nhiên trong logarit tự nhiên. Nếu $\beta = 0$, điều này không bao giờ có thể xảy ra trong một hệ thống kinh tế phức tạp trong thế giới thực do Định luật nhiệt động lực học thứ hai², chúng ta sẽ có:

$$\Delta \ln C_t = f(\Delta_t \dots) \quad (4)$$

Đây là trường hợp "cân bằng chung" hoàn toàn có thể đảo ngược nhưng không tồn tại, được xác lập trong sai phân đầu tiên. Hàm đặc biệt này $f(\Delta_t \dots)$ chỉ bao gồm một tập hợp

² Định luật nhiệt động lực học thứ hai phát biểu rằng trong một hệ kín, quá trình tự phát luôn diễn ra theo chiều hướng tăng sự hỗn loạn hoặc entropy của hệ. Nói cách khác, năng lượng tự do có xu hướng giảm dần theo thời gian, và không thể chuyển toàn bộ nhiệt năng thành công mà không có sự thất thoát. Điều này cho thấy mọi hệ tự nhiên đều có xu hướng tiến về trạng thái cân bằng, nơi mà không có năng lượng khả dụng để thực hiện công việc.

các động cơ kinh tế tân cổ điển và u_t giảm xuống bằng không, vì không có sự không chắc chắn trong một hệ thống hoàn toàn có thể đảo ngược, trong đó mọi sai số đều có thể được sửa chữa ngay lập tức. Trong thế giới thực, $0 < \beta < 1$, do đó, có một vai trò cho cả cam kết trước đó và các động cơ kinh tế tân cổ điển có thể điều chỉnh chi tiêu tiêu dùng, nếu không, sẽ giống như trong quá khứ. Vì vậy, mặc dù chúng ta đang giải quyết một quá trình lịch sử diễn ra trong quá khứ và tương lai, các đại diện chuẩn mức, ví dụ như cầu và cung vẫn có thể hoạt động, nhưng bị hạn chế bởi các cam kết trước đó. Như đã lưu ý, chỉ những động cơ có phạm vi toàn hệ thống mới có thể hoạt động và có thể nhìn thấy ở cấp độ nghiên cứu kinh tế vĩ mô. Thành phần thường tích cực của $(\Delta_t \dots)$ là tăng trưởng thu nhập, nhưng nếu $0 < \beta < 1$, tác động của nó bị điều chỉnh bởi các cam kết trước đó tạo ra mối quan hệ không tương xứng.

Tuy nhiên, như đã được lập luận, phương trình (3) chỉ là một phần của câu chuyện. Để thuận tiện và đơn giản, đường cong khuếch tán logistic Mansfield (1961) đơn giản được chọn để nắm bắt sự khuếch tán của văn hóa tiêu dùng, trong đó σ là tốc độ khuếch tán và K là giới hạn mà C có thể đạt được:

$$C_t = C_{t-1} + \alpha C_{t-1} \left(1 - \frac{C_{t-1}}{K}\right) \quad (5)$$

Điều này ngụ ý rằng, mặc dù không biết trước, có một số cách hữu hạn mà việc mở rộng các mối quan hệ thương mại và hợp đồng do sự xuất hiện của sự thay đổi văn hóa cốt lõi có thể làm tăng tổng chi tiêu tiêu dùng.

Lấy xấp xỉ $[(C_t - C_{t-1})/C_{t-1}]$ bằng $(\ln C_t - \ln C_{t-1})$ hoặc $\Delta \ln C_t$, chúng ta có:

$$\Delta \ln C_t = \alpha - \alpha \left(\frac{C_{t-1}}{K}\right) \quad (6)$$

K được đưa ra chiều thời gian trong công thức (6) bởi vì, mặc dù nó có thể ổn định trong các khoảng thời gian đáng kể, nhưng

nó có thể thay đổi đột ngột khi đạt đến giới hạn khuếch tán và một bộ quy tắc cũ bị bỏ rơi để chuyển sang một bộ quy tắc mới. Điều này thật đáng kể, ví dụ, trong trường hợp hàng thời trang ở cấp độ vi mô của quá trình khảo sát. Ngoài ra, giới hạn K sẽ thay đổi đáng kể giữa các quốc gia và trong các thời đại lịch sử khác nhau, tùy thuộc vào mô hình cụ thể của các quy tắc meso được áp dụng. Ví dụ, chúng ta biết rằng tỷ lệ tiêu dùng trên thu nhập có xu hướng thấp hơn nhiều ở Nhật Bản so với Hoa Kỳ trong lịch sử do áp dụng một bộ quy tắc meso khác. Tương ứng, chúng ta mong đợi giới hạn khuếch tán sẽ cao hơn ở quốc gia sau.

Vì vậy, trong công thức (3) và (6), chúng ta có các biểu diễn riêng biệt về luồng chi tiêu tiêu dùng, biểu diễn trước liên quan đến số lượng hàng hóa và dịch vụ đã được tiêu dùng và biểu diễn sau liên quan đến tăng trưởng

$$\Delta \ln C_t = (1 - \beta)f(\Delta_{t\dots}) + \beta[\alpha_0 + f(z_{t\dots})] \left[1 - \left(\frac{C_{t-1}}{K_{t-1}}\right)\right] + u_t \quad (8)$$

Có một sự khác biệt cơ bản ở đây với giả thuyết thu nhập thường xuyên. Nếu tính tương xứng được quan sát trong thời gian dài thì không chỉ vì hành vi tối ưu hóa tân cổ điển vào tương lai mà còn vì tác động tích cực của sự khuếch tán văn hóa đối với tiêu dùng bù đắp cho tác động không tương xứng của cam

$$\Delta \ln C_t = (1 - \beta)f(\Delta_{t\dots}) + \beta[\alpha_0 + f(z_{t\dots})] \left[1 - \left(\frac{C_{t-1}}{\pi Y_{t-1}}\right)\right] + u_t \quad (9)$$

Để điền $f(\Delta_{t\dots})$ và $f(z_{t\dots})$, chúng ta có thể áp dụng logic của lý thuyết kinh tế tân cổ điển.

Đầu tiên, có một ràng buộc ngân sách tổng hợp ($\Delta \ln Y_t$). Đo lường thu nhập được chọn ở đây không phải là thu nhập khả dụng, như bình thường trong các nghiên cứu về tiêu dùng. Mặc dù điều này có ý nghĩa khi bắt đầu từ quá trình ra quyết định của cá nhân, nhưng ở tổng hợp thì không như vậy. Theo quan điểm hệ thống, chúng ta quan tâm đến

ràng khi chi tiêu tiêu dùng cho hàng hóa mới vượt quá mức giảm tiêu dùng hàng hóa và dịch vụ cũ do lỗi thời và thất bại. Tổng tăng trưởng trong chi tiêu tiêu dùng hiện có hai thành phần với thành phần công thức (6) nhân với β để đảm bảo rằng có thể suy ra hai trường hợp đặc biệt:

$$\Delta \ln C_t = (1 - \beta)f(\Delta_{t\dots}) + \beta\alpha \left[1 - \left(\frac{C_{t-1}}{K_{t-1}}\right)\right] \quad (7)$$

Trong phương trình (8), người ta cũng thừa nhận rằng tỷ lệ khuếch tán không cố định và có thể thay đổi lên xuống theo các phản ứng với các động cơ, một số phản ứng hữu ích được lý thuyết tân cổ điển gợi ý. Trong trường hợp này, các mức độ, chứ không phải tỷ lệ thay đổi, là những yếu tố có liên quan để đưa vào $f(z_{t\dots})$. Ví dụ, nếu lãi suất thực tế giảm làm tăng tỷ lệ khuếch tán, thì tỷ lệ này sẽ vẫn cao hơn trong các giai đoạn tiếp theo.

kết trước đó. Khi tiêu dùng tăng lên đến giới hạn khuếch tán của nó, tính không tương xứng trở nên phổ biến hơn. Chúng ta có thể chỉ định $K = \pi Y$ trong đó π là phần giới hạn của tổng thu nhập dành cho chi tiêu tiêu dùng. Vì vậy, chúng ta có thể viết lại phương trình (8) như sau:

tỷ trọng tiêu dùng trong tổng thu nhập, tức là trong GDP. Hạch toán thu nhập quốc dân cho chúng ta biết rằng thuế cá nhân được tái chu chuyển ngay lập tức vào thu nhập của những người làm việc cho chính phủ và các tổ chức mà chính phủ mua sản phẩm. Điều tương tự cũng áp dụng đối với thuế thu nhập từ lợi nhuận, lãi suất và tiền thuê nhà. Mặc dù hiệu ứng ròng nhìn chung là tích cực, nhưng GDP sau đó lại chuyển động rất giống với thu nhập khả dụng. Tuy nhiên, nó ít có khả năng mắc sai số đo lường hơn khi ước tính là tổng chi

tiêu. Mô hình được tiến hành trong nghiên cứu ở đây đã xác nhận rằng GDP giải thích được nhiều điều hơn là thu nhập khả dụng.

Thứ hai, lý thuyết tân cổ điển dự đoán rằng lãi suất phải là động cơ có liên quan đến toàn hệ thống, đặc biệt là khi lạm phát cao và biến động, và chúng phải là thực. Tuy nhiên, chúng ta phải phân biệt giữa lãi suất ngắn hạn và dài hạn. Sử dụng lý thuyết kinh tế tân cổ điển, lãi suất thực ngắn hạn được đưa ra giả thuyết là có mối quan hệ tiêu cực với mức tiêu dùng thực tế vì nó tác động đến chi phí vay vốn cho hàng tiêu dùng lâu bền và tỷ lệ lợi nhuận trên các công cụ tiết kiệm ngắn hạn và gần như có tiền. Trong nghiên cứu của Foster, lãi suất trái phiếu thực tế ba tháng được chọn.

Ngược lại, lý thuyết kinh tế tân cổ điển cho chúng ta biết rằng lãi suất thực dài hạn có thể tác động tích cực đến mức tiêu dùng thực tế vì, ví dụ, khi tỷ lệ lợi nhuận trên tài sản tăng, hiệu ứng thu nhập có khả năng chi phối hiệu ứng thay thế liên quan đến tiết kiệm, khiến chi tiêu tiêu dùng tăng, trực tiếp

hoặc vì có thể bảo đảm được nhiều tín dụng hơn. Ở đây, lãi suất trái phiếu kỳ hạn mười năm thực tế được sử dụng trong mô hình hóa. Tất nhiên, đây là một cách rất hạn chế để nắm bắt các tác động của tài sản lên mức tiêu dùng. Một nghiên cứu toàn diện hơn sẽ bao gồm, cụ thể là, tỷ lệ lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu và bất động sản.

Bây giờ chúng ta có thể mở rộng phương trình (9) để tính đến các biến tân cổ điển chính đã được thảo luận. Cần lưu ý rằng điều này không được chỉ định theo cách bình quân đầu người thông thường, vì khi chúng ta ở cấp độ hệ thống, thay vì cá nhân hoặc hộ gia đình, thì sự gia tăng dân số đóng vai trò quan trọng trong việc mở rộng cung cầu của các sản phẩm hiện có và đẩy nhanh việc áp dụng các sản phẩm mới: Tất cả các dấu hiệu được dự đoán bởi lý thuyết tân cổ điển đều được thêm vào các biến đã chọn và ngoại trừ $\frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}}$, độ trễ tác động liên quan đến từng biến được để ngỏ và tùy thuộc vào khám phá thực nghiệm³:

$$\Delta \ln C_t = (1 - \beta)[\lambda_1 \Delta \ln Y_{t...} - \lambda_2 \Delta R_{lt...} + \lambda_3 \Delta R_{st...}] + \beta[\alpha_0 + \lambda_4 R_{lt...} - \lambda_5 R_{st}] - \beta \alpha \left(\frac{C_{t-1}}{\pi Y_{t-1}} \right) + u_t \quad (10)$$

Trong đó: C là chi tiêu tiêu dùng thực tế (bao gồm hàng hóa lâu bền), Y là Tổng sản phẩm trong nước thực tế (GDP). R_s là lãi suất trái phiếu thực tế 3 tháng và R_l là lãi suất trái phiếu thực tế 10 năm.

Ngoài ra, khi chúng ta xử lý tổng tiêu dùng, chúng ta phải luôn ghi nhớ thực tế hệ thống rằng tổng thu nhập phải bằng tổng chi tiêu như một điều kiện cần thiết về mặt hạch toán. Đây là một quy tắc tổng hợp trong hệ thống kinh tế, được áp dụng khi được đo lường. Tiêu dùng là một thành phần của GDP

và do đó, các biến này nhất thiết phải có mối tương quan. Ví dụ, vì $Y = C + I + G + (X-M)$ là một nhận diện của tài khoản thu nhập quốc dân⁴, khi tỷ lệ của mỗi thành phần giữ nguyên khi Y tăng, tức là không có gì xảy ra, thì chúng ta sẽ quan sát thấy $\Delta \ln Y = \Delta \ln C$, tức là nếu chúng ta hồi quy chúng, chúng ta sẽ tìm thấy hệ số ước tính đơn nhất. Theo quan điểm hệ thống, điều chúng ta quan tâm là các lý do về hành vi khiến ước tính này lệch khỏi phần tử đơn vị, chứ không phải bằng

³ $\alpha = [\alpha_0 + \lambda_4 R_{lt...} - \lambda_5 R_{st}]$ do đó, để có được ước tính của π , cần phải điều chỉnh ước tính của α_0 bằng cách thêm hoặc trừ các giá trị trung bình của các biến dùng khác, được cân nhắc bởi các hệ số ước tính của chúng.

⁴ Trong đó Y : GDP (Gross Domestic Product) – tổng sản phẩm quốc nội; C : Consumption – tiêu dùng của hộ gia đình; I : Investment – đầu tư của doanh nghiệp và các hoạt động xây dựng tài sản cố định; G : Government spending – chi tiêu của chính phủ; X : Exports – xuất khẩu hàng hóa và dịch vụ; M : Imports – nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ.

không. Hướng của tính nhân quả không phải là vấn đề vì GDP và tiêu dùng có liên hệ với nhau về mặt hệ thống. Điều chúng ta quan tâm là nguyên nhân khiến tỷ lệ tiêu dùng trên GDP thay đổi. Đây là câu hỏi về hành vi có liên quan.

$$\Delta \ln C_t = (1 - \beta)[\lambda_1 \Delta \ln Y_{t...} - \lambda_2 \Delta R_{t...}] + \beta[\alpha_0 + \lambda_4 R_{t...}] - \beta \alpha \left(\frac{C_{t-1}}{\pi Y_{t-1}} \right) + u_t \quad (11)$$

Trong đó: C là chi tiêu tiêu dùng thực tế (bao gồm hàng hóa lâu bền) hàng năm, Y là tổng sản phẩm trong nước thực tế (GDP) hàng năm. R_t là tổng số trái phiếu LCY hàng năm.

Dữ liệu về chi tiêu tiêu dùng cuối cùng và GDP được trích xuất từ nguồn WDI (WB); dữ liệu về Quy mô và thành phần của trái phiếu LCY được trích xuất từ data-portal của AsianBondsOnline⁵.

3. Kết quả và thảo luận

Trước tiên, sử dụng ước lượng Bình phương tối thiểu phi tuyến tính (NLS) trong gói phần mềm Gretl, chạy phương trình (2), cho kết quả tại Bảng 1.

Mô hình này cho thấy mối quan hệ phi tuyến tính giữa tiêu dùng (Consumption) và thu nhập khả dụng (GNI) với các tham số ước lượng có ý nghĩa thống kê cao. Tuy nhiên,

Do dữ liệu về chi tiêu tiêu dùng cuối cùng của Việt Nam chưa được công bố theo quý, mà chỉ có dữ liệu hàng năm nên công thức (8) hoặc (10) rút gọn thành:

cần xem xét kỹ cảnh báo về sự hội tụ để đảm bảo tính ổn định của mô hình.

Giá trị R-squared bằng 1 cho thấy sự phù hợp hoàn hảo, điều này không thực tế trong hầu hết các ứng dụng thực tế. Mức độ phù hợp này, kết hợp với các sai số chuẩn rất nhỏ, cho thấy khả năng đa cộng tuyến hoặc vấn đề ước tính không được đặt ra. Tổng bình phương các phần dư gần bằng không ($4.27e-16$) càng chứng minh thêm rằng mô hình có thể đang quá khớp với dữ liệu, thu được nhiều thay vì mối quan hệ cơ bản thực tế.

Các vấn đề về hội tụ và sự phù hợp hoàn hảo không thực tế nêu trên cho thấy rằng mô hình hiện tại không nắm bắt đầy đủ mối quan hệ cơ bản. Sự kết hợp giữa việc chỉ định lại, sửa đổi các giá trị ban đầu và điều chỉnh các thiết lập hội tụ sẽ giúp hướng tới sự phù hợp với mô hình ổn định và thực tế hơn.

Bảng 1. Kết quả NLS hồi quy (2)

```
Using analytical derivatives
Tolerance = 1.81899e-012
Convergence achieved after 26 iterations

Model 1: NLS, using observations 1989-2023 (T = 35)
Consumption = a + b*GNI^d
HAC standard errors, bandwidth 2, Bartlett kernel
```

	estimate	std. error	t-ratio	p-value	
a	500.000	9.15002e-011	5.464e+012	0.0000	***
b	0.500000	0.000000	3.007e+015	0.0000	***
d	1.15000	0.000000	5.457e+016	0.0000	***

```
Mean dependent var 13806772 S.D. dependent var 16696744
Sum squared resid 4.27e-16 S.E. of regression 3.65e-09
R-squared 1.000000 Adjusted R-squared 1.000000
Log-likelihood 631.8734 Akaike criterion -1257.747
Schwarz criterion -1253.081 Hannan-Quinn -1256.136

GNR: R-squared = 0.959464, max |t| = 1.00959
Warning: convergence is questionable
```

Nguồn: Tính toán của tác giả

⁵ [AsianBondsOnline - Data Portal \(adb.org\)](https://data.adb.org/).

Tiếp theo, sử dụng ước lượng Bình phương tối thiểu thông thường (OLS) chạy hồi quy (11) trong Gretl, cho kết quả tại Bảng 2.

Bảng 2. Kết quả OLS hồi quy (11) với sai số chuẩn mạnh HAC

Model 2: OLS, using observations 2004–2023 (T = 20)					
Dependent variable: d_l_Consumption					
HAC standard errors, bandwidth 2, Bartlett kernel					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.548024	0.157731	3.474	0.0034	***
C_l_GDP_1	-0.823926	0.230080	-3.581	0.0027	***
d_l_GDP	1.11972	0.161900	6.916	4.93e-06	***
dBond_3	1.45605e-07	3.30764e-08	4.402	0.0005	***
Bond_1	-1.53572e-08	4.91876e-09	-3.122	0.0070	***
Mean dependent var	0.061530	S.D. dependent var	0.022448		
Sum squared resid	0.002308	S.E. of regression	0.012406		
R-squared	0.758896	Adjusted R-squared	0.694602		
F(4, 15)	18.52293	P-value (F)	0.000011		
Log-likelihood	62.29029	Akaike criterion	-114.5806		
Schwarz criterion	-109.6019	Hannan-Quinn	-113.6087		
rho	-0.116947	Durbin-Watson	2.127483		

Nguồn: Tính toán của tác giả

Tất cả các biến đều có ý nghĩa thống kê, với các dấu dự đoán trên các hệ số ước tính của chúng. R-squared = 0,758896 cho biết rằng khoảng 75,89% phương sai trong biến phụ thuộc được giải thích bởi các biến độc lập trong mô hình hồi quy. Điều này cho thấy mô hình có sự phù hợp tương đối tốt, vì tỷ lệ biến động cao được tính đến.

Thống kê F: P-value (F) = 0,000011 cực kỳ nhỏ (nhỏ hơn nhiều so với mức ý nghĩa thông thường, như 0,05 hoặc 0,01). Điều này cho biết có thể bác bỏ giả thuyết không, trong đó nêu rằng tất cả các hệ số hồi quy (trừ hệ số chặn) đều bằng 0. Nói cách khác, các biến độc lập, khi kết hợp với nhau, có thể giải thích đáng kể sự thay đổi trong biến phụ thuộc.

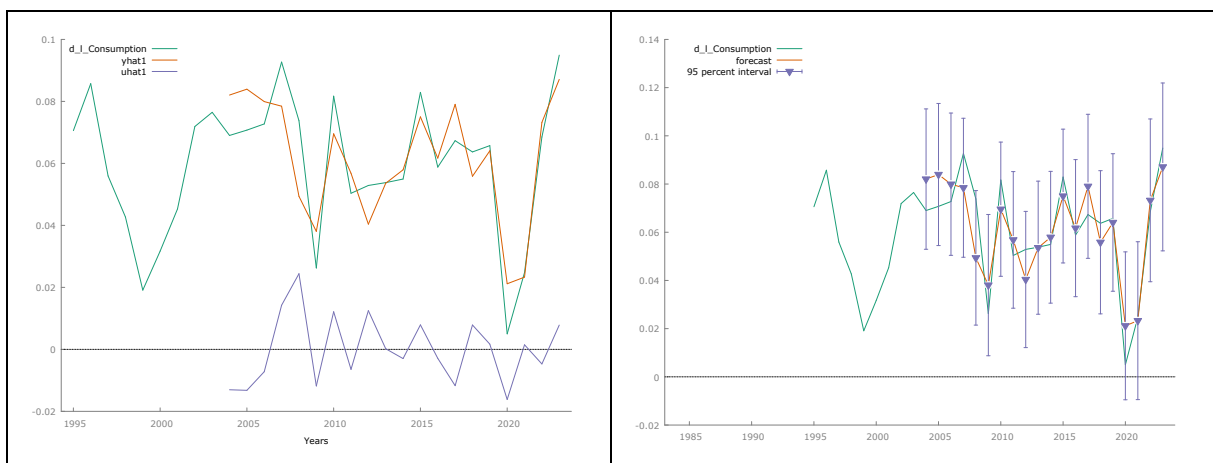
Một số kiểm định chẩn đoán khác:

Kiểm định	Diễn giải
<p>Durbin-Watson statistic = 2.12748</p> <p>H1: positive autocorrelation p-value = 0.396264</p> <p>H1: negative autocorrelation p-value = 0.603736</p>	<p>Thống kê Durbin-Watson là 2,12748, p-value = 0,603736 cho thấy không có sự tương quan đáng kể trong phần dư của mô hình.</p>
<p>Augmented Dickey-Fuller test for d_l_Consumption testing down from 1 lags, criterion AIC sample size 28 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test with constant including 0 lags of (1-L)d_l_Consumption model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e estimated value of (a - 1): -0.679829 test statistic: tau_c(1) = -3.48297 asymptotic p-value 0.008463 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.054</p> <p>with constant and trend including 0 lags of (1-L)d_l_Consumption model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e estimated value of (a - 1): -0.672738 test statistic: tau_ct(1) = -3.36049 asymptotic p-value 0.05681 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.046</p>	<p>Kiểm định Dickey-Fuller tăng cường: Nếu không có xu hướng (chỉ có hằng số), d_l_Consumption có vẻ dừng, vì giả thuyết không của căn bậc hai bị bác bỏ.</p> <p>Với cả hằng số và xu hướng, kết quả mơ hồ hơn vì giá trị p gần bằng 0,05. Điều này có thể chỉ ra rằng thành phần xu hướng không cần thiết, nhưng việc khảo sát thêm hoặc dung sai sai số cao hơn có thể dẫn đến kết luận khác.</p> <p>Tóm lại, có vẻ như d_l_Consumption là dừng, đặc biệt là khi mô hình không bao gồm xu hướng.</p>

Kiểm định	Diễn giải																																								
<p>Breusch-Pagan test for heteroskedasticity OLS, using observations 2004-2023 (T = 20) Dependent variable: scaled uhat^2</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>coefficient</th> <th>std. error</th> <th>t-ratio</th> <th>p-value</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>const</td> <td>9.11959</td> <td>17.7458</td> <td>0.5139</td> <td>0.6148</td> </tr> <tr> <td>C_l_GDP_l</td> <td>-9.09140</td> <td>25.9590</td> <td>-0.3502</td> <td>0.7310</td> </tr> <tr> <td>d_l_GDP</td> <td>-22.9610</td> <td>20.4561</td> <td>-1.122</td> <td>0.2793</td> </tr> <tr> <td>dBond_3</td> <td>1.19203e-07</td> <td>4.21196e-06</td> <td>0.02830</td> <td>0.9778</td> </tr> <tr> <td>Bond_l</td> <td>-8.17864e-07</td> <td>6.01868e-07</td> <td>-1.359</td> <td>0.1943</td> </tr> </tbody> </table> <p>Explained sum of squares = 5.63272</p> <p>Test statistic: LM = 2.816361, with p-value = P(Chi-square(4) > 2.816361) = 0.589012</p>		coefficient	std. error	t-ratio	p-value	const	9.11959	17.7458	0.5139	0.6148	C_l_GDP_l	-9.09140	25.9590	-0.3502	0.7310	d_l_GDP	-22.9610	20.4561	-1.122	0.2793	dBond_3	1.19203e-07	4.21196e-06	0.02830	0.9778	Bond_l	-8.17864e-07	6.01868e-07	-1.359	0.1943	<p>Kiểm định Breusch-Pagan cho tính không đồng nhất: Giá trị p là 0,589 lớn hơn nhiều so với 0,05, do đó chúng ta không bác bỏ được giả thuyết không. Điều này có nghĩa là không có bằng chứng về tính không đồng nhất trong phần dư của mô hình. Giả định về tính đồng nhất (phương sai của phần dư không đổi) được giữ nguyên trong trường hợp này.</p>										
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value																																					
const	9.11959	17.7458	0.5139	0.6148																																					
C_l_GDP_l	-9.09140	25.9590	-0.3502	0.7310																																					
d_l_GDP	-22.9610	20.4561	-1.122	0.2793																																					
dBond_3	1.19203e-07	4.21196e-06	0.02830	0.9778																																					
Bond_l	-8.17864e-07	6.01868e-07	-1.359	0.1943																																					
<p>Frequency distribution for residual, obs 21-40 number of bins = 7, mean = 1.80411e-017, sd = 0.0124055</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>interval</th> <th>midpt</th> <th>frequency</th> <th>rel.</th> <th>cum.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>< -0.012790</td> <td>-0.016171</td> <td>3</td> <td>15.00%</td> <td>15.00% *****</td> </tr> <tr> <td>-0.012790 - -0.0060266</td> <td>-0.0094082</td> <td>4</td> <td>20.00%</td> <td>35.00% *****</td> </tr> <tr> <td>-0.0060266 - 0.00073660</td> <td>-0.0026450</td> <td>4</td> <td>20.00%</td> <td>55.00% *****</td> </tr> <tr> <td>0.00073660 - 0.0074998</td> <td>0.0041182</td> <td>2</td> <td>10.00%</td> <td>65.00% ***</td> </tr> <tr> <td>0.0074998 - 0.014263</td> <td>0.010881</td> <td>6</td> <td>30.00%</td> <td>95.00% *****</td> </tr> <tr> <td>0.014263 - 0.021026</td> <td>0.017645</td> <td>0</td> <td>0.00%</td> <td>95.00%</td> </tr> <tr> <td>>= 0.021026</td> <td>0.024408</td> <td>1</td> <td>5.00%</td> <td>100.00% *</td> </tr> </tbody> </table> <p>Test for null hypothesis of normal distribution: Chi-square(2) = 0.944 with p-value 0.62389</p>	interval	midpt	frequency	rel.	cum.	< -0.012790	-0.016171	3	15.00%	15.00% *****	-0.012790 - -0.0060266	-0.0094082	4	20.00%	35.00% *****	-0.0060266 - 0.00073660	-0.0026450	4	20.00%	55.00% *****	0.00073660 - 0.0074998	0.0041182	2	10.00%	65.00% ***	0.0074998 - 0.014263	0.010881	6	30.00%	95.00% *****	0.014263 - 0.021026	0.017645	0	0.00%	95.00%	>= 0.021026	0.024408	1	5.00%	100.00% *	<p>Kiểm định tính chuẩn hóa: Phần dư có khả năng được phân phối chuẩn, với giá trị p (0,62389 > 0,05) không có ý nghĩa từ kiểm định Chi bình phương. Điều này cho thấy phần dư của mô hình phù hợp với giả định về tính chuẩn.</p>
interval	midpt	frequency	rel.	cum.																																					
< -0.012790	-0.016171	3	15.00%	15.00% *****																																					
-0.012790 - -0.0060266	-0.0094082	4	20.00%	35.00% *****																																					
-0.0060266 - 0.00073660	-0.0026450	4	20.00%	55.00% *****																																					
0.00073660 - 0.0074998	0.0041182	2	10.00%	65.00% ***																																					
0.0074998 - 0.014263	0.010881	6	30.00%	95.00% *****																																					
0.014263 - 0.021026	0.017645	0	0.00%	95.00%																																					
>= 0.021026	0.024408	1	5.00%	100.00% *																																					
<p>RESET test for specification (squares and cubes) Null hypothesis: specification is adequate Test statistic: F = 5.429094, with p-value = P(F(2,13) > 5.42909) = 0.0193</p> <p>RESET test for specification (squares only) Null hypothesis: specification is adequate Test statistic: F = 11.314460, with p-value = P(F(1,14) > 11.3145) = 0.00464</p> <p>RESET test for specification (cubes only) Null hypothesis: specification is adequate Test statistic: F = 9.931219, with p-value = P(F(1,14) > 9.93122) = 0.00707</p>	<p>Kiểm định RESET cho đặc tả đầy đủ: Kết quả từ cả ba kiểm định RESET cho thấy mô hình hiện tại có khả năng không được chỉ định đúng (giá trị p thấp dưới 0,01) cho thấy bác bỏ giả thuyết không về đặc tả đầy đủ. Dựa trên các kết quả này, nên khám phá thêm các số hạng đa thức vào mô hình để cải thiện sự phù hợp của mô hình.</p>																																								

Hình 1 trình bày biểu đồ các giá trị thực tế, giá trị dự đoán, phần dư của biến phụ thuộc và khoảng tin cậy dự đoán của hồi quy (11). Sự phù hợp là tuyệt vời, đặc biệt đối với một mô hình giải thích biến sai phân đầu tiên dừng.

Hình 1. Biểu đồ giá trị thực tế và dự đoán của biến phụ thuộc mô hình (11)



Nguồn: Tính toán của tác giả

Mặc dù R^2 tương đối cao và các biến giải thích tốt kết quả, nhưng kết quả kiểm định RESET cho thấy nên khảo sát khả năng xảy ra phi tuyến tính hoặc các sai số đặc tả khác.

Để xử lý đặc tả không đầy đủ của mô hình trên, chúng ta đưa thêm các biến tỷ lệ lạm phát (*Inflation*) và tỷ lệ thay đổi của nó ($\Delta Inflation_{t-1}$) vào mô hình (11) để xét tác động của lạm phát thông qua các biến động được quy định theo giá trị thực.

Bảng 3. Kiểm định OLS của mô hình (11) với sai số chuẩn mạnh cộng với các hiệu ứng lạm phát

Model 3: OLS, using observations 2004-2023 (T = 20)				
Dependent variable: d_l_Consumption				
HAC standard errors, bandwidth 2, Bartlett kernel				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.519784	0.125321	4.148	0.0011 ***
C_l_GDP_l	-0.798891	0.179163	-4.459	0.0006 ***
d_l_GDP	1.14034	0.157748	7.229	6.66e-06 ***
dBond_3	1.35465e-07	3.49793e-08	3.873	0.0019 ***
Bond_l	-9.88959e-09	5.17539e-09	-1.911	0.0783 *
d_Inflation_l	-0.000501859	0.000262890	-1.909	0.0786 *
Inflation	0.00101407	0.000546555	1.855	0.0864 *
Mean dependent var	0.061530	S.D. dependent var	0.022448	
Sum squared resid	0.001765	S.E. of regression	0.011652	
R-squared	0.815644	Adjusted R-squared	0.730557	
F(6, 13)	25.15555	P-value(F)	1.94e-06	
Log-likelihood	64.97388	Akaike criterion	-115.9478	
Schwarz criterion	-108.9776	Hannan-Quinn	-114.5871	
rho	-0.224727	Durbin-Watson	2.343769	

Nguồn: Tính toán của tác giả

Durbin-Watson statistic = 2.34377, p-value = 0.399782	Breusch-Pagan test for heteroskedasticity LM = 1.897779, p-value = 0.928856
Test for null hypothesis of normal distribution: Chi-square(2) = 0.722, p-value = 0.69698	RESET test for specification (squares and cubes) p-value = 0.128; RESET test for specification (squares only) p-value = 0.118; RESET test for specification (cubes only) p-value = 0.187

Trong Bảng 3, kết quả của việc bao gồm cả tỷ lệ lạm phát (*Inflation*) và tỷ lệ thay đổi của nó ($\Delta Inflation_{t-1}$) được báo cáo. Tỷ lệ trước liên quan đến thành phần khuếch tán của công thức (10) và tỷ lệ sau (*Inflation*) liên quan đến thành phần tiêu dùng hiện có. Cả hai đều có ý nghĩa gần với ngưỡng 10% và làm thay đổi phần nào các ước tính hệ số khác. Đáng chú ý nhất là việc bao gồm các tác động của lạm phát làm tăng các hệ số ước tính trên tăng trưởng GDP và làm giảm các hệ số ước tính trên trái phiếu, đưa chúng tuy khác nhau nhưng không đáng kể với các dấu ngược nhau. Ba kiểm định chẩn đoán

được báo cáo ở trên cho thấy mô hình không có tự tương quan, đồng nhất và phần dư được phân phối chuẩn.

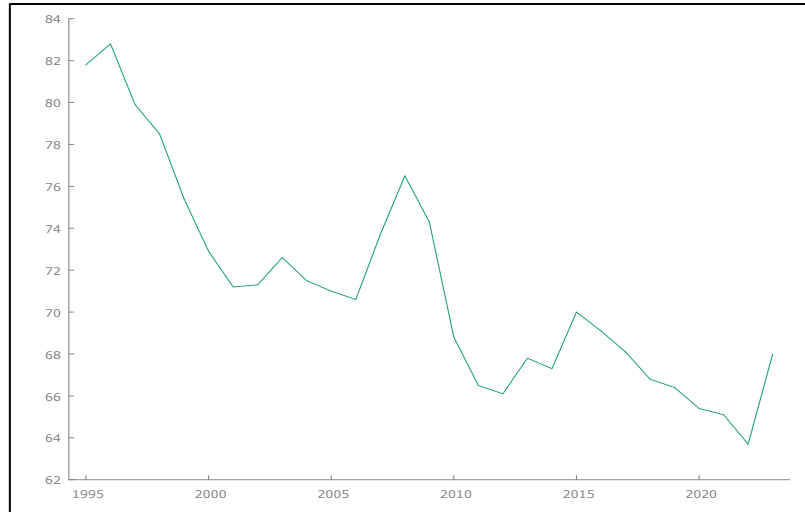
Song các kiểm định RESET đều trả về giá trị p cao hơn ngưỡng ý nghĩa chung (ví dụ: 0,05), điều này có nghĩa là đặc tả mô hình hiện tại có vẻ đầy đủ và không có bằng chứng mạnh mẽ nào cho thấy mô hình cần các điều khoản phi tuyến tính (bình phương hoặc lập phương), dạng hàm của mô hình có thể được chấp nhận.

Mặc dù các biến do lý thuyết kinh tế tân cổ điển gợi ý là quan trọng, nhưng về bản

chất, mô hình này là về các cam kết trước đó đối với các mô hình tiêu dùng hiện có và việc áp dụng mới nổi các khoản chi tiêu trong trạng thái không chắc chắn. Do đó, β và π là mối quan tâm chính. Nếu chúng ta đưa ra giả định tân cổ điển rằng, trong thế giới lý tưởng của khả năng đảo ngược hoàn toàn (phương

trình 4), mức tiêu dùng tỷ lệ thuận với thu nhập ($\lambda_I = 1$), thì chúng ta có thể suy ra ước tính $\beta = -0,14$. Điều này cho phép chúng ta ước tính tốc độ khuếch tán, $\alpha_0 = -3,71$. Giới hạn khuếch tán được tính toán (π) là 65% GDP, áp dụng điều chỉnh nhỏ cho α_0 đã thảo luận ở trên.

Hình 2. Tỷ lệ tiêu dùng trên GDP của Việt Nam 1995-2023



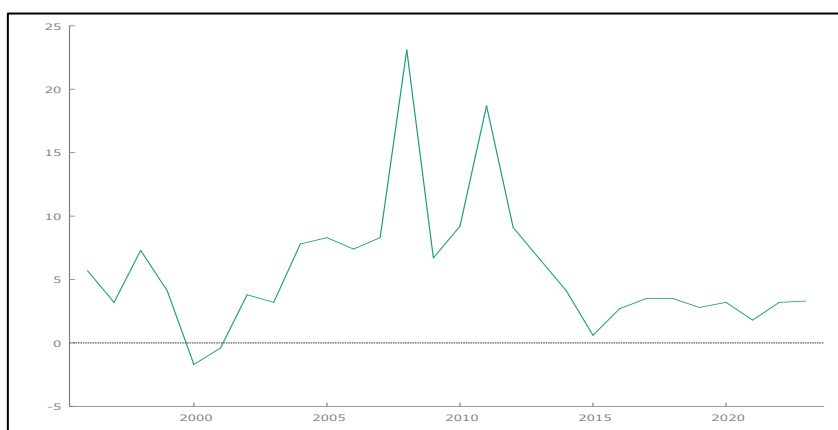
Nguồn: World Development Indicators (WDI)

Trong Hình 2, chúng ta có thể thấy rằng tỷ lệ tiêu dùng trên GDP đã giảm từ mức cao nhất là 82,8% vào năm 1996, xuống 63,7% vào năm 2022. Vì vậy, ước tính π của chúng ta cho thấy rằng tỷ lệ này hiện gần với giới hạn khuếch tán của nó.

Một đặc điểm đáng chú ý của kết quả là ý nghĩa của biến trái phiếu. Các tác động của trái phiếu giả định, bao gồm do sự khuếch tán của chi tiêu tiêu dùng mới, được xác định rõ ràng. Tuy nhiên, như đã lưu ý, chúng có các hệ số ước tính có độ lớn khác nhau với các dấu ngược nhau. Điều này có nghĩa là, nếu chúng di chuyển cùng nhau, thì có tác động tích cực đến chi tiêu tiêu dùng. Đồng thời, cho thấy rằng một chính sách tiền tệ nhằm mục tiêu vào trái phiếu, nhưng không thay đổi cấu trúc kỳ hạn, có khả năng có tác động lớn hơn đến đầu tư kinh doanh mới so với tiêu dùng, về cơ bản phù hợp với suy nghĩ

của Keynes. Tác động của tỷ lệ thay đổi của trái phiếu mạnh hơn nhiều, với trái phiếu không đáng kể. Điều này phù hợp với giả thuyết rằng cam kết trước có ảnh hưởng mạnh mẽ đến sự lựa chọn. Tuy nhiên, ý nghĩa của trái phiếu và tỷ lệ thay đổi của nó gián tiếp ủng hộ quan điểm tân cổ điển rằng sự giàu có và khả năng được sử dụng làm tài sản thế chấp của nó là quan trọng trong các quyết định tiêu dùng, đặc biệt là những quyết định liên quan đến chi tiêu cho các hình thức tiêu dùng mới. Các hệ số ước tính về tốc độ thay đổi của lạm phát là âm và có ý nghĩa, cho thấy các mô hình tiêu dùng hiện có đều bị ảnh hưởng. Vì vậy, khi lạm phát tăng tốc và đạt đỉnh vào những năm 2011, tác động tiêu cực đến mức tiêu dùng là mạnh nhất, phù hợp với sự xuất hiện của các điều kiện "đình lạm", đặc biệt là vì ý định đầu tư của doanh nghiệp bị ảnh hưởng rõ ràng.

Hình 3. Lạm phát của Việt Nam 1995-2023



Nguồn: World Development Indicators (WDI)

Trong các hệ thống phức tạp, việc tiếp cận giới hạn khuếch tán làm tăng khả năng xảy ra thay đổi cơ cấu cơ bản. Cách thức thay đổi cơ cấu sẽ biểu hiện luôn khó dự đoán. Tỷ lệ tiêu dùng cao hơn trong GDP có nghĩa là tỷ lệ thấp hơn trong các bộ phận khác của nền kinh tế vĩ mô. Đặc biệt, tỷ lệ chi tiêu của chính phủ thấp hơn và/hoặc thâm hụt ngân sách tăng để duy trì các dịch vụ có xu hướng khiến chính phủ không được ưa chuộng. Ngoài ra, tỷ lệ tiết kiệm cá nhân giảm trong thu nhập có nghĩa là các doanh nghiệp phụ thuộc nhiều hơn vào lợi nhuận giữ lại để đầu tư vốn. Trong hai thập kỷ qua, điều này đã được giảm nhẹ bằng cách sử dụng “nới lỏng định lượng” để tăng cường dự trữ của hệ thống ngân hàng. Cùng với lãi suất thực thấp, điều này có nghĩa là tín dụng dễ dàng và rẻ đối với các doanh nghiệp có thể đáp ứng các tiêu chí cho vay chặt chẽ hơn có hiệu lực kể từ cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu. Tuy nhiên, vì cả lãi suất ngắn hạn và dài hạn đều rất thấp theo tiêu chuẩn lịch sử, nên kết quả được báo cáo ở đây cho thấy tác động ròn đến tiêu dùng là nhỏ và do đó, nới lỏng định lượng có tác động chậm và yếu đối với nền kinh tế.

Kết luận và gợi ý chính sách

Người ta đã xác định rằng việc xem nền kinh tế như một hệ thống phức tạp sẽ tạo ra

một mô hình tiêu dùng tổng hợp được hỗ trợ mạnh mẽ. Một mô hình như vậy được thúc đẩy bởi cả hành vi tuân thủ các quy tắc kết nối đang thịnh hành và hành vi tương phản tìm kiếm các quy tắc kết nối mới giúp tạo ra các hình thức tiêu dùng mới. Mức độ mà các biến tân cổ điển giải thích mức tiêu dùng tổng hợp trong một mô hình được xây dựng rõ ràng theo lịch sử được khám phá. Các biến như vậy được phát hiện có thể giải thích một lượng đáng ngạc nhiên. Việc đặt chúng vào một mô hình có bản chất lịch sử dường như dẫn đến sự tập trung tốt hơn vào vai trò và tầm quan trọng của chúng, ngay cả khi mô hình được giữ lại rất đơn giản. Bằng chứng này hỗ trợ cho quan điểm rằng, mặc dù hoàn toàn chấp nhận rằng quá trình ra quyết định của cá nhân là nền tảng cơ bản của một nền kinh tế, nhưng những gì chúng ta quan sát được ở cấp độ tổng hợp không thể chỉ là sự phản ánh của logic tối ưu hóa bị hạn chế được áp dụng cho người ra quyết định đại diện. Phân tích hệ thống phức tạp cho chúng ta biết rằng, điều này là không thể.

Bằng chứng cho thấy trái phiếu tác động đến các quyết định tiêu dùng liên quan đến chi tiêu cho loại hàng hóa và dịch vụ mới nhưng tác động của chúng đối với các mô hình tiêu dùng hiện tại là yếu. Người ta thấy rằng độ co giãn thu nhập của mức tiêu dùng

thấp, ngụ ý, theo thuật ngữ Keynes, mức độ tiêu dùng cận biên thấp. Hầu hết "hành động" xuất phát từ sự dịch chuyển tăng lên trong mức tiêu dùng tự chủ do việc tiếp nhận các sản phẩm mới được cung cấp thông qua các quá trình khuếch tán đổi mới ở phía cung. Đây không phải là một dự đoán tân cổ điển mà là dự đoán xuất phát từ tầm nhìn của Schumpeter⁶ về cách tăng trưởng diễn ra trong nền kinh tế tư bản chủ nghĩa.

Người ta cho rằng động lực chính thúc đẩy tiêu dùng và tăng trưởng kinh tế trong giai đoạn vừa qua là việc áp dụng văn hóa tiêu dùng và một loạt các quy tắc trung gian liên quan. Điều này dẫn đến giả thuyết ở đây rằng tỷ lệ tiêu dùng trên GDP sẽ tăng, nhưng không phải là không có giới hạn. Song bằng chứng thực nghiệm không ủng hộ giả thuyết này trong trường hợp của Việt Nam. Vì vậy, cốt lõi của mô hình được chỉ định là một quá trình dài hạn liên quan đến tác động của những thay đổi kinh tế xã hội trên diện rộng. Điều này có nghĩa là tăng trưởng tiêu dùng đang bị chi phối bởi phản ứng tiêu dùng, không có giãn đổi với những thay đổi trong GDP do các cam kết trước đó. Vì vậy, việc tiến gần đến giới hạn khuếch tán có nghĩa là, ví dụ, bất kỳ nỗ lực nào nhằm ổn định nền kinh tế bằng chính sách tài khóa đều đòi hỏi phải chi tiêu hoặc cắt giảm thuế lớn hơn nhiều, cũng như mở rộng tiền tệ để thích ứng.

Keynes hiểu điều này và thúc giục các chính phủ đảm bảo rằng tiêu dùng được kích thích liên tục, về cơ bản là bằng cách để các chính phủ tham gia vào các chính sách tích cực, vừa để ổn định các biến động, vừa tạo điều kiện cho sự phát triển của các hệ thống quy tắc mới, ví dụ như trong việc cung cấp dịch vụ y tế, giáo dục và phúc lợi công cộng,

⁶ Joseph Schumpeter là một nhà kinh tế học người Áo có ảnh hưởng, nổi tiếng với các lý thuyết về phát triển kinh tế và chu kỳ kinh doanh.

nhằm đảm bảo nhu cầu thực tế được mở rộng. Không có nghi ngờ gì rằng chiến lược này đã mang lại hiệu quả, miễn là văn hóa tiêu dùng có thêm những người mới áp dụng. Nhưng sự mở rộng này cũng có cái giá của nó. Ví dụ, các tổ chức xã hội cốt lõi, các thị trường bên ngoài - câu lạc bộ, nhà thờ, v.v... - đã bị suy yếu nghiêm trọng trong khi sự hỗ trợ của chính phủ cho phúc lợi, y tế và giáo dục đã suy giảm tương đối do tỷ lệ tiêu dùng trên GDP tăng. Đạt đến giới hạn khuếch tán, bất kể trong bối cảnh nào, luôn dẫn đến một số loại chuyển đổi cấu trúc có thể diễn ra suôn sẻ hoặc ngược lại là kết quả của khủng hoảng và xung đột. Về vấn đề này, một số sự phân cực chính trị mà chúng ta đã chứng kiến gần đây có thể là triệu chứng của sự phát triển của chủ nghĩa tiêu dùng sắp kết thúc. Tuy nhiên, với tư cách là nhà kinh tế, chúng tôi không thể đưa ra bất kỳ dự đoán đáng tin cậy nào về diễn biến của một quá trình không chắc chắn như vậy nên chúng tôi phải nhờ đến sự hỗ trợ của các nhà sử học và nhà khoa học chính trị.

Tài liệu trích dẫn

1. Keynes, J.M (1936), The General Theory of Employment, Interest and Money. London: Macmillan.
2. Mansfield, E. (1961), "Technical Change And The Rate Of Imitation", *Econometrica*, 29 (4): 741-766.
3. Engle, Robert F. and Granger, C. W. J. (1987), "Co-Integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica*. 55 (2): 251-276.
4. Foster, John (2018), The Consumption Function: A New Perspective, School of Economics, University of Queensland.
5. Silas Bamigbola (2024), Consumption Function: Definition, Calculation, and Real-World Applications, <https://www.supermoney.com/encyclopedia/consumption-function>